**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"**

**Relações no mercado internacional de soja em grão:
Preços, volatilidades e fluxo de informações**

Rodolfo Margato da Silva

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2013**

Rodolfo Margato da Silva
Economista

**Relações no mercado internacional de soja em grão:
Preços, volatilidades e fluxo de informações**

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

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

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em Ciências.
Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2013**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Silva, Rodolfo Margato da

Relações no mercado internacional de soja em grão: Preços, volatilidades e fluxo de informações / Rodolfo Margato da Silva. -- versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - Piracicaba, 2013.
143 p: il.

Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2013.

1. Comércio internacional 2. Mercados futuros 3. Preços agrícolas 4. Soja
5. Transmissão de volatilidade I. Título

CDD 338.17334
S586r

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a Deus pelas bênçãos concedidas e conquistas alcançadas ao longo de minha vida acadêmica.

Agradeço profundamente à minha família por todo o amor e apoio dados no decorrer de minha caminhada, com destaque aos meus pais Nivaldo e Sandra e à minha irmã Natália. Presto homenagem à minha avó Almídia, agraciada por sua grande sabedoria e bondade. A cumplicidade e o amor devotados pela Maria Alice também devem ser realçados, sendo ela grande parceira pessoal, acadêmica e profissional. À família Christofolletti, agradeço pelo carinho com o qual fui acolhido.

Expresso muita gratidão a amigos conterrâneos, como Carlos e Vitor, bem como àqueles cultivados nos períodos de graduação e mestrado da ESALQ, como Derick, Thiago, Vinícius e Celso. A amizade verdadeira destas pessoas tornaram os desafios menos árduos e os últimos anos mais alegres.

Ao professor e amigo João Martines Filho, deixo um enfático e sincero obrigado por toda dedicação, compreensão e ajuda destinados a mim desde os primeiros semestres de graduação, ou seja, seu apoio e orientação foram muito além do desenvolvimento deste trabalho. Vários outros mestres contribuíram significativamente para meu engrandecimento, e saliento os professores Pedro Marques, Waldemar Souza e Fábio Mattos, cujos ensinamentos e indicações foram de suma importância para minha formação.

De fato, sou muito grato a todos os professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da gloriosa Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, cujas aulas e conversas facilitaram o desenvolvimento de minha paixão pelas Ciências Econômicas. Outros funcionários da universidade também são dignos de profundos agradecimentos, em especial Maielli, Silvana, Cris, Ligiana, Cida e Pedro, sempre muito simpáticos, prestativos e eficientes.

Faço questão de agradecer os colaboradores do PECEGE, grupo de extensão onde pude desenvolver diversas habilidades técnicas e pessoais. Ressalto a agradável convivência que tive com os amigos João, Leonardo, Carlos e Daniel nos últimos dois anos. Na mesma linha, demonstro minha gratidão pelos amigos da Universidade de Manitoba, no Canadá, onde consegui vivenciar um dos semestres mais felizes de minha vida, e enfatizo os solícitos e divertidos Enoch e Marjan.

Por fim, agradeço ao Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento (CNPq) pelo apoio financeiro.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	11
LISTA DE TABELAS	13
1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA	15
1.1 Relevância do tema.....	15
1.2 Objetivos.....	18
1.3 Hipóteses	18
1.4 Estrutura do Trabalho	19
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	21
2.1 Integração entre mercados e o processo de descoberta de preço.....	21
2.1.1 Aspectos teóricos e evidências empíricas.....	21
2.1.2 Modelos de <i>volatility spillover</i>	28
2.2 Relações entre os principais <i>players</i> do mercado mundial de soja.....	31
3 METODOLOGIA.....	43
3.1 Séries de preços futuros utilizadas.....	43
3.2 Estacionariedade e testes de raiz unitária	49
3.3 Cointegração e modelo de correção de erros.....	52
3.4 Modelos GARCH e <i>Volatility Spillovers</i>	55
3.5 Correlações Condicionais Dinâmicas – DCC.....	58
3.6 Medidas do processo de descoberta de preço	61
3.6.1 <i>Information shares</i> e o preço eficiente	62
3.6.2 Evolução das medidas de <i>information shares</i>	64
3.6.3 <i>Common factors</i> e a decomposição permanente-transitório.....	67
3.6.4 Comparações entre as principais medidas para a descoberta de preço.....	69
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	71

4.1 Caracterização da amostra e estatísticas descritivas	71
4.2 Testes de estacionariedade e cointegração	76
4.3 Modelos de correção de erros	79
4.3.1 Período amostral completo.....	79
4.3.2 Subperíodos amostrais	81
4.4 Modelos de transmissão de volatilidade e correlações dinâmicas	84
4.4.1 Período amostral completo.....	84
4.4.2 Subperíodos amostrais	87
4.4.3 Modelo reduzido e impacto do mercado chinês na integração do sistema global de preços da soja em grão	95
4.5 Medidas do processo de descoberta de preço	96
4.6 Diferenças entre o Modelo I e o Modelo II.....	98
4.6.1 Modelos de correção de erros	98
4.6.2 Modelos de transmissão de volatilidade e correlações dinâmicas	100
4.6.3 Medidas do processo de descoberta de preço	101
5 CONCLUSÕES	103
REFERÊNCIAS	109
ANEXOS	123

RESUMO

Relações no mercado internacional de soja em grão: Preços, volatilidades e fluxo de informações

Este trabalho examina relações de preço e volatilidades entre os contratos futuros de soja em grão negociados nos Estados Unidos, China, Brasil e Argentina ao longo do período delimitado entre 2002 e 2011. Os principais resultados mostram que os preços norte-americanos ainda possuem um papel dominante para explicar as variações de preço nos mercados internacionais. Outros resultados também indicam conexões mais fortes entre os preços na bolsa chinesa de Dalian e nos demais mercados, especialmente após 2006. Esta constatação sugere que o mercado chinês se tornou mais integrado ao mercado global de soja em grão em anos recentes, o que reflete a crescente participação da China no comércio internacional da *commodity* e o desenvolvimento de seu contrato futuro. Em termos de transmissão de volatilidade, o contrato futuro norte-americano teve papel de referência ao promover o contágio para os mercados futuros de Brasil e Argentina em praticamente todos os intervalos de tempo definidos na pesquisa; além disso, movimentos de *volatility spillover* do mercado dos Estados Unidos para a bolsa chinesa de Dalian ocorreram somente entre 2009 e 2011, ratificando a maior conexão do mercado asiático nos últimos anos. Ainda, Brasil e Argentina mostraram fortes relações com o mercado chinês, fruto do estreitamento comercial, e ao mesmo tempo foram nitidamente impactados pela estrutura de preços e por choques ocorridos na bolsa norte-americana. A despeito da caracterização do contrato futuro dos Estados Unidos como líder na precificação da soja em âmbito mundial, o presente trabalho expõe a grande parcela de importância da bolsa chinesa na definição do preço eficiente de longo prazo da soja em grão, e confirma Brasil e Argentina como seguidores no sistema internacional de ajuste de preços. Através da comparação entre modelos com diferenças acerca da utilização de preços de fechamento ou de abertura da China, o conjunto com cotações de fechamento apresentou maior número de relações de preço e processos de transmissão de volatilidade significativos. A grande contribuição deste estudo corresponde ao resultado sintético de que os principais *players* do mercado internacional de soja em grão são bastante conectados através de movimentos de preços, volatilidades e fluxos de informação, e que as conexões entre eles se tornaram mais fortes com o passar dos últimos anos. Em termos de aplicação prática, o estudo apontou que os agentes do mercado internacional de soja em grão que acompanharem os movimentos do contrato futuro da China diariamente tendem a realizar transações mais eficientes e lucrativas.

