**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Transbordamento de risco de preço entre os mercados de milho e soja no
Brasil**

Julyerme Matheus Tonin

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2019**

Julyerme Matheus Tonin
Bacharel em Ciências Econômicas

Transbordamento de risco de preço entre os mercados de milho e soja no Brasil

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **JOÃO GOMES MARTINES FILHO**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Tonin, Julyerme Matheus

Transbordamento de risco de preço entre os mercados de milho e soja no Brasil / Julyerme Matheus Tonin. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. Piracicaba, 2019.

113 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Risco de preço 2. Correlação condicional 3. Preços relativos 4.
Regime de preços I. Título

DEDICATÓRIA

À minha esposa Joyce, pelo apoio incondicional, todo amor e carinho durante essa jornada. Aos meus pais, que plantaram a primeira semente nessa busca pelo conhecimento.

AGRADECIMENTOS

À DEUS, pois “*Nele estão escondidos todos os tesouros da sabedoria e do conhecimento*” (Colossenses, 2:3) e as minhas intercessoras: Nossa Senhora de Fátima e Santa Teresa de Lisieux, nas quais renovo minha fé!

À MINHA FAMÍLIA, aos meus pais, Carmem e Valter, pelo exemplo de integridade e ética, pelo seu apoio com ações, palavras ou orações que iluminaram meu caminho e nortearam minhas ações. Aos meus irmãos, Giovano, João Ricardo e Lucas, pelo apoio, parceria e amizade. Aos familiares que mesmo distante sempre estiveram na torcida.

À MINHA ESPOSA, Joyce, companheira de todas as horas. Um agradecimento especial pelo amor, carinho e compreensão, por dividir comigo todos os anseios, angústias, dúvidas, alegrias e descobertas. A família Fonseca, especialmente a Geni e Valter por todo o apoio e confiança. As minhas afilhadas, Andressa, Isadora e Laura, que como um raio de luz renovaram minha energia e minha esperança.

AO ORIENTADOR, Prof. Dr. João Gomes Martines Filho, agradeço pela valiosa partilha de conhecimento, pelo apoio e confiança, e, principalmente pela amizade. A todos os meus professores da ESALQ, UFV e UEM que efetivamente contribuíram para a minha formação.

AO CO-ORIENTADOR no exterior, prof. Dr. Rui Manuel de Sousa Fragoso que oportunizou o doutorado sanduíche na Universidade de Évora. Meus sinceros agradecimentos pela oportunidade de crescimento pessoal. Estendo os agradecimentos aos professores Carlos Veira, Carlos Marques, Elisabete Félix, Isabel Vieira, aos estudantes Manuel Ramos e José Maria Ramos e a todos os amigos de Portugal que tive o prazer do convívio.

À BANCA, meus respeitosos agradecimentos pela contribuição da banca de exame de qualificação e pela participação dos membros da banca examinadora de defesa.

AOS AMIGOS DA ESALQ. Da turminha de estudos na Biblioteca, Ansu, Carina, Letícia, Talita, Tiago e Vinícius guardo com carinho as lembranças e a amizade. Aos demais amigos do PPGEA, Alice, Ana Maria, Angel, André (Carioca), André Sanches, Augusto Seabra, Carlos, Caliane, Daiana, Daniel, Dienice, Diego, Elis, Fábio, Felipe Tavares, Gustavo (Palmito),

Gustavão, Iara, Jaqueline, Josimar, Júlia Kraemer, Karina, Leandro Gilio, Leandro Stocco, Leonardo, Lucas, Luís Gustavo, Marcos, Mari, Maria Cristina, Michel, Mirian, Nicole, Peterson, Raíssa, Rafael Jacomini, Rafael Mesquita, Rodrigo, Vanclei e Vitor, obrigado pela companhia nessa jornada!

AO EMA, a Equipe de Microeconomia Aplicada que oportunizou o convívio com os professores Paulo Fernando Cidade de Araújo (*In Memoriam*) e Fernando Curi Peres, os quais tenho admiração. E com os professores José César Cruz Junior e Daniel Henrique Capitani, que agradeço imensamente a parceria profícua no desenvolvimento dessa e de outras pesquisas. E do convívio com estudantes, guardo com carinho a amizade com Amanda, Augusto, Daniel, Geraldo, Henrique, Hugo, Jair, João Gambardella, Larissa, Marcello, Marcos Rodrigues, Melyiara, Nataliya, Oto, Pedro, Tarik e Tiago Gremoni.

AOS FUNCIONÁRIOS DA ESALQ, Aline Fermino, Lu Cipriano, Maieli e Rodrigo Pessanha por serem sempre pacientes, solícitos e prestativos. Aos amigos que fiz nessa jornada e que por limitação da minha memória não foram nominados, mas nem por isso deixam de ser fundamentais.

À CAPES, agradeço ao apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

À UEM, agradeço a Universidade Estadual de Maringá pela oportunidade de capacitação docente e a todos os colegas que supriram a minha ausência nesse período.

“Não há no mundo exagero mais belo que a gratidão.”

EPÍGRAFE

*“O fim duma viagem é apenas o começo doutra.
É preciso ver o que não foi visto,
Ver outra vez o que se viu já,
Ver na Primavera o que se vira no Verão,
Ver de dia o que se viu de noite,
Com sol onde primeiramente a chuva caía,
Ver a seara verde, o fruto maduro,
A pedra que mudou de lugar,
a sombra que aqui não estava.
É preciso voltar aos passos que foram dados,
Para os repetir,
E para traçar caminhos novos ao lado deles.
É preciso recomeçar a viagem.
Sempre.”*

José Saramago, In Viagem a Portugal, 1981, p.492-493

SUMÁRIO

RESUMO	8
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	10
LISTA DE TABELAS.....	11
1. INTRODUÇÃO	13
REFERÊNCIAS	17
2. DESENVOLVIMENTOS RECENTES SOBRE A DISSEMINAÇÃO DE RISCOS: <i>SURVEY</i> SOBRE OS MERCADOS DE SOJA E MILHO	19
RESUMO	19
ABSTRACT	19
2.1. INTRODUÇÃO	20
2.2. ÓTICAS DE ANÁLISE SOBRE A INTERAÇÃO ENTRE MERCADOS	21
2.3. AVANÇOS TEÓRICOS NA ANÁLISE DO RISCO DE PREÇOS	24
2.4. METODOLOGIA	26
2.5. UMA VISÃO GERAL DA LITERATURA SELECIONADA	28
2.6. CONCLUSÃO	34
REFERÊNCIAS	35
APÊNDICE	42
3. CORRELAÇÃO CONDICIONAL ENTRE OS MERCADOS FÍSICO E FUTURO DE SOJA E MILHO NO BRASIL	45
RESUMO	45
ABSTRACT	45
3.1. INTRODUÇÃO	46
3.2. REVISÃO DE LITERATURA	48
3.3. METODOLOGIA	51
3.4. RESULTADOS	57
3.5. CONCLUSÃO	65
REFERÊNCIAS	66
APÊNDICE	71
4. A RAZÃO DE PREÇOS SOJA/MILHO NA GESTÃO DE RISCO DE PREÇO NOS MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS DO MILHO NO BRASIL.....	75
RESUMO	75
ABSTRACT:.....	75
4.1. INTRODUÇÃO	76
4.2. REVISÃO DE LITERATURA	78
4.3. METODOLOGIA	80
4.4. RESULTADOS	86
4.5. CONCLUSÃO	96
REFERÊNCIAS	97
APÊNDICE	103
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	104
ANEXO	106

RESUMO

Transbordamento de risco de preço entre os mercados de milho e soja no Brasil

A expansão do milho no Brasil é decorrente da mudança espaço-temporal da produção, que cria uma nova perspectiva de análise para a relação entre os preços do milho e da soja. Nesse contexto, este estudo objetiva analisar o transbordamento de risco entre esses mercados, por meio de três ensaios independentes, porém complementares. No primeiro ensaio, realiza-se uma revisão de literatura sobre a disseminação de riscos, com foco no mercado agrícola. Como estratégia de pesquisa realiza-se um levantamento de estudos publicados sobre os termos transmissão, transbordamento e contágio, que são utilizados de forma intercambiável pela literatura e que sintetizam os desdobramentos recentes no tocante à disseminação ou propagação de riscos entre mercados. No segundo ensaio, pretende-se identificar o contágio de preços dos mercados físicos e futuros de soja para o mercado de milho, com a utilização dos modelos de correlação condicional dinâmica. Os resultados indicam tanto a influência da crise financeira global de 2008 na relação entre os preços desses grãos, como mudanças nos padrões de correlação condicional entre o milho e a soja, principalmente em períodos de adversidades climáticas. Por fim, os maiores patamares de correlação condicional ocorrem na relação entre os preços físicos desses produtos, demonstrando que os agentes utilizam o conteúdo informacional presente nos preços de *commodities* correlatas em sua avaliação de risco. No terceiro ensaio, o transbordamento de risco é avaliado em termos de mudanças nos preços relativos de milho e soja em seus mercados físicos domésticos e futuros internacionais. Para esse fim, utiliza-se o modelo markoviano para identificar as mudanças de regime na relação de preços entre essas *commodities* e seu efeito sobre a estratégia de *hedge*. Os resultados sugerem que o comportamento das razões de preços no mercado físico doméstico e no mercado futuro externo divergem a partir de 2012. As mudanças nos regimes de preço no mercado doméstico refletem com mais intensidade o comportamento sazonal das duas safras de milho cultivadas ao longo do ano, enquanto que no setor externo, estão mais associadas às adversidades climáticas. Em termos de estratégias de *hedge*, a B3 consegue captar melhor o rearranjo de preços no mercado doméstico, apresentando uma elevação da razão ótima de *hedge* no regime de baixa (preços de soja e milho estão mais próximos). Resultado similar é obtido na CME, quando a mudança de regime de preços ocorre na razão de preços futuros. Em síntese, os resultados desse estudo evidenciam que a gestão de risco de preços não se limita apenas aos fundamentos e características de um mercado específico. Destaca-se assim a importância de se identificar fatores exógenos, presentes ou identificáveis em *commodities* correlatas, aperfeiçoando a estratégia de gestão de risco de preços.

Palavras-chave: Risco de preços; Correlação condicional; Preços relativos; Regime de preços

ABSTRACT

Price risk spillover between corn and soybean markets in Brazil

The expansion of corn in Brazil is due to the spatio-temporal change in production, which creates a new perspective analysis for the price relationship between corn and soybeans. This study aims to analyze the risk of spillover between corn and soybeans markets, through three independent but complementary essays. In the first essay, a literature review on the spread of risks is carried out, focusing on the agricultural market. As a research strategy, carried out a survey of published studies on the subjects - transmission, spillover and contagion - which are used interchangeably in the literature, and summarizing the recent developments regarding the risk propagation across markets. In the second essay, we intend to identify the contagion of prices of spot and futures soybean prices for the corn market, with the use of dynamic conditional correlation models. The results indicate both the influence of the global financial crisis of 2008 on the relationship between prices of these grains and changes in the conditional correlation patterns between corn and soybeans, especially in periods of climatic adversity. Finally, the highest levels of conditional correlation occur in the relationship between the spot prices of these products, demonstrating that in their risk assessment, the agents use the informational content present in the prices of related commodities. In the third essay, risk of spillover is assessed in terms of changes in relative prices of corn and soybeans in the spot and futures markets. For this purpose, the Markov model is used to identify the regime change in the price relationship between these commodities and their effect on the hedging strategy. The results suggest that, as of 2012, the behavior of the price ratios in the domestic spot market differs from the behavior of the price ratio in the external futures market. Changes in price regimes in the domestic market respond more intensely to seasonal behavior of the two corn crops grown throughout the year, while in the external market, they are more associated with climatic adversities. In terms of *hedge* strategies, the B3 commodity exchange can better capture the rearrangement of prices in the domestic market, presenting an elevation of the optimal hedge ratio in the low regime (soybean and corn prices are closer). A similar result is obtained in CME, when the change in price regime occurs in the ratio of future prices. In summary, the results of this study show that price risk management is not limited to the fundamentals and characteristics of a specific market. This highlights the importance of identifying exogenous factors present or identifiable in related commodities, improving the strategy of price risk management.

Keywords: Price risk; Conditional correlation; Relative prices; Price regime shift

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 Apresentação esquemática das terminologias adotados no estudo da disseminação de risco para os mercados de soja e de milho.	33
Figura 3.1 Variâncias condicionais estimadas pelo modelo DCC_E -GARCH (1,1) para o milho, regiões selecionadas.	61
Figura 3.2 Correlação Condicional Dinâmica (DCC_E), média móvel de 6 meses para as diferentes regiões analisadas.	63
Figura 4.1 Razão de preço entre soja e milho no mercado físico do brasil e entre os preços futuros da <i>Chicago Board of Trade</i> (CBOT, CME Group) – jan/2008-ago./2018.....	87
Figura 4.2 Razão de preços entre soja e milho no mercado físico e duração dos regimes do modelo <i>Markov Switching</i> – jan./2008-ago./2018	91
Figura 4.3 razão de preços entre soja e milho no mercado futuro (cme) e duração dos regimes do modelo <i>Markov Switching</i> – jan./2008-ago./2018	92

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 Número de artigos selecionados por periódicos avaliados na revisão bibliográfica, 2010 a 2018.	27
Tabela 2.2 Resumo da revisão de literatura sobre transbordamento de risco entre os mercados agrícolas e de energia.	29
Tabela 3.1 Propriedades estatísticas das séries de retorno diário, nos mercados físicos e futuros de soja e milho – set./2004-ago./2017.	57
Tabela 3.2 Resultado do teste de cointegração de johansen, análise bivariada	58
Tabela 3.3 Estimativas dos modelos DCC_E -GARCH e DCC_T -GARCH para os preços físicos e futuros de milho na região de cascavel – set./2004-ago./2017.	60
Tabela 3.4 Correlação condicional dinâmica, em termos médios dos modelos DCC_E -GARCH e DCC_T -GARCH para os preços físicos e futuros de milho nas regiões de Cascavel-PR, Passo Fundo-RS, Rio Verde-GO e Triângulo Mineiro-MG	62
Tabela 3.5 Teste de contágio de Fry, Martin e Tang (2010) entre os mercados de soja e milho	64
Tabela 4.1 Análise estatística dos indicadores de preço nos mercados físicos e futuros de milho e de soja e da razão de preços entre a soja e o milho – jan/2008-ago./2018, regiões selecionadas	86
Tabela 4.2 Estimação dos modelos linear e de mudança de regime para as razões de preços de soja/milho para o mercado físico do brasil, de janeiro de 2008 a agosto de 2018.	88
Tabela 4.3 Estimação dos modelos de mudança de regime para as razões de preços de soja/milho, considerando a presença de dois ou três regimes, de janeiro de 2008 a agosto de 2018.	89
Tabela 4.4 Probabilidade de transição e expectativa de duração de cada regime do modelo <i>Markov Switching</i> para as razões de preço soja/milho	90
Tabela 4.5 Testes de raiz unitária e de cointegração para a razão de preços de soja e milho nos mercados físicos e futuros.....	93
Tabela 4.6 Razão ótima de <i>hedge</i> com mudança de regime na razão de preços de soja e milho nos mercados físicos e futuros.....	95

1. INTRODUÇÃO

O caminho promissor trilhado pela agricultura brasileira é resultante de uma conjugação de fatores. Por um lado, condições edafoclimáticas favoráveis, avanços tecnológicos protagonizados pela Revolução Verde, expansão do crédito rural e a pujança do agricultor brasileiro, entre outros, reforçaram as vantagens comparativas desse setor e dinamizaram suas potencialidades intrínsecas. Por outro lado, o processo de desregulamentação econômica, a liberalização do mercado interno e as transformações no ambiente institucional contribuíram para a expansão desse setor. Na esteira desse processo, o risco de preço esteve sempre presente, ocupando uma posição de destaque no processo de gestão de riscos dos produtores rurais.

Nesse cenário, a temática central do presente estudo é a análise do risco de preço. Nesse aspecto, defende-se a tese de que há transbordamento de risco entre os mercados de soja e de milho. Nesse contexto, formula-se a hipótese de que o transbordamento de risco entre os mercados de soja e milho pode ser evidenciado por mudanças no comportamento da correlação condicional e mudanças de regime na razão de preços entre essas *commodities*. A percepção de transbordamento de risco é resultante da análise das relações entre o milho e a soja, em seus mercados físicos e futuros.

A escolha do milho como objeto de pesquisa deve-se à sua versatilidade de usos, sua relevância estratégica em termos de segurança alimentar e seu encadeamento com outras cadeias produtivas, nomeadamente com a avicultura e a suinocultura. Recentemente, soma-se a crescente importância em termos de segurança energética, com a ascensão dos biocombustíveis, e de geração de divisas, decorrente da expansão da participação do Brasil no comércio mundial desse cereal. Em relação a participação no comércio mundial de milho, de acordo com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o Brasil detém 8,1% da produção e 17,8% das exportações mundiais, considerando a média das safras 2007/08 a 2016/2017 (CONAB, 2018).

O espaço conquistado pelo Brasil deve-se a uma conjunção de mudanças no comércio mundial de alimentos. Por um lado, em virtude de mudanças na renda e no padrão alimentar, a China converte-se em um importador líquido de *commodities* agrícolas a partir de 2008 (FUKASE; MARTIN, 2016). No caso do milho, as projeções de demanda do governo chinês e a crescente preocupação com segurança alimentar, fez com que a China apresentasse um crescimento robusto das importações na safra 2011/12 (GALE; HANSEN; JEWISON, 2015). Por outro lado, os Estados Unidos incentivaram a produção de etanol, sendo que de acordo com

o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, em inglês), desde a safra 2008/09, uma parcela superior a 30% da safra de milho dos Estados Unidos é destinada a produção de etanol (UNITED STATES, 2018).

Ademais, a conquista de espaço no mercado internacional também é influenciada por transformações no mercado interno. A partir da safra 2011/12, há a inversão de representatividade, em que a safra de inverno passa a ser responsável pela maior parcela de milho produzido no Brasil (CONAB, 2018). Nesse contexto, a expansão da safra de inverno de milho, deve-se tanto ao aumento de área (deslocamento temporal da produção), quanto a redução do hiato de produtividade entre as duas safras de milho cultivados ao longo do ano agrícola no Brasil.

A análise da relação entre os mercados de soja e de milho, deve-se tanto à importância histórica desses produtos para o setor rural brasileiro, quanto às mudanças recentes que ocorreram nessas cadeias produtivas. É inegável o protagonismo da soja e do milho na expansão ainda em curso da fronteira agrícola brasileira. Por sua vez, inovações produtivas como a tropicalização da soja, ou seja, o cultivo dessa oleaginosa em condições edafoclimáticas divergentes de seu ambiente nativo (CARMELLO; SANT'ANA NETO, 2016) e o cultivo extemporâneo do milho na safra de inverno, criam um ambiente ímpar de interrelação entre essas cadeias produtivas.

A interdependência natural entre produtos agrícolas é decorrente do elevado grau de substitutibilidade, da competição por recursos naturais limitados e do compartilhamento de informações comuns a esses mercados (GARDEBROEK, HERNANDEZ; ROBLES, 2016). Todavia, com a sucessão de cultivos de soja na safra de verão e milho na safra de inverno surge uma nova perspectiva de análise para a interrelação de preços entre essas *commodities*. A disputa de áreas entre soja e milho na safra de verão foi paulatinamente sendo substituída por um sistema de produção integrado, que compartilha a utilização de máquinas, mão de obra e fertilizantes ao longo do ano e potencializa a alocação eficiente da terra.

Em suma, uma mudança produtiva com a adoção e a expansão da safra de inverno contribuiu para uma mudança mercadológica, o aumento das exportações de milho do Brasil. Nesse ínterim, a safra de verão majoritariamente atende o mercado doméstico, enquanto a safra de inverno de milho tem sido direcionada ao comércio internacional (MATTOS; SILVEIRA, 2018). Em contrapartida, o preço do milho que historicamente tinha maior sensibilidade aos choques regionais de oferta e demanda (SANCHES, 2018), no contexto atual, ora tem uma influência majoritária do mercado doméstico, ora é afetado com mais intensidade por choques

exógenos do mercado internacional. Essas vicissitudes do mercado do milho no Brasil também afetam a relação entre os preços do milho e da soja, nos mercados físicos e futuros.

Apesar da diversidade de trabalhos sobre co-movimentos de preços e disseminação de riscos entre mercados, a literatura aplicada ao mercado agrícola, especialmente ao mercado de grãos, ainda é escassa. Nesse contexto, o objetivo central do presente estudo é analisar o transbordamento de risco de preços entre os mercados de milho e de soja. Outrossim, cabe destacar que o foco de análise se restringe ao transbordamento de riscos dos mercados físico e futuro da soja para o mercado físico de milho.

A motivação para esse recorte analítico, deve-se as características intrínseca desses mercados. Por um lado, o Brasil, historicamente, ocupa uma posição de destaque no comércio mundial de soja. Assim, uma *commodity* mais integrada ao mercado internacional também é mais suscetível a choques exógenos, os quais podem ser transmitidos a outras *commodities* correlatas. Por outro lado, o contrato futuro de soja no Brasil foi descontinuado, sendo que a Brasil Bolsa Balcão (B3¹) apenas negocia, na modalidade *cross-listing*, o mesmo contrato ofertado na Bolsa de Chicago (CME). Em razão disso, agentes que realizam operações de *hedge* já o fazem com o contrato internacional, fato que denota uma maior integração entre os mercados doméstico e externo de soja. Por fim, a importância estratégica e as peculiaridades do mercado de milho no Brasil justificam a análise de transbordamento de risco para esse setor.

O foco deste trabalho é a realização de estudos empíricos, sem a pretensão de propor aprofundamento teórico. As contribuições metodológicas são marginais, com o intuito de adequar a metodologia existente para a análise do objeto de estudo em questão. Como exemplo de contribuição metodológica, tem-se a utilização de séries de preços futuros de primeiro vencimento em aberto ponderado pela liquidez, com o intuito de reduzir vieses sistemáticos que possam influenciar os resultados das análises. Para consecução dos objetivos de pesquisa, são delineados três ensaios abarcando diferentes aspectos da relação entre os preços de milho e de soja.

No primeiro ensaio, o objetivo é revisitar os estudos publicados sobre o transbordamento de risco no mercado agrícola, com o intuito de investigar quais foram os principais avanços já realizados, sintetizar os desdobramentos recentes e analisar possíveis delineamentos futuros nessa área de pesquisa. No segundo ensaio, o objetivo central é analisar a dinâmica da variância e correlação condicional entre os preços de soja e de milho, em seus

¹ B3, estilizada comercialmente para [B]³ é a nome atual da bolsa brasileira de valores, mercadorias e futuros e contratos de balcão. Passou a utilizar esse nome a partir de 30 de março de 2017, após a fusão da BM&FBOVESPA com a Central de Custódia e Liquidação Financeira de Títulos (CETIP).

mercados físicos e futuros. Em termos analíticos, a utilização de modelos bivariados de correlação condicional dinâmica em séries de preços físicos e futuros de milho e de soja auxilia na identificação dos períodos de desacoplagem entre: a) os mercados de soja e milho, b) os mercados físicos e futuros de milho, e c) entre os mercados domésticos e internacionais de milho.

Na citação de Deaton (1999, p.27), “*o que falta aos preços das commodities na tendência, eles compensam na variância*”, o autor sintetizou a dificuldade de se modelar o comportamento dos preços das *commodities* e a maior variabilidade desses preços em comparação com outras variáveis econômicas. Não obstante, o conteúdo informacional presente na variância ou na correlação condicional é profícuo para identificar a ocorrência, mensurar a magnitude do transbordamento de riscos entre mercados distintos, e por fim, identificar as alternativas para mitigar esse risco, em cada período de tempo.

No terceiro ensaio, o foco de análise recai sobre um tópico de pesquisa ainda pouco abordado pela literatura brasileira, o comportamento dos preços relativos de *commodities* agrícolas. O objetivo central desse estudo é averiguar se as mudanças de regime na razão de preços entre o milho e a soja, em seus mercados físicos e futuros, podem influenciar os resultados das estratégias de *hedge* e *cross-hedge* no mercado de milho no Brasil. Como estratégia metodológica, utilizou-se o modelo de mudança de regime *Markov Switching* para analisar as razões de preço entre soja e milho, nos mercados físico e futuro.

O termo razão de preço entre soja e milho foi cunhado pela Bolsa de Chicago, na ocasião do lançamento de um novo derivativo agropecuário em 2008 (CME GROUP, 2018), mas fundamentalmente expressa os preços relativos entre essas *commodities*. Apesar da razão numérica entre dois preços ser um conceito simples, sua interpretação não é trivial. Uma vantagem dessa abordagem é a identificação de mudanças no equilíbrio entre duas *commodities*, minorando os efeitos de choques comuns a ambos os preços (CARTER; SMITH, 2017). Ademais, os agentes têm mais capacidade de prever o diferencial entre dois preços, do que o nível de preços de um mercado específico (WORKING, 1953).

Dado que a razão entre os preços físicos de soja e milho pode se comportar de maneira distinta da razão entre esses preços no mercado futuro, a ocorrência de mudança de regime pode ser entendida como um risco *per se*, com desdobramento sobre o risco de base e a performance da estratégia de *hedge*. Nesse sentido, o presente estudo propõe como inovação metodológica a inclusão das informações obtidas na análise de mudança de regime nos modelos tradicionais de razão ótima de *hedge*. Por fim, com o estudo conjunto das correlações condicionais e mudança de regime nos preços relativos de milho e de soja espera-se identificar fatores externos

ao mercado de milho, que de maneira direta ou indireta influenciam o risco de preço nesse mercado.

REFERÊNCIAS

- CARMELLO, Vinicius; SANT'ANNA NETO, João Lima. Rainfall Variability and Soybean Yield in Paraná State, Southern Brazil. **International Journal of Environmental & Agriculture Research**, v. 2, n. 1, p. 86-97, 2016. Disponível em: <<https://ijoeear.com/Paper-January-2016/IJOEAR-JAN-2016-16.pdf>>. Acesso em: 01 Out.2018.
- CARTER, Colin A.; SMITH, Aaron. Estimating the market effect of a food scare: The case of genetically modified starlink corn. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 3, p. 522-533, 2007. DOI: 10.1162/rest.89.3.522
- CME GROUP. **Agricultural Products: Soybean-Corn Price ratio Options**. 2018. Disponível em: <<https://www.cmegroup.com/trading/agricultural/files/AC-440-Soybean-CornRatioOptionsFC.pdf>>. Acesso em: 05 fev. 2018.
- CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento. Produtos e serviços. Safras. Séries históricas**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>>. Acesso em: 15 set. 2018.
- DEATON, Angus. Commodity prices and growth in Africa. **Journal of economic Perspectives**, v. 13, n. 3, p. 23-40, 1999. DOI: 10.1257/jep.13.3.23
- FUKASE, Emiko; MARTIN, Will. Who will feed China in the 21st century? Income growth and food demand and supply in China. **Journal of Agricultural Economics**, v. 67, n. 1, p. 3-23, 2016. DOI: 10.1111/1477-9552.12117
- GALE, Frederick; HANSEN, James; JEWISON, Michael. China's growing demand for agricultural imports. **USDA-ERS Economic Information Bulletin**, n. 136, 2015. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=2709118>>. Acesso em: 10 Out.2018.
- GARDEBROEK, Cornelis; HERNANDEZ, Manuel A.; ROBLES, Miguel. Market interdependence and volatility transmission among major crops. **Agricultural Economics**, v. 47, n. 2, p. 141-155, 2016. DOI: 10.1111/agec.12184
- MATTOS, Fabio L.; SILVEIRA, Rodrigo L. F. da. The Expansion of the Brazilian Winter Corn Crop and Its Impact on Price Transmission. **International Journal of Financial Studies**, v. 6, n. 2, p. 1-17, 2018. DOI: 10.3390/ijfs6020045
- SANCHES, André L. R. Mudanças estruturais no mercado brasileiro de milho: impactos na oferta, avaliação do armazenamento sob condições de incerteza e assimetria na transmissão de preços. Piracicaba: ESALQ, 2018. 119p. Tese de Doutorado. Tese Doutorado.

UNITED STATES. Department of Agriculture. Foreign Agricultural Service. **Production, Supply and Distribution**. 2018. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline>>. Acesso em: 10 Out. 2018.

WORKING, Holbrook. Hedging reconsidered. **Journal of Farm Economics**, v. 35, n. 4, p. 544-561, 1953. DOI: 10.2307/1233368

2. DESENVOLVIMENTOS RECENTES SOBRE A DISSEMINAÇÃO DE RISCOS: *SURVEY* SOBRE OS MERCADOS DE SOJA E MILHO

RESUMO

Este artigo fornece uma visão geral da literatura de pesquisa sobre a disseminação de riscos para os mercados de milho e de soja. A revisão sistemática abarca a pesquisa, estruturação e sintetização dos estudos empíricos que utilizaram termos como contágio, transmissão e transbordamento para avaliar a propagação de riscos entre mercados. Os tópicos de destaque incluem a revisão sobre as principais óticas de análise da interação do mercado agrícola com outros mercados e os avanços teóricos na análise do risco de preços. Mudanças exógenas ao mercado agrícola como a crise financeira, ascensão dos biocombustíveis e financeirização das *commodities* são apontadas pela literatura como vetores de transmissão de risco para os mercados de milho e de soja. Dentre os resultados de pesquisa, cabe destacar a disseminação de artigos que avaliam a temática transbordamento, com a utilização predominante da abordagem GARCH multivariada, focada principalmente na interrelação entre os mercados de alimentos e energia.

Palavras-chave: Contágio; Transmissão; Transbordamento; Mercado agrícola

ABSTRACT

This article provides an overview of the research literature on risk dissemination for the corn and soybean markets. The systematic review includes research, structuring and synthesis of empirical studies using terms like contagion, transmission and spillover to assess the spread of risk across markets. The featured topics include the review of the main analytical perspectives of agricultural market interaction with other markets and theoretical developments in price risk analysis. Exogenous changes to the agricultural market, such as the financial crisis, the rise of biofuels and the financialization of commodities, are pointed out in the literature as vectors of risk transmission to the corn and soybean markets. Among the research results, it is worth highlighting the increase of studies that evaluate the spillover, with the predominant use of the multivariate GARCH approach, focused mainly on the interrelations between the food and energy markets.

Keywords: Contagion; Transmission; Spillover; agricultural market

Classificação JEL: D80, G11, Q02

*O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

2.1. INTRODUÇÃO

A preocupação com a identificação, avaliação ou mitigação de riscos é uma ação corriqueira, indispensável à boa governança de qualquer atividade produtiva. A distinção entre o risco, contingência desfavorável que pode ser identificada e medida, e a incerteza, evento derivado do desconhecido, remonta ao trabalho seminal de Knight (1921)². Com essa distinção, difundiu-se a gestão de risco, com o intuito de avaliar os elementos estocásticos presentes na tomada de decisão, que podem ser avaliados em termos de probabilidade objetiva (MOSCHINI, HENNESSI, 2001).

Independente da taxonomia adotada, riscos de preços, de produção, de crédito, climático ou tecnológico figuram entre os principais riscos que a atividade agrícola se defronta. Dentre os diferentes riscos elencados, historicamente, o risco de preços ocupa uma posição de destaque. Em um ambiente de maior interconexão entre os mercados, a mitigação de risco envolve tanto o reconhecimento e quantificação do risco inerente ao mercado em estudo, quanto a identificação dos canais de contágio entre diferentes mercados.

Um conjunto de transformações no ambiente mercadológico tem impulsionado as pesquisas empíricas sobre a propagação de risco entre diferentes mercados. Nesse contexto, a crise financeira global, as mudanças climáticas, os choques na oferta de alimentos, os incentivos à produção de biocombustíveis, os choques no preço do petróleo, a financeirização dos mercados agrícolas, (MENSİ *et al.*, 2014, HAN; ZHOU; YIN, 2015, AL-MAADID *et al.*, 2017) podem ser elencados entre as principais transformações recentes.

Além das transformações no ambiente externo, transformações técnicas, produtivas e mercadológicas modificaram a dinâmica interna dos mercados de milho e soja. A busca por maior eficiência produtiva, o encadeamento com outros setores produtivos, o desenvolvimento dos mercados de derivativos agropecuários, a recorrências de choques de oferta decorrentes de adversidades climáticas, são alguns dos fatores que podem afetar a interdependência entre esses mercados e desestabilizar o comportamento dos preços.

Entender como ocorre a disseminação de riscos de outros mercados para o mercado agrícola, ou entre os produtos que compõem o mercado agrícola é útil para que os agentes melhorem a gestão de seus portfólios, adequando suas estratégias para contemplar tanto os riscos diretos quanto os riscos indiretos. Face aos avanços da interdependência entre os

² Knight, F., 1921, Risk, Uncertainty and Profit (Houghton Mifflin, Boston).

mercados agrícolas (GARDEBROEK; HERNANDEZ; ROBLES, 2016), a presente revisão de literatura tem o objetivo de identificar, avaliar e sintetizar, de forma sistemática, os principais resultados de estudos empíricos empreendidos pela literatura no período de 2010 a 2018, sobre a propagação ou disseminação de riscos para o mercado agrícola, especialmente para os mercados de milho e de soja.

Como estratégia analítica, optou-se por avaliar os artigos que utilizam no escopo de seu trabalho terminologias contemporâneas, como por exemplo: contágio, transmissão e transbordamento de risco. Como resultado do delineamento de critérios a serem adotados, como os recortes temático, linguístico e temporal juntamente com os critérios de enquadramento dos periódicos a serem analisados, a revisão bibliográfica é composta por 34 artigos publicados em 12 periódicos diferentes, no período de 2010 a 2018.

Para consecução dos objetivos de pesquisa o artigo é estruturado em seis seções. A seção dois descreve a evolução da literatura no entendimento da interação entre os mercados, destacando as diferentes óticas de análise existentes e como a análise de risco está inserida neste contexto. A seção três compreende a revisão de literatura sobre os avanços teóricos na análise do comportamento dos preços, com destaque para a lei do preço único, a hipótese de excesso de co-movimentos e a hipótese de financeirização do mercado de *commodities*. A seção quatro descreve a abordagem metodológica usada para avaliar e classificar os artigos. A seção cinco sintetiza os principais resultados de pesquisas, partindo-se de uma visão geral da propagação de riscos entre mercados para uma análise específica para os mercados físicos e futuros de milho e de soja. A seção seis, sumariza as descobertas mais importantes desse artigo.

2.2. ÓTICAS DE ANÁLISE SOBRE A INTERAÇÃO ENTRE MERCADOS

A interação entre mercados pode ser avaliada pelas óticas de interdependência, de equilíbrio ou do contágio. A interdependência é comumente avaliada com base no conceito de causalidade, em que a precedência temporal é útil para a previsão de séries temporais (GRANGER; 1969, 1980). A precedência temporal também é avaliada com o conceito *lead-lag*, que segue a mesma abordagem de Granger (1969), mas concentra-se na ordenação estocástica das variáveis. Ao analisar se dois preços se movem em sequência, o efeito *lead-lag* equivale a um teste de causalidade um passo a frente (GARCIA; LEUTHOLD; ZAPATA,

1986). A análise da precedência ou direcionalidade entre variáveis pode captar os sinais exógenos emitidos pelo comportamento dos preços ou da volatilidade de *commodities* correlatas.