Palavras-chave: Soja em grão; Mercados futuros; Relações de preços; Transmissão de volatilidade

ABSTRACT

Linkages in the World Soybean Market: Prices, volatilities and information flow

This thesis examines price and volatility linkages between soybean futures contracts traded in United States, China, Brazil and Argentina for the period ranging from 2002 to 2011. The main findings show that U.S. prices still appear to have a dominant role to explain price changes in international markets. Results also indicate stronger linkages between prices in China and in other three markets, especially after 2006. This result suggests the Chinese market has become more integrated with soybean international markets in recent years, which might reflect the growing participation of China in international trade and the development of its soybean futures contract. Regarding volatility spillover, U.S. futures contract had reference position by promoting price contagion to the futures markets in Brazil and Argentina in almost all time intervals defined; moreover, volatility spillovers from U.S. market to Dalian futures market have been observed only from 2009 to 2011, confirming a stronger linkage between U.S. and Chinese markets in the last years. Besides, Brazil and Argentina have shown strong linkages with Chinese market, due to the trade relationship, and at the same time these countries have been impacted sharply by price structure and shocks from U.S. market. Despite the role of U.S. futures contract as a global leader in the soybean pricing process, this study presents the great importance of Chinese market to define the soybean efficient price in the long run, and it confirms Brazil and Argentina as followers in the international system of price adjustment. By comparing models with differences on the use of closing prices or opening prices from Chinese futures market, the set of closing prices presented the largest number of significant price linkages and volatility spillovers. According to the main contribution of this study, the major players in the soybean international market are highly linked through price movements, volatilities and information flow. Results also indicate that linkages between the soybean futures markets have become stronger over the last years. Regarding the practical application, the study pointed that the players of the soybean international market have to observe the movements in the Chinese futures contract daily to perform more efficient and profitable transactions.

Keywords: Soybeans; Futures markets; Price linkages; Volatility spillover

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do volume de contratos futuros de soja em grão transacionados na DCE	44
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Horários de funcionamento de pregão dos mercados futuros	46
Tabela 2 - Diferenças de fuso horário entre os países dos mercados futuros.....	47
Tabela 3 - Estatísticas descritivas para as séries de retornos diários, para o período completo e os subperíodos amostrais	72
Tabela 3 - Estatísticas descritivas para as séries de retornos diários, para o período completo e os subperíodos amostrais (continuação).....	73
Tabela 4 - Correlações entre as séries de retornos diários, para o período completo e os subperíodos amostrais	75
Tabela 5 - Testes de raiz unitária de Zivot e Andrews (ZA) para os períodos amostrais do Modelo I.....	77
Tabela 6 - Testes de cointegração para os períodos amostrais do Modelo I.....	79
Tabela 7 - Modelo de correção de erros estimado para o período completo do Modelo I – Outubro de 2002 a Dezembro de 2011	80
Tabela 8 - Modelos de correção de erros estimados para os três subperíodos do Modelo I	82
Tabela 9 - Equações DCC-GARCH estimadas para o período completo do Modelo I – Outubro de 2002 a Dezembro de 2011.....	85
Tabela 10 - Equações DCC-GARCH estimadas para o primeiro subperíodo do Modelo I – Outubro de 2002 a Setembro de 2006.....	88
Tabela 11 - Equações DCC-GARCH estimadas para o segundo subperíodo do Modelo I – Outubro de 2006 a Dezembro de 2008	90
Tabela 12 - Equações DCC-GARCH estimadas para o terceiro subperíodo do Modelo I – Janeiro de 2009 a Dezembro de 2011.....	93
Tabela 13 - Medidas de descoberta de preço para o período completo do Modelo I – Outubro de 2002 a Dezembro de 2011	96

1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA

1.1 Relevância do tema

A soja em grão e seus derivados compreendem importantes produtos destinados a diversos segmentos do agronegócio mundial. De fato, a soja consiste em uma das *commodities* mais comercializadas internacionalmente, especialmente devido à variedade de formas de consumo, que atinge da nutrição humana e animal até indústrias farmacêuticas. Dessa forma, o processamento do grão de soja alcança diferentes setores industriais, tornando tal matéria-prima essencial para o desenvolvimento de economias e para o bem-estar social.

A despeito da soja em grão ser responsável pela provisão de proteína a custos relativamente baixos, algumas características inerentes a seu cultivo, além de fatores socioeconômicos, geram concentração em sua estrutura de oferta e demanda mundial. Segundo dados do USDA (2011), a produção mundial de grãos de soja na safra 2010/11 atingiu 263,7 milhões de toneladas, através do cultivo de 103,5 milhões de hectares. Desse montante global, as produções de Estados Unidos, Brasil e Argentina, maiores produtores do gênero, foram correspondentes a 34,3%, 28,6% e 18,5%, de modo respectivo, ou seja, a produção dos três principais ofertantes superou 80,0% de toda produção global. A partir de dados da FAO (2011) e do USDA (2011), ao longo do período entre os anos-safra de 2000/01 e 2010/11, a produção brasileira de soja cresceu a uma taxa geométrica média de 6,5% a.a., encerrando o último ano em torno de 75,0 milhões de toneladas, ao passo que os aumentos médios verificados por Argentina e Estados Unidos foram de 6,0% e 1,8%, respectivamente, o que ressalta o ganho relativo de importância da produção sul-americana do gênero agrícola.

Em relação ao comércio internacional, Estados Unidos, Brasil e Argentina também são os principais agentes. Segundo a UN-COMTRADE (2011), os totais exportados por esses países nos últimos onze anos divulgados pela instituição (2000-2010) sempre responderam por praticamente 90,0% de todo volume transacionado de soja em grão em âmbito mundial. Além do mais, para tais anos, a proporção média das exportações de soja sobre sua produção nacional atingiu 41,5% no caso do Brasil, enquanto que as parcelas registradas para Estados Unidos e Argentina também se mostraram elevadas, respectivas em 40,4% e 23,8%. Esses valores exprimem a grande importância da soja para a balança comercial de seus maiores exportadores, com destaque aos países sul-americanos, cuja estrutura econômica depende mais intensamente da transação de produtos primários.

De forma similar à concentração da oferta mundial de soja em grão, grande parte da demanda pelo produto *in natura* abrange poucos países, caracterizando o mercado internacional do gênero pela concentração estrutural em sua venda e compra. Em suma, através de dados da UN-COMTRADE (2011), as importações da China e da União Europeia representam atualmente montantes próximos a 60,0% e 15,0% de todo volume comercializado no mundo, em termos respectivos. Quando tais países são agrupados com Japão, México e Irã, as quantidades adquiridas pelos cinco *players* ultrapassam 80,0% do comércio exterior envolvendo soja em grão. A propósito, o forte e recente aumento do volume global transacionado, vinculado à taxa geométrica média de 6,5% a.a. para dados da última década (UN-COMTRADE, 2011), tem como principal fator de impulsão a crescente demanda chinesa, cujas importações se elevaram em média 17,2% a.a. nesse período. Dessa forma, a procura da China por soja em grão, bastante relacionada à produção de farelo de soja, destinado basicamente a suas grandes cadeias de suinocultura e avicultura, e também devido aos hábitos alimentares de sua população, vem sendo ponto chave para a dinâmica de mercado dessa *commodity*, algo ainda mais realçado por causa da relativa estagnação das importações europeias e japonesas.

Evidentemente, a grande participação no mercado mundial de soja detida por poucos *players*, em ambos os lados de oferta e demanda, acarreta forte dependência comercial entre tais agentes. Como ilustração desse cenário, observa-se que 63,9% da quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil em 2010 tiveram os portos chineses como destino, ao passo que as parcelas vendidas por Estados Unidos e Argentina para o país asiático foram equivalentes a 55,7% e 82,2% de suas exportações totais, respectivamente (UN-COMTRADE, 2011). Ou seja, a atuação mais pujante da China parece ter estreitado as relações de dependência entre os grandes *players* do mercado. Quanto aos outros importadores líquidos de destaque, a União Europeia adquiriu em 2010 cerca de 20,0% de todo volume exportado pelo Brasil, seu maior parceiro comercial no mercado de soja, e o Japão comprou 5,8% das vendas totais dos Estados Unidos.

O papel crucial da soja para a alimentação humana e o número pequeno de países envolvidos em sua produção e comercialização em grande escala suscitam interesse de pesquisa acerca da composição e dos fluxos de seu mercado internacional. Assim, diversos trabalhos já foram desenvolvidos no sentido de analisar as relações comerciais no mercado global de soja, enfatizando especialmente preços, estratégias transacionais e impactos sobre as balanças nacionais de exportação e importação. Dentre os estudos sobre formação de preços do produto, destacam-se aqueles inclinados a avaliar a integração entre os mercados físico e

futuro dos países, e também outros orientados a caracterizar e aferir as relações causais na precificação de contratos futuros da *commodity*. Todavia, no que tange a essas pesquisas, poucas englobaram em seus escopos todos os principais agentes do mercado internacional, seja pela dificuldade na obtenção de dados, pela incipiência de algumas bolsas de mercadorias e futuros, entre outros motivos.

Além dos efeitos diretos sobre as demandas por *commodities* agrícolas e metálicas, em termos de aumento de cotações internacionais e de volatilidade dos ativos, o grande avanço socioeconômico chinês trouxe consigo mudanças interessantes sobre seus mercados acionários e de contratos futuros. No caso específico da soja, a Bolsa de *Commodities* de Dalian - DCE figura atualmente no cenário internacional com maior destaque, ao estabelecer recordes de negociação e mostrar ganho de maturidade de seu contrato. A propósito, o volume de negócios de tal instrumento financeiro saltou de 25,4 milhões de contratos em 2002 para 227,4 milhões em 2008 (DCE, 2011). Posteriormente, devido à deflagração da crise econômico-financeira, o volume transacionado sofreu declínio.

De acordo com dados da *Futures Industry Association* – FIA (2011), entre os dez contratos agropecuários de futuros e opções com maior volume de transações ao redor do mundo, oito referem-se a bolsas chinesas, com destaque para as *commodities* açúcar branco, borracha, algodão e os três principais produtos do complexo soja (grão, farelo e óleo), sendo os últimos negociados na DCE. De fato, essa liderança chinesa relacionada aos mercados futuros e de opções, com destaque aos agropecuários, vincula-se ao número de contratos negociados, tendo como ressalva as tonelagens relativamente baixas consideradas pelos instrumentos das bolsas da China. Apesar dessa diferença nas especificações dos contratos, os números registrados conseguem ressaltar a forte evolução dos mercados de derivativos do país asiático, e sua maior integração junto ao sistema financeiro internacional.

Além da bolsa chinesa, os mercados futuros de Argentina e Brasil também são dignos de atenção para o caso da soja, haja vista os papéis centrais desses países para a provisão do produto ao resto do mundo. Embora a liquidez dos contratos futuros sul-americanos esteja bastante aquém daquela registrada pelo tradicional contrato do mercado dos Estados Unidos, as consideráveis mudanças no comércio internacional do grão e a ocorrência de alguns choques podem ter modificado recentemente, em alguma magnitude, a estrutura de negócios relativa à soja, o que desperta interesse investigativo.

Em resumo, eventos como o denominado “efeito China”, o ganho relativo de relevância da produção sul-americana e a deflagração da crise econômico-financeira, em 2008, intensificam os interesses de estudo sobre a dinâmica do mercado de soja em grão e os

relacionamentos mantidos pelos agentes globais que de fato determinam sua estrutura, com base em interações de preços, volatilidades e fluxos de informação.

1.2 Objetivos

Com base na importância estratégica da soja no mercado mundial e na evolução dos mercados futuros de alguns de seus principais *players*, o objetivo central do presente estudo consiste em explorar relações de preços e volatilidades entre Estados Unidos, China, Brasil e Argentina, considerando anos recentes. Em termos específicos, o estudo se dedica a analisar a existência de relações de preço de curto e longo prazo, a dinâmica de estruturas de correlação, e também processos de transmissão de volatilidade, abrangendo os contratos futuros de soja em grão negociados nas seguintes bolsas de mercadorias e futuros: *Chicago Mercantile Exchange Group* – CME (Estados Unidos); *Dalian Commodity Exchange* – DCE (China); BM&FBOVESPA (Brasil); Mercado a Término de Buenos Aires – MATba (Argentina).

De modo a capturar quebras estruturais e aspectos de conjuntura, o período investigado apresenta subdivisões em três intervalos temporais. Tal segmentação permite análises separadas no sentido de se aferir como as recentes mudanças no comércio internacional de soja em grão e no volume negociado de contratos futuros impactaram as relações de preços e volatilidades experimentadas pelos principais países do mercado.