Por sua vez, o equilíbrio entre mercado é avaliado em termos de uma ligação estatística no longo prazo entre duas variáveis. Com a descoberta de que variáveis econômicas persistentes se movem juntas e compartilham tendências comuns no longo prazo, as contribuições de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1995), disseminaram o conceito de cointegração (STOCK; WATSON, 2017). Os conceitos de causalidade e cointegração são utilizados de forma complementar pela literatura com o intuito de avaliar a interação entre os preços de diferentes *commodities*.

A abordagem estática foi paulatinamente sendo substituída pela abordagem dinâmica. Nesse contexto, as regressões dinâmicas como os modelos de vetor autorregressivo (VAR) e correção de erro vetorial (VEC) tornaram-se dominantes em estudos empíricos sobre a transmissão de preços agrícolas (FISZERD; ORZESKO, 2018). O próprio conceito de causalidade sofre inovações metodológicas ao longo das últimas décadas, dentre as quais cabe destacar: causalidade na variância desenvolvidos por Cheung e Ng (1996), causalidade não linear implementada nos testes de Hiemstra e Jones (1994) e Diks e Panchenko (2006) e causalidade na volatilidade, conforme descrito por Chang e McAleer (2017).

Como exemplos de aplicações empíricas, cabe destacar os estudos de Cruz Junior, Capitani e Silveira (2018) que aplicaram o conceito de causalidade na variância. Seus resultados indicam mercados futuros de milho e de soja mais integrados e aumento da transmissão de preço entre os mercados do Brasil e dos Estados Unidos, a partir de 2007. Por sua vez, Firzerd e Orzesko (2018) empregam o conceito de causalidade não linear, para demonstrar a existência de causalidade não linear bidirecional entre os mercados de grãos e carnes.

Além da interação entre os preços de diferentes *commodities*, difundiu-se a análise do equilíbrio e da interdependência entre os elos verticais de uma cadeia produtiva. Desde a década de 1970, com as contribuições seminais de Wolfram (1971) e Houck (1977), difunde-se uma vertente de análise para diagnosticar e avaliar os efeitos da presença de assimetria nos comovimentos de preços. A abordagem de assimetria na transmissão de preços (ATP) sintetiza os esforços da literatura para entender: a) a dinâmica; b) a velocidade de ajustamento; e c) a presença de assimetria na transmissão de preços de uma *commodity*, seja entre diferentes regiões ou entre elos de uma cadeia produtiva (abordagens espacial e vertical). Como exemplo de aplicação empírica, cabe destacar o estudo de Goodwin e Piggott (2001) que identificaram relações assimétricas entre os preços de soja e milho na Carolina do Norte, nos Estados Unidos.

Por sua vez, Engle, Ito e Lin (1990) extrapolaram o conceito de transmissão de preços, com sua aplicação em termos de transmissão de volatilidade. Para os autores, a chegada de informação em um mercado específico pode ser classificada em dois tipos distintos: a) os distúrbios na volatilidade se concentram neste mercado específico, e b) um distúrbio em um mercado específico pode afetar as variações condicionais nos mercados subsequentes, gerando transmissão de volatilidade entre esses mercados.

Nesse ínterim, é importante destacar duas mudanças importantes na literatura. Primeiro, tem-se a mudança do foco de análise. O surgimento de abordagens empíricas como a causalidade na volatilidade ou a transmissão da volatilidade denota uma preocupação crescente com a análise da volatilidade em detrimento das análises de preços ou retornos. Para Ceballos *et al.* (2017), a elevação da volatilidade no mercado agrícola distorce a alocação de recursos, inibe os investimentos, reduz o potencial de crescimento da produtividade agrícola, especialmente na ausência de mecanismos eficientes de compartilhamento de riscos. Em segundo lugar, o estudo das relações de equilíbrio de longo prazo, é paulatinamente substituído pelo estudo das relações de desequilíbrio no curto prazo. Tal fato, contribuiu para a popularização de estudos sobre contágio ou transbordamento de risco.

Essas novas temáticas de pesquisa, geralmente surgem em períodos de crise. Ao estudar os efeitos da crise financeira de 1987, King e Wadwani (1990), utilizaram o termo “contágio” para definir os erros incorridos (em termos de inferência sobre o comportamento dos preços) pelos agentes racionais em um determinado mercado, que são transmitidos para outros mercados. De forma análoga, com o ambiente de incertezas gerado na crise financeira global de 2008, a avaliação e mitigação de riscos ganhou um novo ímpeto. Mas nesse caso, a terminologia que se popularizou na literatura foi “transbordamento”.

A análise de contágio se concentra no diagnóstico de aumentos anormais e da intensidade dos vínculos entre mercados. O contágio é quantificado em termos de mudanças nos preços ou nos fluxos financeiros após a ocorrência de um choque específico em um mercado ou país (DORNBUSCH; PARK; CLAESSENS, 2000). Além disso, o mecanismo de contágio também pode ser traduzido como a transmissão de informações de um mercado específico para os demais. Nesse âmbito, uma informação negativa, por exemplo, pode ter efeitos distintos dependendo do mercado avaliado, com potenciais danos ao processo de descoberta de preço, aumento do prêmio de risco ou redução da liquidez (HAB; KOZIOL; SCHWEIZER, 2014).

Apesar da recente popularização, o termo transbordamento, aplicado ao estudo de mercados agrícolas, pode ser encontrada em Havlicek e White (1983). Nesse estudo, os autores estavam preocupados com o transbordamento ou difusão dos benefícios decorrentes da pesquisa

agrícola, nos Estados Unidos. No contexto atual, o conceito de transbordamento ilustra a difusão de risco entre os mercados. Enfim, o estudo conjunto de temas contemporâneos como transmissão, transbordamento ou contágio pode ajudar a identificar fatores que influenciam a interdependência entre os preços ou volatilidade de diferentes mercados, os quais não são evidenciados nos modelos tradicionais.

2.3. AVANÇOS TEÓRICOS NA ANÁLISE DO RISCO DE PREÇOS

Na literatura tradicional, para avaliar o comportamento dos preços no mercado de grãos e identificar as causas de mudanças na volatilidade era crucial entender a relação entre preços e estoques (WRIGHT, 2011). O arcabouço teórico sobre a relação preços-estoques forneceu uma estrutura coerente para a implantação de políticas de estabilização de preços e para entender a natureza dinâmica do equilíbrio nos mercados agrícolas (MYERS; SEXTON; TOMEK, 2010). Em muitos casos, fatores que desestabilizavam o comportamento dos preços dos produtos agrícolas eram associados ao comportamento especulativo dos agentes.

Para ilustrar as relações de equilíbrio no mercado de *commodities* agropecuárias, cunhou-se a Lei do Preço Único (LPU). Assim, em uma situação sem intervenções, espera-se que o preço de uma *commodity* em um mercado local, oscile juntamente com os preços externos (de regiões ou países) (RICHARDSON, 1978). Ademais, quando a diferença de preços excede os custos de transferência (ou custos de transação) entre esses dois mercados, desencadeia-se um processo de arbitragem que reestabelece a relação de equilíbrio (ESPOSTI; LISTORTI, 2013). A premissa da LPU refere-se a relações de equilíbrio de longo prazo, dado que para curtos períodos de tempo os custos de arbitragem podem ser elevados (ARDENI, 1989). Em suma, a LPU teoriza sobre um caso particular de co-movimentos de preços, o caso de um produto em diferentes locais (transmissão espacial de preços).

A interdependência natural entre os mercados agrícolas deve-se, entre outros fatores ao compartilhamento de informações comuns a esses mercados (GARDEBROEK; HERNANDEZ; ROBELS, 2016). Entretanto, há situações em que os preços das *commodities* se movem juntos para além do que os fundamentos podem explicar, devido ao comportamento de manada ou restrições de liquidez (FERNANDEZ, 2015). As oscilações nos preços também podem ser decorrentes de ruídos ocasionados por sobrereação de especuladores às novas

informações, que impulsionam os preços futuros além do que era previsto com base nos fundamentos de mercado (BOSCH; PRADKHAN, 2017).

Para essas situações, Pyndick e Rotemberg (1990) formularam a hipótese de excesso de co-movimentos de preços (ECH, em inglês). Em seu estudo, os autores regrediram as mudanças de preço de mercadorias (trigo, algodão, cobre, ouro, petróleo bruto, madeira e cacau) com indicadores macroeconômicos e encontraram os resíduos de regressão altamente correlacionados. Os autores questionaram a racionalidade dos mercados de *commodities*, identificando situações em que os agentes, alternadamente, comprem ou vendem *commodities* diferentes, com pouca justificativa econômica. Nas décadas subsequentes, disseminaram-se os estudos para refutar (AI; CHATRATH; SONG, 2006) ou corroborar a hipótese de excesso de co-movimentos (OHASHI; OKIMOTO, 2016).

Apesar de não haver um consenso na literatura, os esforços empreendidos para avaliar os co-movimentos de preços contribuíram com uma hipótese subsequente, a de financeirização dos mercados. A financeirização dos mercados de *commodities* (*commodification*), ocorreu ao longo da última década, com o aumento do interesse de muitos investidores pelo mercado de *commodities* para fins de diversificação de portfólio (HAMADI; BASSIL; NEHME, 2017). Essa atuação dos investidores torna esse mercado mais suscetíveis a choques exógenos.

Para ilustrar esse fenômeno, Du, Cindy e Hayes (2011) destacaram que no período da crise financeira, o preço do milho no mercado físico de Chicago subiu mais de US\$ 3,00/*bushel* ao atingir o patamar de US\$ 7,20/*bushel* em julho de 2008, para posteriormente cair para US\$ 3,60/*bushel* em dezembro de 2008, sem mudanças significativas nos fundamentos do mercado. Em linhas gerais, o processo de financeirização é derivado de uma conjunção de fatores. Dentre os quais cabe destacar: o desenvolvimento das tecnologias de informação, a desregulamentação da economia, a liberalização do mercado financeiro, o aumento da velocidade das transações, o aumento das negociações especulativas, entre outros (LAGOARDE-SEGOT, 2017).

Para o mercado de *commodities* agropecuárias, o aumento da participação de investidores não usuais nesse mercado (investidores institucionais, fundos de investimento, etc.) é um dos efeitos do processo de financeirização. Com isso, surgem interconexões entre os preços de produtos não relacionados economicamente, aumentando o potencial de choques externos ao mercado de *commodities* (ADAMS; GLUCK, 2018).

Nesse contexto, quantificar os efeitos da financeirização no mercado de *commodities*, tem ocupado a atenção dos pesquisadores. Nesse cenário, muitos pesquisadores têm empreendido esforços para avaliar os efeitos da financeirização nos mecanismos que sustentam o funcionamento desses mercados: armazenamento, compartilhamento de riscos e descoberta

de preços (CHENG; XIONG, 2014). Dentre os estudos empíricos sobre financeirização, cabe destacar o de Tang e Xiong (2012), que evidenciaram a maior correlação entre petróleo e produtos não-energéticos, a partir de 2004, e Silvennoinen e Thorp (2016) que identificaram um aumento da correlação dos preços das *commodities* com os preços das ações, por volta dos anos 2000 (bolha das ponto.com).

Em suma, face a magnitude e os efeitos decorrentes da crise financeira de 2008, as abordagens de equilíbrio e as relações de preços, conforme ilustrado pela LPU, dão espaço para as abordagens teóricas que reconhecem a presença de desequilíbrios, como é o caso da ECH, e que avaliam o novo ambiente mercadológico em que o mercado de *commodities* agrícolas está inserido, conforme postula a hipótese de financeirização.

2.4. METODOLOGIA

A preocupação com a identificação, mensuração e mitigação do risco de preço é uma temática frequente na literatura, sendo que para avaliar a propagação ou disseminação de riscos entre mercados são utilizadas diversas terminologias, como por exemplo, contágio, transmissão ou transbordamento. O presente estudo tem caráter exploratório, enquadra-se como pesquisa bibliográfica e documental, empreendida de forma sistemática tem o intuito de identificar, avaliar e sintetizar os resultados de estudos empíricos sobre a questão de interesse. A revisão de literatura foi operacionalizada por meio dos recursos avançados de busca do *Science Direct* e *Web of Science*.

A triagem dos artigos obedeceu a quatro critérios principais: a) artigos científicos publicados no período de 2010 a 2018; b) que continham em seus títulos, palavras-chave ou resumo, os termos: contágio, transmissão e transbordamento, c) que abrangiam em seus resultados, análises sobre o mercado de milho ou da soja, ou ambos, e d) artigos publicados apenas em revistas científicas ranqueadas nos quartis Q1 e Q2 das categorias: *Economics and Econometrics* e *Finance* do *SCImago Journal Rank* (SJR). Por fim, como recorte linguístico, optou-se por avaliar artigos publicados em inglês.

O período de análise foi escolhido com o intuito de avaliar a produção científica posterior à crise financeira global e ao ciclo de elevação de preços que ficou conhecido como *boom das commodities*. Em relação à terminologia adotada, os três grupos de análise foram definidos como: a) *contagion; price contagion; volatility contagion*; b) *transmission; price*

transmission; volatility transmission; c) spillover, price spillover, volatility spillover. A utilização das combinações dos termos definidos *a priori* com as palavras preço ou volatilidade, tem o objetivo de direcionar a análise para as variáveis amplamente estudados na literatura, e também para direcionar a pesquisa para a área de ciências econômicas, dado que o termo contágio, é muito utilizado nas áreas de ciências biológicas e da saúde.

Na sequência, realizou-se uma triagem, eliminando artigos não publicados em revistas científicas, como é o caso de publicações em eventos, *Working Paper* e estudos realizados por instituições. Por sua vez, a adoção do ranking SJR para delimitação da revisão de literatura também foi realizada por Haase, Selier-Zimmermann e Zimmermann (2016), sendo que a escolha dos artigos classificados nos quadrantes Q1 e Q2 das categorias *Economics and Econometrics* e *Finance* é uma escolha apriorística e subjetiva dos autores do presente estudo.

Tabela 2.1 Número de artigos selecionados por periódicos avaliados na revisão bibliográfica, 2010 a 2018.

Periódicos	Quartil SJR	H index	Total Docs.	Total Refs.	Ref. / Doc.	Artigos
Agricultural Economics	Q1	63	72	3046	42,31	5
Economic Modelling	Q2	50	285	11165	39,18	2
Energy Economics	Q1	109	363	16918	46,61	9
Energy Policy	Q1	159	713	38575	54,10	4
International Economics	Q2	6	45	1310	29,11	1
Journal of Agricultural and Resource Economics	Q2	40	24	1098	45,75	2
Journal of Agricultural Economics	Q1	50	59	2120	35,93	2
Journal of Empirical Finance	Q1	63	66	3032	45,94	1
Journal of Futures Markets	Q2	45	58	1939	33,43	3
Journal of International Financial Markets, Institutions & Money	Q1	42	88	4300	48,86	1
Journal of International Money and Finance	Q1	77	142	5543	39,04	1
Research in International Business and Finance	Q2	27	347	12435	35,84	3

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: 1. As informações sobre os periódicos, como número de trabalhos publicados em cada revista (*Docs.*) e número total de citações do conjunto de artigos publicados em cada periódico (*Refs.*) foram obtidas no *SCImago Journal Ranking* e referem-se à classificação de 2017.

Apesar da reconhecida importância dos periódicos classificados nos quadrantes Q3 e Q4, a estratégia adotada tem o intuito de tornar a revisão bibliográfica uma tarefa mais gerenciável em detrimento da redução do escopo de análise. Com base nos critérios adotados, a revisão bibliográfica é composta por 34 artigos publicados em 12 periódicos diferentes. Para consecução dos objetivos de pesquisa, utilizou-se o gerenciador de revisão sistemática de bibliografia StArt® desenvolvido pelo Laboratório de Pesquisa em Engenharia de Software da Universidade Federal de São Carlos (UFScar). O fluxograma descrevendo todas as etapas da revisão sistemática da bibliografia é apresentado no Apêndice A.

2.5. UMA VISÃO GERAL DA LITERATURA SELECIONADA

Nos trabalhos avaliados nessa revisão de literatura, uma parcela majoritária dos achados de pesquisas aponta para a transmissão de riscos do petróleo cru para o mercado de cereais. Os mercados de cereais e petróleo são caracterizados por seu padrão de alta volatilidade (MENSI *et al.*, 2014) e a maior interconexão entre esses mercados tende a tornar a gestão de riscos uma tarefa mais complexa. Com isso, o debate sobre a disseminação de riscos do mercado de energia para o de *commodities* agrícolas tem ganhado notoriedade na literatura. A adoção da *Renewable Fuel Standard* (RFS) em 2005, nos Estados Unidos, a crise financeira global, os choques na oferta de alimentos e no preço do petróleo são fatores que podem impactar nas interações dinâmicas entre os preços da energia e dos alimentos (AL-MAADID *et al.*, 2017).

O aumento no preço do petróleo tanto pode impulsionar o efeito substitutivo entre biocombustíveis e combustíveis fósseis (LUCOTTE, 2016), como pode elevar os custos da produção agrícola, em virtude dos efeitos sobre os preços dos fertilizantes e do transporte (BELLINGHINI, 2012). Ademais, os efeitos adversos do aquecimento global ou do fluxo de capital especulativo, também foram responsáveis pelos picos nos preços dos alimentos e energia (MENSI *et al.*, 2014). Além disso, as novas regras da União Europeia para biocombustíveis, de outubro de 2012, também podem ser consideradas uma quebra estrutural na relação entre os mercados de alimentos e energia (HAN; ZHOU; LIN, 2015).

Desse modo, difundiu-se uma vertente da literatura que se apoia em um conjunto diversificado de métodos econométricos para avaliar a transmissão de choques ou transbordamento de riscos (de preços ou de volatilidade) entre os mercados de energia e *commodities* agrícolas. A Tabela 2.2 sintetiza alguns dos estudos dessa natureza realizados no decorrer dessa década.

Tabela 2.2 Resumo da revisão de literatura sobre transbordamento de risco entre os mercados agrícolas e de energia.

Estudos Realizados	Período Analisado							Produto		Metodologia Analisada
	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015			
								Milho	Soja	
Algieri e Leccadito (2017)								X	X	Value-at-Risk, ΔCoVaR
Al-Maadid <i>et al.</i> (2017)								X	X	VAR-Garch-BEKK
Du, Yu, Hayes (2011)								X		SV
Fernandez-Diaz e Morley (2018)								X	X	cDCC
Gardebroek e Hernandez (2013)								X		Garch-DCC, T-BEKK
Mensi <i>et al.</i> (2014)								X		Garch-BEKK, Garch-DCC
Natanelov <i>et al.</i> (2011)								X	X	TVECM
Nazlioglu, Erdem e Soytas (2013)								X	X	Garch
Reboredo (2012)								X	X	Copula
Saghaian et al (2018)								X		Garch-BEKK
Terterin, Brooks e Enders (2016)								X		Garch
Trujillo-Barrera <i>et al.</i> (2012)								X		GJR-Garch, Garch-BEKK
Wu e Li (2013)								X		Garch-BEKK
Wu, Guan e Myers (2011)								X		Garch-BEKK

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dentre as metodologias adotadas, verifica-se uma prevalência da abordagem dinâmica no gerenciamento de risco. Pode-se observar duas características comuns nesses estudos que avaliaram a relação entre os mercados de energia e de grãos: a) todos os estudos incluem em sua análise o período de 2007/2008, e b) todos os estudos avaliam o mercado do milho. Cabe destacar também a maior atenção dada a dois eventos distintos, a crise financeira e o advento dos biocombustíveis (especialmente do etanol produzido a base de milho), que se configuram como canais de transmissão de risco entre esses mercados.

Para Han, Zhou e Yin (2015), ao analisar o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2014, os principais eventos que contribuíram para a disseminação de riscos foram: a) crise alimentar; b) crise financeira; c) política de biocombustíveis; e d) financeirização das *commodities*. Para os autores, a crise financeira foi o evento com maior impacto na relação alimento-energia. Para Du, Cindy e Hayes (2011), o transbordamento de volatilidade entre petróleo bruto e milho, observado após o outono de 2006, foi induzido pela produção de etanol a base de milho, nos Estados Unidos.

Dentre os estudos que refutaram a hipótese de que os movimentos dos preços das *commodities* agrícolas são impulsionados por flutuações do preço do petróleo, cabe destacar o trabalho de Reboredo (2012). Ao analisar os co-movimentos entre os preços do petróleo e cereais (milho, soja e trigo) no período de janeiro de 1998 a abril de 2011, utilizando diferentes especificações do modelo de cópulas (variantes ou invariantes no tempo), o autor não encontrou relação causal entre os picos de preço do petróleo e os picos de preços agrícolas.

Em outra linha de análise, a transmissão de risco é avaliada na esfera dos mercados futuros. Nessa abordagem, cabe destacar as contribuições de Trujillo-Barrera, Mallory e Garcia (2012), que no período de julho de 2006 a novembro de 2011, não evidenciaram transbordamento de risco do etanol para o milho. Por sua vez, Beckman e Czudaj (2014) demonstraram que o transbordamento de volatilidade nos mercados futuros agrícolas é observado somente no curto prazo. Para os autores, tal fato evidencia a possibilidade de movimentos especulativos e limita o efeito de ações políticas diretas *ex post*. Por fim, Terterin, Brooks e Enders (2016), demonstraram que, dada a maior interrelação com o mercado do petróleo, o mercado de milho apresentou um crescimento acelerado da volatilidade a partir de 2006, antes do início da crise nos mercados financeiros.

A identificação de transbordamento de risco entre os mercados de petróleo bruto e milho contribui para que os contratos futuros de milho cumpram sua função, em termos de mitigação de risco. Além disso, Wu, Guan e Myers (2011) destacaram que, evidências de transbordamento de risco entre esses mercados faz com que os participantes do mercado passem a considerar tanto estratégias tradicionais de *hedge*, quanto estratégias cruzadas de cobertura de risco (*cross-hedge*). Por outro lado, situações de alta volatilidade podem afetar a interpretação do conteúdo informacional presente nas séries de preços físicos e futuros. Para Ganneval (2016), em seu estudo sobre os produtores de milho e canola nos Estados Unidos, o preço futuro é provavelmente o preço de referência para os agentes econômicos. Entretanto, em uma situação de alta volatilidade, sem a presença de mercados futuros líquidos, é provável que a informação no preço ao nível do produtor torne-se mais importante para os agentes econômicos.

Sobre os efeitos da crise financeira global, Nazlioglu, Erdem e Soytaş (2013), ao aplicar testes de causalidade na variância, com dados de janeiro de 1986 a março de 2011, identificaram que não há evidências de transmissão de risco entre os mercados de petróleo e alimentos antes, mas há após a crise financeira. Ao comparar as duas crises vivenciadas no início (crise *ponto.com*) e final da década passada (crise do *subprime*), Baldi, Peri e Vandone (2016) observaram que o transbordamento de volatilidade aumentou após a crise financeira de 2008, sinalizando uma crescente interligação entre os mercados financeiro e de produtos agrícolas.

No início da década, os estudos se concentraram na relação direta entre petróleo bruto e *commodities* alimentares. Mas com o passar do tempo a análise das conexões entre combustíveis fósseis, biocombustíveis e alimentos ganha notoriedade. Muitos pesquisadores passaram a analisar como os novos elos entre o mercado de milho e etanol podem potencializar a transmissão de risco entre o binômio alimento-energia. Nesse contexto, Algieri e Leccadito

(2017) evidenciaram transbordamentos de risco maiores entre petróleo e alimentos do que entre biocombustíveis e alimentos.

Por sua vez, Gardebroek e Hernandez (2013) encontraram transbordamentos de volatilidade entre milho e etanol, mas não o contrário. Esse resultado é observado principalmente após 2006, quando o etanol se torna o principal aditivo à gasolina autorizado nos Estados Unidos. Com base em seus achados de pesquisas, os autores defenderam uma diversificação das matérias-primas usadas na produção de biocombustíveis. A relação unidirecional da transmissão de risco do mercado de milho para o mercado do etanol, também foi encontrada nos estudos de Trujillo-Barrera, Mallory e Garcia (2012) no mercado norte-americano e Wu e Li (2013) no mercado chinês.

Para Saghaian *et al.* (2018), os mercados de etanol e milho respondem de forma diferente às mudanças positivas e negativas nos preços do petróleo bruto. Assim, além de detectar o transbordamento de risco, os autores detectaram assimetrias nesse processo. Por sua vez, Ji *et al.* (2018), com a aplicação da abordagem de cópula com regime de comutação, também encontraram assimetrias nos co-movimentos de preços. A interação entre os mercados de *commodities* agrícolas e de energia (com base nos coeficientes de correlação suavizados) torna-se maior em momentos descendentes do que em momentos ascendentes dos preços. Ademais, De Nicola *et al.* (2016) demonstraram que o aumento dos co-movimentos de preços ocorre tanto entre petróleo e milho, quanto entre petróleo e óleo de soja.

Além de avaliar entre quais mercados ocorre a transmissão de risco com mais intensidade, alguns estudos têm se preocupado em avaliar como se processa a transmissão de risco entre diferentes países ou regiões. Nesse âmbito, Esposti e Listorti (2013) avaliaram a relação entre os mercados de cereais na Itália e na América do Norte, e identificaram que os choques exógenos predominantes no mercado internacional do milho são transmitidos para um mercado nacional pivô e na sequência para mercados satélites. Assim, os autores categorizaram dois campos possíveis de análise: transmissão de risco entre mercados espacialmente separados (*cross-markets*) ou entre diferentes produtos (*cross-commodity*). Para Ceballos *et al.* (2017), a transmissão de volatilidade parece ser mais comum em países que tem uma maior proporção da produção destinada ao comércio (tanto importações quanto exportações), em comparação com a proporção destinada às necessidades domésticas. Os achados de pesquisa de Hao *et al.* (2017) demonstraram que a mudança na oferta e demanda de milho nos Estados Unidos afetaram os mercados de milho em países em desenvolvimento.

Por sua vez, Jiang *et al.* (2016), com a aplicação do teste de quantilograma cruzado, identificaram uma relação bidirecional entre as séries de retorno de soja e milho da China com

as dos Estados Unidos. Entretanto, o transbordamento de risco é mais intenso dos Estados Unidos para a China do que na direção oposta, para todas as *commodities* analisadas. Por fim, os estudos de Abidoye e Labuschagne (2013) e Pierre e Kamiski (2018) identificaram transbordamentos de risco do mercado internacional de milho para os mercados da África do Sul e para a África subsaariana, respectivamente.

Outro debate que se estabeleceu na literatura trata do tema financeirização do mercado de *commodities*. Para Fernandez-Dias e Morley (2018), a interrelação entre as séries de retornos de preço do petróleo com o índice de preço agrícola apoiam a hipótese de financeirização supracitada. Em contrapartida, para Gardebroek, Hernandez e Robles (2016) apesar do maior volume de contratos futuros de produtos agrícolas negociados nas principais bolsas, há pouca evidência de que isso tenha contribuído para estimular o co-movimento em retornos e volatilidades condicionais entre *commodities* agrícolas.

Não obstante, Hamadi, Bassil e Nehme (2017) destacaram que o processo de financeirização cria um ambiente de maior especulação e volatilidade no mercado de *commodities*, com efeitos negativos quanto ao uso de ativos desse mercado para diversificação de portfólio. Mas para Kang, McIver e Yoon (2017) é a própria intensidade dos transbordamentos durante os períodos de turbulência que diminui os benefícios da diversificação. Em relação ao comportamento especulativo, Shahzada *et al.* (2018) destacam que, com a maior interconexão entre os mercados de petróleo e de grãos, os anúncios da Organização de Países Exportadores de Petróleo (OPEP) ou anúncios de Reserva Estratégica de Petróleo (SPR, em inglês) nos Estados Unidos podem induzir o comportamento especulativo nesses mercados.

No estudo da disseminação de risco entre o mercado de *commodities* com outros mercados não-energéticos, Kang, McIver e Yoon (2017) relacionaram os mercados de arroz, milho e trigo com mercado de metais (ouro e prata). Dentre os achados de pesquisa, cabe destacar que, em períodos de turbulência, há uma fuga dos investidores para ativos considerados seguros, que cumprem a função de reserva de valor. Nessas situações os autores identificaram que o ouro e a prata são fontes de transmissão de informação para o setor agrícola. Ao avaliar a relação dos produtos agrícolas com outras variáveis econômicas, De Nicola *et al.* (2016), não encontraram relações estatisticamente significativas entre as variações nas taxas de juros ou as mudanças nas taxas de câmbio com os retornos de preços de *commodities*.

A interrelação entre o mercado de grãos é avaliada por Sanjuán-Lopez e Dawson (2017), que evidenciaram um transbordamento de risco do mercado de soja para o mercado do milho. Dentre os fatores que explicam esse fenômeno estão o elevado grau de

complementariedade entre esses produtos, o aumento da demanda de milho a partir da produção de etanol, e a competição dessas culturas por recursos naturais, como é o caso da disputa por áreas agricultáveis nos Estados Unidos.

Por fim, a Figura 2.1 apresenta uma visão geral dos estudos empreendidos para identificar a disseminação de risco para os mercados de grãos selecionados nesta pesquisa. Dentre as terminologias analisadas, o termo transbordamento é o que mais se popularizou na literatura, principalmente nos estudos publicados entre 2016 e 2018. Em segundo lugar, tem-se o termo transmissão. A abordagem de transmissão de preços é muito popular na literatura, sendo que grande parte dos estudos são empreendidos para avaliar a transmissão de preços entre os elos de uma cadeia produtiva (que não foi incluído no escopo dessa revisão de literatura).

Figura 2.1 Apresentação esquemática das terminologias adotadas no estudo da disseminação de risco para os mercados de soja e de milho.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Independente da terminologia adotada, os estudos sobre propagação de risco estão sendo direcionados para avaliar os fatores responsáveis pelos desequilíbrios entre as variáveis, como a recorrência de choques, a intensificação da variabilidade dos preços ou da volatilidade e o surgimento de bolhas especulativas. Em contrapartida, as relações de equilíbrio têm recebido uma menor atenção da literatura. Para ilustrar esse fenômeno, as relações de causalidade que dominaram os estudos econométricos nas décadas de 1980 e 1990, sendo uma etapa convencional na análise de séries temporais de produtos agrícolas, foram abordados em aproximadamente 20% dos estudos dessa revisão bibliográfica. Nesse sentido, os estudos de

Natanelov *et al.* (2011), Trujillo-Barrera, Mallory e Garcia (2012), Wu e Li (2013) e Mensi *et al.* (2014) avaliaram as relações causais no sentido de Granger enquanto Gardebroek e Hernandez (2013) e Nazlioglu, Erdem e Soytaş (2013) implementaram o teste de causalidade na variância.

2.6. CONCLUSÃO

Com o objetivo de fornecer uma perspectiva sobre os principais avanços na pesquisa sobre a disseminação de riscos no mercado agrícola, essa revisão de literatura avalia 34 artigos publicados em 12 periódicos diferentes no período de 2010 a 2018. Esse ensaio não pretende ser uma revisão exaustiva ou conclusiva sobre o assunto. Pelo caráter seletivo em decorrência dos critérios adotados, registra-se aqui o pedido de desculpa aos pesquisadores cujo trabalho não foi incluído ou discutido em detalhes.

A tríade de conceitos selecionados *a priori* – contágio, transmissão e transbordamento – tem o intuito de captar os desdobramentos recentes do fenômeno de disseminação de riscos para o mercado agrícola. A revisão de literatura demonstra que as mudanças na interação entre os mercados e a consequente propagação de riscos, são ocasionadas por três fatores principais: a) crise financeira; b) ascensão dos biocombustíveis; e c) financeirização das *commodities*.

Em suma, um encadeamento de eventos impulsionou o debate científico sobre a propagação de riscos entre os mercados. Concomitante à crise financeira, observou-se uma elevação dos preços das *commodities*, sendo que um primeiro ciclo de estudos deu notoriedade a elevação dos preços do petróleo. Nesse ínterim, estabeleceu-se o debate sobre as relações entre os mercados de alimentos e energia. Como resposta à elevação dos preços do petróleo, ao longo da última década, difundiu-se políticas de incentivo à produção de biocombustíveis. Um segundo ciclo de pesquisas foi realizado para entender como o advento do etanol e outros combustíveis renováveis contribuiu para modificar a interrelação entre diversos mercados, dentre os quais cabe destacar o mercado de grãos. Outro desdobramento da crise financeira, foi a intensificação da diversificação de portfólio no processo de gestão de risco. Esse fato contribuiu para o debate sobre a financeirização do mercado de *commodities*.

Cada um desses tópicos de pesquisa é extensivamente analisado em uma vasta gama de estudos empíricos, e revisões de literatura sobre alguns desses tópicos já foram efetuadas, como

é o caso da transmissão de preços no mercado de biocombustíveis, por Serra e Zilberman (2013) ou o conceito de financeirização avaliado por Lagoarde-Segot (2017). A contribuição dessa revisão de literatura é a análise da disseminação de risco de diferentes mercados para o mercado de grãos, especialmente para o milho e a soja, e entre esses mercados. Ao focar a análise no mercado de soja e milho, essa revisão limita a capacidade de se avaliar de forma abrangente cada um dos fatores que desencadeia a disseminação de riscos.

Com base na revisão de literatura é possível identificar o debate sobre a propagação de risco entre os mercados de energia e de alimentos e o debate sobre a financeirização dos mercados de *commodities*. Em relação à financeirização, esse fenômeno tem um duplo efeito no mercado futuro de grãos. Com o aumento do volume de negociações no mercado futuro de soja ou de milho, intensifica-se o debate sobre o papel dessas *commodities* na diversificação de portfólio. Por outro lado, a análise das estratégias cruzadas de gestão de risco ganha novo ímpeto com a avaliação da efetividade das operações de *cross-hedge* nesse novo contexto.

Em termos metodológicos, o estudo da difusão de risco entre diferentes mercados se apoia nos principais avanços econométricos realizados ao longo das últimas duas décadas. A predominância da abordagem GARCH multivariada demonstra a preocupação da literatura com o conteúdo informacional presente na variância, principalmente na dependência serial da variância condicional. A aplicação de modelos de correlação condicional dinâmica no período recente (GARDEBROEK; HERNANDEZ; ROBLES, 2016; FERNANDEZ-DIAZ; MORLEY, 2018), demonstra que além da volatilidade a correlação condicional passa a chamar a atenção dos pesquisadores.

Na agenda para futuras pesquisa sobre o tema, destaca-se a necessidade de avaliar a transmissão de riscos entre os mercados agrícolas. Ainda são escassos os estudos que avaliam o transbordamento de risco entre mercados altamente correlacionados, como é o caso do milho e da soja. O estudo de Sanjuán-Lopez e Dawson (2017) contribui com o debate, evidenciando o transbordamento de risco do mercado de soja para o mercado do milho. Entretanto, há carências na identificação de quebras estruturais ou mudanças de regime nas relações dinâmicas entre essas variáveis.

REFERÊNCIAS

ABIDOYE, Babatunde O.; LABUSCHAGNE, Marlene. The transmission of world maize price to South African maize market: a threshold cointegration approach. **Agricultural economics**, v. 45, n. 4, p. 501-512, 2014. DOI: 10.1111/agec.12102

- ADAMS, Zeno; GLÜCK, Thorsten. Financialization in commodity markets: a passing trend or the new normal? **Journal of Banking & Finance**, v. 60, p. 93-111, 2015. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2015.07.008
- AI, Chunrong; CHATRATH, Arjun; SONG, Frank. On the comovement of commodity prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 88, n. 3, p. 574-588, 2006. DOI: 10.1111/j.1467-8276.2006.00880.x
- ALGIERI, Bernardina; LECCADITO, Arturo. Assessing contagion risk from energy and non-energy commodity markets. **Energy Economics**, v. 62, p. 312-322, 2017. Al-maadid *et al.* (2017). DOI: 10.1016/j.eneco.2017.01.006
- AL-MAADID, Alanoud; CAPORALE, Guglielmo R.; SPAGNOLO, Fabio; SPAGNOLO, Nicola. Spillovers between food and energy prices and structural breaks. **International Economics**, v. 150, p. 1-18, 2017. DOI: 10.1016/j.inteco.2016.06.005
- ARDENI, Pier Giorgio. Does the law of one price really hold for commodity prices? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 3, p. 661-669, 1989. DOI: 10.2307/1242021
- BALDI, Lucia; PERI, Massimo; VANDONE, Daniela. Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. **Research in International Business and Finance**, v. 38, p. 277-285, 2016. DOI: 10.1016/j.ribaf.2016.04.020
- BECKMANN, Joscha; CZUDAJ, Robert. Volatility transmission in agricultural futures markets. **Economic Modelling**, v. 36, p. 541-546, 2014. DOI: 10.1016/j.econmod.2013.09.036
- BELLINGHINI, Débora. **Análise da volatilidade spillover entre commodities agrícolas e o mercado de energia**. Piracicaba: ESALQ, 2012. 91p. Dissertação de Mestrado. Dissertação de Mestrado.
- BOSCH, David; PRADKHAN, Elina. Trading Activity and Rate of Convergence in Commodity Futures Markets. **Journal of Futures Markets**, v. 37, n. 9, p. 930-938, 2017. DOI: 10.1002/fut.21831
- BRÜMMER, Bernhard; KORN, Olaf; SCHLÜßLER, Kristina; JAGHDANI, Tinoush J. Volatility in oilseeds and vegetable oils markets: Drivers and spillovers. **Journal of Agricultural Economics**, v. 67, n. 3, p. 685-705, 2016. DOI: 10.1111/1477-9552.12141
- CEBALLOS, Francisco; HERNANDEZ, Manuel A.; MINOT, Nicholas; ROBLES, Miguel. Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries. **World Development**, v. 94, p. 305-320, 2017. DOI: 10.1016/j.worlddev.2017.01.015
- CHANG, Chia-Lin; MCALEER, Michael. A simple test for causality in volatility. **Econometrics**, v. 5, n. 1, p. 15, 2017. DOI: 10.3390/econometrics5010015
- CHENG, Ing-Haw; XIONG, Wei. Financialization of commodity markets. **Annual Review of Financial Economics**, v. 6, n. 1, p. 419-441, 2014. DOI: 10.1146/annurev-financial-110613-034432

- CHEUNG, Yin-Wong; NG, Lilian K. A causality-in-variance test and its application to financial market prices. **Journal of Econometrics**, v. 72, n. 1-2, p. 33-48, 1996. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01714-X
- CRUZ JR, Jose C.; CAPITANI, Daniel H.; Silveira, Rodrigo L. F. The effect of Brazilian corn and soybean crop expansion on price and volatility transmission, **Economics Bulletin**, v.38, n.4, p. 2273-2283.
- DE NICOLA, Francesca; DE PACE, Pierangelo; HERNANDEZ, Manuel A. Co-movement of major energy, agricultural, and food commodity price returns: A time-series assessment. **Energy Economics**, v. 57, p. 28-41, 2016. DOI: 10.1016/j.eneco.2016.04.012
- DIKS, Cees; PANCHENKO, Valentyn. A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 30, n. 9-10, p. 1647-1669, 2006. DOI: 10.1016/j.jedc.2005.08.008
- DORNBUSCH, Rudiger; PARK, Yung Chul; CLAESSENS, Stijn. Contagion: understanding how it spreads. **The World Bank Research Observer**, v. 15, n. 2, p. 177-197, 2000. DOI: 10.1093/wbro/15.2.177
- DU, Xiaodong; CINDY, Yu; HAYES, Dermot J. Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. **Energy Economics**, v. 33, n. 3, p. 497-503, 2011. DOI: 10.1016/j.enpol.2010.03.067
- ENGLE, Robert; GRANGER, Clive W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987. DOI: 10.2307/1913236
- ENGLE, Robert F.; ITO, Takatoshi; LIN, Wen-Ling. Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market. **Econometrica**, v. 58, n. 3, p. 525-542, 1990. DOI: 10.2307/2938189
- ESPOSTI, Roberto; LISTORTI, Giulia. Agricultural price transmission across space and commodities during price bubbles. **Agricultural Economics**, v. 44, n. 1, p. 125-139, 2013. DOI: 10.1111/j.1574-0862.2012.00636.x
- FERNANDEZ, Viviana. Commodity price excess co-movement from a historical perspective: 1900–2010. **Energy Economics**, v. 49, p. 698-710, 2015. DOI: 10.1016/j.eneco.2015.04.003
- FERNANDEZ-DIAZ, Jose M.; MORLEY, Bruce (*In Press, Corrected Proof*). Interdependence among agricultural commodity markets, macroeconomic factors, crude oil and commodity index. **Research in International Business and Finance**, 2018. DOI: 10.1016/j.ribaf.2018.07.009
- FISZERD, Piotr; ORZESKO, Witold. Nonlinear Granger causality between grains and livestock. **Agricultural Economics – Czech**, v. 64, n.7, p.328-336, 2018. DOI: 10.17221/376/2016-AGRICECON
- GANNEVAL, Sébastien. Spatial price transmission on agricultural commodity markets under different volatility regimes. **Economic Modelling**, v. 52, part A, p. 173–185. DOI:10.1016/j.econmod.2014.11.027

- GARCIA, Philip; LEUTHOLD, Raymond M.; ZAPATA, Hector. Lead-lag relationships between trading volume and price variability: New evidence. **Journal of Futures Markets**, v. 6, n. 1, p. 1-10, 1986. DOI: 10.1002/fut.3990060102
- GARDEBROEK, Cornelis; HERNANDEZ, Manuel A. Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets. **Energy economics**, v. 40, p. 119-129, 2013. DOI: 10.1016/j.eneco.2013.06.013
- GARDEBROEK, Cornelis; HERNANDEZ, Manuel A.; ROBLES, Miguel. Market interdependence and volatility transmission among major crops. **Agricultural Economics**, v. 47, n. 2, p. 141-155, 2016. DOI: 10.1111/agec.12184
- GOODWIN, Barry K.; PIGGOTT, Nicholas E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001. DOI: 10.1111/0002-9092.00157
- GOZGOR, Giray; LAU, Chi Keung Marco; BILGIN, Mehmet Huseyin. Commodity markets volatility transmission: Roles of risk perceptions and uncertainty in financial markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 44, p. 35-45, 2016. DOI: 10.1016/j.intfin.2016.04.008
- GRANGER, Clive WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969. DOI: 10.2307/1912791
- GRANGER, Clive WJ. Testing for causality: a personal viewpoint. **Journal of Economic Dynamics and control**, v. 2, p. 329-352, 1980. DOI:10.1016/0165-1889(80)90069-X
- HAASE, Marco; SEILER-ZIMMERMANN, Yvonne; ZIMMERMANN, Heinz. The impact of speculation on commodity futures markets—A review of the findings of 100 empirical studies. **Journal of Commodity Markets**, v. 3, n. 1, p. 1-15, 2016. DOI: 10.1016/j.jcomm.2016.07.006
- HAMADI, Hassan; BASSIL, Charbel; NEHME, Tamara. News surprises and volatility spillover among agricultural commodities: The case of corn, wheat, soybean and soybean oil. **Research in International Business and Finance**, v. 41, p. 148-157, 2017. DOI: 10.1016/j.ribaf.2017.04.006
- HAN, Liyan; ZHOU, Yimin; YIN, Libo. Exogenous impacts on the links between energy and agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v. 49, p. 350-358, 2015. DOI: 10.1016/j.eneco.2015.02.021
- HAO, Na; PEDRONI, Peter; COLSON, Gregory; WETZSTEIN, Michael. The linkage between the US ethanol market and developing countries' maize prices: a panel SVAR analysis. **Agricultural Economics**, v. 48, n. 5, p. 629-638, 2017. DOI: 10.1111/agec.12362
- HAVLICEK, Joseph; WHITE, Fred C. A Note on the Measurement of Spillovers of Agricultural Research Results. **Journal of the Northeastern Agricultural Economics Council**, v. 12, n. 2, p. 127-130, 1983. DOI: 10.1017/S0163548400003988

- HAAß, Lars Helge; KOZIOL, Christian; SCHWEIZER, Denis. What Drives Contagion in Financial Markets? Liquidity Effects versus Information Spill-Over. **European Financial Management**, v. 20, n. 3, p. 548-573, 2014. DOI: 10.1111/j.1468-036X.2013.12011.x
- HIEMSTRA, Craig; JONES, Jonathan D. Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. **The Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1639-1664, 1994. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1994.tb04776.x
- HOUCK, James P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570-572, 1977. DOI: 10.2307/1239663
- Ji, Qiang, BOURI, Elie, ROUBAUD, David, SHAHZAD, Syed J. H. Risk spillover between energy and agricultural commodity markets: A dependence-switching CoVaR-copula model. **Energy Economics**, v. 75, p. 14-27, 2018. DOI: 10.1111/agec.12362
- JIANG; Huayun, SU; Jen-je, TODOROVA; Neda, ROCA, Eduardo. Spillovers and directional predictability with a cross-quantilogram analysis: the case of US and Chinese agricultural futures. **Journal of Futures Markets**, v. 36, n. 12, p. 1231-1255, 2016. DOI: 10.1016/j.eneco.2018.08.015
- JOHANSEN, Søren. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford University Press on Demand, 1995. DOI: 10.1007/978-0-198-77450-1
- KANG, Sang Hoon; MCIVER, Ron; YOON, Seong-Min. Dynamic spillover effects among crude oil, precious metal, and agricultural commodity futures markets. **Energy Economics**, v. 62, p. 19-32, 2017. DOI: 10.1016/j.eneco.2016.12.011
- KING, Mervyn A.; WADHWANI, Sushil. Transmission of volatility between stock markets. **The Review of Financial Studies**, v. 3, n. 1, p. 5-33, 1990. DOI: 10.1093/rfs/3.1.5
- LAGOARDE-SEGOT, Thomas. Financialization: Towards a new research agenda. **International Review of Financial Analysis**, v. 51, p. 113-123, 2017. DOI: 10.1016/j.irfa.2016.03.007
- LIEN, Donald; LEE, Hsiang-Tai; SHEU, Her-Jiun. (*In Press*). Hedging systematic risk in the commodity market with a regime-switching multivariate rotated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model. **Journal of Futures Markets**. DOI: 10.1002/fut.21959
- LIU, Qingfu; AN, Yunbi. Information transmission in informationally linked markets: Evidence from US and Chinese commodity futures markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, n. 5, p. 778-795, 2011. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2011.05.006
- LUCOTTE, Yannick. Co-movements between crude oil and food prices: A post-commodity boom perspective. **Economics Letters**, v. 147, p. 142-147, 2016. DOI: 10.1016/j.econlet.2016.08.032
- MENSI, Walid; HAMMOUDEH, Shawkat, NGUYEN, Duc K., & YOON, Seong-Min M. Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices. **Energy Economics**, v. 43, p. 225-243, 2014. DOI: 10.1016/j.eneco.2014.03.004

- MOSCHINI, Giancarlo; HENNESSY, David A. Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers. **Handbook of agricultural economics**, v. 1, p. 87-153, 2001. DOI: 10.1016/S1574-0072(01)10005-8
- MYERS, Robert J.; SEXTON, Richard J.; TOMEK, William G. A century of research on agricultural markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 92, n. 2, p. 376-403, 2010. DOI: 10.1093/ajae/aaq014
- NATANELOV, Valeri; ALAM, Mohammad J.; MCKENZIE, Andrew M.; HUYLENBROECK, Guido V. Is there co-movement of agricultural commodities futures prices and crude oil? **Energy Policy**, v. 39, n. 9, p. 4971-4984, 2011. DOI: 10.1016/j.enpol.2011.06.016
- NAZLIOGLU, Saban; ERDEM, Cumhur; SOYTAS, Ugur. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v. 36, p. 658-665, 2013. DOI: 10.1016/j.eneco.2012.11.009
- OHASHI, Kazuhiko; OKIMOTO, Tatsuyoshi. Increasing trends in the excess comovement of commodity prices. **Journal of Commodity Markets**, v. 1, n. 1, p. 48-64, 2016. DOI: 10.1016/j.jcomm.2016.02.001
- PIERRE, Guillaume; KAMINSKI, Jonathan. (*In Press*) Cross country maize market linkages in Africa: integration and price transmission across local and global markets. **Agricultural Economics**, 2018. DOI: 10.1111/agec.12467
- PINDYCK, Robert S.; ROTEMBERG, Julio J. The Excess Co-Movement of Commodity Prices. **The Economic Journal**, v. 100, n. 403, p. 1173-1189, 1990. DOI: 10.2307/2233966
- REBOREDO, Juan C. Do food and oil prices co-move? **Energy Policy**, v. 49, p. 456-467, 2012. DOI: 10.1016/j.enpol.2012.06.035
- RICHARDSON, J. David. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. **Journal of International Economics**, v. 8, n. 2, p. 341-351, 1978. DOI: 10.1016/0022-1996(78)90027-2
- SAGHAIAN; Sayed, NEMATI; Mehdi, WALTERS, Cory, CHEN, Bo. Asymmetric Price Volatility Transmission between US Biofuel, Corn, and Oil Markets. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.43, n.1, p.46-60, 2018. DOI: 10.2139/ssrn.2906336
- SANJUÁN-LÓPEZ, Ana I.; DAWSON, Philip J. Volatility Effects of Index Trading and Spillovers on US Agricultural Futures Markets: A Multivariate GARCH Approach. **Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 3, p. 822-838, 2017. DOI: 10.1111/1477-9552.12216
- SERRA, Teresa; ZILBERMAN, David. Biofuel-related price transmission literature: A review. **Energy Economics**, v. 37, p. 141-151, 2013. DOI: 10.1016/j.eneco.2013.02.014
- SHAHZAD, Syed J. H.; HERNANDEZ, Jose A.; AL-YAHYAEE, Khamis H.; JAMMAZI, Rania. Asymmetric risk spillovers between oil and agricultural commodities. **Energy Policy**, v. 118, p. 182-198, 2018. DOI: 10.1016/j.enpol.2018.03.074

- SILVENNOINEN, Annastiina; THORP, Susan. Crude oil and agricultural futures: an analysis of correlation dynamics. **Journal of Futures Markets**, v. 36, n. 6, p. 522-544, 2016. DOI: 10.1002/fut.21770
- STOCK, James H.; WATSON, Mark. Forecasting output and inflation: The role of asset prices. **Journal of Economic Literature**, v. 41, n. 3, p. 788-829, 2003. DOI: 10.1257/002205103322436197
- TANG, Ke; XIONG, Wei. Index investment and the financialization of commodities. **Financial Analysts Journal**, v. 68, n. 5, p. 54-74, 2012. DOI: 10.2469/faj.v68.n6.5
- TETERIN, Pavel; BROOKS, Robert; ENDERS, Walter. Smooth volatility shifts and spillovers in US crude oil and corn futures markets. **Journal of Empirical Finance**, v. 38, p. 22-36, 2016. DOI: 10.1016/j.jempfin.2016.05.005
- TRUJILLO-BARRERA, Andrés; MALLORY, Mindy; GARCIA, Philip. Volatility spillovers in US crude oil, ethanol, and corn futures markets. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, p. 247-262, 2012. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/23496711>>. Acesso em: 18 Abr. 2018
- WOLFFRAM, Rudolf. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches: Some critical notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 2, p. 356-359, 1971. DOI: 10.2307/1237462
- WRIGHT, Brian D. The economics of grain price volatility. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 32-58, 2011. DOI: 10.1093/aepp/ppq033
- WU, Haixia, LI, Shiping. Volatility spillovers in China's crude oil, corn and fuel ethanol markets. **Energy Policy**, v. 62, p. 878-886, 2013. DOI: 10.1016/j.enpol.2013.07.026
- WU, Feng; GUAN, Zhengfei; MYERS, Robert J. Volatility spillover effects and cross hedging in corn and crude oil futures. **Journal of Futures Markets**, v. 31, n. 11, p. 1052-1075, 2011.

APÊNDICE

APÊNDICE A.
soja e milho

Fluxo da seleção de artigos da revisão sistemática sobre disseminação de risco nos mercados de

Fonte: Resultados de Pesquisa

Nota: 1. A revisão de literatura foi operacionalizada por meio dos recursos avançados de busca do *Science Direct* e *Web of Science*.

APÊNDICE B.

Relação dos trabalhos selecionados na revisão de literatura

Autores	Período	Frequência	Modelos Utilizados
Abidoye e Labuschagne (2014)	Jan/2000 – Dec/2010	M	OLS, TAR
Algieri e Leccadito (2017)	Mai/2005 – Jun/2013	D	VaR, Δ CoVaR
Al-Maadid <i>et al.</i> (2017)	Jan/2003 – Jun/2015	D	GARCH-BEKK
Baldi, Peri e Vandone (2016)	Jul/1997 – Jul/2015	S	GARCH-BEKK
Beckmann, Czudaj (2014)	Jan/2000 – Jun/2012	D	GARCH-in-mean VAR
Brummer <i>et al.</i> (2015)	Fev/1990 – Dez/2012	M	VAR
Du, Cindy, Hayes (2011)	Nov/1998 – Jan/2009	M	SVMJ
Esposti e Listorti (2013)	Mai/2006 – Dez/2010	S	VAR, VEC
Fernandez-Diaz e Morley (2018)	Jan/1982 – Dez/2012	M	DCC
Ganneval (2016)	Jan/2006 – Dez/2013	S	TVEC
Gardebroek e Hernandez (2013)	Set/1997 – Out/2011	S	GARCH-DCC, T-BEKK
Gardebroek <i>et al.</i> (2016)	Jan/1998 – Out/2012	D	T-BEKK, T-DCC
Gozgor, Lau, Bilgin (2016)	Jan/1990 – Jul/2015	D	GJR-GARCH
Hamadi, Bassil e Nehme (2017)	Dez/1999 – Mai/2015	D	GARCH, 3SLS
Han, Zhou e Yin (2015)	Jan/2000 – Jan/2014	D	NM
Hao <i>et al.</i> (2017)	Jan/2006 – Jan/2015	M	Painel
Ji <i>et al.</i> (2018)	Jan/2000 – Jun/2017	D	RS-COPULA, ARMA-GARCH
Jiang <i>et al.</i> (2016)	Mar/2003 – Ago/2014	D	CQ
Kang, McIver e Yoon (2017)	Jan/2002 – Jul/2016	D	DECO-GARCH
Lien, Lee e Sheu (2018)	Jan/1994 – Dez/2016	D	RSMR-BEKK
Liu e An (2011)	Jan/2004 – Dez/2009	D	VEC
Mensi <i>et al.</i> (2014)	Jan/2000 – Jan/2013	D	GARCH-BEKK, GARCH-DCC
Natanelov <i>et al.</i> (2011)	Jul/1989 – Fev/2010	M	TVEC
Nazlioglu, Erdem e Soytaş (2013)	Jan/1986 – Mar/2011	D	GARCH
Nicola, Pace e Hernandez (2016)	Jul/1987 – Abr/2017	M	GARCH-DCC
Pierre e Kaminski (2018)	Jan/2007 – Dez/2016	D	VAR
Reboredo (2012)	Jan/1998 – Abr/2011	S	COPULA
Saghaian <i>et al.</i> (2018)	Jan/2007 – Nov/2015	D, S, M	GARCH-BEKK
Sanjuán-Lopez e Dawson (2017)	Jan/2006 – Out/2014	W	GARCH-BEKK
Shahzada <i>et al.</i> (2018)	Jan/2000 – Jun/2017	D	COPULA
Terterin, Brooks e Enders (2016)	Jun/1993 – Mar/2015	D	GARCH
Trujillo-Barrera, Mallory e Garcia (2012)	Jul/2006 – Nov/2011	D	GJR-GARCH, GARCH-BEKK
Wu e Li (2013)	Set/2003 – Ago/2012	S	GARCH-BEKK
Wu, Guan e Myers (2010)	Jan/1992 – Jun/2009	D	GARCH-BEKK

Fonte: Resultados de Pesquisa

Nota: 1. A frequência é classificada em diária (D), semanal (S) ou mensal (M)

2. delta Value-at-Risk condicional (Δ CoVaR); mínimos quadrados (OLS); Mínimos Quadrados em três estágios (3SLS); especificação de Baba, Engle, Kraft e Kroner (BEKK); cross-quantilograma (CQ); modelo de Correlação Condicional Dinâmica (DCC); Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada (GARCH); modelo GARCH de Equicorrelação Dinâmica (DECO-GARCH); especificação de Glosten–Jagannathan–Runkle (GJR); Modelo de Mistura de Normais (NM); especificação de mudança de regime (RS); modelo de volatilidade estocástica com salto de Merton (SVMJ); o modelo autorregressivo com limiar (TAR); modelo de correção de erro vetorial com Threshold (TVEC); Value-at-Risk (VaR); vetor autorregressivo (VAR), e modelo de correção de erro vetorial (VEC).

3. CORRELAÇÃO CONDICIONAL ENTRE OS MERCADOS FÍSICO E FUTURO DE SOJA E MILHO NO BRASIL

RESUMO

Este artigo investiga a dinâmica da volatilidade e correlações condicionais entre os preços do milho e da soja nos mercados à vista e futuro. Embora a maioria dos produtores rurais não estejam diretamente envolvidos nos mercados de derivativos, eles são, no entanto, cada vez mais afetados por ele. Diante de riscos de preço e produção, os agricultores devem usar todas as informações disponíveis em seu processo de gerenciamento de riscos, tanto nos mercados físicos e futuros de seu produto de interesse, quanto nos mercados de produtos relacionados, sejam nacionais ou estrangeiros. Nesse estudo são utilizados os modelos de Correlação Condicional Constante e Correlação Condicional Dinâmica com a especificação VAR-GARCH bivariado, com dados para os mercados brasileiro e norte-americano no período de 2004 a 2017. Dentre os achados de pesquisa, cabe destacar as maiores correlações entre os mercados físicos de milho e soja e as evidências de contágio nos mercados à vista e futuro de ambos os produtos. Bem como, as evidências indicam que a crise financeira afetou significativamente a relação entre os mercados de milho e soja.

Palavras-chave: Gestão de riscos; Mercados agrícolas; Correlação condicional; Relação preço

ABSTRACT

This paper investigates the dynamics of volatility and conditional correlations between corn and soybean prices in the spot and futures markets. Although most agricultural producers are not directly involved in the derivatives markets, they are however increasingly affected by them. Faced with price and production risks, farmers must use all information available in their risk management process, both spot and futures markets, either domestic or foreign. Constant Conditional Correlation and Dynamic Conditional Correlation specifications with a bivariate VAR-GARCH model are employed, with data for Brazilian and US markets for the period 2004-2017, during which several structural changes and extreme climate phenomena have occurred. We find the highest correlations between the corn and soybean spot markets, and evidence of contagion in both products' spot and futures markets. We also find that the financial crisis has significantly affected the relationship between the corn and soybean markets.

Keywords: Risk management; Agricultural markets; Conditional correlation; Price relationship

Classificação JEL: C32, G13, Q14

*O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

3.1. INTRODUÇÃO

Em virtude da constante modernização que permeia o setor agropecuário, a utilização de mecanismos adequados para a mitigação de riscos torna-se um fator basilar para o sucesso desta atividade produtiva. A gestão de risco de preços de um produto agropecuário, como é o caso do milho, é realizada mediante a utilização de amplo e multifacetado conteúdo informacional, que abarca a análise dos fundamentos do mercado de interesse, bem como do mercado de produtos correlatos.

Na literatura sobre o tema, além da tradicional vertente de análise das relações entre os preços físicos e futuros, soma-se a abordagem recente de contágio ou transbordamento de risco entre diferentes mercados. A relação entre soja e milho é um indicador que, historicamente, foi utilizado pelos produtores rurais na decisão de plantio (UBILAVA, 2012). Com base na premissa de que a relação entre os mercados de soja e milho pode ser útil no processo de gestão de risco na comercialização destas *commodities*, o presente estudo tem como objetivo analisar a dinâmica da correlação condicional entre os preços de soja e milho, em seus mercados físicos e futuros.

No tocante ao mercado de derivativos agropecuários, vislumbra-se o aumento do volume de contratos negociados ao redor do mundo. De acordo com a *Future Industry Association*, em 2016, foram negociados 1.932,07 milhões de contratos futuros e de opções agropecuárias, o que equivale a praticamente o triplo dos 640,68 milhões de contratos negociados em 2007, período anterior a crise financeira global (ACWORTH, 2018). Entretanto, ainda é baixa a utilização desses contratos por parte dos produtores rurais (SILVEIRA; CRUZ JUNIOR; SAES, 2012). A baixa adesão aos mercados de derivativos não evita que os produtores rurais sejam afetados pela financeirização do mercado futuro agropecuário e os riscos decorrentes desse processo. Como efeito, os preços e a volatilidade do mercado de grãos tornam-se mais suscetível a influências exógenas.

Ao utilizar os contratos futuros na bolsa de mercadorias brasileira, a Brasil Bolsa Balcão (B3), os agentes assumem uma posição de segurança no mercado futuro como forma de proteção contra variações indesejadas no mercado físico. Como resultado, a descoberta de preços proporcionada por esses ativos auxilia na mitigação de riscos (GASTINEAU; KRITZMAN, 1999). Por sua vez, utilizando contratos futuros externos, da Bolsa de Mercadorias de Chicago (CME, sigla em inglês), os agentes se beneficiam da maior liquidez destes ativos, mas podem se defrontar com padrões distintos de volatilidade.

Por sua vez, na análise da volatilidade e da correlação dessas séries de preços, leva-se em consideração a natureza estocástica dos preços físicos e futuros agropecuários e a dependência serial da variância condicional. Assim, os conceitos de variância e correlação condicionais podem ser particularmente úteis para compreender os mecanismos indutores de mudança nos co-movimentos dos preços do milho e da soja, em seus mercados físicos e futuros.

Com base no exposto, no presente estudo pretende-se refletir sobre a seguinte questão: mudanças no comportamento da variância e correlação condicional, entre a soja e milho, em seus mercados físicos e futuros, estão associadas ao transbordamento de risco entre esses mercados? Especificamente, almeja-se analisar as mudanças na variância e correlação condicionais, no período de 2004 a 2017, nos seguintes estratos de análise: a) entre o mercado físico do milho com os mercados futuros de milho na B3 e na CME, b) entre o mercado físico do milho com os mercados físicos e futuros da soja. Para tal, adota-se a modelagem VAR-GARCH bivariada para os modelos de Correlação Condicional Constante e Correlação Condicional Dinâmica.

Na literatura sobre o tema, o estudo do contágio entre mercados, abrange diferentes recortes espaciais ou temporais, e tem sido realizado na relação entre o preço do petróleo e os mercados agrícolas (DU; YU; HAYES, 2011; NAZLIOGLU, ERDEM; SOYTAS, 2013; MENSI *et al.*, 2014; CABRERA; SCHULZ, 2016), entre os mercados de alimentos e de fretes (KAVUSSANOS; VISVIKIS; DIMITRAKOPOULOS, 2014) ou entre os mercados agrícola e de créditos de carbono (LIU; CHEN, 2013; SEGNON; LUX; GUPTA, 2017). Nesse sentido, a contribuição do presente estudo é analisar a dinâmica dos retornos e da correlação condicional dentro do mercado de grãos.

A escolha do mercado do milho se justifica dado que é o principal cereal produzido no mundo, com 1.099,91 milhões de toneladas produzidas na safra 2017/18 (UNITED STATES, 2018), e também pelas importantes mudanças estruturais que ocorreram nesse mercado ao longo da última década. As políticas mandatórias de adição de etanol a base de milho à gasolina, como é o caso da *Energy Policy Act* (EPA) de 2005 e a *Energy Independence and Security Act* (EISA)³ de 2007 nos Estados Unidos, aumentaram a interdependência entre os mercados energéticos e agrícolas (HAN; ZHOU; YIN, 2015). Como a EISA determinou o aumento da produção de biocombustíveis até 2022, os mercados de petróleo bruto e de milho

³ Informações adicionais sobre a *Energy Policy Act* (2005) podem ser encontradas em <<https://www.gsa.gov/cdnstatic/PLAW-109publ58.pdf>>, enquanto que, informações sobre a *Energy Independence and Security Act* (2007) estão disponíveis em <<https://www.gpo.gov/fdsys/pkg/PLAW-110publ140/pdf/PLAW-110publ140.pdf>>.

continuarão a se expandir, tornando-se cada vez mais interconectados (WU; GHUAN; MYERS, 2011).

A expansão da produção do milho safrinha⁴, fez com que a partir de 2011/12 a safra de inverno de milho passasse a ser a principal safra de milho brasileira (CONAB, 2017) proporcionando um importante deslocamento temporal da produção de milho no Brasil. Por fim, em um ambiente de mudanças climáticas, a recorrência e amplitude de adversidades climáticas, coma a seca de 2012/13 nos Estados Unidos (LU; CARBONE; GAO, 2017) e a seca de 2015/16 no Brasil (CONAB, 2017) tem influenciado o comportamento do preço do milho. Todas essas mudanças podem afetar a relação entre os mercados físicos e futuros do milho, bem como alterar as relações com seus mercados correlatos, como é o caso da soja. Por fim, o presente estudo é estruturado da seguinte forma: a seção dois descreve os avanços da literatura sobre o transbordamento de risco entre mercados; a seção três apresenta o arcabouço metodológico sobre os modelos de correlação condicional; a seção seguinte descreve os principais achados de pesquisa, e a seção final sumariza as principais conclusões.

3.2. REVISÃO DE LITERATURA

O estudo do comportamento dos preços no mercado financeiro, especialmente no mercado de derivativos, tem sido um tema recorrente na literatura. Nesse sentido, não há consenso sobre a relação entre os preços físicos e futuros. Por um lado, há a ideia de que os mercados futuros são úteis na partilha de risco entre os agentes (ANDERSON; DANTHINE, 1983), por outro lado, os preços futuros desestabilizam o mercado físico, via efeitos da especulação (NEWBERRY, 1987).

Extrapolando esse debate clássico, as pesquisas mais recentes se concentraram no papel informativo dos preços futuros. Haase, Seiler-Zimmermann e Zimmermann (2016) revisaram 100 artigos empíricos selecionados sobre especulação e seu impacto nos preços futuros de *commodities* e catalogaram as principais variáveis de interesse em seis grupos: a) níveis de preços físicos e futuros; b) retornos; c) prêmio de risco; d) *spreads*; e) volatilidade, e f) *spillover* ou contágio.

⁴ O milho safrinha é o milho de sequeiro cultivado extemporaneamente após a cultura de verão. Refere-se a parcela da produção de milho que disputava áreas na safra de verão com a soja que passa a ser realocada na safra de inverno.

Apesar da dificuldade de entender o padrão dos co-movimentos de preços de diferentes ativos, estudos empíricos têm avançado na identificação de vulnerabilidades e possíveis canais de contágio entre esses ativos. Para Gardebroek, Hernandez e Robles (2016), um avanço no estudo dos co-movimentos de preços, deve-se ao fato de que, além da utilização de séries de preços em nível, a literatura passa a dar mais atenção à volatilidade condicional aplicada ao problema de contágio de preços entre mercados.

De modo geral, não há consenso na literatura sobre quais são os principais canais de contágio no mercado financeiro. Entretanto, cabe destacar que, fatores como intensificação dos fluxos comerciais e financeiros, similaridades macroeconômicas, liquidez do mercado, mudanças no comportamento dos investidores, entre outros, são características que tornam uma região ou mercado mais suscetível a choques exógenos (DORNBUSCH; PARK; CLAESSENS, 2000). Para o mercado agrícola é importante destacar as mudanças climáticas, mudanças nos níveis de estoques e o crescimento da ligação entre esse mercado com os mercados de energia e financeiro (JEBALBI; AROURI; TEULON, 2014). Desse modo, os estudos empíricos sobre contágio entre mercados passaram a utilizar a volatilidade como variável de interesse, cunhando o conceito de *spillover* ou transbordamento de volatilidade.

Em suma, a abordagem de contágio extrapola os conceitos de especulação e comportamento de manada, incorporando na análise o conceito de volatilidade condicional. Da mesma forma, avança no tocante à literatura sobre transmissão de preços, na medida em que substitui a análise de um produto em várias regiões (ou diferentes níveis de mercado) pela análise da interrelação entre mercados distintos. A identificação de possíveis canais ou mecanismos de contágio ajuda a entender quais foram as principais transformações na interdependência entre dois ou mais mercados, que contribuem para a disseminação de riscos entre esses mercados.

Por outro lado, com a hipótese de financeirização do mercado de *commodities*, a discussão seminal sobre os efeitos da especulação no comportamento dos preços ganha uma nova perspectiva. No mercado agrícola, cabe destacar o fim do pregão viva voz e avanço nas plataformas de negociação de derivativos. Essas mudanças do ambiente de negociação reduziram o custo e aumentaram a velocidade de transações (IRWIN; SANDERS, 2012), atraindo um fluxo de recursos de participantes não usuais do mercado agrícola, como instituições financeiras, companhias de seguros, fundos de pensão, fundações e fundos de *hedge*, entre outros (TANG; XIONG, 2012). Para ilustrar a mudança no perfil dos investidores, entre as bolhas especulativas de 2000 (bolha *ponto.com*) e de 2008 (crise do *subprime*) é

crescente a participação de *commodities* na composição de portfólios de investidores institucionais (BALDI; PERRI; VALDONE, 2016).

Na avaliação da percepção dos agentes, tanto choques específicos no mercado da *commodity* de interesse quanto a avaliação do risco do mercado financeiro são incorporados na formação das expectativas, fato que torna estas expectativas mais subjetivas (GOZGOR; LAU; BILGIN, 2016). Em um ambiente de maior volume e rapidez das negociações, há um maior nível de incerteza e de propagação de riscos. Assim, a análise da correlação condicional é útil para identificar a propagação de risco entre diferentes mercados. Nesse aspecto, o estudo da correlação condicional permite identificar o canal de propagação de risco, a magnitude de um choque exógeno e também serve como *proxy* para indicar a mudança nas percepções dos agentes.