1.3 Hipóteses

O presente estudo procura testar a hipótese de que a precificação da soja em grão em âmbito global segue a chamada Lei do Preço Único - LOP, e que então os preços do ativo em diferentes mercados exibem relações de equilíbrio estrutural no longo prazo. Além do mais, a pesquisa avalia o processo de descoberta de preço, no qual alguns agentes seguem os movimentos de preços observados em mercados caracterizados como líderes. Tal investigação considera o fluxo de informações entre os locais de negociação, haja vista o impacto das inovações (mudanças inesperadas) sobre o componente estrutural do sistema mundial de preços da soja.

Para a quantificação das hipóteses, o trabalho relaciona os preços futuros de contratos de soja em grão transacionados em quatro bolsas de mercadorias e futuros representativas (CME, DCE, BM&FBOVESPA e MATba), no sentido de mensurar ligações de equilíbrio de longo prazo, desvios de curto prazo, padrões e mudanças na transmissão de volatilidade, entre

outros aspectos intimamente conectados, partindo do conceito de que variações na precificação de dado ativo carregam intrinsicamente novas informações sobre o mesmo.

Em termos de resultados gerais, as expectativas remetem à existência de relação estrutural entre os preços da *commodity*, ao aumento das correlações ao longo do período analisado (ao menos até a crise de 2008), e à intensificação do processo de *volatility spillover* nos últimos anos. Ademais, espera-se encontrar alguma mudança no processo de liderança de precificação em termos das contribuições relativas dos países, com destaque à China, maior importador líquido do mercado mundial e fator de dinamismo em tempos recentes. Apesar da possível modificação no peso relativo de cada país em relação ao processo de *price discovery*, os Estados Unidos devem manter a posição de agente dominante no cenário internacional, tendo em vista seu mercado futuro tradicional e consolidado, e seu papel ativo no sistema financeiro mundial.

Como síntese dos resultados esperados, torna-se importante frisar que o vertiginoso crescimento do volume importado pela China, a maior participação da produção sul-americana no comércio exterior e os efeitos negativos da crise econômico-financeira de 2008 parecem ter alterado as relações de preços, percepções de risco, a condução de informações e a interdependência no mercado mundial de soja em grão.

1.4 Estrutura do Trabalho

Além do presente capítulo, o estudo apresenta a seguir a revisão bibliográfica, discriminando-a na evolução das técnicas utilizadas para avaliação de relações de preços de curto e longo prazo, transmissão de volatilidade, entre outras abordagens, e na estrutura e dinâmica do comércio internacional de soja em grão, enfatizando os maiores *players* do mercado. Então, o capítulo 3 evidencia e detalha a metodologia empregada, incluindo modelagens e ferramentais de estimação, enquanto que o capítulo 4 apresenta e discute todos os resultados obtidos mediante pesquisa e estruturação da problemática. Por fim, o capítulo 5 traz as considerações finais e conclusões, bem como as limitações encaradas ao longo do desenvolvimento do estudo e algumas sugestões para trabalhos futuros.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Integração entre mercados e o processo de descoberta de preço

2.1.1 Aspectos teóricos e evidências empíricas

Para a literatura referente à integração entre mercados, vinculada à LOP e ao processo de descoberta de preço, inúmeros estudos foram realizados para os mais diversos países e setores econômicos. De forma geral, os trabalhos relacionados a essas temáticas almejam testar a eficiência de mercados quanto à precificação de ativos, e também avaliar oportunidades de arbitragem com determinados produtos em distintos locais de negociação. Segundo Wang e Yau (1994), o processo de descoberta de preço em mercados futuros pode ser definido como o uso de preços futuros para determinar expectativas de preço para o mercado *spot*¹, provendo ao produtor a oportunidade de assegurar uma dada cotação em troca do risco de oscilação de base, a qual apresenta menor volatilidade. Ademais, esta função de descoberta de preço pode ser mais eficientemente realizada pelo mercado futuro quanto maior o grau em que este se encontra correlacionado ou ligado ao mercado físico. Além da descoberta de preço entre mercados futuros e físicos, também são focos de análises as relações entre mercados futuros de distintas regiões, ou mesmo entre mercados físicos de diferentes locais.

De acordo com Goldberg e Knetter (1996), a LOP consiste na definição operacional da integração de mercado, e afirma que produtos idênticos são vendidos pelo mesmo preço em diferentes países, considerando uma moeda comum. A validade da LOP requer pressuposições como maximização do lucro e ausência de custos de transporte, distribuição e revenda. Todavia, como tais premissas dificilmente são verificadas na prática, a versão absoluta da LOP é frequentemente modificada. De forma geral, a versão relativa da Lei considera que os preços de dado produto comercializado em distintos países, baseados em uma moeda comum, variam da mesma forma com o passar do tempo.

Ainda a partir de Goldberg e Knetter (1996), os estudos sobre a temática geralmente testam a versão relativa da LOP por três razões principais. Em primeiro lugar, o processo de arbitragem tem custos, que são relacionados à coleta de informações, ao transporte de bens e talvez ao cruzamento de fronteiras, tornando muito difícil a equalização completa dos preços.

¹ Mercado do produto acabado para venda e com pronta disposição de entrega.

Outro ponto compreende a caracterização dos produtos de certa transação como idênticos, o que engloba, entre outros fatores, os vendedores, os compradores, o local onde ocorre a transferência da propriedade e a formação do preço, os aspectos físicos dos bens, bem como elementos que não são vinculados aos preços, tais como a data de entrega e a moeda utilizada no ato comercial. Segundo os autores, o teste ideal da LOP compara preços de transações em que a nacionalidade dos compradores se apresenta como a única diferença nas características da comercialização. Por fim, a terceira grande razão para a abordagem relativa da Lei refere-se ao fato de que a maior parte das informações disponíveis sobre preços é encontrada sob a forma de índices nos diferentes mercados.

Conforme apresentado por Haskel e Wolf (2001), existem duas explicações diretas para as divergências substanciais que levam à rejeição da LOP, considerando os desvios de preços em moeda comum entre produtos transacionados em diferentes mercados/países. A primeira razão remete a distintas estratégias de precificação ou outros fatores que culminam em diferenças nos *markups* (margens de comercialização). A outra explicação expressa que as divergências podem basicamente refletir diferenças em custos de distribuição locais, tarifas e impostos.

Segundo Lamont e Thaler (2003), a teoria econômica afirma que a LOP se mantém exatamente em mercados competitivos sem custos de transação e barreiras ao comércio. Todavia, na prática, detalhes acerca das instituições de mercado são importantes para a determinação da ocorrência de violações à Lei. Além do mais, os autores evidenciaram dois componentes essenciais para o fracasso deste postulado. Primeiramente, alguns agentes têm que acreditar erroneamente que existem diferenças reais entre dois bens idênticos. Ademais, alguns fatores precisam ocorrer de modo a evitar que arbitradores racionais consigam restabelecer a igualdade de preços.

Em mercados de capitais, a LOP declara que ativos idênticos devem ter preços idênticos, assim como salientado por Lamont e Thaler (2003). Caso contrário, investidores ágeis podem obter lucros ilimitados ao comprar o ativo barato e vender o caro. A propósito, isso não demanda que todos os investidores sejam racionais ou sofisticados, apenas que uma quantidade suficiente de investidores seja apta a perceber oportunidades de arbitragem.

Na exposição presente em Marçal et al. (2003), a teoria da Paridade do Poder de Compra – PPC está intimamente relacionada à LOP. Isso porque, sob a hipótese de bens homogêneos e da ausência de custos de transação, barreiras tarifárias e não tarifárias, bem como informação imperfeita, o preço de dado bem em determinada moeda não pode ser diferente entre os diversos países. Por exemplo, caso o preço em dólar de algum produto, em

determinado país, seja maior do que o preço em dólar em algum outro país, os agentes econômicos vão encarar uma oportunidade de ganho (lucro).

Dentre as clássicas pesquisas da literatura internacional que discutem o assunto, algumas dignas de menção foram desenvolvidas por Isard (1977), Richardson (1978) e Ardeni (1989). O último trabalho, por exemplo, através de testes de estacionariedade e cointegração, apontou o fracasso da LOP de forma bastante uniforme para certo grupo de *commodities*. Além da invalidação desta lei como relação de longo prazo, Ardeni (1989) relatou que os desvios do padrão foram permanentes. Em sentido contrário, o estudo de Baffes (1991) ressaltou a validade do postulado de existência de um preço representativo, que prevalece em todos os mercados, ou seja, da chamada LOP. Segundo este autor, testes executados para sete *commodities* e quatro países, e considerando custos de transação, forneceram algumas evidências empíricas importantes de que a LOP não pode ser rejeitada, mantendo-a como hipótese significativa. Além disso, para os poucos casos de fracasso do postulado, as causas parecem ter sido os custos de transação.

Como exemplo categórico para a abrangência aplicacional da LOP, Froot et al. (1995) analisaram dados anuais de preços de oito *commodities* da Inglaterra e da Holanda ao longo de um período de setecentos anos. Os dados reunidos foram preços transacionados de manteiga, ovos, prata, entre outros bens históricos, e os autores observaram que a volatilidade e a persistência dos desvios da LOP foram notavelmente estáveis ao longo do período. De fato, tais desvios mostraram-se altamente correlacionados entre as *commodities*. Já o trabalho de Engel e Rogers (1998) se dispôs a explicar os padrões regionais relativos à LOP. Através de testes empíricos, os autores declararam que a variabilidade da taxa nominal de câmbio e as distâncias geográficas respondem por grande parte do fracasso da LOP entre diferentes locais. Outro resultado relevante vincula-se aos efeitos da regionalização, ou seja, da formação de blocos econômicos e comerciais. A partir dos autores, a variabilidade de preços relativos na Europa e na América do Norte foi significativamente menor do que aquela mensurada para outros locais, pois o processo de compra e venda e a distribuição são mais integrados em locais dentro de blocos regionais, além da ausência de barreiras ao comércio. Em pesquisa anterior, Engel e Rogers (1996) constataram que mercados de trabalho foram mais intimamente integrados em locais próximos, e que a dispersão de preços foi fortemente influenciada pela dispersão de salários. Outros estudos como Engel et al. (2003) e Rogers e Jenkins (1995) também são exemplos de pesquisas dedicadas a avaliar as causas de fracasso da LOP.

O estudo conduzido por Goldberg e Verboven (2005) aplicou métodos de aferição da integração entre mercados e de convergência internacional de preços para o setor automobilístico da Europa, e encontrou fortes evidências de convergência, suportando a LOP. Outro emprego interessante remete ao trabalho de Asplund e Friberg (2001), que consideraram produtos de lojas varejistas escandinavas livres de tarifas. De acordo com os autores, os principais motivos levantados por outros estudos para as diferenças de preços entre locais de comercialização referem-se a distintos atributos dos produtos e custos dos insumos locais, além de custos de transporte, barreiras comerciais e informações imperfeitas dos consumidores sobre os preços dos bens em diferentes locais. Para os testes empíricos realizados, os resultados mais relevantes culminaram na rejeição da LOP, pois os preços de produtos similares em locais distintos diferiram significativamente. Contudo, para Asplund e Friberg (2001) a principal conclusão da pesquisa consistiu na ideia de que a LOP compreende um guia útil para o comportamento de preços relativos.

Para *commodities* com ampla comercialização internacional, Protopapadakis e Stoll (1983) trouxeram contribuições notórias a respeito dos testes da LOP. Em suma, o estudo englobou produtos negociados em mercados futuros de vários países, para o período entre 1973 e 1980. Apesar da LOP ter se mantido como tendência média para a maior parte das *commodities*, alguns exemplos de grandes retornos de arbitragem sem risco foram detectados. Outras constatações enfatizaram que os desvios da LOP tendem a ser mais ligados às especificidades dos produtos do que a fatores externos comuns, e que tendem a ser menores quanto maior a maturidade dos contratos futuros correspondentes. Garbade e Silber (1983), por sua vez, ao investigarem os movimentos de preços à vista e futuros de sete *commodities* estocáveis, encontraram que os custos de arbitragem para os mercados *spot* e futuros variaram entre esses produtos, e por isso foram observadas diferenças na correlação entre variações de preços no curto prazo e a substitubilidade de contratos futuros por posições no mercado físico. Além do mais, no que tange ao processo de descoberta de preço, os autores verificaram que os mercados futuros dominam os mercados à vista.

Conforme mencionado por Chiodi et al. (2005), vários autores, como Souza (1998) e Lazzarini (1999), apontaram que os *hedgers*, quando utilizam bolsas locais, tornam-se mais efetivos do que se utilizassem bolsas estrangeiras e, além do mais, possuem um risco de base maior em bolsas internacionais do que se operassem em bolsas domésticas. Então, com base nesses fatores supracitados, os *traders* decidem pelo *hedge* em determinada bolsa a partir da avaliação do *tradeoff* entre o custo de liquidez e a efetividade do *hedge* em cada mercado. De forma relacionada, o estudo de Maynard et al. (2001) concluiu que a falta de liquidez e a

limitação do volume de comércio restringem a capacidade dos mercados futuros em transmitir informações de preço ao mercado à vista de forma eficiente.²

Colling e Irwin (1990) e Grunewald et al. (1993), por sua vez, analisaram a habilidade dos mercados futuros em incorporar informações inesperadas, para os casos específicos de suínos e gado bovino. Ainda no caso de tais mercados, Oellermann et al. (1989) e Schroeder e Goodwin (1991) estudaram o processo de descoberta de preço e concluíram, através dos testes de causalidade de Granger, que a informação é primeiramente descoberta nos mercados futuros e, posteriormente, repassada ao mercado à vista. A propósito, Oellermann et al. (1989) encontraram indícios de que a CME representa o centro de descoberta de preço para o caso do boi gordo nos Estados Unidos, pois os *players* balizam suas decisões no mercado à vista mediante variações dos preços futuros, obtidas a um custo relativamente baixo.