Por apresentar menor liquidez e menor volume de negociação do que outros mercados financeiros, os mercados agrícolas são conhecidos como *thin markets* (TOMEK, 1980). Essa característica permite que ocorram manipulações de preço ou falhas informacionais, abrindo espaço para volatilidade anormal. Em decorrência do aumento do volume de negociações especulativas no mercado de *commodities* agrícolas, em 2010, o governo dos Estados Unidos implementou a Lei Dodd-Frank⁵, impondo limites de posições em 28 contratos negociados em bolsas de mercadorias e futuros (HAASE; SEILER-ZIMMERMANN; ZIMMERMANN, 2016).

Nos estudos empíricos sobre o assunto, o contágio e seus efeitos sobre o nível de interdependência entre mercados ao longo do tempo são analisados em termos de mudanças na volatilidade e no padrão de correlação condicional. Alterações no padrão de correlação condicional entre o mercado do milho e o mercado de energia foram encontrados no estudo de Mensi *et al.* (2014). Com base em modelos multivariados BEKK-GARCH e DCC-GARCH, os autores evidenciaram efeitos de contágio e mudanças na correlação condicional entre esses mercados, no período correspondente com a crise financeira global.

Por sua vez, utilizando o mesmo arcabouço metodológico, Gardebroek, Hernandez e Robles (2016), encontraram evidências de contágio para os mercados de milho e trigo no período de 2008 a 2012. Por fim, Etienne, Trujillo-Barrera e Hoffman (2017), que também utilizaram as especificações BEKK e DCC em seus modelos, analisaram a transmissão ou transbordamento de volatilidade entre os mercados de milho, DDGs (grão seco por destilação, na sigla em inglês) e o farelo de soja no período de 2000 a 2016, utilizando . Entre os achados

⁵ Informações adicionais sobre a Dodd-Frank Act podem ser obtidas em <<https://www.congress.gov/111/plaws/publ203/PLAW-111publ203.pdf>>

de pesquisa desses autores cabe destacar as evidências de fortalecimento das correlações condicionais entre o milho e demais mercados no período de 2006 a 2017.

3.3. METODOLOGIA

Uma importante contribuição metodológica para a análise do comportamento de preços e volatilidade em séries financeiras foi realizada por Fama (1965). Em seu estudo, o autor demonstrou que as séries financeiras são leptocúrticas e apresentam caudas mais pesadas do que a distribuição normal. Com isso, essas séries podem apresentar agrupamentos de volatilidade ou efeitos de alavancagem. Esse achado de pesquisa evidenciou um desafio adicional para o entendimento da dinâmica do preço ou do retorno dos ativos financeiros.

A identificação destes fatos estilizados nas séries temporais financeiras, fez com que as inovações metodológicas introduzidas por Engle (1982) e generalizadas por Bollerslev (1986) obtivessem grande notoriedade, ao incorporar na análise a variância condicional e sua variabilidade no tempo. Nesse contexto, Robert Engle desenvolveu, em 1982, o modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH, em inglês), que foi generalizado por Tim Bollerslev em 1986 (GARCH, em inglês).

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.1)$$

Em que: a variância condicional depende do quadrado dos resíduos (ε_{t-i}^2) nos p períodos anteriores e da variância condicional (σ_{t-j}^2) nos q períodos anteriores, com α_i e β_j não-negativos e ω sendo uma constante (estritamente) positiva. Se $p=0$ e $q=0$, o processo h_t se resume a um ruído branco; se $p>0$ e $q=0$, tem-se um processo *ARCH* (p) e se $p>0$ e $q>0$ tem-se um processo *GARCH*(p,q).

A versão multivariada desses modelos tem sido difundida na literatura contemporânea, dada a capacidade superior de avaliar os co-movimentos da volatilidade de ativos financeiros. No presente estudo, a abordagem GARCH multivariada é estruturada no formato de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) para analisar o comportamento da variância e da correlação

condicional entre os mercados físicos e futuro de milho e entre os mercados físicos do milho e da soja.

$$R_{i,t}^{Cs} = \mu_{i,t} + a^{Cs}R_{i,t-1}^{Cs} + b^{Cs}R_{i,t-1}^{\eta} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

$$R_{i,t}^{\eta} = \mu_{i,t} + a^{\eta}R_{i,t-1}^{\eta} + b^{\eta}R_{i,t-1}^{Cs} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.3)$$

Dado que η pode assumir diferentes especificações, dependendo do escopo de análise escolhido, a Equação 3.2 pode ser reescrita como:

$$R_{i,t}^{Cs} = \mu_{i,t} + a^{Cs}R_{i,t-1}^{Cs} + b^{Cs}R_{i,t-1}^{CB3} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2.1)$$

$$R_{i,t}^{Cs} = \mu_{i,t} + a^{Cs}R_{i,t-1}^{Cs} + b^{Cs}R_{i,t-1}^{CCME} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2.2)$$

$$R_{i,t}^{Cs} = \mu_{i,t} + a^{Cs}R_{i,t-1}^{Cs} + b^{Cs}R_{i,t-1}^{Sf} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2.3)$$

$$R_{i,t}^{Cs} = \mu_{i,t} + a^{Cs}R_{i,t-1}^{Cs} + b^{Cs}R_{i,t-1}^{SS} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2.4)$$

Em que: $R_{i,t}^{Cs} = \ln(P_{i,t}^{Cs}/P_{i,t-1}^{Cs})$ e $R_{i,t-1}^{Cs}$ são as séries de log-retorno no mercado físico de milho, nos períodos t e $t-1$, respectivamente, com $P_{i,t}^{Cs}$ sendo a série de preços do milho (C) no mercado físico (s) para a região i no período t ; $R_{i,t-1}^{CB3}$ a série de log-retorno para o preço futuro do milho na bolsa B3, no período $t-1$; $R_{i,t-1}^{CCME}$ refere-se ao preço futuro do milho na bolsa CME; $R_{i,t-1}^{Sf}$ representa o preço físico da soja para cada região i no período $t-1$; e, $R_{i,t-1}^{SS}$ é o preço futuro da soja na bolsa CME; $\varepsilon_{i,t}$ são os termos de erro e $\mu_{i,t}$ são os termos constantes, de cada análise realizada.

Para a análise da volatilidade condicional, a primeira especificação adotada corresponde ao modelo de Correlação Condicional Constante (CCC) de Bollerslev (1990). A matriz de variância-covariância condicional (H_t) pode ser definida, com notação matricial, como:

$$H_t = D_t R D_t = \rho_j (h_{ii,t} h_{jj,t})^{\frac{1}{2}} \text{ com } -1 \leq \rho_j \leq 1 \quad (3.4)$$

Em que: $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{ii,t}})$ denota a matriz diagonal $N \times N$ com os elementos $h_{11,t}, \dots, h_{NN,t}$ e $R = \rho_{ij}$ representam a correlação condicional, h_{ijt} é a covariância condicional entre os ativos i e j ; $h_{ii,t}$ e $h_{jj,t}$ são as variâncias dos ativos i e j , no período t , respectivamente.

A suposição de correlação constante pode ser considerada restritiva, especialmente quando se analisa ativos financeiros, como é caso dos contratos futuros. Nesse contexto, procede-se o teste de hipótese proposto por Tse (2000):

$$H_0 = h_{ij,t} = \rho_{ij}\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}} \text{ e } H_1 = h_{ij,t} = \rho_{ij,t}\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}} \quad (3.5)$$

Em que: H_0 e H_1 são as hipótese nula e alternativa, respectivamente; ρ_{ij} e $\rho_{ij,t}$ são as correlações condicionais constante e dinâmica, respectivamente, dos ativos i e j , no período t .

A rejeição da hipótese nula denota que as correlações condicionais não são constantes ao longo do tempo, e os modelos dinâmicos são os mais adequados para representar o comportamento da volatilidade condicional das séries analisadas. Por sua vez, o modelo Dinâmico de Correlação Condicional (DCC_E) na especificação de Engle (2002), segue a especificação $H_t = D_t R D_t$ para a matriz de variância e covariância condicional, mas os elementos dessa matriz são definidos por:

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_t^{cc}}, \sqrt{h_t^{ss}}) \text{ e } R = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (3.6)$$

Em que: D_t é uma matriz diagonal 2x2 dos desvios-padrão condicionais dos resíduos para o caso GARCH (1,1) bivariado; Q_t é matriz de variância condicional definida por $Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha\mu_{t-1}\mu'_{t-1} + \beta Q_{t-1}$ com $\mu_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_{iit}}$.

Alternativamente, Tse e Tsui (2002) elaboraram uma especificação para modelar a matriz de correlação condicional. Em seu modelo Dinâmico de Correlação Condicional (DCC_T), os autores assumiram a hipótese de que os elementos da matriz R_t seguem um processo autorregressivo e de média móvel (ARMA):

$$\Gamma_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\Gamma + \theta_1\Gamma_{t-1} + \theta_2\Psi_{t-1} \quad (3.7)$$

Em que: $\Gamma_t = R_t$ e os parâmetros θ_1 e θ_2 são não-negativos e atendem a condição $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$; $\Psi_{t-1} = B_{t-1}^{-1}E_{t-1}E'_{t-1}B_{t-1}^{-1}$ ⁶.

De acordo com Bauwens, Laurent e Rombouts (2006), no modelo DCC_E, a matriz Q_t é escrita como uma equação GARCH e depois transformada em uma matriz de correlação, enquanto que no modelo DCC_T a correlação condicional é formulada a partir da soma ponderada das correlações anteriores. No caso GARCH (1,1) bivariado do presente estudo,

⁶ Como Γ_t é uma medida padronizada, Ψ_{t-1} é dependente dos resíduos padronizados defasados. As definições da matriz $E_{t-1} = \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-M}$ e a matriz diagonal B_{t-1} podem ser encontradas em Tse e Tsui (2002, p.353).

escolhido a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC), a matriz de variância-covariância condicional para os preços físicos do milho e da soja pode ser reescrita como:

$$H_t = D_t R D_t = \begin{bmatrix} h_t^{cc} & \rho_t^{cs} \sqrt{h_t^{cc} h_t^{ss}} \\ \rho_t^{cs} \sqrt{h_t^{cc} h_t^{ss}} & h_t^{ss} \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

Em que: c e s representam os log-retornos do mercado de milho e de soja, respectivamente.

Os modelos são estimados por máxima verossimilhança, sendo que no caso dos modelos dinâmicos utiliza-se uma abordagem de dois estágios. No primeiro estágio o modelo GARCH (1,1) é estimado para cada série de retorno para obter as estimativas da variância condicional. As estimativas obtidas na primeira etapa são utilizadas para calcular as correlações condicionais dinâmicas.

Na literatura sobre o tema, o aumento da correlação condicional entre dois mercados pode ser considerado como indício de contágio entre esses mercados. No presente estudo adotou-se o teste de coesão (*coskewness*) de Fry, Martin e Tang (2010). Esse teste não requer que seja especificado o mercado em que se originou o contágio, e por ser estruturado para a avaliação de dois mercados em dois períodos de tempo distinto é adequado ao objetivo do presente estudo. Segundo os autores, o teste é estruturado nas estatísticas CS1 e CS2 que podem ser definidas por:

$$CS1(i \rightarrow j; r_i^1; r_j^2) = \left\{ \frac{\hat{\psi}_y(r_i^1; r_j^2) - \hat{\psi}_x(r_i^1; r_j^2)}{\sqrt{\frac{(4\hat{v}_{y|x_i}^2 + 2)}{T_y} + \frac{(4\hat{\rho}_x^2 + 2)}{T_x}}} \right\}^2 \quad (3.9)$$

$$CS2(i \rightarrow j; r_i^2; r_j^1) = \left\{ \frac{\hat{\psi}_y(r_i^2; r_j^1) - \hat{\psi}_x(r_i^2; r_j^1)}{\sqrt{\frac{(4\hat{v}_{y|x_i}^2 + 2)}{T_y} + \frac{(4\hat{\rho}_x^2 + 2)}{T_x}}} \right\}^2 \quad (3.10)$$

Com:

$$\hat{v}_{y|x_i}^2 = \rho \sqrt{\frac{1+\delta}{1+\delta\rho^2}} \quad (3.11)$$

Em que: $CS1$ e $CS2$ são dois possíveis canais de contágio entre os mercados i e j ; r_i^1 e r_j^1 são os retornos e r_i^2 e r_j^2 são os retornos quadráticos nos mercados i e j , respectivamente; T_x e T_y

são o tamanho das amostras nos períodos de tempo x e y , respectivamente; $\hat{\rho}_x^2$ é a correlação de Pearson entre os mercados i e j , no período x e $\hat{\nu}_{y|x_i}^2$ corresponde à estimativa de correlação de Forbes e Rigobon (2002) no período y , com δ representando o aumento relativo da variância entre os períodos x e y .

As variáveis normalizadas $\hat{\psi}_x$ e $\hat{\psi}_y$ são elaboradas a partir da seguinte equação:

$$\hat{\psi}_y(r_i^m; r_j^n) = \frac{1}{T_y} \sum_{t=1}^{T_y} \left(\frac{y_{i,t} - \hat{\mu}_{y_i}}{\hat{\sigma}_{y_i}} \right)^m \left(\frac{y_{j,t} - \hat{\mu}_{y_j}}{\hat{\sigma}_{y_j}} \right)^n \quad (3.12)$$

$$\hat{\psi}_x(r_i^m; r_j^n) = \frac{1}{T_x} \sum_{t=1}^{T_x} \left(\frac{x_{i,t} - \hat{\mu}_{x_i}}{\hat{\sigma}_{x_i}} \right)^m \left(\frac{x_{j,t} - \hat{\mu}_{x_j}}{\hat{\sigma}_{x_j}} \right)^n \quad (3.13)$$

Em que: $\hat{\mu}_{x_i}$, $\hat{\mu}_{y_i}$ e $\hat{\sigma}_{x_i}$, $\hat{\sigma}_{y_i}$ são as médias e os desvios padrão estimados para os mercados i e j , nos períodos x e y , respectivamente.

3.3.1. Base de Dados

Os dados básicos no presente estudo foram coletados no terminal Bloomberg® (2017). Para o mercado físico, as séries diárias de preços em US\$/saca do mercado físico do milho e de soja tem como fonte primária o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e referem-se as regiões de comercialização da soja e do milho: Cascavel (PR), Passo Fundo (RS), Rio Verde (GO) e Triângulo Mineiro (MG), perfazendo o período de 01 de setembro de 2004 a 31 de agosto de 2017, período equivalente ao calendário agrícola de 13 safras consecutivas. Para o mercado futuro, elaborou-se uma série diária composta do primeiro vencimento em aberto na bolsa de valores e mercadorias Brasil, Bolsa, Balcão (B3) e na *Chicago Board of Trade - CME Group* (CME). Por fim, para compatibilização das séries, a taxa de câmbio doméstica refere-se ao dólar de venda PTAX800 foi obtida junto ao Banco Central do Brasil – BCB (2017).

Na literatura sobre o mercado futuro agropecuário é comum a construção de uma série contínua única de preços futuros composta pelo primeiro vencimento em aberto⁷. Cabe destacar que apesar do contrato com vencimento mais próximo ser o mais líquido, a liquidez diminui rapidamente à medida que este contrato se aproxima de seu vencimento (BOUDOUK *et al.*, 2007). Dado que muitos vencimentos são negociados simultaneamente, a técnica de simplificação para o último vencimento despreza muita informação sobre a *commodity* contida nestes preços (SMITH, 2005). Para evitar a utilização de referências viesadas de preços afetadas pelo vencimento de contratos futuros, e considerando o conteúdo informacional dos contratos futuros com vencimentos mais próximo, a série de primeiro vencimento foi elaborada com a seguinte ponderação:

$$F^{nearby} = F_i * \frac{INT_i}{INT_i + INT_j} + F_j * \frac{INT_j}{INT_i + INT_j} \text{ se } \begin{matrix} n = NoEXP, & i = 1 \text{ e } j = 2 \\ n = EXP, & i = 2 \text{ e } j = 3 \end{matrix} \quad (3.14)$$

Em que: F_i e F_j refere-se aos preços futuros dos próximos vencimentos i e j , respectivamente; INT_i e INT_j são os contratos em abertos dos próximos vencimentos i e j , respectivamente; EXP e $NoEXP$ referem-se aos períodos de tempo em que há ou não há expiração de contrato futuro, respectivamente.

Desse modo, a série de preço futuros com vencimento em aberto mais próximo é composta por uma média ponderada pelos contratos em aberto dos dois primeiros vencimentos em aberto, nos meses em que não há expiração de contratos futuros ou do segundo e terceiro vencimento em aberto, nos meses em que há expiração do contrato futuro. Nesse contexto, para ilustrar a ponderação efetuada, como o contrato futuro de milho na CME expira no 15º dia útil de cada mês de referência do contrato, ao iniciar as negociações no mês de referência optou-se por utilizar as informações dos vencimentos em aberto subsequentes, evitando inserir na análise a volatilidade anormal decorrente da proximidade do vencimento.

Durante o período de análise do presente estudo, houve uma alteração do contrato futuro de milho na B3, sendo que a partir de 19/09/2008 a bolsa passou a negociar o contrato futuro de milho com liquidação financeira, de nomenclatura CCM, substituindo o contrato CNI⁸ vigente até então. Como nem todos os vencimentos do contrato antigo da B3 foram encerrados na data de criação do novo contrato, no período de 19/09/2008 a 18/05/2009 houve a negociação

⁷ Os vencimentos do contrato futuro de milho na B3 são: janeiro, março, maio, julho, setembro e dezembro. Na construção da série utiliza-se, por exemplo, a série de preços do vencimento de janeiro, e com o encerramento deste contrato utiliza-se a série de preços do vencimento de março, e assim sucessivamente.

⁸ Informações adicionais sobre o contrato futuro de milho com as nomenclaturas CCM e CNI podem ser encontradas nos Ofícios Circulares 047/2008-DP e 123/2001-DG da B3.

...Continuação							
d) Paine D: Testes de Heterocedasticidade Condicional nos resíduos							
ESTATÍSTICAS	<i>sCME</i>	<i>cCME</i>	<i>cCASC</i>	<i>cPAFU</i>	<i>cRIVE</i>	<i>cTRIM</i>	<i>cB3</i>
ARCH LM (5)	200,97***	127,97***	240,19***	409,46***	150,25***	244,53***	62,19***
ARCH LM (10)	251,80***	172,86***	273,19***	499,25***	173,39***	283,58***	86,59***

Fonte: mercado físico – CEPEA/ESALQ e mercado futuro - B3 e CME. Dados coletados em Bloomberg® (2017).

- Nota: 1. Mercado Físico do milho: *cCASC* - Cascavel/PR (BAGCCASC Index); *cPAFU* - Passo Fundo/RS (BAGCPAFU Index); *cRIVE* - Rio Verde/GO (BAGCRIVE Index); *cTRIM* - Triângulo Mineiro/MG (BAGCTRIM Index); Mercado físico da soja: *sCASC* - Cascavel/PR (BASLOEPR Index), *sPAFU* - Passo Fundo/RS (BASLPAFU Index), *sRIVE* - Rio Verde/GO (BASLRIVE Index), *sTRIM* - Triângulo Mineiro/MG (BASLTRIM Index); entre parênteses os *tickers* para recuperação de informação no Bloomberg®.
2. Mercado futuro: *cB3* - contrato futuro de milho na B3 (Crd1 Comdty, Crd2 Comdty, Crd3 Comdty), *cCME* – contrato futuro de milho na CME (C 1 Comdty, C 2 Comdty, C 3 Comdty); *sCME* – contrato futuro de soja na CME (S 1 Comdty, S 2 Comdty, S 3 Comdty), entre parênteses os *tickers* do Bloomberg®, representando o primeiro, segundo o terceiro vencimento em aberto, respectivamente.
3. JB é o teste de normalidade de Jarque-Bera; ARCH-LM é o teste para efeitos ARCH nos resíduos.
4. ADF e PP são os testes de raiz unitária, aumentado de Dickey-Fuller e teste de Philips-Perron, respectivamente, para cada variável foram utilizados os seguintes lags: *sCME* (1), *cCME* (1), *cCASC* (4), *cPAFU* (1), *cRIVE* (3), *cTRIM* (3), *cB3* (2).
5. *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%, respectivamente.

Na análise das relações de longo prazo, apenas as séries de retorno no mercado físico e futuro de milho no Brasil são cointegradas (Tabela 3.2). Ao avaliar o mercado físico brasileiro em comparação com o contrato futuro da bolsa de Chicago, fatores geográficos e diferenças de calendário agrícola entre o Brasil e os Estados Unidos podem explicar a ausência de relações de equilíbrio de longo prazo entre esses mercados. Soma-se a esses fatores, a maior integração do mercado de milho dos Estados Unidos com o mercado de energia, nomeadamente com a produção de etanol (HAN; ZHOU; YIN, 2015).

Tabela 3.2 Resultado do teste de cointegração de Johansen, análise bivariada

ESTATÍSTICAS	r	cCASC				cPAFU			
		cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sPAFU
Estatística	r=0	105,81	13,59 ^a	15,51 ^a	12,25 ^a	94,36	10,54 ^a	11,74 ^a	9,51 ^a
Traço (λ)	r=1	5,31 ^a	3,28	3,61	3,67	5,71 ^a	2,54	2,52	2,94
Máximo Autovalor	r=0	100,51	10,31 ^a	11,90 ^a	8,58 ^a	88,64	8,00 ^a	9,22 ^a	6,58 ^a
($\lambda_{\max}$)	r=1	5,31 ^a	3,28	3,61	3,67	5,71	2,54	2,52	2,94
ESTATÍSTICAS	r	cRIVE				cTRIM			
		cB3	cCME	sCME	sRIVE	cB3	cCME	sCME	sTRIM
Estatística	r=0	77,62	15,75 ^a	19,44 ^a	11,96 ^a	76,04	18,48 ^a	18,34 ^a	11,19 ^a
Traço (λ)	r=1	5,22 ^a	3,38	4,26	4,03	5,40 ^a	3,63	4,09	4,19
Máximo Autovalor	r=0	72,40	12,38 ^a	15,17 ^a	7,93 ^a	70,64	14,85 ^a	14,25 ^a	7,99 ^a
($\lambda_{\max}$)	r=1	5,22 ^a	3,38	4,26	4,03	5,40 ^a	3,63	4,09	4,19

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: 1. *c* e *s* representam os mercados de milho e soja respectivamente; *r* representa a hipótese nula.

2. Para especificação do modelo utilizou-se o Caso 2, em que as equações de cointegração tem intercepto, mas não possuem tendência determinística.

3. Valores Críticos para teste do traço: r=0 (1% = 24,60 e 5% = 19,96) e r=1 (1% = 12,97 e 5% = 9,24).

4. Valores Críticos para teste de Máximo autovalor: r=0 (1% = 20,20 e 5% = 15,67) e r=1 (1% = 12,97 e 5% = 9,24).

^a corresponde ao nível de significâncias de 1%.

No caso da comparação dos mercados físicos de soja e milho, em cada região analisada, apesar das relações de complementariedade quanto ao uso de máquinas e mão de obra no processo produtivo, ou em termos de destinação para a alimentação animal, podem ser considerados dois mercados independentes sem a presença de relações de cointegração no longo prazo.

Ademais, prosseguiu-se com a estimação da família de modelos GARCH para a análise da correlação condicional. Nesse contexto, estima-se um modelo VAR, que avalia as relações de equilíbrio no curto prazo entre as variáveis, com ordem de defasagens determinada pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBIC). A partir dos resíduos desta equação, são estimados os parâmetros de correlação condicional entre as séries de retornos selecionadas. Avalia-se tanto o modelo de Correlação Condicional Constante (CCC) quanto as versões dinâmicas de Engle (2002), doravante denominado modelo DCC_E e a abordagem de Tse e Tsui (2002), doravante denominada modelo DCC_T.

A abordagem GARCH bivariada para análise da variância e correlação condicional compreendeu a relação da série de retornos no mercado físico do milho no Brasil, em cada uma das regiões analisadas, com quatro mercados distintos: a) contrato futuro de milho na B3; b) contrato futuro de milho na CME; c) contrato futuro de soja na CME, e d) mercado físico de soja na região analisada. Dentre as regiões analisadas, os resultados para os modelos de correlação condicional dinâmica para a região de Cascavel⁹ são apresentados na Tabela 3.3.

Dado que o resultado do teste de hipótese de Tse (2000) aponta para a rejeição da hipótese nula de correlação constante, os resultados para os modelos CCC foram suprimidos¹⁰ pelos autores. Ao analisar os resultados das estimativas dos modelos VAR, percebe-se que os retornos no mercado físico do milho são afetados tanto por seus valores defasados, quanto pelos valores defasados dos retornos dos demais mercados analisados. Em relação à equação de variância-covariância condicional, dada a especificação VAR-GARCH(1,1) os coeficientes α^s e α^n representam como as inovações defasadas afetam a volatilidade, enquanto β^s e β^n refletem o comportamento da variância condicional em relação às variâncias passadas.

⁹ Em decorrência de características similares nos resultados para as regiões de Passo Fundo-RS, Rio Verde-GO e Triângulo Mineiro -MG, esses resultados são apresentados nos Apêndice D e E do presente estudo.

¹⁰ Essas informações são disponibilizadas no Apêndice C.

Tabela 3.3 Estimativas dos modelos DCC_E-GARCH e DCC_T-GARCH para os preços físicos e futuros de milho na região de Cascavel – set./2004-ago./2017.

a) Painei A: Equação da média para o modelo VAR-DCC Bivariado								
Coef.	Modelo DCC _E				Modelo DCC _T			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
α^{Cs}	0,111***	0,125***	0,127***	0,177***	0,108***	0,122***	0,127***	0,158***
β^{Cs}	0,032**	0,054***	0,042***	-0,042***	0,033***	0,055***	0,042***	-0,039***
α^η	-0,042*	0,031	0,043**	0,118***	-0,043**	0,032	0,043**	0,136***
β^η	0,085***	0,025	-0,007	0,017	0,085***	0,027	-0,007	0,019

b) Painei B: Equação da variância para o modelo VAR-DCC Bivariado								
Coef.	Modelo DCC _E				Modelo DCC _T			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
α^s	0,114***	0,126***	0,125***	0,102***	0,110***	0,127***	0,121***	0,095***
β^s	0,842***	0,836***	0,833***	0,855***	0,841***	0,834***	0,834***	0,862***
α^η	0,097***	0,065***	0,056***	0,076***	0,092***	0,065***	0,055***	0,067***
β^η	0,845***	0,925***	0,934***	0,883***	0,852***	0,925***	0,934***	0,896***
λ_1	0,046	0,013	0,012	0,042	0,030	0,009	0,007	0,024
λ_2	0,913	0,973	0,966	0,928	0,936	0,981	0,962	0,958
Corr	0,557	0,159	0,213	0,659	0,590	0,200	0,226	0,765

c) Painei C: Testes de Adequação do Modelo								
Coef.	Modelo DCC _E				Modelo DCC _T			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
H(5)	218,54***	205,09***	160,84***	443,89***				
H(10)	309,98***	266,28***	217,89***	495,85***				
LM(5)	516	5,27	5,22	6,21	5,15	5,29	5,24	6,55
LM(10)	8,85	11,12	10,27	10,40	8,78	11,15	10,27	10,33
Tse	74,29***	15,19***	9,25***	109,92***				
AIC	-35896	-34722	-35848	-37220	-35870	-34719	-35841	-37201

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: 1. os interceptos ω^s e ω^η foram suprimidos por seus coeficientes próximos de zero em todas as análises.

2. Variável dependente: retorno do preço do milho em Cascavel-PR (cCASC). Variável explicativa : contrato futuro de milho na B3 (cB3) e na CME (cCME), do contrato futuro de soja na CME (sCME) e retorno do preço físico da soja em Cascavel-PR (sCASC); η pode assumir as seguintes representações: preço futuro de milho (C_f), preço físico de soja (S_f) ou preço futuro de soja (S_s) depende do escopo de análise escolhido.

4. $H(5)$ e $H(10)$ são os testes Portmanteau multivariado de autocorrelação nos resíduos desenvolvido por Hosking (1981), para cinco e dez lags, respectivamente.

5. Tse é o teste LR de Tse (2000) para testar se as correlações condicionais constantes ao longo do tempo.

6. *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%, respectivamente.

Os coeficientes associados ao processo GARCH são estatisticamente significativos e as somas de $\alpha^s + \beta^s$ e de $\alpha^\eta + \beta^\eta$ situam-se em patamares superiores a 0,90, fato que indica a persistência de volatilidade condicional. Resultado similar foi obtido por Gardebroek, Hernandez e Robles (2016) ao avaliar a relação entre as séries de retornos diários dos preços futuros de soja e milho na CME, no período de 1998 a 2012. Por sua vez, os coeficientes de ajuste λ_1 e λ_2 são estatisticamente significativos, o que indica que os co-movimentos nas análises bivariadas são estatisticamente significativos e oscilam no tempo. Resultado similar foi obtido por Etienne, Trujillo-Barrera e Hoffman (2017) ao analisar a correlação do milho com o subproduto DDGs e o farelo de soja.

Em termos de volatilidade condicional, dada a proximidade dos resultados obtidos optou-se por apresentar a amplitude de oscilação (em termos de valores mínimos e máximos

observados). Os resultados das análises bivariadas foram divididos em dois grupos: i) relação do mercado do milho com as variáveis domésticas, que engloba mercado futuro de milho na B3 e mercado físico de soja; ii) relação do mercado do milho com variáveis externa, composto por contratos futuros de milho e soja na CME.

Em todas as análises realizadas é possível perceber uma mudança abrupta na volatilidade condicional no período condizente com a crise financeira 2008/2009, especialmente para o grupo de análises referente ao mercado doméstico (Figura 3.1). Para Cheng e Xiong (2014), as *commodities* energéticas e agrícolas experimentaram um ciclo de sincronizado de preços em 2008. Tanto a volatilidade presente nesses mercados aumentou após a falência do Lehman Brothers em 15 de setembro de 2008, como as relações de interdependência entre os mercados agrícolas e o setor de energia mudaram a partir de então.

Figura 3.1 Variâncias Condicionais estimadas pelo modelo DCCE-GARCH (1,1) para o milho, regiões selecionadas.

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: 1. Os resultados dos modelos GARCH bivariados foram separados em: i) mercado doméstico: cCASC-cB3, cCASC-sCASC, cPAFU-cB3, cPAFU-sPAFU, cRIVE-cB3, cRIVE-sRIVE, cTRIM-cB3, cTRIM-sTRIM; ii) mercado externo: cCASC-cCME, cCASC-sCME, cPAFU-cCME, cPAFU-sCME, cRIVE-cCME, cRIVE-sCME, cTRIM-cCME, cTRIM-sCME.

No comparativo entre as diferentes especificações dinâmicas (DCC_E e DCC_T) dos modelos GARCH bivariados nas regiões analisadas, cabe destacar que os maiores patamares

de correlação condicional ocorrem entre o mercado doméstico do milho e as demais variáveis domésticas analisadas. Desse modo, o conteúdo informacional contido nos preços do mercado físico da uma *commodity* correlata, como é o caso da soja é útil no processo de gestão de risco do produtor de milho, apresentando uma correlação condicional superior até mesmo ao contrato futuro de milho da B3 (Tabela 3.4).

Tabela 3.4 Correlação condicional dinâmica, em termos médios dos modelos DCCE-GARCH e DCCT-GARCH para os preços físicos e futuros de milho nas regiões de Cascavel-PR, Passo Fundo-RS, Rio Verde-GO e Triângulo Mineiro-MG.

Variáveis	Modelo DCC _E				Modelo DCC _T			
	cB3	cCME	sCME	sS	cB3	cCME	sCME	sS
cCASC	0,557	0,159	0,213	0,659	0,590	0,200	0,226	0,765
cPAFU	0,549	0,144	0,204	0,694	0,603	0,153	0,215	0,783
cRIVE	0,419	0,130	0,189	0,467	0,484	0,171	0,205	0,555
cTRIM	0,482	0,136	0,454	0,454	0,543	0,162	0,189	0,572

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: 1. *c* e *s* representam os mercados de milho e soja, respectivamente.

2. *sS* representa o mercado físico de soja. Assim, para o mercado físico de milho (cCASC) a variável *sS* representa o mercado físico de soja nesta região (sCASC) e assim sucessivamente.

Como a praça de referência do contrato futuro de milho na B3 é a região de Campinas – SP, para o produtor rural de milho situado em regiões de produção distantes, a referência de preço futuro é afetada pela presença do risco de base. No caso da referência internacional de preço do milho, o preço futuro do milho na CME, dada as peculiaridades do mercado de milho dos Estados Unidos e sua integração crescente com o mercado de energia, o comportamento da volatilidade e da correlação condicional destoa do mercado brasileiro de milho, apresentando inclusive uma correlação condicional inferior à observada com o contrato futuro da soja na CME.

Com base nas correlações condicionais obtidas no modelo DCC_E, estimou-se uma média móvel de seis meses para avaliar a série de volatilidade condicional, seguindo o mesmo procedimento adotado por Cabrera e Schulz (2016). A janela recursiva de seis meses é especialmente útil ao presente estudo, dada a existência de duas safras de milho no Brasil, com isso espera-se captar na análise aspectos sazonais decorrentes da evolução das safras de verão e inverno, no Brasil.

Na análise do comportamento da correlação condicional verifica-se três principais momentos de mudança entre os mercados analisados. Primeiramente, tem-se o período da crise financeira global, em que se observa os maiores patamares (no período analisado) de correlação condicional entre os mercados físicos de milho e soja (Figura 3.2).

Por sua vez, o segundo momento de destaque ocorre no primeiro semestre de 2012, quando se verifica uma redução tanto da correlação condicional entre os mercados físicos de

milho e soja, quanto da correlação condicional dos mercados físicos e futuro de milho no Brasil, motivado principalmente por dois fatores. No Brasil, de acordo com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), a expansão da produção de milho da safra de inverno nos ciclos 2011/12 e 2012/13 consolidou a segunda safra como a principal safra de milho (CONAB, 2017). Nos Estados Unidos, 80% da região destinada a produção de milho (*corn belt*) foi afetada pela seca de 2012/13, a mais extensiva desde a década de 1950 (LU; CARBONE; GAO, 2017).

Figura 3.2 Correlação Condicional Dinâmica (DCC_E), média móvel de 6 meses para as diferentes regiões analisadas.

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: 1. *c* (milho) e *s* (soja), B3 e CME são bolsas de mercadorias e futuros do Brasil e dos Estados Unidos, respectivamente.

Assim, com o deslocamento temporal da produção brasileira e o cenário de adversidades climáticas no ambiente externo, fizeram com que os agentes concentrassem a atenção nos fundamentos do mercado do milho, reduzindo-se assim a correlação condicional com o mercado da soja. Como repercussão, com recorde de produção de milho no Brasil e quebra de safra nos Estados Unidos, o Brasil chegou a ocupar a primeira posição, em termos de exportações globais de milho, na safra 2012/13 (ALLEN; VALDES, 2016). Nesse ínterim,

cenários produtivos e mercadológicos distintos entre os mercados de milho no Brasil e nos Estados Unidos ocasionaram uma redução da correlação condicional entre os mercados físicos de milho no Brasil em relação ao mercado futuro de milho na CME (Figura 3.2).