Na literatura brasileira, Valente e Braga (2006) verificaram a relação de causalidade e o grau de integração entre os mercados de café do Brasil e dos Estados Unidos, com dados da Bolsa de Mercadorias e Futuros - BM&F e da *New York Board of Trade* - NYBOT. Em tal estudo, constatou-se a existência de uma relação bi-causal entre os preços, além de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Perobelli (2005), por sua vez, analisou as relações entre os preços à vista e futuro do mercado brasileiro de boi gordo, utilizando o indicador de preços da ESALQ/BM&F. Observou-se também, neste caso, a existência de uma relação bi-causal entre os preços, sugerindo que os agentes no mercado à vista tomam suas decisões com base no preço de fechamento do dia anterior ao primeiro vencimento do mercado futuro, enquanto que os agentes do mercado futuro, ao realizarem seus negócios, consideram o que ocorreu no mercado à vista.

Ainda em âmbito nacional, destaca-se também o estudo de Abitante (2008), que averiguou a existência potencial de uma ligação estatística entre os mercados *spot* e futuro de boi gordo, considerando as negociações na BM&F, e também entre os mercados físico e futuro de soja, a partir de dados da BM&F e da *Chicago Board of Trade* - CBOT. No caso do mercado de boi gordo, foram encontradas evidências de cointegração entre os preços *spot* e os contratos futuros com vencimento em março, abril, setembro, outubro e novembro. A propósito, esse estudo também calculou um indicador de eficiência para o contrato futuro de boi gordo da bolsa brasileira, que se mostrou elevado, apontando a utilidade de tal instrumento financeiro ao processo de descoberta de preço da *commodity*. No caso do contrato

² MAYNARD, L. J.; HANCOCK, S.; HOAGLAND, H. Performance of shrimp future markets as price discovery and hedging mechanisms. *Aquaculture Economics and Management*, v. 5, p. 115-128, 2001.

de soja da BM&F, estruturas de relação de longo prazo foram detectadas para os vencimentos de abril, maio e novembro. O contrato de soja da CBOT, por outro lado, apresentou cointegração nos vencimentos de janeiro, março e setembro.

A maioria das referências elencadas acima utilizou em seus arcabouços metodológicos os testes de causalidade de Granger e de cointegração de Johansen e Juselius, que correspondem a algumas das técnicas clássicas para a aferição de relações de preços entre mercados futuros e físicos, e que foram aplicadas em inúmeras outras pesquisas ao redor do mundo. Contudo, a despeito da permanência desses métodos nos estudos mais atuais, outras metodologias vanguardistas dedicaram-se a investigar de modo mais aprofundado as temáticas envolvendo integração entre mercados, descoberta de preço, transmissão de fluxos informacionais, entre outras correlatas.

Dentre os recentes estudos desenvolvidos com o intuito de avaliar o nível de interconectividade entre diferentes mercados relacionados, o trabalho de Haigh e Bessler (2004) enfatizou a investigação de canais de distribuição. Alguns de seus principais resultados indicaram que o mercado de soja do Golfo do México é crucial para o processo de descoberta de preço envolvendo o fluxo comercial norte-americano de tal *commodity*, para todos os horizontes temporais, dado que influencia imediatamente o mercado de Illinois, tradicional produtor de grãos. Além disso, o estudo ressaltou a importância do mercado de barcaças (transporte marítimo) nas relações entre os mercados de produção e exportação da soja dos Estados Unidos, dando ênfase aos excessos de volatilidade acarretados ao canal distributivo. Na mesma linha de pesquisa, Haigh e Holt (2000) consideraram que os *traders* são expostos a múltiplos riscos de preços, e analisaram a efetividade na redução das incertezas de preços com a utilização de contratos futuros de *commodities*, taxa de câmbio e fretes, fornecendo informações mais detalhadas sobre a transmissão de volatilidades e as relações de preços entre mercados intimamente ligados.

De acordo com Barzel (2007), o processo de formação de preços caracteriza-se como um bem público, já que todos os participantes do mercado tentam estimar o mesmo preço, bastando sua estimação uma única vez. Ademais, em mercados futuros existe somente um intermediário central que promove o recolhimento de informações e, portanto, não existe duplicação do esforço de determinação de preços. Ainda com base na análise desenvolvida por esse autor, tendo em vista que a coleta de informações toma tempo e esforço, o ajuste de preços não ocorre instantaneamente nem completamente, ou seja, as discrepâncias são inevitáveis. Além disso, pelo mesmo arcabouço teórico, a variabilidade de preços deve

declinar à medida que as informações sobre as *commodities* se tornam mais baratas ou mais lucrativas, sendo válida sua coleta.

Dessa maneira, Barzel (2007) afirmou que a obtenção de informações a respeito de dado produto consome recursos, e tais custos fazem com que erros de precificação sejam inevitáveis. De fato, a tentativa da literatura convencional em testar a uniformidade de preços implicitamente assume que as informações necessárias para sua formação são extraídas sem custo. Isso corrobora em certo grau a visão de Stigler (1961), de que a dispersão de preços é uma manifestação, ou mesmo uma medida, da ignorância do mercado. Então, como os custos para os agentes se tornarem completamente informados sobre *commodities* e seus preços são proibitivos, são esperadas dispersões de preços mesmo em situações de equilíbrio, sendo que tais variações diminuem à medida que as pessoas se tornam melhor informadas.

Dentro da vasta gama de estudos empíricos que utilizaram *information shares* e *commom factors* para avaliar a descoberta de preço e a integração entre mercados, a pesquisa de Ma et al. (2008) analisou as ações de trinta companhias chinesas listadas em bolsas da China continental³ e de Hong Kong⁴, sendo denominadas de ações-A e ações-H, respectivamente. Tais ações encontram-se listadas simultaneamente nos dois locais em questão. A partir de preços intradiários, ao longo do período entre 2001 e 2007, os principais resultados indicaram que as cotações dos mercados têm se tornado cada vez mais cointegradas, refletindo assim uma evolução do mercado acionário emergente da China continental. Além do mais, tal mercado foi o que mostrou as maiores contribuições para a descoberta de preço das ações listadas, segundo as metodologias de Hasbrouck (1995) e Gonzalo e Granger (1995). Ainda, os resultados obtidos apoiaram a hipótese de viés doméstico acerca da negociação paralela de ativos, isto é, os investidores domésticos aparentemente são mais bem informados sobre as ações das companhias do país, devido a sua maior proximidade junto a *insiders*. Alguns outros trabalhos envolvendo *information shares* e *commom factors* para mercados financeiros foram realizados por Harris et al. (1995), Booth et al. (2002), Roope e Zurbruegg (2002), Eun e Sabherwal (2003), Hasbrouck (2003), Chakravarty et al. (2004), So e Tse (2004) e Su e Chong (2007).