Por fim, o terceiro período de mudança na volatilidade condicional entre os mercados analisados ocorreu em 2016. Na safra 2015/16 adversidades climáticas relacionadas a pluviosidade (falta de chuva) e a temperatura (ocorrência de geadas no sul do Brasil) fizeram com que o Brasil registrasse uma redução da produção de milho, principalmente da segunda safra de milho (CONAB, 2017). Em decorrência das mudanças nos fundamentos do mercado doméstico de milho, observa-se uma redução da correlação condicional entre os mercados físicos de milho e soja, em 2016.

A partir do diagnóstico de existência dos períodos de mudanças na correlação condicional, partiu-se para a divisão série em dois subperíodos T_x (2004/05 a 2010/11) e T_y (2011/12 a 2016/17) necessários para aplicação do teste de contágio de Fry, Martin e Tang (2010). A escolha destes subperíodos é pautada por dois aspectos principais. Por um lado, a divisão leva em conta termos produtivos, distinguindo-se períodos com predominância da produção de milho na safra de verão (T_x) ou na safra de inverno (T_y). Ou então, aborda os diferentes fatores que afetam a correlação condicional entre os mercados de soja e milho, sejam fatores exógenos, como a crise financeira (T_x) ou fatores inerentes ao mercado agrícola como as adversidades climáticas de 2012/13 nos Estados Unidos e 2015/16 no Brasil (T_y).

Tabela 3.5 Teste de Contágio de Fry, Martin e Tang (2010) entre os mercados de soja e milho

Coef.	i(soja) $\rightarrow$ j(milho)	cCASC	cPAFU	cRIVE	cTRIM
CS1	Soja Futuro (<i>sf</i>)	13,803***	11,077***	19,203***	79,703***
	Soja Spot (<i>sS</i>)	66,606***	129,986***	119,615***	104,389***
CS2	Soja Futuro (<i>sf</i>)	20,057***	45,875***	45,707***	41,603***
	Soja Spot (<i>sS</i>)	42,066***	106,847***	112,396***	10,003***

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: 1. Valor crítico do teste χ^2 , 10%=2,705, 5%=3,841 e 1% =6,634

2. *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%, respectivamente .

Os resultados do teste de Fry, Martin e Tang (2010) baseado nos movimentos conjuntos de assimetria (*co-skewness*) das séries analisadas demonstram a presença de contágio entre os mercados de soja e milho. Nesse ínterim, ao rejeitar as hipóteses nulas ao nível de significância de 1%, evidencia-se a presença de contágio em ambos os canais: CS1, as séries de retorno da soja afetam os retornos quadráticos do milho, em todas as análises bivariadas

efetuadas; CS2, as séries de retorno quadrático da soja afetam os retornos do milho, nas regiões analisadas.

A aplicação do teste de Fry, Martin e Tang (2010), se popularizou na avaliação do contágio do mercado financeiro, sendo que um exemplo da aplicação dessa abordagem pode ser encontrado no artigo de Fry-McKibbin e Hsiao (2016), no qual os autores encontraram evidências de contágio do mercado bancário norte-americano para os mercados de ações durante o período da crise financeira. Nesse contexto, a inovação do presente estudo é aplicar essa abordagem para avaliar o mercado de commodities agropecuárias.

3.5. CONCLUSÃO

As culturas de milho e soja ocupam uma posição de destaque no setor agrícola brasileiro e são protagonistas no processo de reconfiguração do espaço produtivo ao longo das últimas décadas no Brasil. No período recente, mudanças mercadológicas, produtivas e tecnológicas amplificaram a relação entre essas *commodities*. Esse ambiente de transformações e de grande flutuação de preços da soja e do milho, aumenta o interesse no entendimento do comportamento da volatilidade e das correlações condicionais presentes no mercado de grãos.

Em um ambiente de crescente utilização dos contratos futuros para gestão do risco de preço e de financeirização dos mercados agropecuários, o presente estudo teve como foco de análise os co-movimentos de preços nos mercados de soja e milho, e as relações de contágio ou transbordamento de risco nesses mercados. Nesse âmbito, busca-se avaliar as variâncias e correlações condicionais em quatro extratos distintos de análise: a) mercado físico e futuro de milho na B3; b) mercado físico e futuro de milho na CME; c) mercado físico de milho e futuro de soja na CME, e d) mercados físicos de soja e milho.

As relações entre os preços físicos de milho e soja são calculadas de forma intuitiva pelo produtor rural, dado que em sua rotina de acompanhamento de preços do mercado, o produtor rural tem estas informações prontamente disponíveis, sendo divulgadas de forma simultânea. Desse modo, essa informação pode ser incorporada no processo de gestão de risco. Por sua vez, o estudo das relações entre os preços físicos e futuros no mercado de grãos, tende a contribuir com uma importante área da literatura, o estudo do papel informativo dos preços futuros.

Quanto ao tratamento dos dados, a série representativa dos preços futuros foi construída com base nos primeiros vencimentos em aberto, sendo ponderada pelo número de contratos em aberto. Assim espera-se contornar dois problemas presentes neste tipo de análise, criar uma série baseada nos contratos mais líquidos, e retirar da análise informações de preço afetadas pela volatilidade anormal decorrente da proximidade do vencimento do contrato.

Com base na análise de séries diárias de preço que compreendem o período de setembro de 2004 a agosto de 2017, os efeitos da crise financeira global de 2008, amplamente documentado na literatura, também afetaram a interrelação entre os mercados de milho e de soja. Nesse sentido, destaca-se as mudanças observadas na variância condicional entre essas *commodities* principalmente no período de setembro de 2008 a março de 2009.

Por sua vez, ao analisar a correlação condicional dinâmica, as especificações de Engle (2002) e Tse e Tsui (2002) apresentaram resultados similares. Os maiores patamares de correlação condicional foram observados nas relações entre os mercados físicos de milho e soja. Para o produtor rural brasileiro que convencionalmente cultiva a soja na safra de verão e o milho na safra de inverno, o acompanhamento e a comparação de ambos os preços é realizado de forma contínua ao longo do ano.

Assim, a facilidade de acesso a ambos os preços, a ausência da necessidade de conhecimento prévio sobre o funcionamento do mercado de derivativos, faz com que os agentes utilizem o conteúdo informacional presente em ambos os mercados físicos. Com base no teste *co-skewness* de Fry, Martin e Tang (2010) é possível inferir que há contágio entre esses mercados. Estes achados têm implicações importantes para a disposição de produtores rurais operarem no mercado futuro.

REFERÊNCIAS

- ACWORTH, Will. **Future Industry Association**. 2016 Annual Volume Survey: Global Futures and Options Volume Rises 1.7% to Record Level. Disponível em: <<https://fia.org/articles/2016-fia-annual-volume-survey-global-futures-and-options-volume-reaches-record-level>> Acesso em: 28 ago. 2017
- ALLEN, Ed; VALDES, Constanza. Brazil's corn industry and the effect on the seasonal pattern of US corn exports. **AES-93 Economic research Service/USDA**, 2016. Disponível em: <https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/35806/59643_aes93.pdf?v=42536>. Acesso em: 22 jan.2018.
- ANDERSON, Ronald W.; DANTHINE, Jean-Pierre. The time pattern of hedging and the volatility of futures prices. **The Review of Economic Studies**, p. 249-266, 1983. DOI: 10.2307/2297415

- BALDI, Lucia; PERI, Massimo; VANDONE, Daniela. Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. **Research in International Business and Finance**, v. 38, p. 277-285, 2016. DOI: 10.1016/j.ribaf.2016.04.020
- BAUWENS, Luc; LAURENT, Sébastien; ROMBOUTS, Jeroen VK. Multivariate GARCH models: a survey. **Journal of applied econometrics**, v. 21, n. 1, p. 79-109, 2006. DOI: 10.1002/jae.842
- BCB. **Banco Central do Brasil. Sistema Gerenciador de Séries Temporais: Cotações de Fechamento Taxa de Câmbio R\$/US\$ PTAX.** Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>. Acesso em: 31 ago. 2017. 2017
- BLOOMBERG. **banco de dados especializado.** Disponível somente para assinantes. Acesso em: 31 ago. 2017. 2017
- BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1
- BOLLERSLEV, Tim. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. **The review of economics and statistics**, p. 498-505, 1990. DOI:10.2307/2109358
- BOUDOUKH, Jacob; RICHARDSON, Matthew, SHEN, YuQing J.; WHITELAW, Robert F. Do asset prices reflect fundamentals? Freshly squeezed evidence from the OJ market. **Journal of Financial Economics**, v. 83, n. 2, p. 397-412, 2007. DOI: 10.1016/j.jfineco.2004.06.017
- CABRERA, Brenda López; SCHULZ, Franziska. Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices. **Energy Economics**, v. 54, p. 190-203, 2016. DOI: 10.1016/j.eneco.2015.11.018
- CHENG, Ing-Haw; XIONG, Wei. Financialization of commodity markets. **Annu. Rev. Financ. Econ.**, v. 6, n. 1, p. 419-441, 2014. DOI: 10.1146/annurev-financial-110613-034432
- CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento: Safra Brasileira de Grãos.** 2017. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>>. Acesso em: 15 set. 2017.
- DORNBUSCH, Rudiger; PARK, Yung Chul; CLAESSENS, Stijn. Contagion: understanding how it spreads. **The World Bank Research Observer**, v. 15, n. 2, p. 177-197, 2000. DOI: 10.1093/wbro/15.2.177
- DU, Xiaodong; YU, Cindy L.; HAYES, Dermot J. Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. **Energy Economics**, v. 33, n. 3, p. 497-503, 2011. DOI: 10.1016/j.eneco.2010.12.015
- ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 987-1007, 1982. DOI: 10.2307/1912773

- ENGLE, Robert. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 3, p. 339-350, 2002. DOI: 10.1198/073500102288618487
- ETIENNE, Xiaoli L.; TRUJILLO-BARRERA, Andrés; HOFFMAN, Linwood A. Volatility Spillover and Time-Varying Conditional Correlation Between DDGS, Corn, and Soybean Meal Markets. **Agricultural and Resource Economics Review**, v. 46, n. 3, p. 529-554, 2017. DOI: 10.1017/age.2016.44
- FAMA, Eugene F. The behavior of stock-market prices. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2350752>>. Acesso em: 13 nov.2017
- FORBES, Kristin J.; RIGOBON, Roberto. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. **The journal of Finance**, v. 57, n. 5, p. 2223-2261, 2002. DOI: 10.1111/0022-1082.00494
- FRY-MCKIBBIN, Renée; HSIAO, Cody Yu-Ling. Extremal dependence tests for contagion. **Econometric Reviews**, v. 37, n.6, p. 626–649, 2016. DOI:10.1080/07474938.2015.1122270
- FRY, Renée; MARTIN, Vance L.; TANG, Chrismin. A new class of tests of contagion with applications. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 28, n. 3, p. 423-437, 2010. DOI: 10.1198/jbes.2010.06060
- GARDEBROEK, Cornelis; HERNANDEZ, Manuel A.; ROBLES, Miguel. Market interdependence and volatility transmission among major crops. **Agricultural Economics**, v. 47, n. 2, p. 141-155, 2016. DOI: 10.1111/agec.12184
- GASTINEAU, Gary L.; KRITZMAN, Mark P. **Dictionary of financial risk management**. John Wiley & Sons, 1999.
- GOZGOR, Giray; LAU, Chi Keung Marco; BILGIN, Mehmet Huseyin. Commodity markets volatility transmission: Roles of risk perceptions and uncertainty in financial markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 44, p. 35-45, 2016. DOI: 10.1016/j.intfin.2016.04.008
- HAASE, Marco; SEILER-ZIMMERMANN, Yvonne; ZIMMERMANN, Heinz. The impact of speculation on commodity futures markets—A review of the findings of 100 empirical studies. **Journal of Commodity Markets**, v. 3, n. 1, p. 1-15, 2016. DOI: 10.1016/j.jcomm.2016.07.006
- HAN, Liyan; ZHOU, Yimin; YIN, Libo. Exogenous impacts on the links between energy and agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v. 49, p. 350-358, 2015. DOI: 10.1016/j.eneco.2015.02.021
- IRWIN, Scott H.; SANDERS, Dwight R. Financialization and structural change in commodity futures markets. **Journal of agricultural and applied economics**, v. 44, n. 3, p. 371-396, 2012. DOI: 10.1017/S1074070800000481
- JEBABLI, Ikram; AROURI, Mohamed; TEULON, Frédéric. On the effects of world stock market and oil price shocks on food prices: An empirical investigation based on TVP-VAR

- models with stochastic volatility. **Energy Economics**, v. 45, p. 66-98, 2014. DOI: 10.1016/j.eneco.2014.06.008
- KAVUSSANOS, Manolis G.; VISVIKIS, Ilias D.; DIMITRAKOPOULOS, Dimitris N. Economic spillovers between related derivatives markets: The case of commodity and freight markets. **Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review**, v. 68, p. 79-102, 2014. DOI: 10.1016/j.tre.2014.05.003
- KU, Yuan-Hung Hsu. Student-t distribution based VAR-MGARCH: an application of the DCC model on international portfolio risk management. **Applied Economics**, v. 40, n. 13, p. 1685-1697, 2008. DOI: 10.1080/00036840600892894
- LIU, Hsiang-Hsi; CHEN, Yi-Chun. A study on the volatility spillovers, long memory effects and interactions between carbon and energy markets: the impacts of extreme weather. **Economic Modelling**, v. 35, p. 840-855, 2013. DOI: 10.1016/j.econmod.2013.08.007
- LU, Junyu; CARBONE, Gregory J.; GAO, Peng. Detrending crop yield data for spatial visualization of drought impacts in the United States, 1895–2014. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 237, p. 196-208, 2017. DOI: 10.1016/j.agrformet.2017.02.001
- MENSI, Walid; HAMMOUDEH, Shawkat; NGUYEN, Duc Khuong; YOON Seong-Min. Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices. **Energy Economics**, v. 43, p. 225-243, 2014. DOI: 10.1016/j.eneco.2014.03.004
- NAZLIOGLU, Saban; ERDEM, Cumhur; SOYTAS, Ugur. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. **Energy Economics**, v. 36, p. 658-665, 2013. DOI: 10.1016/j.eneco.2012.11.009
- NEWBERY, David M. When do futures destabilize spot prices? **International Economic Review**, p. 291-297, 1987. DOI: 10.2307/2526724
- SEGNON, Mawuli; LUX, Thomas; GUPTA, Rangan. Modeling and forecasting the volatility of carbon dioxide emission allowance prices: A review and comparison of modern volatility models. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 69, p. 692-704, 2017. DOI: 10.1016/j.rser.2016.11.060
- SILVEIRA, Rodrigo Lanna Franco da; CRUZ JÚNIOR, José César; SAES, Maria Sylvia Macchione. Uma análise da gestão de risco de preço por parte dos produtores de café arábica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 3, p. 397-410, 2012. DOI: 10.1590/S0103-20032012000300001
- SMITH, Aaron. Partially overlapping time series: A new model for volatility dynamics in commodity futures. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 3, p. 405-422, 2005. DOI: 10.1002/jae.846
- TANG, Ke; XIONG, Wei. Index investment and the financialization of commodities. **Financial Analysts Journal**, v. 68, n. 5, p. 54-74, 2012. DOI: 10.2469/faj.v68.n6.5
- TOMEK, William G. Price behavior on a declining terminal market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 62, n. 3, p. 434-444, 1980. DOI: 10.2307/1240198

- TSE, Yiu Kuen. A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. **Journal of econometrics**, v. 98, n. 1, p. 107-127, 2000. DOI: 10.1016/S0304-4076(99)00080-9
- TSE, Yiu Kuen; TSUI, Albert K. C. A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 3, p. 351-362, 2002. DOI: 10.1198/073500102288618496
- UBILAVA, David. Modeling nonlinearities in the US soybean-to-corn price ratio: a smooth transition autoregression approach. **Agribusiness**, v. 28, n. 1, p. 29-41, 2012. DOI: 10.1002/agr.20292
- UNITED STATES. Department of Agriculture. Foreign Agricultural Service. **Production, Supply and Distribution**. 2018. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline>>. Acesso em: 10 Nov. 2018.
- WU, Feng; GUAN, Zhengfei; MYERS, Robert J. Volatility spillover effects and cross hedging in corn and crude oil futures. **Journal of Futures Markets**, v. 31, n. 11, p. 1052-1075, 2011. DOI: 10.1002/fut.20499

APÊNDICE

APÊNDICE C. Estimativas dos modelos CCC-GARCH para as regiões de Cascavel/PR. Passo Fundo/RS. Rio Verde/GO e Triângulo Mineiro/MG.

a) Painei A: Equação da média para o modelo VAR-DCC Bivariado

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sPAFU	cB3	cCME	sCME	sRIVE	cB3	cCME	sCME	sTRIM
a^{Cs}	0,106***	0,124***	0,128***	0,171***	-0,013	-0,011	-0,013	0,004	-0,113***	-0,093***	-0,095***	-0,105***	-0,043**	-0,032*	-0,033*	-0,038**
b^{Cs}	0,032***	0,054***	0,042***	-0,045***	0,020	0,026**	0,035***	-0,002	0,081***	0,042***	0,064***	0,054***	0,034**	0,036***	0,045***	0,019
a^{η}	-0,049**	0,031	0,043**	-0,109***	-0,084***	0,048**	0,061***	-0,146***	-0,041**	0,023	0,024*	-0,013	-0,038**	0,006	0,035*	0,017
b^{η}	0,079***	0,026	-0,006	0,003	0,086***	0,031*	-0,003	0,055*	0,071***	0,033*	0,005	-0,047**	0,064***	0,035**	0,001	-0,145***

b) Painei B: Equação da variância para o modelo VAR-DCC Bivariado

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sPAFU	cB3	cCME	sCME	sRIVE	cB3	cCME	sCME	sTRIM
α^S	0,113***	0,127***	0,121***	0,107***	0,102***	0,108***	0,106***	0,082***	0,102***	0,105***	0,108***	0,099***	0,093***	0,099***	0,101***	0,114***
β^S	0,833***	0,835***	0,834***	0,835***	0,865***	0,872***	0,873***	0,884***	0,853***	0,853***	0,849***	0,854***	0,867***	0,867***	0,865***	0,835***
α^{η}	0,088***	0,065***	0,055***	0,067***	0,089***	0,066***	0,054***	0,061***	0,087***	0,066***	0,054***	0,057***	0,084***	0,070***	0,056***	0,101***
β^{η}	0,855***	0,925***	0,934***	0,889***	0,848***	0,921***	0,932***	0,909***	0,851***	0,921***	0,933***	0,905***	0,859***	0,918***	0,931***	0,845***
Corr	0,527	0,159	0,214	0,635	0,499	0,143	0,207	0,652	0,393	0,135	0,173	0,435	0,458	0,132	0,183	0,429

c) Painei C: Testes de Adequação do Modelo

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sPAFU	cB3	cCME	sCME	sRIVE	cB3	cCME	sCME	sTRIM
H(5)	218,5***	205,1***	160,8***	443,8***	90,9***	69,9***	59,8***	193,0***	96,2***	82,1***	66,8***	81,6***	94,2***	85,5***	85,0***	150,5***
H(10)	309,9***	266,2***	217,8***	495,8***	171,1***	130,2***	129,7***	279,5***	169,1***	144,5***	124,3***	131,8***	184,1***	154,2***	151,9***	222,5***
LM(5)	4,98	5,28	5,23	5,71	6,36	4,94	4,67	11,99	2,49	2,82	2,61	3,08	3,21	2,18	2,15	2,98
LM(10)	8,45	11,16	10,28	9,13	12,27	10,38	10,29	19,04	5,62	6,64	6,56	6,07	7,42	7,75	7,61	7,56

Fonte: Resultado da pesquisa

Nota 1. os interceptos ω^S e ω^{η} foram suprimidos por seus coeficientes próximos de zero em todas as análises. η pode assumir as seguintes representações: preço futuro de milho (C_f). preço físico de soja (S_f) ou preço futuro de soja (S_s) depende do escopo de análise escolhido; $H(5)$ e $H(10)$ são os testes Portmanteau multivariado de autocorrelação nos resíduos desenvolvido por Hosking (1981). para cinco e dez lags. respectivamente; LM é o teste ARCH-LM; *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10%, 5% e 1%. respectivamente

APÊNDICE D. Estimativas dos modelos DCC_E-GARCH para as regiões de Cascavel/PR. Passo Fundo/RS. Rio Verde/GO e Triângulo Mineiro/MG.

a) Painel A: Equação da média para o modelo VAR-DCC Bivariado

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
a^{Cs}	0,111***	0,125***	0,127***	0,177***	-0,008	-0,007	-0,012	-0,007	-0,109***	-0,092***	-0,100***	-0,103***	-0,042**	-0,033*	-0,032*	-0,042**
b^{Cs}	0,032**	0,054***	0,042***	-0,042***	0,024**	0,026***	0,035***	0,024	0,083***	0,043***	0,055***	0,055***	0,036**	0,036***	0,045***	0,019
a^η	-0,042*	0,031	0,043**	0,118***	-0,087***	0,042***	0,059***	0,014***	-0,036**	0,023	-0,007	-0,007	-0,033*	0,004	0,035**	0,023
b^η	0,085***	0,025	-0,007	0,017	0,086***	0,027***	-0,005	-0,057***	0,066***	0,030*	-0,052***	-0,053***	0,063***	0,034*	0,008	-0,146***

b) Painel B: Equação da variância para o modelo VAR-DCC Bivariado

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
α^s	0,114***	0,126***	0,125***	0,102***	0,104***	0,127***	0,107***	0,086***	0,099***	0,104***	0,097***	0,097***	0,093***	0,099***	0,100***	0,112***
β^s	0,842***	0,836***	0,833***	0,855***	0,867***	0,842***	0,871***	0,892***	0,857***	0,856***	0,866***	0,866***	0,866***	0,867***	0,866***	0,840***
α^η	0,097***	0,065***	0,056***	0,076***	0,093***	0,068***	0,055***	0,069***	0,088***	0,067***	0,054***	0,063***	0,095***	0,070***	0,057***	0,099***
β^η	0,845***	0,925***	0,934***	0,883***	0,850***	0,914***	0,932***	0,908***	0,856***	0,921***	0,932***	0,899***	0,846***	0,918***	0,931***	0,845***
λ_1	0,046	0,013	0,012	0,042	0,053	0,013	0,016	0,040	0,031	0,017	0,027	0,047	0,045	0,012	0,007	0,036
λ_2	0,913	0,973	0,966	0,928	0,916	0,959	0,962	0,939	0,945	0,955	0,908	0,928	0,922	0,968	0,984	0,947
Corr	0,557	0,159	0,213	0,659	0,549	0,148	0,204	0,694	0,419	0,130	0,176	0,467	0,482	0,136	0,178	0,454

c) Painel C: Testes de Adequação do Modelo

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
H(10)	309,98***	266,28***	217,89***	495,85***	171,087	130,273	129,715	279,505	169,176	144,545	124,368	131,877	184,177	154,287	151,972	222,531
LM(10)	8,846	11,120	10,270	10,399	11,743	10,213	10,189	15,281	5,816	6,781	6,629	6,872	7,392	7,757	7,594	7,499
Tse	74,29***	15,19***	9,25***	109,92***	130,43	12,41	14,38	155,51	52,90	11,42	13,22	105,57	86,69	10,92	8,10	90,79

Fonte: Resultados da Pesquisa

Nota: 1. A descrição das variáveis e dos testes realizados é equivalente ao apresentado no Apêndice C; Tse representa o teste LR desenvolvido por Tse (2000) para testar a hipótese nula de correlações condicionais constantes ao longo do tempo.

APÊNDICE E. Estimativas dos modelos DCC_T-GARCH para as regiões de Cascavel/PR. Passo Fundo/RS. Rio Verde/GO e Triângulo Mineiro/MG.

a) Painei A: Equação da média para o modelo VAR-DCC Bivariado

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
a^{Cs}	0,108***	0,122***	0,127***	0,158***	-0,010	-0,013	-0,013	-0,005	-0,113***	-0,093***	-0,102***	-0,111***	-0,044**	-0,032*	-0,033*	-0,043**
b^{Cs}	0,033***	0,055***	0,042***	-0,039***	0,023*	0,028**	0,034***	0,004	0,094***	0,042***	0,063***	0,072***	0,038**	0,035***	0,044***	0,021
a^η	-0,043**	0,032	0,043**	0,136***	-0,094***	0,045***	0,058***	0,150***	-0,049**	0,022	0,026	-0,009	-0,040**	0,005	0,033**	0,020
b^η	0,085***	0,027	-0,007	0,019	0,089***	0,033***	-0,002	-0,059***	0,060***	0,030	0,013	-0,049**	0,073***	0,035*	0,001	-0,143***

b) Painei B: Equação da variância para o modelo VAR-DCC Bivariado

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
α^S	0,110***	0,127***	0,121***	0,095***	0,103***	0,109***	0,106***	0,081***	0,117***	0,115***	0,119***	0,104***	0,088***	0,099***	0,100***	0,111***
β^S	0,841***	0,834***	0,834***	0,862***	0,869***	0,870***	0,872***	0,896***	0,832***	0,833***	0,828***	0,844***	0,875***	0,867***	0,865***	0,843***
α^η	0,092***	0,065***	0,055***	0,067***	0,088***	0,065***	0,054***	0,061***	0,093***	0,069***	0,061***	0,065***	0,083***	0,069***	0,056***	0,096***
β^η	0,852***	0,925***	0,934***	0,896***	0,857***	0,920***	0,932***	0,916***	0,853***	0,914***	0,922***	0,885***	0,865***	0,919***	0,931***	0,854***
λ_1	0,030	0,009	0,007	0,024	0,038	0,011	0,013	0,023	0,019	0,041	0,022	0,038	0,040	0,003	0,006	0,024
λ_2	0,936	0,981	0,962	0,958	0,938	0,966	0,930	0,959	0,956	0,945	0,929	0,936	0,927	0,992	0,955	0,965
Corr	0,590	0,200	0,226	0,765	0,603	0,153	0,215	0,783	0,428	0,155	0,205	0,526	0,543	0,162	0,189	0,572

c) Painei C: Testes de Adequação do Modelo

Coef.	CASC				PAFU				RIVE				TRIM			
	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC	cB3	cCME	sCME	sCASC
LM(5)	5,149	5,289	5,237	6,549	6,293	4,812	4,626	11,596	1,830	2,315	2,168	2,724	3,501	2,168	2,146	2,745
LM(10)	8,783	11,149	10,271	10,332	11,955	10,285	10,217	17,491	4,928	5,984	5,929	5,574	7,667	7,742	7,600	7.524

Fonte: Resultado da pesquisa

Nota 1. η pode assumir as seguintes representações: preço futuro de milho (Cf). preço físico de soja (Sf) ou preço futuro de soja (Ss) depende do escopo de análise escolhido; $H(5)$ e $H(10)$ são os testes Portmanteau multivariado de autocorrelação nos resíduos desenvolvido por Hosking (1981), para cinco e dez lags. respectivamente; Tse representa o teste LR desenvolvido por Tse (2000) para testar a hipótese nula de correlações condicionais constantes ao longo do tempo; *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%. respectivamente .

4. A RAZÃO DE PREÇOS SOJA/MILHO NA GESTÃO DE RISCO DE PREÇO NOS MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS DO MILHO NO BRASIL

RESUMO

Este artigo investiga a mudança de regime na razão de preços entre soja e milho, nos mercados físicos e futuros e suas implicações no resultado das estratégias de *hedge*. Em um ambiente de maior interconexão entre mercados, a análise dos preços relativos entre mercados correlatos configura-se como uma ferramenta útil que pode ser incorporada no processo de gestão de riscos. O modelo de mudança de regime selecionado é o *Markov Switching*, sendo empregado para avaliar a relação entre os preços representativos dos mercados físico e futuro de milho e soja no período de janeiro de 2008 a agosto de 2018. Dentre os achados de pesquisa, cabe destacar uma maior persistência do regime de alta (para as razões de preços nos mercados físico e futuro). Identifica-se uma maior duração de ambos os ciclos de preços (regime de alta e regime de baixa) no mercado futuro, em comparação com o mercado físico. Por fim, o resultado da estratégia de gestão de risco, em termos de taxas ótimas de *hedge* está diretamente correlacionada com a origem da mudança de regime, no mercado físico doméstico ou no mercado futuro externo

Palavras-chave: Razão de preços; Mudança de regime; Razão ótima de *Hedge*

ABSTRACT:

This paper investigates the regime change in the soybean-to-corn price in spot and futures markets and its implications on the results of hedging strategies. With greater interconnection between markets environment, the analysis of relative prices between correlated markets is considered a useful tool that can be incorporated into the risk management process. The selected regime change model is the Markov Switching, which used to evaluate the relationship between the representative prices for the spot and future markets of corn and soybeans from January 2008 to August 2018. According to our findings, it is worth noting the greater persistence of the regime classified as high (for the prices ratio in the spot and future markets). We identified a longer duration of both price cycles (bullish and bearish regimes) in the futures market as compared to the spot market. Finally, the result of the risk management strategy in terms of optimal hedge ratio is directly correlated to the origin of the regime change, either in the domestic spot market or in the future external market.

Keywords: Price ratio; Regime shift; Optimum *Hedge* ratio

Classificação JEL: C32, D81, G11

*O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

4.1. INTRODUÇÃO

O produtor rural e os demais envolvidos com a produção agrícola desenvolvem suas atividades em um ambiente repleto de riscos. No entanto, a gestão de risco que vinha sendo realizada, historicamente, apenas com informações sobre variabilidade da produtividade e do nível de preços (PATRICK *et al.*, 1985) tem ganhado uma nova perspectiva no período recente, principalmente devido a maior variabilidade dos preços.

O patamar de aumento dos preços do milho do triênio 2006-2008, em termos médios, não era vivenciado nos Estados Unidos desde o período de 1972-1974. Essa elevação de preços, rompe uma tendência de longo prazo de declínio dos preços reais de milho, e de outros cereais (SUMMER, 2009). Os picos de preços no período 2011-2012 reforçaram a preocupação com a prevalência da alta volatilidade nos mercados agrícolas (GARDEBROEK, HERNANDEZ, 2013). Nesse ambiente de maior variabilidade e interconexão entre mercados, os agentes utilizam um volume cada vez maior de informações no processo de gestão de riscos.

Com a popularização de contratos futuros e de opções, verifica-se tanto um aumento do volume de negócios efetuados, quanto a diversificação dos instrumentos disponíveis para mitigação de riscos. Nesse âmbito, para a gestão do risco de preços no mercado de milho, cabe destacar que a bolsa de valores e mercadorias Brasil, Bolsa, Balcão (B3) lançou o contrato futuro de base de milho, em setembro de 2008 (B3, 2018), e a Bolsa de Chicago (CME) lançou o contrato de opção *soybean-to-corn price ratio* (STC) em dezembro de 2010 (CME GROUP, 2018).

Nesse contexto, no presente estudo pretende-se analisar o comportamento do preço relativo do milho e da soja no mercado físico brasileiro. A razão de preços entre soja e milho (doravante denominada STC), historicamente, foi utilizada por produtores do “*Corn Belt*” norte-americano como um balizador da decisão entre o plantio de soja ou milho. A capacidade dessa razão de preços explicar a alocação de área para o cultivo de soja ou milho nos Estados Unidos tem se reduzido em decorrência de mudanças da legislação e da adoção de novas tecnologias (LIN; RILEY, 1998). Entretanto, esse conceito pode ser utilizado para entender os vínculos entre os mercados de soja e de milho, sendo uma ferramenta útil na gestão de risco de preços dessas *commodities*.

A adoção de novas tecnologias tem contribuído para a reestruturação do setor agrícola, possibilitando que esse setor atenda a demanda crescente, tanto por alimentos, quanto por energia. Dentre as alternativas encontradas pelos agricultores cabe destacar o melhor uso da

terra, o aumento da tecnificação, o domínio do sistema de produção e o uso racional de insumos produtivos (ESPÍRITO SANTO; DAMASO; NASSAR, 1994). No Brasil, o caminho encontrado foi a intensificação do uso de terras (BORCHERS *et al.*, 2014), sendo que as condições edafoclimáticas favoráveis configuram-se como uma vantagem comparativa que permite a colheita de duas safras em uma determinada área ao longo do ano agrícola.

Com o aumento da produção de milho na safra de inverno, principalmente na região Centro Oeste do Brasil (FAVRO; CALDARELLI; CAMARA, 2015), observa-se tanto um deslocamento temporal quanto espacial da produção de milho. Essa mudança estrutural na produção de milho pode afetar tanto a relação de preços entre a soja e o milho no mercado doméstico, quanto a relação entre o mercado doméstico e o externo do milho. Com base no exposto, no presente estudo pretende-se refletir sobre a seguinte questão: mudanças do comportamento da razão de preços entre soja e milho podem influenciar o resultado das estratégias de *hedge* e *cross-hedge* para o mercado de milho brasileiro?

Para abarcar o problema de pesquisa, no presente estudo as mudanças do preço relativo entre soja e milho são avaliadas com base em modelo markoviano de mudança de regime. O resultado da operação de *hedge* é avaliado em termos de razão ótima de *hedge*. As estratégias de *hedge* e *cross-hedge* são estruturadas com base em: a) contratos futuros de milho na B3, b) contratos futuros de milho na CME; e c) contratos futuros de soja na CME.

O presente artigo pretende contribuir para a literatura na medida em que examina um risco derivado dos co-movimentos de preços de diferentes *commodities* agrícolas. A mudança de regime no preço relativo entre milho e soja pode ser entendida como um choque exógeno que afeta o resultado da estratégia de *hedge*. Ademais, o distanciamento entre os preços de soja e milho pode ser um indicativo de transbordamento de risco e volatilidade entre esses mercados. Por sua vez, esse risco derivado da mudança de regime pode afetar os mercados físicos e futuros de milho em diferentes intensidades, fato que pode reduzir a capacidade que o contrato futuro tem de gerir o risco de preços do mercado físico subjacente. Por fim, para o *hedger* que utiliza contratos futuros em bolsas estrangeiras, com a mudança de regime em um desses mercados há uma desacoplagem entre os mercados doméstico e externo, fato que também tem efeitos sobre os resultados da estratégia de *hedge off-shore*.

4.2. REVISÃO DE LITERATURA

A suposição de constância de parâmetros como média, variância ou tendência ao longo do tempo, consolidou-se como pressuposto basilar na análise e na previsão de séries temporais. Com o passar do tempo, as tentativas de equacionar os problemas advindos da ausência dessas condições, proporcionaram avanços em diferentes áreas da literatura. Em uma vertente de análise difundiram-se os estudos para identificar o ponto de ruptura ou de inflexão em uma série temporal. Desde o trabalho seminal de Chow (1960), muitas foram as inovações metodológicas¹¹ no estudo das quebras estruturais, com avanços na avaliação da estabilidade dos parâmetros da regressão (HANSEN, 1992) e readequações nos testes de raiz unitária (ZIVOT; ANDREWS, 1992; BAI; PERRON, 1998; CLEMENTE; MONTAÑÉS; REYES, 1998).