Entre outras pesquisas similares com foco em ativos agropecuários, pode-se citar Brockman e Tse (1995), González-Rivera e Helfand (2001), Liu e Zhang (2006), e Plato e Hoffman (2011). No último trabalho, os autores utilizaram a metodologia de fatores comuns de Gonzalo-Granger para mensurar as contribuições relativas da CME e da BM&FBOVESPA

³ Shanghai Stock Exchange e Shenzhen Stock Exchange.

⁴ HKEx, após a fusão de três mercados acionários.

na descoberta de preço da soja em grão, a partir de cotações de abertura e fechamento. Os resultados sugeriram que o acesso direto à negociação entre as bolsas contribuiu para a troca de fundamentos de mercado, e que ambos os locais contribuem para a revelação do preço eficiente, apesar de não terem sido fornecidas estimativas confiáveis sobre a participação individual de cada bolsa para a descoberta de preço. Por sua vez, o estudo de González-Rivera e Helfand (2001) analisou a integração do mercado de arroz brasileiro, abrangendo dezenove unidades da federação. Entre as técnicas empregadas, o *commom factor* de Gonzalo-Granger foi estimado, sendo definido como a combinação linear dos preços de oito locais, isto é, esse menor número de estados detêm papel crucial no processo de transmissão de informações no longo prazo. A propósito, a estimação do componente permanente mostrou a dominância do preço de São Paulo sobre o comportamento de longo prazo dos demais preços domésticos, e também uma nítida divisão em relação às forças de condução do preço comum: o lado da produção, representado por alguns estados das regiões Sul, Centro-Oeste e Nordeste, e o lado do consumo, formado pelos quatro estados da região Sudeste.

O trabalho de Plato e Hoffman (2007) procurou medir a influência da crescente negociação realizada por fundos de *commodities* sobre a descoberta de preço nos mercados físico e futuro de soja em grão dos Estados Unidos, através de preços diários do período entre 1982 e 2006. Em resumo, os pesquisadores observaram que o desempenho do mercado futuro no que diz respeito ao processo de revelação de preço foi melhor nos últimos anos, apesar desse período ter registrado os maiores volumes de contratos futuros negociados por fundos de *commodities*. Além disso, houve evidências do estado dominante do mercado futuro sobre o mercado físico em relação à transmissão de informações para a formação de preço.

Conforme resultados obtidos por Rahahleh e Wei (2011), as interações de mercado são relativamente fortes para *commodities* em que a produção de informações geralmente é mais diversa, com destaque para os produtos metálicos, ao passo que são moderadas para *commodities* cujas informações são mais concentradas, como as agrícolas. Ademais, tais autores apontaram que as correlações dinâmicas em mercados futuros são mais fortes, para a maioria dos contratos futuros de ativos agrícolas e financeiros, quando da existência de retornos bidirecionais significativos e transmissão de volatilidade.

2.1.2 Modelos de *volatility spillover*

O conceito de transmissão de volatilidade relaciona-se à concepção de contágio, ou seja, à propagação de variabilidade entre distintos mercados. Em outras palavras, tal processo

remete ao fluxo de inovações entre os agentes, pois choques experimentados por determinado agente são conduzidos aos seus mercados conectados.⁵

De acordo com Kim e Doucouliagos (2005), inúmeros estudos envolvendo a transmissão de volatilidades entre diferentes mercados financeiros desenvolvem suas análises com base nos modelos GARCH de Bollerslev (1986), que basicamente descrevem como volatilidades e covariâncias de retornos de diferentes ativos são relacionadas ao longo do tempo. Além destes, alguns desenvolvimentos recentes calcados em observações *intraday* de retornos de ativos, que são os chamados métodos de volatilidade realizada, têm sido bastante explorados pelos pesquisadores, com destaque para Andersen et al. (2003) e Barndorff-Nielsen e Shepard (2004). A propósito, dentre os principais resultados obtidos por Kim e Doucouliagos (2005), ao analisarem os preços futuros de soja, milho e trigo, merecem destaque: (i) as estimativas de volatilidades realizadas dos preços futuros dos três grãos foram consistentes com os fatos estilizados observados em estudos anteriores; (ii) os retornos das *commodities* mostraram-se bastante relacionados, provendo coeficientes positivos de correlação realizada; e (iii) ocorreram causalidades unidirecionais de volatilidades para correlações.

Ainda no tocante à aferição de *volatility spillovers* entre mercados, Du et al. (2009) enunciaram que os tradicionais modelos ARCH/GARCH definem a volatilidade como uma função determinística das inovações de retornos passados, ao passo que os chamados modelos de volatilidade estocástica - SV consideram-na variante através do seu próprio processo aleatório, isto é, tal modelagem permite que a volatilidade não dependa de variáveis observáveis. Além do mais, Du et al. (2009) sublinharam que os modelos dos tipos ARCH/GARCH são relativamente fáceis de serem estimados e permanecem bastante populares na literatura internacional, enquanto que os modelos estocásticos são menos explorados por causa das complexidades intrínsecas à sua estimação, a despeito desses arcabouços proporcionarem maior flexibilidade na descrição de fatos estilizados envolvendo retornos e volatilidades, conforme realçado por Shephard (2005).

Como exemplo, Du et al. (2009) conseguiram aplicar modelos estocásticos de volatilidade, com o apoio de métodos bayesianos de cadeias de Markov, para *commodities* agrícolas e petróleo. Dentre outros resultados, os autores observaram evidências de transmissão de volatilidades entre os mercados de petróleo, milho e trigo após o outono de

⁵ O conceito de *spillover* difere do chamado co-movimento de volatilidade. Basicamente, o primeiro vincula-se às perturbações passadas que são transmitidas entre mercados, ao passo que o outro conceito representa choques contemporâneos.

2006, tendo em vista a maior interdependência entre os mesmos provocada pela produção de etanol a partir do milho, considerando o caso norte-americano.