É possível que nem todas as mudanças estruturais aconteçam de forma abrupta, sendo que em alguns casos, é razoável supor que é necessário um período de tempo para que uma mudança estrutural entre em vigor (HANSEN, 2001). Entretanto, o arcabouço metodológico sobre o tema, na maioria dos casos, consegue diagnosticar um número limitado de quebras estruturais, não captando mudanças que ocorrem de forma recorrente. Além disso, no caso de estudos com séries de preços futuros, tanto mudanças cíclicas no patamar da média de um determinado preço quanto situações de *choppy market*¹² (WEBB, 1987) são tratadas como quebras estruturais.

Nessa perspectiva, Quandt (1972) e Goldfeld e Quandt (1973) foram precursores de uma nova vertente de análise não-linear, em que o foco principal é modelar um sistema que alterna entre dois ou mais estados (ou regimes) cada vez que uma nova observação é gerada. Essa abordagem deu origem aos modelos markovianos de mudança de regime, doravante denominados Markov *Switching* (MS). Cabe destacar que a aplicação empírica de Hamilton (1989), com o intuito de avaliar o Produto Nacional Bruto (PNB) real dos Estados Unidos no período pós-guerra, contribuiu definitivamente para a popularização dos modelos MS.

No âmbito dos modelos não-lineares, cabe destacar a popularidade da modelagem da variância condicional e sua variabilidade no tempo (ENGLE, 1982; BOLLERSLEV, 1986). Em

¹¹ Perron (2006) apresenta uma ampla revisão sobre a identificação e a estimação de modelos lineares com a presença de quebras estruturais.

¹² *Choppy Market*, refere-se a situações de mercados agitados, em que os agentes que negociam contratos futuros se defrontam com oscilações abruptas de preços, sendo que estes oscilam descontroladamente, muitas vezes desconexos do comportamento dos ativos-subjacentes.

outra vertente, cabe destacar o modelo MS, o modelo autorregressivo com limiar – TAR (TONG, 1978) e o modelo autorregressivo com transição suave – STAR (TERÄSVIRTA, 1994)¹³ que são conhecidos como modelos dependentes de estado (PRIESTLEY, 1980) e figuram entre os modelos não-lineares que têm ganhado notoriedade na literatura. Para definir os parâmetros do modelo, essa abordagem tem um desafio adicional, o problema de suavização ao estimar o caminho do tempo da variável latente (STOCK; WATSON, 2017). Dado que o ponto exato de mudança de regimes não precisa ser conhecido *a priori*, o modelo MS tem uma flexibilidade analítica e uma capacidade preditiva superior aos demais modelos não lineares dependentes de estado (DESCHAMPS, 2008).

Na literatura, o modelo markoviano de mudança de regime tem sido amplamente utilizado em uma variedade de contextos: para modelar retornos no mercado de ações (ANG; BEKAERT, 2002), o comportamento da taxa de desemprego (DESCHAMPS, 2008), a relação do preço do petróleo, cobre e ouro com a taxa de câmbio e com a taxa de juros (BHAR; HAMMOUDEH, 2011), a relação dos preços do petróleo com o mercado acionário (GUO; CHEN; HUANG, 2011; BALCILAR; GUPTA; MILLER, 2015) ou com a taxa de câmbio (BASHER; HAUG; SADORSKY, 2016).

No tocante ao mercado futuro, o modelo MS foi empregado para avaliar a relação entre os preços físicos e futuros, com base na análise de índice de ações (SARNO; VALENTE, 2000) ou índice de *commodities* (FONG; SEE, 2001). Para o mercado agrícola, cabe destacar o estudo de Asche, Oglend e Tveteras (2012) que avalia o comportamento da razão de preços entre o farelo de peixe e o farelo de soja. Nessa linha, o presente estudo destoa das análises tradicionais de relação de preços, baseadas nos conceitos de causalidade e cointegração para centrar o foco de análise nos preços relativos de soja e de milho. Ao utilizar os preços relativos filtram-se os choques comuns a ambos os preços (CARTER; SMITH, 2007), avaliando-se os fatores geradores de mudanças no equilíbrio entre esses preços.

Para o mercado do milho no Brasil, a análise da razão de preços soja/milho é especialmente útil para avaliar os efeitos de uma mudança em curso nesse mercado – a evolução da 2ª safra ou safra de inverno. A safra de verão de milho, comercializada no primeiro semestre do ano, é direcionada para as indústrias de carne domésticas, enquanto que a safra de inverno, comercializada no segundo semestre, tem sido direcionada para o comércio internacional. Assim, a expansão da produção de milho na segunda safra tem dois efeitos importantes,

¹³ Uma revisão sobre as inovações advindas dos modelos autorregressivo com limiar (TAR) e modelo autorregressivo com transição suave (STAR) pode ser encontrada em Dijk, Teräsvirta e Franses (2002).

mudança no balanço de oferta e demanda do milho durante o ano e crescente participação no mercado internacional (MATTOS; SILVEIRA, 2018).

Como efeito, o encadeamento com diferentes mercados faz com que o preço do milho seja influenciado por fatores distintos em cada período do ano, com implicações sobre a relação com o preço da soja ao longo do ano. Além de mudanças na dinâmica com o mercado da soja, a maior participação do milho brasileiro no comércio internacional pode afetar o resultado de estratégias de *hedge* elaboradas com contratos futuros de bolsas estrangeiras.

4.3. METODOLOGIA

Para modelar as mudanças de regime na relação dinâmica entre os preços relativos de soja e milho, utiliza-se uma formulação geral e difundida na literatura (KROLZIG, 1997; TIMMERMAN, 2000) do modelo Markov *Switching*¹⁴:

$$Y_t = \mu_{S_t} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Na especificação autoregressiva, o modelo pode ser definido como:

$$Y_t = \mu_{S_t} + \sum_{i=1}^q \phi_i S_{t-i} (Y_{t-i} - \mu_{S_{t-i}}) + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Em que: Y_t representa a razão de preços entre a soja e o milho (STC); $\mu(S_t)$ é o intercepto que varia de acordo com o estado não observado S_t ; ε_t é um termo de erro gaussiano condicionado ao regime S_t . Em uma especificação alternativa, pode-se considerar os modelos com $\sigma_{S_t} \varepsilon_t$, em que a variância é dependente do regime S_t .

Ademais, assume-se que o processo gerador do regime é definido por um processo de comutação de Markov, ergódico e de primeira ordem, com um número finito e discreto de estados $S_t \in \{1, 2, \dots, M\}$. Nessa abordagem, a probabilidade de transição entre diferentes

¹⁴ De acordo Quandt (1973), com a evolução da série Y_t , um modelo com dois regimes pode ser caracterizado como: $Y_t = \mu_1 + \varepsilon_t$ (regime 1) e $Y_t = \mu_2 + \varepsilon_t$ (regime 2). Como os dois regimes, causam mudanças no intercepto, o modelo pode ser definido como $Y_t = \mu(S_t) + \mu(1 - S_t) + \varepsilon_t$. De forma análoga, o modelo pode ser representado por $Y_t = \mu_{S_t} + \varepsilon_t$, em que μ_{S_t} é o parâmetro de interesse, com $\mu_{S_t} = \mu_1$ se $S_t = 1$ e $\mu_{S_t} = \mu_2$ se $S_t = 2$.

regimes é constante, sendo definida por $P_{ij} = \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i)$ com $0 \leq P_{ij} \leq 1$ e $\sum_{j=1}^m P_{ij} = 1$. No caso do modelo com dois regimes existentes, probabilidade de transição do período $t-1$ para o período t pode ser representada por:

$$P_{ij} = \begin{pmatrix} P_{11} & 1 - P_{22} \\ 1 - P_{11} & P_{22} \end{pmatrix} \quad (4.3)$$

Em que: P_{ij} , fornece a probabilidade de que o estado i no período $t-1$ seja seguido pelo estado j no período t ; $P_{ii} = 1 - P_{ij}$ indica a probabilidade de que não haverá mudança do estado entre dois períodos de tempo, i e j assumem valores de 1 ou 2 dependendo dos estados iniciais e finais.

Por sua vez, as probabilidades incondicionais¹⁵ (FRANSES; DIJK, 2000) são dadas por:

$$\Pr(S_t = 1) = \frac{1 - P_{22}}{2 - P_{11} - P_{22}} \quad \text{e} \quad \Pr(S_t = 2) = \frac{1 - P_{11}}{2 - P_{11} - P_{22}} \quad (4.4)$$

Essas probabilidades, juntamente com outros parâmetros desconhecidos, são estimadas por meio do modelo de máxima verossimilhança. No presente estudo, adotou-se a abordagem de máxima verossimilhança de Broyden, Fletcher, Goldfarb e Shannon (BFGS)¹⁶. Por sua vez, a duração esperada em que o sistema permanece em determinado regime pode ser definido por:

$$\begin{aligned} E(D_1) &= (1 - P_{11})^{-1} = (P_{12})^{-1} \\ E(D_2) &= (1 - P_{22})^{-1} = (P_{21})^{-1} \end{aligned} \quad (4.5)$$

Em que: D_1 e D_2 denotam a duração dos regimes 1 e 2, respectivamente.

Os modelos de mudanças de regime violam alguns pressupostos subjacentes aos testes de razão de verossimilhança e multiplicador de Lagrange (FONG; SEE, 2001). Nesse sentido, para definir o número adequado de regimes no modelo MS, utilizou-se um teste de razão de quase-verossimilhança (QLR) para um modelo de mistura desenvolvidos por Cho e White (2007). Dado que este teste QLR é inconsistente se as covariadas incluem valores defasados da variável dependente (CARTER; STEIGERWALD, 2012), os valores críticos utilizados no teste

¹⁵ A derivação das probabilidades incondicionais, demonstrando que um regime de Markov ergódico é um processo de covariância-estacionário pode ser encontrada em Hamilton (1994, p.681).

¹⁶ O algoritmo desenvolvido por esses autores é um método iterativo para resolver problemas de otimização não linear. Esse algoritmo é a soma das contribuições dos trabalhos científicos publicados pelos autores em meados da década de 1970.

QLR de identificação do número de regimes são derivados de aproximação numérica desenvolvida por Bostwick e Steigerwald (2014).

Para avaliar a qualidade de mudança de regime, utilizou-se a Medida de Classificação de Regime (RCM, em inglês), de Ang e Bekaert (2002), que é, essencialmente, uma estimativa amostral da variância da série de probabilidade. Para um modelo com dois regimes, a equação é definida por:

$$RCM = 400 \times \frac{1}{T} \sum p_t \times (1 - p_t) \quad (4.6)$$

Enquanto que para um modelo com K regimes, tem-se:

$$RCM = 100K^2 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\prod_{i=1}^K p_t \right) \quad (4.7)$$

Em que: p_t é a probabilidade de as observações estarem em um determinado regime no período t . A constante serve para normalizar a estatística de modo que com $0 \leq RCM \leq 100$. Quanto mais próximo de zero forem os resultados, maior é a capacidade do modelo distinguir os diferentes regimes de comportamento dos dados.

Em uma abordagem subsequente, o conteúdo informacional obtido com a análise do comportamento da razão STC é aplicado na gestão do risco de preços. Nesse sentido, informações como persistência e duração de ciclo de preços entre essas *commodities* podem influenciar as razões ótimas de *hedge*. Nesse contexto, nos testes de raiz unitária e cointegração considera-se a possibilidade de ocorrência de mudanças de regime, abordagem similar a adotada na presença de quebras estruturais. Nesse contexto, aplica-se o teste de raiz unitária de Clemente, Montañes e Reyes (1998)¹⁷, com a especificação outliers inovativos (IO), o qual pode ser descrito como:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4.8)$$

Em que: DTB_{it} é uma variável *dummy* que representa a quebra estrutural, que assume valor um se $t = TB_i + 1$ e zero caso contrário; é uma variável *dummy* de intercepto, que assume valor um se $t > TB_i$ e zero caso contrário.

¹⁷ Informações adicionais sobre a classificação de quebras e avaliação do teste de raiz unitária na presença de quebras estruturais podem ser obtidas em Perron e Vogelsang (1993) e Clemente, Montañes e Reyes (1998).

Para avaliar os resultados da estratégia de *hedge* utilizou-se a abordagem seminal de Johnson (1960) e Ederington (1979), que, com base na teoria do portfólio derivaram as taxas ótimas de *hedge* que minimizam a variância de um portfólio coberto. Assim, incorporando na análise as variáveis defasadas dos preços físicos e futuros, conforme proposto por Myers e Thompson (1989), e a abordagem de cointegração proposta por Engle e Granger (1987), o modelo descrito por Lien e Tse (2000) pode ser definido como:

$$\Delta p_t = \alpha + \lambda \Delta f_t + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta f_{t-j} + \theta_p Z_{t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (4.9)$$

Em que: Δp_t , Δp_{t-i} , Δf_t e Δf_{t-j} representam os retornos de preços físicos e futuros nos períodos corrente e defasado, respectivamente; λ é razão ótima de cobertura em um portfólio de mínima variância; e Z_{t-1} é o termo de correção de erro utilizado nas situações em que os preços físicos e futuros são cointegrados.

Por um lado, a abordagem de cointegração, evita a subavaliação das posições ótimas de contratos futuros na estratégia de *hedge* (LIEN, 1996). Por outro lado, Z_{t-1} é uma combinação linear estacionária dos preços físicos e futuros, com isso $\theta_p \cong f_t - p_t$ apresenta um comportamento similar ao comportamento da base (LIEN; TSE, 2000). Como inovação metodológica, no presente estudo pretende-se incorporar no modelo as informações sobre mudança do regime na razão de preços.

$$\Delta p_t = \alpha + \lambda_1 \Delta f_{S_{t1}} + \lambda_2 \Delta f_{S_{t2}} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta f_{t-j} + \theta_p Z_{t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (4.10)$$

Em que: $\Delta f_{S_{t1}} = \Delta f_t * D_{S_{t1}}$, com $D_{S_{t1}}$ como variável *dummy* que assume valor 1, no regime de alta razão de preços e 0 caso contrário; $\Delta f_{S_{t2}} = \Delta f_t * D_{S_{t2}}$, com $D_{S_{t2}}$ como variável *dummy* que assume valor 1, no regime de baixa razão de preços e 0 caso contrário.

Com base nessa formulação, pretende-se captar as diferenças ocasionadas pela mudança de regime na razão de preços STC. Assim, para o *hedger* que atua no mercado do milho, a contribuição do presente estudo é a identificação da presença de dois riscos que, até então, não eram incorporados na gestão do risco de preços.

Primeiramente, tem-se o risco de distanciamento entre os preços de produtos correlatos, como o milho e a soja, sendo que, nesse caso, o aumento da razão de preços STC pode indicar desequilíbrios entre esses dois mercados. Assim, a fonte desses desequilíbrios

configura-se como um risco exógeno que afeta o mercado do milho e, conseqüentemente, a estratégia de *hedge*. Por fim, se o *hedger* utiliza contratos em outras bolsas de mercadorias, como é o caso da CME, há o risco de desacoplagem entre esses dois mercados. Se o mercado físico doméstico e o mercado futuro externo estão em diferentes regimes de preço, o contrato futuro tem menor capacidade de proteger o *hedger* contra as oscilações adversas de preços.

4.3.1. Dados e Operacionalização das Variáveis

Para realizar a análise da razão de preços STC nos mercados físico e futuro, procedeu-se à coleta e à operacionalização dos dados. Para o mercado físico, adotou-se como critério inicial tanto a disponibilidade simultânea de informações de preços sobre o milho e a soja, quanto a distribuição geográfica das regiões de comercialização analisadas. Com base na classificação do Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)¹⁸, a amostra do presente estudo compreende 10 regiões edafoclimáticas distintas: 101 - Passo Fundo (RS), 102 - Chapecó (SC), 103 - Ponta Grossa (PR), 201 - Cascavel (PR), 203 - Campinas (SP), 204 - Dourados (MS), 301 - Rio Verde (GO), 303 - Uberlândia (MG), 401 - Rondonópolis (MT) e 402 - Sorriso (MT). As informações semanais foram coletadas junto a Céleres Consultoria, e compreendem o período de análise de 09 de janeiro de 2008 a 07 de agosto de 2018. Para os preços futuros, os dados semanais foram coletados na B3 e na CME.

Com base na premissa de que a relação de preços nessas diferentes regiões é regida pela Lei do Preço Único (LPU) (MUNDLACK; LARSON, 1992), é possível criar uma *proxy* para representar o mercado físico brasileiro. Se as diferenças de qualidade, custos de transporte, armazenamento, etc. são conhecidas e podem ser arbitradas pelos agentes, a relação estável entre os preços das diferentes regiões pode ser representada por uma *proxy* única de preços, desde que essa *proxy* preserve as características das séries originais utilizadas.

Confrontando-se as informações sobre a área colhida em cada município no Brasil, disponíveis na Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) do Instituto Brasileiro de Geografia e

¹⁸ A Instrução Normativa nº 1 de 02 de fevereiro de 2012 da Secretaria de Política Agrícola, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (BRASIL, 2012) divide a área plantada de soja (e de milho) em cinco macrorregiões, com base nas características edafoclimáticas, numeradas de acordo com a expansão da fronteira agrícola, a qual, por sua vez é subdividida em 20 mesorregiões, a saber: 101, 102, 103, 104, 201, 202, 203, 204, 301, 302, 303, 304, 401, 402, 403, 404, 405, 501, 502 e 503.

Estatística (IBGE,2018), com a portaria do MAPA que delimita as regiões edafoclimáticas (BRASIL, 2012), obteve-se o fator de ponderação w_{ij} e o preço ponderado P^*_{jt} :

$$P^*_{jt} = \frac{1}{w} \sum_{i=1}^n P_{jt} w_{ij} \quad \text{com} \quad w_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{AH_{ij}}{THA_j} \quad (4.8)$$

Em que: P^*_{jt} e P_{jt} referem-se aos preços ponderados e aos preços físicos do produto j em cada período t ; w_{ij} é a participação média na área colhida no período de 2007 a 2016 para cada região edafoclimática i e produto j (milho ou soja); AH_{ij} representa a área colhida na região edafoclimática i ; e THA_j é a área colhida no Brasil.

Para avaliar se o preço ponderado representa adequadamente cada mercado físico selecionado na amostra, procedeu-se ao teste de comparação de variância ($\sigma_x^2 = \sigma_y^2$) em que foi aplicado um teste F usual, dado por $F = s_x^2/s_y^2$, com n_{x-1} e n_{y-1} graus de liberdade (BROWN; FORSYTHE, 1974). No presente estudo, x representa o preço ponderado, e y , o preço físico para a análise de cada praça de comercialização analisada.

No caso do preço futuro, uma prática comum na literatura é agrupar os diferentes vencimentos dos contratos futuros em uma série única, utilizando a referência de preço de um determinado vencimento, até o dia anterior ao seu último dia de negociação, a partir do qual assume-se o próximo vencimento em aberto como referência (SCHWARZ; SZARKMARY, 1994).

Entretanto, na rolagem dos contratos, ou seja, a troca do contrato vencendo (primeiro vencimento em aberto) pelo contrato com vencimento subsequente, podem ocorrer volatilidade e volume de negócios anormais ou até mudanças abruptas nos preços, as quais podem distorcer as estimativas dos parâmetros (MA; MERCER; WALKER, 1992). Para minorar os efeitos decorrentes da proximidade do vencimento dos contratos futuros, na construção da série de preços futuros, utilizou-se o critério de rolar a posição do primeiro para o segundo vencimento mais próximo, sempre que o segundo vencimento apresentasse maior volume de negócios (TSUJI, 2007; CARCHANO; PARDO, 2009).

4.4. RESULTADOS

Para realizar uma análise abrangente do comportamento da razão de preços STC no mercado brasileiro, foram coletadas informações de preços em 10 importantes regiões produtivas de soja e milho. Em linha com a Lei do Preço Único (LPU) e com base nas elevadas correlações entre as regiões analisadas, optou-se pela criação de um preço ponderado, como *proxy* dos mercados físicos de milho e soja no Brasil (Tabela 4.1).

Tabela 4.1 Análise Estatística dos Indicadores de Preço nos mercados físicos e futuros de milho e de soja e da razão de preços entre a soja e o milho – Jan/2008-ago./2018, regiões selecionadas

a) Painel A: análise do indicador de preço do mercado físico, em US\$/saca, dados semanais

SÉRIES	<i>i</i> = CORN				<i>i</i> = SOYBEAN			
	Corre- lação	Média	Desvio- Padrão	Teste F	Corr	Média	Desvio- Padrão	Teste F
.cSPOT ^w	-	23,14	6,06	-	sSPOT ^w	56,03	12,98	-
iCAMP	0,969	28,61	7,18	0,713***	0,989	59,38	13,11	0,979
iCASC	0,974	24,55	5,95	1,037	0,992	58,19	13,16	0,972
iCHAP	0,973	28,31	6,59	0,847*	0,993	59,09	13,20	0,967
Idour	0,957	21,15	6,36	0,907	0,994	54,58	13,13	0,977
iPAFU	0,958	26,85	6,35	0,912	0,988	59,95	13,59	0,912
iPTGR	0,970	25,85	6,06	0,902	0,989	59,53	13,40	0,938
iRIVE	0,975	23,58	6,58	0,848*	0,990	54,46	12,74	1,037
iROND	0,970	18,93	5,82	1,084	0,991	54,14	13,22	0,963
iSORR	0,943	15,67	5,56	1,186	0,988	49,80	12,75	1,035
iUBER	0,977	25,53	6,93	0,764***	0,993	56,86	13,04	0,990

b) Painel B: análise de preço no mercado futuro (primeiro vencimento em aberto, ponderado pela liquidez)

SÉRIES	<i>i</i> = CORN				<i>i</i> = SOYBEAN			
	Corre- lação	Média	Desvio- Padrão	Teste F	Corr	Média	Desvio- Padrão	Teste F
cCME ^w		25,91	5,73	0,966	sCME ^w	59,47	13,03	0,996
iCME ^{1st}	0,989	25,82	5,83	-	0,987	60,02	13,06	-
	cB3 ^w	28,93	6,64	0,932	-	-	-	-
cB3 ^{1st}	0,988	28,97	6,88	-	-	-	-	-

c) Painel C: razão de preço soja/milho

SÉRIES	<i>i</i> = CORN			<i>i</i> = SOYBEAN		
	Média	Desvio- Padrão	Teste F	Média	Desvio- Padrão	Teste F
stc_SPOT	2,470	0,436	-	stc_CME	2,319	0,313

Fonte: mercado físico – Céleres COnsultoria e mercado futuro - B3 e CME. Dados coletados em Bloomberg® (2018)

Nota: 1. c e s descrevem os mercados de milho e soja respectivamente; i representa o milho ou a soja, dependendo da análise efetuada; cSPOT^w e sSPOT^w caracterizam as ponderações nos mercados físicos de milho e soja, respectivamente; cCME^w e sCME^w referem-se as séries de primeiro vencimento em aberto estruturadas a partir do volume negociado para os mercados futuros de milho e soja, respectivamente; iCME^{1st} e cB3^{1st} são as séries tradicionais de preços futuros para as bolsas de mercadorias dos Estados Unidos e do Brasil respectivamente; stc_SPOT e stc_CME são as razões de preço entre soja e milho para o mercado físico e mercado futuro respectivamente.

2. *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%, respectivamente.

No caso do mercado físico, a *proxy* de preço físico da soja apresentou um bom ajustamento com todas as regiões analisadas, sendo que não foi possível rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os desvios-padrão (teste F). Para o milho, apenas para as regiões de Campinas¹⁹ e Uberlândia, a igualdade entre as os desvios-padrão foi rejeitada, mas as oito regiões restantes correspondem a aproximadamente 70% da área colhida de milho no Brasil.

No caso dos preços futuros de milho (CME e B3) e soja (CME) para as séries de primeiro vencimento em aberto, a data de rolagem entre os diferentes vencimentos foi definida com base no volume negociado. Em comparação com as séries convencionais de primeiro vencimento em aberto (cCME^{1st}, sCME^{1st} e cB3^{1st}), verifica-se que a hipótese de igualdade dos desvios-padrão não foi rejeitada. Assim, a *proxy* para os preços futuros, tanto preserva as características em termos de variabilidade dos dados das abordagens convencionais, quanto reduz a possibilidade de ocorrência de mudanças abruptas dos preços na proximidade da expiração dos contratos futuros.

Com base na inspeção visual dos dados (Figura 4.1), as razões de preços STC no mercado físico brasileiro e no mercado futuro dos Estados Unidos comportam-se de maneira similar entre 2008 a 2012. Porém em 2012, dois acontecimentos podem ter contribuído para a subsequente desacoplagem entre essas razões de preços: no Brasil, a safra de inverno passou a ocupar a primeira posição, em termos de produção (CONAB, 2018), enquanto que nos Estados Unidos a seca de 2012/2013 teve forte impacto sobre o equilíbrio dos preços do milho e da soja (LU, CARBONE, GAO, 2017).

Figura 4.1 Razão de preço entre soja e milho no mercado físico do Brasil e entre os preços futuros da Chicago Board of Trade (CBOT, CME Group) – jan/2008-ago./2018

Fonte: Resultados da Pesquisa

Nota: 1. *Soybean-to-corn* (STC) representa a razão de preço entre a soja e o milho, no mercado físico (SPOT) e mercado futuro(CME).

¹⁹ A região de Campinas é a que tem a menor representatividade, dentre as regiões analisadas, em termos de participação na área colhida.

Com o aumento da importância da safra de inverno no Brasil, verifica-se uma mudança tanto no padrão quanto na amplitude de oscilação da razão de preços STC ao longo do ano. A razão de preços STC no mercado físico brasileiro, tende a apresentar patamares mais elevados no período da colheita da 2ª safra (julho/agosto) e de concentração da comercialização (agosto/setembro) da safra de inverno de milho (Figura 4.1). Por sua vez, os níveis mais baixos da razão de preços são observados, no período de colheita da 1ª safra (fevereiro/março) e concentração da comercialização (março/abril) da safra de verão de soja. Cabe destacar que a safra 2015/2016 diverge desse comportamento, dada a ocorrência de forte seca no Brasil nesse período (CONAB, 2018).

Na comparação entre os modelos com e sem mudança de regime, para o mercado físico, os resultados do teste de razão de quase-verossimilhança (QLR) desenvolvido por Cho e White (2007), avaliado com base nos valores críticos definidos por Bostwick e Steigerwald (2014) e a rejeição da hipótese de igualdade de média apontam para a utilização do modelo com mudança de regime (Tabela 4.2).

Tabela 4.2 Estimação dos modelos linear e de mudança de regime para as razões de preços de soja/milho para o mercado físico do Brasil, de janeiro de 2008 a agosto de 2018.

Coef.	LINEAR	MS-AR		MS-DR	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
μ_1	2,573	2,534	2,253	2,079	2,065
μ_2	-	2,685	2,255	2,808	2,796
β_1	0,987	0,987	0,986	-	-
σ_1^2	0,063	0,057	0,031	0,240	0,211
σ_2^2	-	-	0,075	-	0,261
logL	746,786	753,998	770,972	-30,886	-26,399
AIC	-1.487,57	-1.496,00	-1.527,94	71,77	64,797
SBIC	-1.474,63	-1.470,12	-1.497,75	93,35	90,690
Teste QLR	-	14,42	48,37	-	-
RCM	-	52,90	71,83	12,97	12,39
$\mu_1 = \mu_2$	-	74,66***	0,02	1.259,99***	1.272,59***
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	-	-	29,06***	-	8,54***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: 1. As especificações para o Modelo MS-AR são dadas pelo Modelo 2: $Y_t = \mu(S_t) + \beta_1(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \varepsilon_t$ e pelo Modelo 3: $Y_t = \mu(S_t) + \beta_1(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \sigma(S_t)\varepsilon_t$. Para o modelo MS-DR, têm-se o Modelo 4: $Y_t = \mu(S_t) + \varepsilon_t$ e o Modelo 5: $Y_t = \mu(S_t) + \sigma(S_t)\varepsilon_t$.

2. Valor crítico de Bostwick e Steigerwald (2014) para o teste QLR é 4,935

3. *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%, respectivamente, para os testes t de igualdade de média ($\mu_1 = \mu_2$) e igualdade de variância ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) entre os diferentes regimes de preços S_t .

O modelo basilar de Hamilton (1989), aceita diferentes especificações de acordo com os parâmetros (média, variância, dentre outros) considerados como dependentes de cada regime. Nesse sentido, avaliaram-se os modelos markovianos de mudança de regime com as especificações autorregressiva (MS-AR) e dinâmica (MS-DR), para os casos em que a variância

é independente (Modelos 2 e 4) ou dependente (Modelos 3 e 5) da mudança de regime (Tabela 4.2), respectivamente. De acordo com a medida RCM proposta por Ang e Bekaert (2002), o modelo que melhor se ajusta aos dados utilizados é o modelo MS-DR em que a variância depende de cada regime analisado.

O procedimento de escolha da melhor especificação e definição de variáveis dependentes de cada regime também foi realizado para a razão de preços STC com base nos contratos futuros da CME²⁰. A razão de preços STC para a bolsa de mercadorias brasileira (B3) não foi calculada, dado que o contrato futuro de soja com liquidação financeira é ofertado na modalidade *cross-listing*. Posteriormente, seguindo o procedimento *bottom-up*²¹, utilizou-se o indicador RCM para comparar os modelos com dois ou três regimes, sendo que os resultados indicam um melhor ajustamento do modelo com dois regimes (Tabela 4.3).

Tabela 4.3 Estimação dos modelos de mudança de regime para as razões de preços de soja/milho, considerando a presença de dois ou três regimes, de janeiro de 2008 a agosto de 2018.

	μ_1	μ_2	μ_3	σ_1^2	σ_2^2	σ_3^2	RCM
stc_SPOT	2.065	2.796		0.211	0.261		12.39
	1.877	2.364	2.939	0.101	0.180	0.209	27.04
stc_CME	2.023	2.549		0.179	0.168		9.92
	1.931	2.342	2.670	0.136	0.114	0.121	29.83

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na literatura sobre o tema, a classificação em dois regimes distintos é considerada suficiente para capturar uma importante parcela da mudança de regime em séries temporais econômicas (BALCILAR; GUPTA; MILLER, 2015). Em alguns casos, com a adição de um terceiro regime na análise, permite-se captar o efeito de *outliers*, ou eventuais quebras que não refletem mudanças fundamentais nas condições de mercado (SARNO; VALENTE, 2000). Posteriormente, procedeu-se a análise das probabilidades de transição e a duração de cada regime (Tabela 4.4).

²⁰ Essas informações são disponibilizadas no Apêndice F.

²¹ Essencialmente, o procedimento *bottom-up*, consiste em começar a análise com um modelo simples, mas estatisticamente confiável, restringindo os efeitos das mudanças em um número limitado de parâmetros e testando o modelo contra alternativas (SARNO; VALENTE, 2000), para posteriormente expandir o número de parâmetros incorporados na análise.

Tabela 4.4 Probabilidade de transição e expectativa de duração de cada regime do modelo Markov Switching para as razões de preço soja/milho

a) Painel A: média e variância condicional em cada regime de preços

COEFICIENTES	MERCADO FÍSICO		MERCADO FUTURO	
	$S_t = 1$	$S_t = 2$	$S_t = 1$	$S_t = 2$
μ_{St}	2,065	2,796	2,023	2,549
σ_{St}^2	0,211	0,261	0,179	0,168

b) Painel B: probabilidade de transição de cada regime de preços

COEFICIENTES	MERCADO FÍSICO		MERCADO FUTURO	
	$S_t = 1$	$S_t = 2$	$S_t = 1$	$S_t = 2$
P_{ij}	$j = 1$	$j = 2$	$j = 1$	$j = 2$
$i = 1$	0,978	0,022	0,984	0,016
$i = 2$	0,018	0,982	0,012	0,988

c) Painel C: expectativa de duração de cada regime de preços (em semanas)

COEFICIENTES	MERCADO FÍSICO		MERCADO FUTURO	
	$S_t = 1$	$S_t = 2$	$S_t = 1$	$S_t = 2$
$E(D_j)$	45,491	54,740	64,196	80,664
N	308	245	313,00	240,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: 1. μ_{St} e σ_{St}^2 representam a média e a variância para cada regime de preços S_t , respectivamente; P_{ij} e $E(D_j)$ são a probabilidade de transição e expectativa de duração de cada regime de preços, respectivamente.

No comparativo entre as razões de preço STC nos mercados físico e futuro, os maiores patamares de média e variância, em ambos os regimes, são observados no mercado físico. Por um lado, as frequências de comercialização nos mercados físico e futuro não são as mesmas (STOLL; WHALLEY, 1993). Como no mercado físico, a comercialização concentra-se em alguns períodos do ano, verifica-se uma maior variabilidade de preços desse mercado. Por outro lado, cabe destacar a mudança do balanço de oferta e demanda do milho no Brasil, com a expansão da safra de inverno (MATTOS; SILVEIRA, 2018). Essa mudança estrutural afeta o comportamento do preço do milho ao longo do ano e, conseqüentemente, sua relação com o preço da soja.

Por sua vez, as razões de preço STC para os mercados físico e futuro apresentam persistências elevadas em ambos os regimes, sendo que as probabilidades de transição P_{11} e P_{22} situam-se em patamares superiores a 0,95. Em termos de duração, a razão de preços para o mercado físico apresentou duração média de 45,4 semanas para o regime de alta e 54,7 semanas para o regime de baixa. Períodos de longa duração de regimes de preços também foram encontrados em outras *commodities* com restrição de produção ou incapacidade de aumento da oferta em resposta a incrementos na demanda (CHOI; HAMMOUDEH, 2010).

Na comparação entre os mercados físico e futuro, a menor duração observada no mercado físico, deve-se dentre outros fatores, a recorrência de ciclos de curta duração nesse mercado. Regimes com ciclos curtos de duração são decorrentes de desajustes no mercado doméstico e ocorrem geralmente em regimes de baixa, com duração entre quatro e cinco meses, conforme pode ser observado nos seguintes períodos: a) março a julho de 2010; b) janeiro a maio de 2013 e c) março a julho de 2018 (Figura 4.2).

Figura 4.2 Razão de preços entre soja e milho no mercado físico e duração dos regimes do modelo Markov Switching – jan./2008-ago./2018

Fonte: Resultados da Pesquisa

Nota: 1. MS_SPOT representa uma variável *dummy* que assume valor um quando a série de preços relativos se encontra no regime de alta, e zero caso contrário; STCd refere-se à razão de preços entre soja e milho deduzindo sua média, sendo que $-1 \leq STCd \leq 1$ representa a distribuição desse indicador.

Para ilustrar a dinâmica presente nos regimes de preço com curta duração, toma-se como exemplo o ciclo entre março e julho de 2010. Nesse ínterim, a menor produção de milho na safra de inverno 2008/09, seguida de redução de área plantada na safra de verão 2009/10, elevou suficientemente o preço do milho para causar uma queda da razão de preços STC e mudar o regime de preços. Essas condições fizeram com que na safra de inverno 2009/10, se observasse um aumento da área plantada de milho (CONAB, 2018). Por fim, os resultados positivos dessa safra, em termos de produção, restabeleceram o equilíbrio observado antes dos desajustes no mercado de milho.

A partir da observação desse regime de curta duração na razão de preços STC depreendem-se duas análises. Primeiramente, apesar do regime ser classificado como de curta duração, os fatores que gestaram essa mudança de regimes abrangem um tempo maior na análise. Um segundo ponto de destaque, é que o reequilíbrio do mercado do milho ocorreu devido à aceleração do processo de deslocamento temporal da produção de milho. No comparativo entre as safras 2008/09 e 2009/10, a participação da safra de inverno na safra total

de milho no Brasil passou de 37,95% para 42,76%, respectivamente. Um aumento dessa magnitude na participação da safra de inverno não era observado desde a safra 2002/03 (CONAB, 2018).

Para definir os regimes, cria-se uma variável *dummy* que assume valor 1 quando $Pr(S_t = 1) \geq 0,5$ e 0, caso o contrário. Dado que na probabilidade $Pr(S_t = 2)$ obtém-se resultado diametralmente oposto, a *dummy* pode ser caracterizada como: 1 representa o regime de alta e 0 sendo o regime de baixa. Utilizando a razão de preços entre soja e milho (STC) e deduzindo sua média, obtém-se a série rebaixada (STCd). Assim, é possível enfatizar que o regime de alta (baixa) representa todas as situações em que a razão de preços se situa acima (abaixo) da média histórica (2,47 para o mercado físico e 2,32 para o mercado futuro) do período analisado. Na Figura 4.3 apresenta-se a relação entre a *dummy* MS_CME de mudança de regime e a razão de preços STCd.

Figura 4.3 Razão de preços entre soja e milho no mercado futuro (CME) e duração dos regimes do modelo *Markov Switching* – jan./2008-ago./2018

Fonte: Resultados da Pesquisa

Nota: 1. MS_CME representa uma variável *dummy* que assume valor um quando a série de preços relativos se encontra no regime de alta, e zero caso contrário; STCd refere-se à razão de preços entre soja e milho deduzindo sua média.

Na análise da razão de preços STC para o mercado futuro, períodos de desajustes no mercado do milho, como redução na área plantada na safra 2008/09 e quedas de produtividade observadas nas safras 2010/11 a 2012/2013 (USDA, 2018), contribuíram para que a razão de preços STC fosse classificada como regime de baixa. Na safra 2015/16, tanto a razão STC no mercado físico brasileiro, afetada por forte seca e consequente redução da produtividade, como a razão STC do mercado futuro nos Estados Unidos, com a redução de área plantada de milho, foram classificados em regime de baixa.

No comparativo entre as Figuras 4.2 e 4.3, em 63,5% do período analisado, as razões de preço STC do mercado físico e do mercado futuro, situam-se no mesmo regime de preço. A

coincidência entre regimes, ocorreu principalmente nos meses de fevereiro e março, com a colheita e a comercialização da safra de verão do Brasil. Por sua vez, o período de divergência ocorreu na definição da segunda safra de milho no Brasil. Em 45% das observações referentes aos meses de maio e junho, as razões de preço STC no mercado físico situam-se em regimes diferentes dos observados no mercado futuro.

No tocante à gestão de risco de preços, a bolsa brasileira não dispõe de contrato similar ao *soybean-to-corn price ratio* ofertado na CME. Entretanto, o conteúdo informacional presente na razão de preços entre soja e milho pode ser útil ao processo de tomada de decisão do *hedger* e para a avaliação da estratégia de gestão de riscos. Com base na Equação 4.7, pretende-se identificar se há mudanças nas razões ótimas de *hedge*, em operações realizadas no decorrer do regime de alta (ou baixa) razão de preços STC (Tabela 4.5).

Tabela 4.5 Testes de Raiz Unitária e de Cointegração para a razão de preços de soja e milho nos mercados físicos e futuros

a) Painel A: teste de raiz unitária de Clemente, Montañés e Reyes (1998)				
ESTATÍSTICAS	cB3	cCME	sCME	cSPOT
Nível				
t-stat	-3,284	-3,100	-4,040	-2,874
lags	9	7	5	2
1.^a Dif.				
t-stat	-7,965	-7,097	-11,837	-11,179
lags	8	6	4	1
Quebra	11/07/12	24/06/15	18/06/14	11/07/12
b) Painel B: teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996)				
ESTATÍSTICAS	cB3	cCME	sCME	cSPOT
Zt	-7,83***	-3,70	-4,20	-
Za	-99,96***	-19,35	-29,60	-
Quebra	27/04/16	03/02/16	13/01/16	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

- Nota: 1. Para o teste de raiz unitária de Clemente, Montañés e Reyes (1998) o valor crítico é t_p^{IO} : -4,27, n=497, ao nível de 5%, uma quebra estrutural e especificação de outliers inovativos (IO).
2. Para o teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996), os valores críticos ao nível de são $Z_\alpha(\tau)$: * 10% = 41,85, **5% = 47,04, *** 1% = 57,17; e $Z_t(\tau)$: * 10% = 4,68, **5% = 4,95, *** 1% = 5,47; com especificação de quebra na constante e inclinação (regime) e número de lags selecionados a partir do critério de informação bayesiano.

O teste de raiz unitária de Clemente, Montañés e Reyes (CMR), na especificação de eventos do tipo *outliers* inovativos (IO), permite avaliar a estacionariedade da série, considerando mudanças graduais na média dos dados (CLEMENTE; MONTAÑÉS; REYES, 1998). Com base nos resultados apresentados na Tabela 4.4, as séries de preços físicos e futuros são estacionárias em primeira diferença, I (1).

Por sua vez, com base no teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996), apenas as séries de preço físico e preços futuros no Brasil são cointegradas. A coincidência de quebra

estrutural nas séries de preços físicos e futuros no Brasil, conforme resultado do teste CMR, reforça a tese de cointegração entre essas séries. A quebra estrutural diagnosticada em 11 de julho de 2012, coincide com o período que o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos, em seu relatório de progresso e condições das safras, apresentava a expressiva queda na qualidade das safras em decorrência dos resultados da seca naquele país (USDA, 2012).

Tanto quebras estruturais, quanto mudanças de regimes podem ser ocasionadas por mudanças graduais na média de dados. Nesse sentido, na análise de cointegração entre os preços físico e futuro (cB3) do milho no Brasil, cabe destacar que a data indicada como quebra estrutural (27/04/16) coincide com uma mudança de regime da relação de preços STC dos preços futuros. Em contrapartida, a quebra estrutural diagnosticada na análise de cointegração entre os preços físicos no Brasil e os preços futuros na CME (cCME) coincide com uma mudança de regime da relação de preços STC dos preços físicos (03/02/16).

Esse achado de pesquisa reforça a importância do estudo do conteúdo informacional presente na razão de preços STC. Com base no exposto, em um período em que as razões de preço STC dos mercados físico e futuro se situavam em regimes distintos, a data de mudança de regime gerou perturbações nas variáveis que compõem essa razão de preços (preços físicos ou futuros de soja e milho). Essas perturbações foram captadas nos testes de cointegração de Gregory e Hansen (1996), sendo indicadas como pontos de quebra estrutural. Ou seja, a mudança de regime entre os preços futuros (CME) é classificada como um choque exógeno, na análise da relação dos preços físico e futuro no Brasil. Enquanto que, mudanças de regime na razão de preços do mercado físico configuram-se como um choque exógeno para a análise da relação entre o mercado físico brasileiro e o mercado futuro dos Estados Unidos.

Por fim, podem-se observar mudanças na razão ótima de *hedge* de acordo com os diferentes regimes da razão de preços STC em que a estratégia de *hedge* foi elaborada. Em um primeiro cenário, a mudança de regime ocorre nos preços relativos de soja e milho no mercado físico brasileiro. Nesse contexto, observa-se um aumento da razão ótima de *hedge* para as estratégias elaboradas com contratos futuros da B3, em períodos classificados como regime de baixa (Tabela 4.6).

Tabela 4.6 Razão Ótima de *Hedge* com mudança de regime na razão de preços de soja e milho nos mercados físicos e futuros

a) Painel A: Cenário de mudança de regime na razão de preços STC no mercado físico			
ESTATÍSTICAS	cB3	cCME	sCME
St = 1	0,199	0,179	0,172
St = 2	0,242	0,129	0,102
b) Painel B: Cenário de mudança de regime na razão de preços STC no mercado futuro			
ESTATÍSTICAS	cB3	cCME	sCME
St = 1	0,231	0,141	0,167
St = 2	0,204	0,160	0,107

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: 1. St=1 representa o regime de alta e St=2 o regime de baixa.

Nesse sentido, o regime de baixa refere-se a períodos em que os preços de soja e milho estão mais próximos (razões STC menores). Essa situação ocorre principalmente na colheita e na comercialização da safra de verão, em que se observa uma oferta crescente de soja e uma tendência de queda da oferta de milho. Assim, o contrato futuro da bolsa brasileira consegue captar com mais eficiência o rearranjo de preços no mercado doméstico, fruto do deslocamento temporal e da concentração da produção de milho na safra de inverno. Em contrapartida, é observada uma menor aderência dos contratos futuros de milho e soja da CME no regime de baixa, resultando em quedas nas razões ótimas de *hedge* para as estratégias de *hedge* e *cross-hedge*, respectivamente, elaborados a partir de contratos futuros *off shore*.

Ademais, no cenário em que a mudança de regime ocorre na razão de preços entre a soja e o milho no mercado futuro, a situação se inverte. O regime de baixa razão de preços STC no mercado futuro favorece as estratégias de *hedge* com contratos futuros da CME, bem como contribui para a redução da razão ótima de *hedge* com contratos futuros da B3. Nesse contexto, o regime de baixa na CME está correlacionado com períodos de queda de produtividade nos Estados Unidos. Assim, a ocorrência e duração desses regimes pode ser útil para avaliar os momentos em que desajustes no mercado externo podem afetar o comércio internacional desse produto, com efeitos sobre os preços praticados no mercado doméstico.

4.5. CONCLUSÃO

No setor agropecuário, as mudanças técnicas, produtivas e mercadológicas têm sido sinônimo tanto de modernização de cadeias produtivas quanto de maior interconexão entre diferentes mercados. O processo de financeirização dos mercados em curso, por um lado contribui para diversificar os instrumentos disponíveis para a gestão de risco, mas por outro lado torna mais complexa a tarefa de gerir o risco de preço da atividade agrícola. Nesse contexto, cabe ao produtor rural utilizar toda a informação disponível em seu processo de gestão de riscos.

Para o produtor de milho no Brasil, uma informação prontamente disponível é o preço de uma *commodity* correlata, a soja. Com isso a utilização dos preços relativos de soja e milho pode se configurar como uma ferramenta útil para entender quais são os principais vínculos e quais os canais de transmissão de risco entre esses mercados. No presente estudo, a adoção do modelo markoviano de mudança de regime agrega na análise informações como persistência e duração de ciclos de preços relativos. Especificamente, pretendeu-se analisar se mudanças no comportamento da razão de preços entre soja e milho (STC) afetam o resultado das estratégias de *hedge* e *cross-hedge* para o mercado do milho brasileiro.

Em uma estratégia de *hedge* no mercado agrícola, espera-se que perdas em um determinado ativo no mercado físico sejam compensadas com o instrumento financeiro (contrato futuro) adquirido ou criado para protegê-lo. Entretanto, em mercados cada vez mais conectados, muitos choques exógenos exercem influência sobre o equilíbrio entre os preços físicos e os futuros e, conseqüentemente sobre o resultado da estratégia de *hedge*. Ao utilizar a razão de preços STC, o presente estudo pretende contribuir com a literatura ao incluir na análise da estratégia de *hedge*, um risco exógeno ao mercado que está sendo avaliado, o risco de mudança de regime no preço relativo com os mercados correlatos.

Dentre os achados de pesquisa cabe destacar que os resultados em termos de taxas ótimas de *hedge* para o mercado do milho divergem em relação às seguintes questões: (a) em qual regime os preços relativos se encontram? e (b) onde a mudança de regime ocorreu, no mercado físico doméstico ou no mercado futuro externo? Assim, o *hedger* que atua com o mercado doméstico se defronta com o risco de distanciamento ou descolamento dos preços do milho e da soja. Por sua vez, para o *hedger* que utiliza contratos futuros *off shore*, adiciona-se o risco de desacoplagem entre os mercados domésticos e internacionais, quando as mudanças de regime entre esses mercados ocorrem de forma não sincronizadas.

Ao comparar as diferentes razões de preço STC, é possível identificar que a partir da seca de julho de 2012 nos Estados Unidos, os preços relativos no mercado doméstico brasileiro passaram a apresentar um comportamento distinto do observado entre os preços relativos de soja e milho da CME. Como nesse período ocorreu uma importante mudança estrutural na cadeia produtiva de milho no Brasil, com a safra de inverno passando a ocupar a primeira posição, em termos de produção, não é possível identificar quais desses fatores mais contribuíram para a discrepância no comportamento desses preços relativos a partir de 2012.

Enfim, como a razão de preços STC capta o comportamento cíclico dos preços de soja e milho, ao longo de duas ou mais safras, o presente estudo pretendeu contribuir para uma agenda de pesquisa que envolve a análise de preços relativos entre diferentes produtos agrícolas, como milho/trigo, soja/trigo, milho/avicultura ou milho/suinocultura. Por sua vez, dentro do arcabouço metodológico referente aos modelos de mudança de regime, outras variáveis explicativas podem ser inseridas para entender o processo em curso de mudança temporal na produção de milho e seus efeitos sobre o preço relativo com o mercado da soja.

REFERÊNCIAS

- ANG, A.; BEKAERT, G. Regime switches in interest rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v. 20, n. 2, p. 163-182, 2002. DOI: 10.1198/073500102317351930
- ASCHE, F.; OGLEND, A.; TVETERAS, S. Regime shifts in the fish meal/soybean meal price ratio. **Journal of Agricultural Economics**, Reading, v. 64, n. 1, p. 97-111, 2013. DOI: 10.1111/j.1477-9552.2012.00357.x
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, Chicago, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998. DOI: 10.2307/2998540
- BALCILAR, M.; GUPTA, R.; MILLER, S. M. Regime switching model of US crude oil and stock market prices: 1859 to 2013. **Energy Economics**, [S.l.], v. 49, p. 317-327, 2015. DOI: 10.1016/j.eneco.2015.01.026
- BASHER, S. A.; HAUG, A. A.; SADORSKY, P. The impact of oil shocks on exchange rates: a Markov-switching approach. **Energy Economics**, [S.l.], v. 54, p. 11-23, 2016. DOI: 10.1016/j.eneco.2015.12.004
- BHAR, R.; HAMMOUDEH, S. Commodities and financial variables: Analyzing relationships in a changing regime environment. **International Review of Economics & Finance**, [S.l.], v. 20, n. 4, p. 469-484, 2011. DOI: 10.1016/j.iref.2010.07.011
- BLOOMBERG. **banco de dados especializado**. Disponível somente para assinantes. Acesso em: 07 ago. 2018. 2018

- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, Amsterdam, NL, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1
- BORCHERS, A.; TRUEX-POWELL, Elizabeth; WALLANDER, Steven; NICKERSON, Cynthia. **Multi-cropping practices**: recent trends in double-cropping. Washington, DC: United States Department of Agriculture, Economic Research Service, 2014. Disponível em: <https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/43862/46871_eib125.pdf?v=41787>. Acesso em: 28 ago. 2018
- BOSTWICK, V. K.; STEIGERWALD, D. G. Obtaining critical values for test of Markov regime switching. **The Stata journal**, [S.l.], v. 14, n. 3, p. 481-498, 2014. Disponível em: <<https://www.stata-journal.com/article.html?article=st0347>>. Acesso em: 29 ago. 2018
- BRASIL. Instrução Normativa nº 1, de 2 de fevereiro de 2012. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 7 fev. 2012. Seção 1, p. 7-9.
- BROWN, M. B.; FORSYTHE, A. B. Robust tests for the equality of variances. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 69, n. 346, p. 364-367, 1974. DOI: 10.1080/01621459.1974.10482955
- CARCHANO, Ó.; PARDO, Á. Rolling over stock index futures contracts. **Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products**, New York, v. 29, n. 7, p. 684-694, 2009. DOI: 10.1002/fut.20373
- CARTER, A. V.; STEIGERWALD, D. G. Testing for regime switching: a comment. **Econometrica**, Chicago, v. 80, n. 4, p. 1809-1812, 2012. DOI: 10.3982/ECTA9622
- CARTER, C. A.; SMITH, A. Estimating the market effect of a food scare: The case of genetically modified starlink corn. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 89, n. 3, p. 522-533, 2007. DOI: 10.1162/rest.89.3.522
- CHO, J. S.; WHITE, H. Testing for regime switching. **Econometrica**, Chicago, v. 75, n. 6, p. 1671-1720, 2007. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2007.00809.x
- CHOI, K.; HAMMOUDEH, S. Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment. **Energy Policy**, Surrey, GB, v. 38, n. 8, p. 4388-4399, 2010. DOI: 10.1016/j.enpol.2010.03.067
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, Chicago, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960. DOI: 10.2307/1910133
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, Amsterdam, NL, v. 59, n. 2, p. 175-182, 1998. DOI: 10.1016/S0165-1765(98)00052-4
- CME GROUP. **Agricultural Products**: Soybean-Corn Price ratio Options. 2018. Disponível em: <<https://www.cmegroup.com/trading/agricultural/files/AC-440-Soybean-CornRatioOptionsFC.pdf>>. Acesso em: 05 fev. 2018.

- CONAB. **Companha Nacional de Abastecimento: Safra Brasileira de Grãos**. 2018. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>>. Acesso em: 15 set. 2018.
- DESCHAMPS, P. J. Comparing smooth transition and Markov switching autoregressive models of US unemployment. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, GB, v. 23, n. 4, p. 435-462, 2008. DOI: 10.1002/jae.1014
- DIJK, Dick Van.; TERÄSVIRTA, T.; FRANCES, P. H. Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. **Econometric reviews**, New York, v. 21, n. 1, p. 1-47, 2002. DOI: 10.1081/ETC-120008723
- EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **The Journal of Finance**, New York, v. 34, n. 1, p. 157-170, 1979. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1979.tb02077.x
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, Chicago, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982. DOI: 10.2307/1912773
- ENGLE, R.; GRANGER, C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987. DOI: 10.2307/1913236
- ESPÍRITO SANTO, B. R. D.; DAMASO, O. R.; NASSAR, A. M. Evolução e perspectivas econômicas da produção de milho no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 3, n. 4, p. 14-32, 1994. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/>>. Acesso em: 01 out. 2018
- FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. D. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 53, n. 3, p. 455-476, 2015. DOI: 10.1590/1234-56781806-9479005303005
- FONG, W. M.; SEE, K. H. Modelling the conditional volatility of commodity index futures as a regime switching process. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, GB, v. 16, n. 2, p. 133-163, 2001. DOI: 10.1002/jae.590
- FRANCES, P. H.; DIJK, Dick Van. **Non-linear time series models in empirical finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. DOI: 10.1007/978-0-521-77041-5
- GARDEBROEK, Cornelis; HERNANDEZ, Manuel A. Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets. **Energy economics**, v. 40, p. 119-129, 2013. DOI: 10.1016/j.eneco.2013.06.013
- GOLDFELD, S. M.; QUANDT, R. E. A Markov model for switching regressions. **Journal of econometrics**, Amsterdam, NL, v. 1, n. 1, p. 3-15, 1973. DOI: 10.1016/0304-4076(73)90002-X
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of econometrics**, Amsterdam, NL, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996. DOI: 10.1016/0304-4076(96)01685-7

- GUO, F.; CHEN, C. R.; HUANG, Y. S. Markets contagion during financial crisis: A regime-switching approach. **International Review of Economics & Finance**, [S.l.], v. 20, n. 1, p. 95-109, 2011. DOI: 10.1016/j.iref.2010.07.009
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, Chicago, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989. DOI: 10.2307/1912559
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994. v. 2. DOI: 10.1007/978-0-691-04289-3
- HANSEN, B. E. Testing for parameter instability in linear models. **Journal of policy Modeling**, New York, v. 14, n. 4, p. 517-533, 1992. DOI: 10.1016/0161-8938(92)90019-9
- HANSEN, B. E. The new econometrics of structural change: dating breaks in US labour productivity. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, v. 15, n. 4, p. 117-128, 2001. DOI: 10.1257/jep.15.4.117
- IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Área plantada, área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de milho, 1ª e 2ª safras**. 2018. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 10 set. 2018.
- JOHNSON, L. The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. **The Review of Economic Studies**, Oxford, v. 27, n. 3, p. 139-151, 1960. DOI: 10.2307/2296076
- KROLZIG, H.-M. **Markov-switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis**. [S.l.]: Springer, 1997. DOI: 10.1007/978-3-642-51684-9
- LIEN, D. H. D. The effect of the cointegration relationship on futures hedging: a note. **Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products**, New York, v. 16, n. 7, p. 773-780, 1996. DOI: 10.1002/(SICI)1096-9934(199610)16:7<773::AID-FUT3>3.0.CO;2-L
- LIEN, D.; TSE, Y. K. Some recent developments in futures hedging. **Journal of Economic Surveys**, Clevedon, v. 16, n. 3, p. 357-396, 2002. DOI: 10.1111/1467-6419.00172
- LIN, W.; RILEY, P. A. Rethinking the Soybeans-to-Corn Price Ratio: Is It Still a Good Indicator for Planting Decisions. **Feed Yearbook**, Washington, DC, p. 28-33, 1998.
- LU, J.; CARBONE, G. J.; GAO, P. Detrending crop yield data for spatial visualization of drought impacts in the United States, 1895–2014. **Agricultural and Forest Meteorology**, Amsterdam, NL, v. 237, p. 196-208, 2017. DOI: 10.1016/j.agrformet.2017.02.001
- MA, C. K.; MERCER, J. M.; WALKER, M. A. Rolling over futures contracts: A note. **Journal of Futures Markets**, New York, v. 12, n. 2, p. 203-217, 1992. DOI: 10.1002/fut.3990120208
- MATTOS, F. L.; SILVEIRA, R. L. F. D. The Expansion of the Brazilian Winter Corn Crop and Its Impact on Price Transmission. **International Journal of Financial Studies**, Basel, v. 6, n. 2, p. 1-17, 2018. DOI: 10.3390/ijfs6020045

- MUNDLAK, Yair; LARSON, Donald F. On the transmission of world agricultural prices. **The World bank economic review**, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992. DOI: 10.1093/wber/6.3.399
- MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, NC, v. 71, n. 4, p. 858-868, 1989. DOI: 10.2307/1242663
- PATRICK, G. R.; WILSON, P. N.; BARRY, P. J.; BOGGES, W. G.; YOUNG, Douglas L. Risk perceptions and management responses: producer-generated hypotheses for risk modeling. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Auburn, v. 17, n. 2, p. 231-238, 1985. DOI: 10.1017/S0081305200025243
- PERRON, P. Dealing with structural breaks. In: MILLS, T. C.; PATTERSON, K. (Ed.). **Palgrave handbook of econometrics**. Hampshire: Palgrave Macmillan, 2006. v. 1, n. 2, p. 278-352.
- PRIESTLEY, M. B. State-dependent models: a general approach to non-linear time series analysis. **Journal of Time Series Analysis**, Clevedon, v. 1, n. 1, p. 47-71, 1980. DOI: 10.1111/j.1467-9892.1980.tb00300.x
- QUANDT, R. E. A new approach to estimating switching regressions. **Journal of the American statistical association**, New York, v. 67, n. 338, p. 306-331, 1972. DOI: 10.1080/01621459.1972.10482378
- SARNO, L.; VALENTE, G. The cost of carry model and regime shifts in stock index futures markets: An empirical investigation. **Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products**, New York, v. 20, n. 7, p. 603-624, 2000. DOI: 10.1002/1096-9934(200008)20:7<603::AID-FUT1>3.0.CO;2-X
- SCHWARZ, T. V.; SZAKMARY, A. C. Price discovery in petroleum markets: Arbitrage, cointegration, and the time interval of analysis. **Journal of Futures Markets**, New York, v. 14, n. 2, p. 147-167, 1994. DOI: 10.1002/fut.3990140204
- STOCK, James H.; WATSON, Mark. Forecasting output and inflation: The role of asset prices. **Journal of Economic Literature**, v. 41, n. 3, p. 788-829, 2003. DOI: 10.1257/002205103322436197
- STOLL, H. R.; WHALEY, R. E. **Futures and Options: Theory and Applications**. Cincinnati: South-Western Publishing, 1993. DOI:10.1007/978-0-538-80115-7
- SUMMER, Daniel A. Recent commodity price movements in historical perspective. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 91, n. 5, p. 1250-1256, 2009. DOI: 10.1111/j.1467-8276.2009.01292.x
- TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. **Journal of the American Statistical association**, New York, v. 89, n. 425, p. 208-218, 1994. DOI: 10.1080/01621459.1994.10476462
- TIMMERMAN, A. Moments of Markov switching models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, NL, v. 96, n. 1, p. 75-111, 2000. DOI: 10.1016/S0304-4076(99)00051-2

- TONG, Howell. On a threshold model. In: CHEN, C, (Ed.). **Pattern Recognition and Signal Processing**. Netherlands: Sijthoff & Noordhoff, 1978. (NATO ASI Series E: Applied Sc., 29). p. 575-586. DOI: 10.1007/978-9-028-60978-5
- TSUJI, C. Explaining the dynamics of the NIKKEI 225 stock and stock index futures markets by using the SETAR model. **Applied Financial Economics Letters**, Abingdon, GB, v. 3, n. 2, p. 77-83, 2007. DOI: 10.1080/17446540600722210
- USDA. United States Department of Agriculture. National Agricultural Statistics Service. **Crop Progress and Conditions**. 2012. Disponível em: <https://www.nass.usda.gov/Charts_and_Maps/Crop_Progress_&_Condition/2012/index.php>. Acesso em: 15 set. 2018a.
- USDA. United States Department of Agriculture. Foreign Agricultural Service. **Production, Supply and Distribution**. 2018. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline>>. Acesso em: 15 set. 2018b.
- WEBB, R. I. A note on volatility and pricing of futures options during choppy markets. **Journal of Futures Markets**, New York, v. 7, n. 3, p. 333-337, 1987. DOI: 10.1002/fut.3990070309
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of business & economic statistics**, Washington, v. 20, n. 1, p. 25-44, 1992. DOI: 10.1198/073500102753410372

APÊNDICE

APÊNDICE F. Estimação dos modelos linear e de mudança de regime para as razões de preços de soja/milho para o mercado futuro na CME, de janeiro de 2008 a agosto de 2018.

	Linear	MS-AR		MS-DR	
	M1	M2	M3	M4	M5
μ_1	2.303	2.257	2.292	2.020	2.023
μ_2		2.540	2.605	2.546	2.549
β_1	0.969	0.974	0.979		
σ_1^2	0.077	0.069	0.061	0.173	0.179
σ_2^2			0.092		0.168
logL	632.917	655.049	666.213	156.465	156.885
AIC	-1259.83	-1298.10	-1318.43	-302.93	-301.769
SBIC	-1246.89	-1272.22	-1288.23	-281.35	-275.877
Teste QLR		44.26	66.59		
RCM		25.87	23.38	9.86	9.91
$\mu_1 = \mu_2$		50.11***	29.96***	1177.56***	1162.85***
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$			25.53***		0.46

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: As especificações para o Modelo MS-AR são dadas por Modelo 2: $Y_t = \mu(S_t) + \beta_1(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \varepsilon_t$, e Modelo 3: $Y_t = \mu(S_t) + \beta_1(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \sigma(S_t)\varepsilon_t$. Para o modelo MS-DR têm-se, o Modelo 4: $Y_t = \mu(S_t) + \varepsilon_t$ e o Modelo 5: $Y_t = \mu(S_t) + \sigma(S_t)\varepsilon_t$. Valor crítico de Bostwick e Steigerwald (2014) para o teste QLR é 4.935.

APÊNDICE G. Estimação dos modelos para identificação da razão ótima de hedge, com a inclusão da mudança na razão de preços soja/milho, nos mercados físicos e futuros.

	cB3			cCME			sCME		
	Sem STC	Cenário 1	Cenário 2	Sem STC	Cenário 1	Cenário 2	Sem STC	Cenário 1	Cenário 2
Δf_t	0,218***			0,152***			0,138***		
Δf_{tSt1}^{SPOT}		0,199***			0,179***			0,172***	
Δf_{tSt2}^{SPOT}		0,242***			0,129***			0,102***	
Δf_{tSt1}^{CME}			0,231***			0,141***			0,167***
Δf_{tSt2}^{CME}			0,204***			0,160***			0,107***
Δp_{t-1}	0,242***	0,243***	0,243***	0,312***	0,311***	0,312***	0,337***	0,333***	0,339***
Δp_{t-2}	0,080**	0,084**	0,081**	0,109***	0,110***	0,109***	0,114***	0,120***	0,119***
Δp_{t-3}							0,034	0,031	0,027
Δf_{t-1}	0,122***	0,124***	0,123***	0,094***	0,092***	0,094***	0,082***	0,077***	0,078***
Δf_{t-2}	0,143***	0,143***	0,142***	0,068***	0,067***	0,068***	0,027	0,028	0,027
ECT	0,001	0,001	0,001						
Const	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: No Cenário 1 a mudança na razão de preço ocorre no mercado físico e no Cenário 2, ocorre no mercado futuro;

*, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10, 5 e 1%, respectivamente.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O mercado do milho no Brasil passou por mudanças produtivas e mercadológicas importantes desde a crise financeira de 2008. Como mudança produtiva cabe destacar a expansão da safra de inverno, em curso desde meados da década de 1990, mas que se intensificou no período recente. Como mudança mercadológica, vislumbra-se a maior inserção do Brasil no comércio internacional, decorrente principalmente dos excedentes exportáveis gerados pelo cultivo da segunda safra de milho. Na esteira desse processo, modifica-se a interrelação entre os mercados de soja e milho.

A característica singular do Brasil, ao produzir duas safras ao longo do ano agrícola, afeta a interdependência entre os mercados de milho e de soja. Nesse contexto, se estruturou um sistema de produção, com a sucessão de cultivos de soja na safra de verão e milho na safra de inverno, nas principais regiões produtivas do Brasil. Com isso, a aquisição de máquinas, o investimento em fertilizantes, ou o manejo da terra são planejados de forma integrada, para contemplar o cultivo de ambos cereais ao longo do ano. Diante do exposto, o objetivo geral desse estudo foi identificar se há transbordamento de riscos entre os mercados de milho e de soja.

O primeiro ensaio tem o intuito de avaliar a evolução da literatura na identificação dos vetores de transmissão de risco para o setor agrícola. Nesse aspecto, são elencados os efeitos decorrentes da crise financeira global, do advento dos biocombustíveis e a financeirização do mercado de *commodities*. A literatura tem empreendido esforços para entender principalmente a interrelação entre os mercados de alimentos e energia, com foco secundário mensuração dos efeitos da financeirização desses mercados. Por sua vez, a disseminação de risco dentro do mercado de grãos, ainda é um assunto pouco abordado pela literatura.

Em um segundo ensaio, a propagação de risco é avaliada em termos de mudanças na variância e na correlação condicional entre os mercados físicos e futuros de soja e milho, no período de setembro de 2004 a agosto de 2017, com base nos modelos de Correlação Condicional Dinâmica. Os resultados identificaram que, tanto no período da crise financeira, como em outros dois períodos associados com a ocorrência de adversidades climáticas, houve mudanças relevantes nas correlações condicionais entre esses produtos. Nas análises diretas e cruzadas entre os preços físicos e futuros, observam-se maiores patamares de correlação condicional nas relações diretas entre os preços físicos desses cereais. Esse resultado ressalta a importância da avaliação do conteúdo informacional presente em *commodities* correlatas no processo de gestão de risco.

Por fim, no terceiro ensaio, a disseminação de risco entre esses mercados de soja e milho é abordada com base na mudança de regime de preços relativos (razão STC) no período de janeiro de 2008 a agosto de 2018, com base no modelo *Markov Switching*. O objetivo específico desse ensaio foi avaliar se mudanças na razão STC tem efeito sobre as estratégias de *hedge* e *cross-hedge* para os produtores de milho do Brasil. Entre os resultados de pesquisa cabe destacar que as razões STC, nos mercados físico e futuro, passaram a apresentar comportamento distinto desde a safra de 2011/12, nos Estados Unidos. Assim como as divergências no comportamento dos preços relativos nos mercados físicos e futuros, as mudanças de regime nesses mercados também passam a ocorrer em momentos distintos.

Nesse contexto, identificou-se um risco adicional para a estratégia de *hedge* que até então era negligenciado pela literatura: o risco de mudança de regime de preço na relação da *commodity* em análise com seus produtos correlatos. Para o mercado do milho, esse risco pode ser traduzido em dois movimentos distintos: a) se a mudança de regime ocorreu no mercado físico, há um potencial transbordamento de risco decorrente do distanciamento ou descolamento entre os preços físicos de milho e de soja; b) se a mudança ocorreu no mercado futuro externo, há indícios de desacoplagem entre os mercados domésticos e internacional, fato que reduz o potencial do contrato futuro *offshore* de cumprir sua função na gestão de riscos.

Enfim, o estudo conjunto da correlação condicional e da mudança de regime nos preços relativos do milho e da soja contribui para o entendimento das interconexões dinâmicas presentes na relação entre esses cereais, nos mercados físicos e futuros. Em primeiro lugar, direciona-se o foco de análise para uma temática ainda pouco abordada pela literatura, a transmissão de risco entre *commodities* correlatas. Em segundo lugar, identificam-se as mudanças cíclicas, como é o caso dos ciclos de elevação e declínio da correlação condicional ou as mudanças de regime. A alternância de períodos de alta e baixa razão de preços, ou a recorrência de períodos de alta ou baixa correlação condicional entre soja e milho podem estar atrelados a mudanças de características estruturais do mercado, como por exemplo: expansão da segunda safra de milho, expansão dos biocombustíveis, financeirização dos mercados de *commodities*.

Por fim, o presente estudo retomou a análise dos resultados das operações de *hedge* e *cross-hedge* para o mercado de grãos. Especialmente para países que apresentam mercados futuros agropecuários com menor liquidez, como é o caso do Brasil. Estudos dessa natureza são úteis aos *hedgers* locais, sobretudo na identificação das melhores oportunidades para realizar sua estratégia de gestão de risco com contratos futuros locais ou estrangeiros, ou com contratos futuros de *commodities* correlatas (*cross-hedge*).

ANEXO

ANEXO A.

Rotinas para execução dos testes estatísticos e econométricos

Nesse apêndice são apresentadas as rotinas que foram desenvolvidas para execução das análises estatísticas e econométricas na linguagem de programação do STATA

```
log using "Capítulo 3_`c(current_date)'.log", replace
use "D:\STATA\DB_PAPER1.dta", clear
di in red "Today's date is: `c(current_date)'"
preserve
form date %td
tsset date, daily
l corn* if _n<=10 | _n>=_N-9, separator (10)
li soy* if _n<=10 | _n>=_N-9, separator (10)
```

```
//PADRONIZAR SÉRIES (US$)
foreach a of varlist cornCME_B {
  g `a'NEW = (`a'/25.400)*0.6
}
foreach b of varlist soyCME_B {
  ge `b'NEW = (`b'/27.2183)*0.6
}
foreach c of varlist *BNEW {
  renvars `c', postdrop(5)
}
foreach d of varlist *R {
  gen `d'NEW = (`d' / USS)
}
foreach e of varlist *RNEW {
  renvars `e', postdrop(5)
}
drop *_B *_R USS
foreach f of varlist _all { /*Log-Preços*/
  gen L`f' = log(`f')
}
drop Ldate
foreach g of varlist corn* soy* { /*Log-Retornos*/
  g R`g' = log(`g'[_n] / `g'[_n-1])
}
gl MyVAR corn* soy*
gl MyVARlog Lcorn* Lsoy*
misstable sum $MyVAR
```

```
// ROTULAR VARIÁVEIS
lab var soyCME "CME Soybean"
loc myvars "" "CME" "B3" ""
loc mylabels "" "CME Corn" "B3 Corn" ""
loc n : word count `mylabels'
forv i = 1/^n {
  loc a: word `i' of `myvars'
  loc b: word `i' of `mylabels'
  lab var corn`a' "Corn `b'"
  lab var Rcorn`a' "Corn `b', log return"
}
loc myvar `""CME" "CASC" "PAFU" "RIVE"
"TRIM""
loc mylab `""CME" "Cascavel(PR)" "Passo
Fundo(RS)" "Rio Verde(GO)" "Triângulo (MG)""
loc n: word count `mylab'
```

```
forv i = 1/^n {
  loc a: word `i' of `myvar'
  loc b: word `i' of `mylab'
  lab var corn`a' "Corn `b'"
  lab var Rcorn`a' "Corn `b', log return"
  lab var soy`a' "Soy `b'"
  lab var Rsoy`a' "Soy `b', log return"
}
```

```
// ANÁLISE GRÁFICA
foreach VARList of varlist corn* soy* { /*GP=
Preços*/
  tsline `VARList', xlabel(#8, angle (forty_five))
  name(GP_`VARList', replace)
}
foreach nameVAR of varlist corn* soy* {
  /*Histograma*/
  hist `nameVAR', normal bin(10)
  name(GH_`nameVAR', replace)
}
foreach VARreturn of varlist Rcorn* Rsoy* {
  /*Retornos*/
  tsline `VARreturn', xlabel(#8, angle (forty_five))
  name(GR_`VARreturn', replace)
}
foreach VARreturn of varlist Rcorn* Rsoy* { /*Hist.
Retornos*/
  hist `VARreturn', normal bin(10)
  name(GHR_`VARreturn', replace)
}
gr close _all
foreach OneVAR of varlist $MyVAR { /*Grupo
Gráficos*/
  gr combine GP_`OneVAR' GH_`OneVAR'
  GR_R`OneVAR' GHR_R`OneVAR', colfirst cols(2)
  imargin(tiny)
  gr export Combine_`OneVAR'.png, replace
}
gr close _all
foreach nameVAR of varlist corn* soy* { /*AC*/
  ac `nameVAR', name(AC_`nameVAR', replace)
}
foreach nameVAR of varlist corn* soy* { /*PAC*/
  pac `nameVAR', name(PAC_`nameVAR', replace)
}
foreach OneVAR of varlist $MyVAR {
  gr combine AC_`OneVAR' PAC_`OneVAR', colfirst
  cols(2) imargin(tiny)
  gr export AC&PAC_`OneVAR'.png, replace
}
gr hbox corn* soy*, legend(off rows(5))
name(BOXPLOT, replace)
```

```

gr export BOXPLOT_price.png, replace /*BOX-
PLOT */
gr close _all

// ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS
set dp comma
di in red "Estatística Descritiva e Correlação"
tabstat RsoyCME Rcorn*, stat(min max sd skewness
kurtosis) labelwidth(8) varwidth(8) format(%9.2f)
save
pwwcorr RsoyCME Rcorn*, star(.01)
set more off
// Testes de Normalidade
foreach x of varlist RsoyCME Rcorn* {
sktest `x', noadjust
sca JB_`x'=r(chi2) /*Jarque-Bera*/
sca Pvalue_`x'=r(P_chi2)
}
foreach x of varlist Lcorn* Lsoy* Rcorn* Rsoy* {
swilk `x' /*Shapiro-Wilk*/
sfrancia `x' /*Shapiro-Francia*/
}

// TESTE DE RAIZ UNITÁRIA
gen time=_n
tsset time
//Seleção de Lag Ótimo (critério SBIC)
foreach k of varlist Lcorn* Lsoy* {
qui varsoc `k', maxlag(30)
mat I = r(stats)
svmat I, name(col)
egen min_sbic = min(SBIC)
gen opt_lag_sbic = lag if min_sbic == SBIC
egen store_b = mean(opt_lag_sbic)
sca `k'_SBIC_lag = store_b
drop lag LL LR df p FPE AIC HQIC SBIC min_sbic
opt_lag_sbic store_b
}
sca list
sca drop _all

// Testes Raiz Unitária
loc myvar`""cornB3" "cornTRIM" "cornRIVE"
"cornPAFU" "cornCASC" "cornCME" "soyCME""
loc mylag`""(4)" "(8)" "(8)" "(1)" "(4)" "(1)" "(1)""
loc n: word count `myvar'
forv i = 1/^n{
loc a: word `i' of `myvar'
loc b: word `i' of `mylag'
di in red "ADF `a' "
dfuller L`a', lags`b' /*ADF*/
sca L`a'_ADF = r(Zt)
dfuller R`a', lags`b'
sca R`a'_ADF = r(Zt)
pperron L`a', `b' /*PP*/
sca L`a'_PP = r(Zt)
pperron R`a', lags`b'
sca R`a'_PP = r(Zt)
}
sca list

sca drop _all

// TESTE ARCH-LM
foreach z of varlist Lcorn* LsoyCME{
qui arch `z', vce(robust)
predict res_`z', residual
reg res_`z'
di in red "ARCH-LM test_`z'"
estat archlm, lags(1 5 10)
drop res_*
}

// TESTE DE COINTEGRAÇÃO
/* Lag Ótimo para grupos de variáveis */
foreach x of varlist Lcorn* Lsoy* {
foreach y of varlist Lcorn* Lsoy* {
qui varsoc `x' `y', maxlag(30) luttstats
mat J = r(stats)
svmat J, name(col)
egen minh = min(SBIC)
gen optimal_lag = lag if minh == SBIC
egen store_c = mean(optimal_lag)
sca `x'`y'_SBIC_lag = store_c
drop lag LL LR df p FPE AIC HQIC SBIC minh
optimal_lag store_c
}
}
sca list
sca drop _all
//Teste Johansen Cointegration (JOHANSEN, 1995)
foreach x1 of varlist LcornPAFU LcornTRIM {
foreach y1 of varlist LcornB3 LcornCME LsoyCME {
di in red " `x1'`y1' lag(1)"
vecrank `x1' `y1', lags(1) trend(rconstant) levela max
}
}
foreach x2 of varlist LcornCASC LcornRIVE {
foreach y2 of varlist LcornB3 LsoyCME {
di in red " `x2'`y2' lag(1)"
vecrank `x2' `y2', lags(2) trend(rconstant) levela max
}
}
loc depvar`""LcornRIVE" "LcornRIVE"
"LcornTRIM" "LcornCASC" "LcornCASC"
"LcornPAFU" ""
loc indepvar`""LcornCME" "LsoyRIVE"
"LsoyTRIM" "LcornCME" "LsoyCASC"
"LsoyPAFU""
loc lag `""2" "2" "2" "3" "3" "4" ""
loc n: word count `depvar'
forv i = 1/^n{
loc a: word `i' of `depvar'
loc b: word `i' of `indepvar'
loc c: word `i' of `lag'
di in red "`" "Johansen `a'`b'`c' ""
vecrank `a' `b', lags(`c') trend(rconstant) levela max
}

//Selecionar componentes ARCH e GARCH
loc LagGARCH`"" "1/1" "1/2" ""

```

```

loc spot `"' "CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" "'
foreach x of loc spot{
foreach w of varlist RcornB3 RcornCME RsoyCME
Rsoy`x'{
forval y = 1/4{
foreach z of loc LagGARCH{
qui arch `w' Rcorn`x', arch(`y') garch(`z') vce(robust)
nolog
di in red "Information Criterion `x'_sCME_`y'_`z' "
estat ic
}
}
}
}

```

// PORTMANTEAU (Q)

```

loc selectLAG `"' "1" "5" "10" "'
foreach x of varlist LsoyCME Lcorn*{
foreach y of loc selectLAG{ /*Ljung-Box*/
qui arch `x', arch(1) garch(1) vce(robust) nolog
predict res_LB_`x', residual
di in red "Ljung-Box res_LB_`x'_`y'"
wntestq res_LB_`x', lags(`y')
sca LB_`x'_`y' = r(stat)
drop res*
}
}
sca list
sca drop _all

```

// Teste de Autocorrelação (Erros padronizados)

```

loc selectLAG `"' "1" "5" "10" "'
foreach x of varlist Rcorn* RsoyCME {
foreach y of loc selectLAG{
qui arch `x', arch(1) garch(1) vce(robust) nolog
predict res_`x', residual
predict var_`x', variance
gen stdres_`x' = res_`x'/var_`x'^0.5
qui reg stdres_`x'
di in red "Ljung-Box res_LB_`x'"
wntestq stdres_`x', lags(`y')
sca LB_`x'_`y' = r(stat)
drop res_* var_* stdres_*
}
}
sca list
sca drop _all

```

// Teste de Autocorrelação (Análise Bivariada)

```

loc selectLAG `"' "1" "5" "10" "'
foreach x of varlist RcornCASC RcornPAFU
RcornRIVE RcornSORR RcornTRIM RcornB3{
foreach y of loc selectLAG{
qui arch `x' RsoyCME, arch(1) garch(1) vce(robust)
nolog
predict resLB_`x'_RsoyCME, residual
di in red "Ljung-Box res_LB_`x'_RsoyCME"
wntestq resLB_`x'_RsoyCME, lags(`y')
sca LB_`x'_RsoyCME = r(stat)
drop res*
}
}

```

```

}
}

// MODELOS CCC, DCC
loc model `"' "CASC" "PAFU" "TRIM" "'
foreach x of loc model{
foreach indepvar of varlist Rcorn`x'{
foreach depvar of varlist RcornB3 RcornCME
RsoyCME Rsoy`x'{
di in red "CCC VAR-GARCH(1,1)
`indepvar'_`depvar' "
qui mgarch ccc (`indepvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant) ( `depvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant), arch(1) garch(1) distribution(t) nolog
vsquish noci cformat(%8.4f)
est store CCC_`depvar'_`indepvar'
predict VarCCC_*, variance
predict CorCCC_*, correlation
drop VarCCC__`indepvar'_`indepvar'
VarCCC__`depvar'_`depvar' ///
CorCCC__`indepvar'_`indepvar'
CorCCC__`depvar'_`depvar'
di in red "DCCE VAR-GARCH(1,1)
`indepvar'_`depvar' "
mgarch dcc (`indepvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant) (`depvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant), arch(1) garch(1) distribution(t) nolog
vsquish noci cformat(%8.4f)
est store DCCE_`depvar'_`indepvar'
predict ResDCCE_*, residual
predict VarDCCE_*, variance
predict CorDCCE_*, correlation
gen stdres_`indepvar' = ResDCCE__`indepvar'/
VarDCCE__`indepvar'_`indepvar'^0.5
qui reg stdres_`indepvar'
estat archlm, lags(5,10)
wntstmvq `indepvar'_`depvar', lags(5)
wntstmvq `indepvar'_`depvar', lags(10)
drop VarDCCE__`indepvar'_`indepvar'
VarDCCE__`depvar'_`depvar'
drop CorDCCE__`indepvar'_`indepvar'
CorDCCE__`depvar'_`depvar'
drop Res* stdres*
lrtest CCC_`depvar'_`indepvar'
DCCE_`depvar'_`indepvar'
tsline CorDCCE__`depvar'_`indepvar'
CorDCCE__`depvar'_`indepvar',
name(CorDCCE__`depvar'_`indepvar')
di in red "DCCT VAR-GARCH(1,1)
`indepvar'_`depvar' "
mgarch vcc (`indepvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant) ( `depvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant), arch(1) garch(1) distribution(t) nolog
vsquish noci cformat(%8.4f)
est store DCCT_`depvar'_`indepvar'
predict ResDCCT_*, residual
predict VarDCCT_*, variance
predict CorDCCT_*, correlation
gen stdres_`indepvar' = ResDCCT__`indepvar'/
VarDCCT__`indepvar'_`indepvar'^0.5
}
}

```

```

qui reg stdres_`indepvar'
estat archlm, lags(5,10)
wntstmvg `indepvar' `depvar', lags(5)
wntstmvg `indepvar' `depvar', lags(10)
drop VarDCCT__`indepvar'`indepvar'
VarDCCT__`depvar'`depvar'
drop CorDCCT__`indepvar'`indepvar'
CorDCCT__`depvar'`depvar'
drop Res* stdres*
tsline CorDCCT__`depvar'`indepvar'
CorDCCE__`depvar'`indepvar',
name(CorDCCT__`depvar'`indepvar')
estimates stats CCC_`depvar'`indepvar'
DCCE_`depvar'`indepvar'
DCCT_`depvar'`indepvar'
}
}
}
loc model `` "RIVE" ""
foreach x of loc model{
foreach indepvar of varlist Rcorn`x'{
foreach depvar of varlist RcornB3 RcornCME
RsoyCME Rsoy`x'{
di in red "CCC VAR-GARCH(1,1)
`indepvar'`depvar' "
qui mgarch ccc (`indepvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant) ( `depvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant), arch(1) garch(1) distribution(t) nolog
vsquish noci cformat(%8.4f)
est store CCC_`depvar'`indepvar'
predict VarCCC_*, variance
predict CorCCC_*, correlation
drop VarCCC__`indepvar'`indepvar'
VarCCC__`depvar'`depvar' ///
CorCCC__`indepvar'`indepvar'
CorCCC__`depvar'`depvar'
di in red "DCCE VAR-GARCH(1,1)
`indepvar'`depvar' "
mgarch dcc (`indepvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant) ( `depvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant), arch(1) garch(1) distribution(t) nolog
vsquish noci cformat(%8.4f)
est store DCCE_`depvar'`indepvar'
predict ResDCCE_*, residual
predict VarDCCE_*, variance
predict CorDCCE_*, correlation
gen stdres_`indepvar' = ResDCCE__`indepvar'/
VarDCCE__`indepvar'`indepvar'^0.5
qui reg stdres_`indepvar'
estat archlm, lags(5,10)
wntstmvg `indepvar' `depvar', lags(5)
wntstmvg `indepvar' `depvar', lags(10)
drop VarDCCE__`indepvar'`indepvar'
VarDCCE__`depvar'`depvar'
drop CorDCCE__`indepvar'`indepvar'
CorDCCE__`depvar'`depvar'
drop Res* stdres*
lrtest CCC_`depvar'`indepvar'
DCCE_`depvar'`indepvar'

tsline CorDCCE__`depvar'`indepvar'
CorDCCE__`depvar'`indepvar',
name(CorDCCE__`depvar'`indepvar')
di in red "DCCT VAR-GARCH(1,1)
`indepvar'`depvar' "
mgarch vcc (`indepvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant) ( `depvar' = L.`indepvar' L.`depvar',
noconstant), arch(1) garch(1) nolog vsquish noci
cformat(%8.4f)
est store DCCT_`depvar'`indepvar'
predict ResDCCT_*, residual
predict VarDCCT_*, variance
predict CorDCCT_*, correlation
gen stdres_`indepvar' = ResDCCT__`indepvar'/
VarDCCT__`indepvar'`indepvar'^0.5
qui reg stdres_`indepvar'
estat archlm, lags(5,10)
wntstmvg `indepvar' `depvar', lags(5)
wntstmvg `indepvar' `depvar', lags(10)
drop VarDCCT__`indepvar'`indepvar'
VarDCCT__`depvar'`depvar'
drop CorDCCT__`indepvar'`indepvar'
CorDCCT__`depvar'`depvar'
drop Res* stdres*
tsline CorDCCT__`depvar'`indepvar'
CorDCCE__`depvar'`indepvar',
name(CorDCCT__`depvar'`indepvar')
est stats CCC_`depvar'`indepvar'
DCCE_`depvar'`indepvar'
DCCT_`depvar'`indepvar'
}
}
}
drop Var*_est* Cor*
gr close _all
gr drop _all
gr dir
gr combine CorDCCE__RcornB3_RcornCASC
CorDCCE__RcornCME_RcornCASC ///
CorDCCE__RsoyCASC_RcornCASC
CorDCCE__RsoyCME_RcornCASC

//LJUNG-BOX DE HOSKING(1981)
loc corn `` "CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" ""
foreach x of loc corn{
foreach y of varlist RcornB3 RcornCME RsoyCME
Rsoy`x'{
di in red " Hosking Rcorn`x'`y' "
wntstmvg Rcorn`x'`y', lag(5)
}
}
gen d=. /*Dummy sub-período*/
replace d=1 if time <= 1679
replace d=2 if time >= 1680
tabstat time, stat(N) by(d) save
mat N1= r(Stat1) /*Escalar sub-período*/
sca N1= N1[1,1]
mat N2= r(Stat2)
sca N2= N2[1,1]
foreach z of varlist corn* soy*{

```

```

tabstat `z', stat (mean sum sd) by(d) save
ret li /*Media, desvio nos sub-períodos*/
mat `z'_1 = r(Stat1)
mat li `z'_1
sca `z'_Mean1 = `z'_1[1,1]
sca `z'_Sum1 = `z'_1[2,1]
sca `z'_sd1 = `z'_1[3,1]
mat `z'_2 = r(Stat2)
mat li `z'_2
sca `z'_Mean2 = `z'_2[1,1]
sca `z'_Sum2 = `z'_2[2,1]
sca `z'_sd2 = `z'_2[3,1]
}

//CORRELAÇÃO PEARSON SUB-PERÍODOS
loc spot ``"CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" ""
foreach y of loc spot{
di in red "Correlation corn`y' X soy`y' (t=1) "
cor corn`y' soy`y'
ret li
sca cor_`y'= r(rho)
cor corn`y' soy`y' if inrange(date, td(01sep2004),
td(31aug2011))
ret li
sca cor_`y'1= r(rho)
di in red "Correlation corn`y' X soy`y' (t=2) "
cor corn`y' soy`y' if inrange(date, td(01sep2011),
td(31aug2017))
ret li
sca cor_`y'2= r(rho)
}

// CORRELAÇÃO FORBES E RIGOBON (2002)
loc spot ``"CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" ""
foreach x of loc spot{
sca deltaFB_`x'= (corn`x'_sd2 /corn`x'_sd1)-1
sca corrFB_`x' = cor_`x' * sqrt((1+
deltaFB_`x')/(1+deltaFB_`x'*(cor_`x')^2))
}
sca drop deltaFB_CASC deltaFB_PAFU
deltaFB_RIVE deltaFB_TRIM
loc spot ``"CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" ""
foreach w of loc spot{ /* A1=PsiX para CS1; m1, n2
e t1; A2=PsiY para CS1; m1, n2 e t2 */
gen PsiX_CS1_`w'= ((corn`w'-
corn`w'_Mean1)/corn`w'_sd1)^1*((soy`w'-
soy`w'_Mean1)/soy`w'_sd1)^2 if time <= 1679
gen PsiY_CS1_`w'= ((corn`w'-
corn`w'_Mean2)/corn`w'_sd2)^1*((soy`w'-
soy`w'_Mean2)/soy`w'_sd2)^2 if time >= 1680
gen PsiX_CS2_`w'= ((corn`w'-
corn`w'_Mean1)/corn`w'_sd1)^2*((soy`w'-
soy`w'_Mean1)/soy`w'_sd1)^1 if time <= 1679
gen PsiY_CS2_`w'= ((corn`w'-
corn`w'_Mean2)/corn`w'_sd2)^2*((soy`w'-
soy`w'_Mean2)/soy`w'_sd2)^1 if time >= 1680
}

// TESTE FRY, MARTIN E TANG(2010)
loc spot ``"CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" ""

```

```

foreach w of loc spot{ /* A1=PsiX para CS1; m1, n2
e t1; A2=PsiY para CS1; m1, n2 e t2 */
gen PsiX_CS1_`w'= ((soy`w'-
soy`w'_Mean1)/soy`w'_sd1)^1*((corn`w'-
corn`w'_Mean1)/corn`w'_sd1)^2 if time <= 1679
gen PsiY_CS1_`w'= ((soy`w'-
soy`w'_Mean2)/soy`w'_sd2)^1*((corn`w'-
corn`w'_Mean2)/corn`w'_sd2)^2 if time >= 1680
gen PsiX_CS2_`w'= ((soy`w'-
soy`w'_Mean1)/soy`w'_sd1)^2*((corn`w'-
corn`w'_Mean1)/corn`w'_sd1)^1 if time <= 1679
gen PsiY_CS2_`w'= ((soy`w'-
soy`w'_Mean2)/soy`w'_sd2)^2*((corn`w'-
corn`w'_Mean2)/corn`w'_sd2)^1 if time >= 1680
}
loc spot ``"CASC" "PAFU" "RIVE" "TRIM" ""
foreach v of loc spot{
tabstat PsiX_CS1_`v' PsiY_CS1_`v' PsiX_CS2_`v'
PsiY_CS2_`v', stat(sum) by(d) save
ret li
mat `v' = r(StatTotal)
sca PsiXCS1_`v' = `v'[1,1]/N1
sca PsiYCS1_`v' = `v'[1,2]/N1
sca PsiXCS2_`v' = `v'[1,3]/N2
sca PsiYCS2_`v' = `v'[1,4]/N2
sca CS1_Spot_`v'=((PsiYCS1_`v' -
PsiXCS1_`v')/(sqrt((4*corrFB_`v'^2+2)/N2)+((4*cor_
`v'^2+2)/N1)))^2
sca CS2_Spot_`v'=((PsiYCS2_`v' -
PsiXCS2_`v')/(sqrt((4*corrFB_`v'^2+2)/N2)+((4*cor_
`v'^2+2)/N1)))^2
}
tabstat PsiX_CS1_CASC PsiY_CS1_CASC
PsiX_CS2_CASC PsiY_CS2_CASC, stat(sum) by(d)
save
ret li
mat CASC = r(StatTotal)
sca PsiXCS1_CASC = CASC[1,1]/N1
sca PsiYCS1_CASC = CASC[1,2]/N1
sca PsiXCS2_CASC = CASC[1,3]/N2
sca PsiYCS2_CASC = CASC[1,4]/N2
sca CS1_Spot_CASC=((PsiYCS1_CASC -
PsiXCS1_CASC)/(sqrt((4*corrFB_CASC^2+2)/N2)+((4*cor_
CASC^2+2)/N1)))^2
sca CS2_Spot_CASC=((PsiYCS2_CASC -
PsiXCS2_CASC)/(sqrt((4*corrFB_CASC^2+2)/N2)+((4*cor_
CASC^2+2)/N1)))^2
di "Critical value = " invchi2(1,0.95)

// ENCERRAR ROTINA
drop Psi*
sca drop _all
restore
log close
save D:\STATA\PAPEL_1, replace
log close
clear
cls
*****

log using "Capítulo4_`c(current_date)'.log", replace

```

```

use "D:\STATA\DB_2.dta", clear
display in red "Today's date is: `c(current_date)'"
preserve
gen time=_n
tsset time

// PADRONIZAR SÉRIES (US$)
gen cornCME = ((cornCME_P / 25.400)*0.6)*US
gen soyCME = ((soyCME_P / 27.216)*0.6)*US
gen cornB3 = cornB3_P
gen corn_1stCME = ((cornCME_1st / 25.40)*0.6)*US
gen soy_1stCME = ((soyCME_1st / 27.216)*0.6)*US
set more off

// PONDERAÇÃO POR PARTICIPAÇÃO
foreach x in corn soy {
gen `x'SPOT = ((`x'CAMP + (`x'CASC*3) +
(`x'CHAP*2) + (`x'DOUR*2) + `x'PAFU +
(`x'PTGR*2) + (`x'RIVE*2) + (`x'ROND*2) +
(`x'SORR*3) + (`x'UBER*2))/20)
}

//CRIAR SÉRIES DE RETORNO
foreach return of varlist corn* soy* {
gen R`return' = log(`return'[_n] / `return'[_n-1])
}

//CRIAR RAZÃO SOYBEAN-TO-CORN (STC)
foreach y in CAMP CASC CHAP DOUR PAFU
PTGR RIVE ROND SORR UBER SPOT CME{
gen stc_`y' = (soy`y'/corn`y')
}

// ROTULAR VARIÁVEIS
label variable soySPOT " Soybean price weighted by
% harvested area"
label variable cornSPOT " Corn price weighted by %
harvested area"
loc myvar1 `` "CME" ""
loc myvar2 `` "CAMP" "CASC" "CHAP" "DOUR"
"PAFU" ""
loc myvar3 `` "PTGR" "RIVE" "ROND" "SORR"
"UBER" ""
loc mylab1 `` "CME, Futures Prices" ""
loc mylab2 `` "Campinas(SP)""Cascavel(PR)"
"Chapecó(SC)""Dourados(MS)""Passo Fundo(RS)" ""
loc mylab3 ``"Ponta Grossa(PR)""Rio Verde(GO)"
"Rondonópolis(MT)""Sorriso(MT)"
"Uberlândia(MG)""
loc n: word count `mylab1' `mylab2' `mylab3'
forvalues i = 1 / n {
loc a: word `i' of `myvar1' `myvar2' `myvar3'
loc b: word `i' of `mylab1' `mylab2' `mylab3'
lab var corn`a' "Corn `b' "
lab var Rcorn`a' "Corn `b', log return"
lab var soy`a' "Soybean `b' "
lab var Rsoy`a' "Soybean `b', log return"
lab var stc_`a' ``b': Soybean-to-corn Ratio Price"
}

// SDTEST — COMPARAR VARIÂNCIAS
set more off
foreach x in corn soy {
foreach y in CAMP CASC CHAP DOUR PAFU
PTGR RIVE ROND SORR UBER {
di in red ``x'SPOT_`x`y'"
sdtest `x'SPOT ==`x`y'
sca SD_pvalue_`x'W_`x`y'=r(p)
sca SD_testeF_`x'W_`x`y'=r(F)
}
}
sc list
sca drop _all
sdtest cornCME == corn_1stCME
sdtest soyCME == soy_1stCME
sdtest cornB3_P == cornB3_1st
drop *_P *_1st *_1stCME US

// ESTATÍSTICA DESCRITIVA
set more off
di in red "Summary Statistic and correlation"
tabstat stc_SPOT stc_CME cornSPOT soySPOT
cornCME soyCME cornB3, stat(min mean median
max sd cv skewness kurtosis) col(statistics)
labelwidth(8) varwidth(8) format(%9.2f) save
list stc_SPOT stc_CME if _n<=10 | _n>=_N-9,
separator (10)
//Distribuição Kernel
kdensity stc_SPOT, normal generate( x kernel_spot)
kdensity stc_CME, normal generate(kernel_future)
at(x)
line kernel_spot kernel_future x

// TESTE DE NORMALIDADE
foreach x of varlist stc_SPOT stc_CME cornSPOT
soySPOT cornCME soyCME cornB3 {
sktest `x', noadjust // Jarque-Bera
swilk `x' //Shapiro-Wilk normality test
sfrancia `x' //Shapiro-Francia normality test
}

// TESTE DE RAIZ UNITÁRIA
// Seleção Lag ótimo por DF-GLS, Elliott,
Rothenberg, and Stock (1996)
foreach k of varlist stc_SPOT stc_CME cornSPOT
soySPOT cornCME soyCME cornB3 {
dfgls `k', maxlag(30)
`k'_MinSC = r(sclag)
}
sca list
sca drop _all
dfuller stc_SPOT, drift lags(2)
dfuller stc_CME, drift lags(2)
/*forval i = 1/2 {
foreach myreg in dfuller {
foreach myoption in nocon trend drift {
foreach myvar of varlist RcornSPOT RsoySPOT
RcornCME RsoyCME RcornB3 {
di in red ``myreg'_`myvar'_`myoption'_lag`i'"
`myreg'_`myvar', lags(`i') `myoption'
}
}
}
}

```



```

scalar `myreg' _myvar' _myoption' _lag`i' =r(Zt)
}
}
}
}
*/
sca list
sca drop _all

// CRIAR VARIÁVEIS REBAIXADAS (DEMEAN)
//Variáveis Demean
sum stc_SPOT
gen stc_SPOT_demean = stc_SPOT - r(mean)
sum stc_CME
gen stc_CME_demean = stc_CME - r(mean)

//MODELO MARKOV SWITCHING
//Modelo Linear
foreach v of varlist stc_SPOT stc_CME {
di in red "'v' _Linear Model"
mswitch ar `v', states(1) ar(1) technique(bfgs)
vce(robust) nolog
local selectModel "`" "Linear_`v'" ""
foreach w in `v' _linear{
estat ic
estimates store `w'
predict res_`w', residual
sca ll_`w'=e(ll)
}
}

//MODELO MS-AR e MS-DR (2 regimes)
foreach y of varlist stc_SPOT stc_CME {
loc title1 "`" "ARσ1_`y'" ""
loc title2 "`" "ARσ2_`y'" ""
loc title3 "`" "DRσ1_`y'" ""
loc title4 "`" "DRσ2_`y'" ""
loc reg1 "`" " ar `y', ar(1) ""
loc reg2 "`" " ar `y', ar(1) varswitch ""
loc reg3 "`" " dr `y', ""
loc reg4 "`" " dr `y', varswitch""
loc n: word count `title1' `title2' `title3' `title4'
forvalues i = 1/`n'{
loc a: word `i' of `title1' `title2' `title3' `title4'
loc b: word `i' of `reg1' `reg2' `reg3' `reg4'
di in red "MARKOV Switching `a' "
mswitch `b' technique(bfgs) vce(robust) nolog
estat ic
estimates store `a'
predict res_`a', residual
predict `a'_st2 `a'_st1, pr
sca ll_`a'=e(ll)
gen RCM_`a' = `a'_st1 * `a'_st2
tabstat RCM_`a', stat(sum N) save
ret li
mat total = r(StatTotal)
sca sum_`a' = total[1,1]
di in red "RCM test- MS-`a' St=2:" (400/552) *
sum_`a'
}

}

// TESTE LR
foreach x of varlist stc_SPOT stc_CME {
forvalues i = 1/2{
lrtest `x' _linear ARσ`i' `x',force
scalar QLR_AR_`x'_σ`i' = 2*(ll_ARσ`i' `x'-
ll_`x' _linear)
}
}
sca list
sca drop _all
drop RCM* AR* DR* _est* res*
// MS-DR 3
foreach z of varlist stc_SPOT stc_CME {
mswitch dr `z', states(3) varswitch p0(fixed)
vce(robust) difficult technique(bfgs) nonrtolerance
nolog
predict `z'_st1 `z'_st2 `z'_st3, pr
gen RCM3_`z' = `z'_st1 * `z'_st2 * `z'_st3
tabstat RCM3_`z', stat(sum N) save
ret li
mat total = r(StatTotal)
sca sumRCM_`z' = total[1,1]
di in red "RCM test- MS-DR_`a' st=3:"
(((100*3)^2)/552) *sumRCM_`z'
}
sca drop _all

//PROBABILIDADE DE TRANSIÇÃO E DURAÇÃO
foreach a in SPOT CME{
mswitch dr stc_`a', technique(bfgs) vce(robust) nolog
varswitch
predict `a'_s2 `a'_s1, pr
estat transition
estat duration
test (_b[State1:_cons] = _b[State2:_cons])
test (_b[lnsigma1:_cons] = _b[lnsigma2:_cons])
test (_b[p11:_cons] = _b[p21:_cons])
gen dummy`a'_st1=.
replace dummy`a'_st1=0 if `a'_s1< 0.5
replace dummy`a'_st1=1 if `a'_s1>=0.5
gen dummy`a'_st2=.
replace dummy`a'_st2=0 if `a'_s2< 0.5
replace dummy`a'_st2=1 if `a'_s2>=0.5
}

// TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DE CLEMENTE,
MONTAYÑES E REYES (1998)
foreach x of varlist cornB3 cornCME soyCME
cornSPOT RcornB3 RcornCME RsoyCME
RcornSPOT{
clemio1 `x'
}

//TESTE DE COINTEGRAÇÃO COM MUDANÇA
DE REGIME – GREGORY E HANSEN(1996)
foreach y of varlist cornB3 cornCME soyCME {
ghansen cornSPOT `y', break(regime) lagmethod(bic)
}

```

```

/* DEFINIR LAG ÓTIMO */
foreach y of varlist cornB3 cornCME soySPOT {
  qui varsoc cornSPOT `y', maxlag(30) lstats
  mat J = r(stats)
  svmat J, name(col)
  egen minh = min(SBIC)
  gen optimal_lag = lag if minh == SBIC
  egen store_c = mean(optimal_lag)
  sca `x`y'_SBIC_lag = store_c
  drop lag LL LR df p FPE AIC HQIC SBIC minh
  optimal_lag store_c
}
// ESTIMAR RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE
reg cornSPOT cornB3
predict ECT1, residual
reg RcornSPOT RcornB3 L(1/2).RcornSPOT
L(1/2).RcornB3 ECT1, vsquish noci cformat(%8.4f)
reg RcornSPOT c.RcornB3#dummySPOT_st1
L(1/2).RcornSPOT L(1/2).RcornB3 ECT1, vsquish
noci cformat(%8.4f)
reg RcornSPOT c.RcornB3#dummyCME_st1
L(1/2).RcornSPOT L(1/2).RcornB3 ECT1, vsquish
noci cformat(%8.4f)

reg cornSPOT cornCME
predict ECT2, residual
reg RcornSPOT c.RcornCME L(1/2).RcornSPOT
L(1/2).RcornCME , noheader vsquish noci
cformat(%8.4f)

reg RcornSPOT c.RcornCME#dummySPOT_st1
L(1/2).RcornSPOT L(1/2).RcornCME , noheader
vsquish noci cformat(%8.4f)
reg RcornSPOT c.RcornCME#dummyCME_st1
L(1/2).RcornSPOT L(1/2).RcornCME , noheader
vsquish noci cformat(%8.4f)

// ENCERRAR ROTINA
sca drop _all
restore
log close
save D:\STATA\PAPEL_1, replace
log close
clear
cls

```