De acordo com Engle (2002), os estimadores do modelo de Correlações Condicionais Dinâmicas - DCC possuem a flexibilidade de modelos GARCH univariados e não têm a complexidade dos modelos GARCH multivariados convencionais. De forma geral, os modelos DCC parametrizam diretamente as correlações condicionais e são estimados em dois estágios: (i) uma série de estimativas GARCH univariadas e (ii) as estimativas de correlação.⁶

Além do mais, apesar de reconhecer a facilidade de estimação dos modelos de Correlações Condicionais Constantes – CCC, o que confere atratividade a eles, Engle (2002) salientou que esse tipo de modelagem tem como restrição inerente o fato de que a matriz de correlação temporal dos ativos permanece constante, sendo que, em termos gerais, as correlações flutuam com o passar do tempo devido a mudanças das variâncias e covariâncias dos ativos.

Em termos das diferentes propostas metodológicas empregadas para a investigação da integração entre mercados, das relações de preços e afins, Han e Durham (2010) declararam que a maior parte da literatura recente sobre os temas segue duas principais abordagens: modelos de cointegração e modelos de mudança de regime. De acordo com essa pesquisa, os estudos de cointegração que dão conta da não estacionariedade dos dados de séries temporais atribuem especialmente aos custos de transação desconhecidos o motivo da falta de apoio à LOP. Assim, sem as verdadeiras informações sobre custos de transação e comércio, os testes dependem de algumas pressuposições incertas, e por isso a cointegração, apesar de relevante, não se caracteriza como condição necessária e suficiente para a integração entre mercados.

Nesse sentido, os denominados modelos de mudança de regime (*regime switching*) vêm sendo desenvolvidos para melhor modelar relações de preços sob variadas condições de mercado e custos de transação. Uma grande contribuição a esses modelos foi fornecida por Barrett e Li (2002), ao introduzirem informações de comércio ao modelo de preços. Em suma, esse trabalho permitiu uma compreensão fundamental acerca da distinção entre equilíbrio e integração de mercado. A adição de informações sobre como o comércio varia melhorou o entendimento das causas de ineficiência entre mercados, sendo isso particularmente importante para economias emergentes, cujas infraestruturas e instituições são desenvolvidas vagarosamente, e por isso elas têm um vasto conjunto de causas potenciais de integração imperfeita.

⁶ A metodologia DCC consegue estimar matrizes de correlação potencialmente muito grandes, e evidencia vantagens computacionais em relação aos demais modelos GARCH multivariados.

De forma relacionada, o trabalho de Pelletier (2006) delineou o modelo *Regime Switching Dynamic Correlation* - RSDC, que basicamente decompõe as covariâncias entre múltiplas séries temporais em correlações e desvios-padrão, e faz com que a matriz de correlação siga um modelo de alternância de regimes. Então, as correlações permanecem constantes dentro de cada regime, todavia variam entre os regimes. Posteriormente, Tejeda e Goodwin (2009) utilizaram uma versão ampliada do modelo, ao introduzirem probabilidades de transição variantes no tempo entre os diferentes estados de valores de correlação.⁷

Tendo em vista que o período amostral do presente estudo não possui muitos anos de observações diárias, a adoção de modelos DCC-GARCH atende aos objetivos iniciais da investigação. A utilização de modelos de mudança de regime mostra-se muito interessante para estudos que abrangem intervalos de tempo muito grandes, e por isso apresentam ciclos de comércio bem definidos, entre outras condições de mercado e custos de transação.

2.2 Relações entre os principais *players* do mercado mundial de soja

Especificamente para o mercado global de soja em grão, a maioria dos trabalhos da literatura internacional e nacional reconheceu o papel referencial do contrato futuro negociado nos Estados Unidos, considerando-o nas análises empíricas. De fato, a CME, tradicional mercado futuro de grãos, apresentou predominância nos processos de transmissão de retornos e volatilidades. Tais resultados sustentaram a posição de liderança assumida pela bolsa norte-americana nas relações de preços do mercado mundial da *commodity*. Contudo, outros *players* também mostraram conexões interessantes entre si, haja vista, por exemplo, retornos bidirecionais significativos mensurados em estudos abrangendo China, Brasil, Argentina e Japão. Além do mais, em termos evolutivos, o substancial e contínuo ganho de importância das importações chinesas parece ter alterado as relações no mercado global de soja, devido ao grande peso das decisões do país asiático sobre o comércio exterior do produto. Essa mudança estrutural, com traços marcantes na última década, bem como a crise financeira irrompida em 2008, pode ter modificado em alguma magnitude os vínculos de precificação e os fluxos de informação entre os principais agentes do mercado.

Diversos trabalhos dedicaram-se a avaliar a validade da LOP para o mercado internacional de soja em grão, com ênfase neste produto ou considerando portfólios de *commodities* agrícolas. O trabalho de Pino e Rocha (1994) analisou a transmissão das

⁷ De acordo com os autores, as probabilidades de transição são úteis na determinação dos impactos de fatores, tais como preços e índices, sobre as alterações das correlações dinâmicas.

cotações dos preços futuros de soja da CBOT para os preços do grão em praças brasileiras. Em síntese, os autores concluíram que os preços domésticos de soja no Brasil são fortemente influenciados pelos movimentos de preços da bolsa norte-americana. Margarido e Sousa (1998), por sua vez, investigaram a transmissão de preços do grão na CBOT para os preços do Brasil e, em termos específicos, para as cotações da *commodity* no Paraná. Segundo tal estudo, as variações nas cotações do mercado norte-americano foram apenas parcialmente transmitidas, sem defasagens temporais, para o Brasil como um todo e para o estado paranaense. Na mesma linha de pesquisa, Silva et al. (2003) examinaram relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da soja praticados nos mercados brasileiro e norte-americano, entre 1995 e 2002, e confirmaram a existência de integração entre tais mercados.⁸ Além do mais, os autores sugeriram que a política comercial brasileira não pareceu estar distante da validade da LOP.

Para a discussão concernente às principais fontes de transmissão de preços no mercado mundial de soja, a pesquisa de Margarido et al. (1999) aferiu elasticidades de transmissão ao englobar os preços domésticos de Brasil e Argentina, os preços *spot* registrados no Porto de Roterdã e as cotações da CBOT. Dentre os principais resultados extraídos pelos autores, as variações nos preços do porto europeu foram transmitidas de forma mais intensa e rápida aos preços no Brasil e na Argentina do que as mudanças da CBOT. Isto é, pelo fato dos preços futuros dos Estados Unidos refletirem condições de oferta de soja, ao passo que os preços físicos de Roterdã relacionam-se às importações da União Europeia, considerável compradora do grão, pode-se inferir que os elementos de demanda foram mais significativos para a formação dos preços domésticos dos países sul-americanos do que os fatores de oferta.

Com base em um escopo expandido de pesquisa, o trabalho de Mafioletti (2000) abrangeu a formação de preços para os principais produtos do chamado complexo soja, a saber, grão, farelo e óleo, entre os níveis de produção, atacado e consumo dos mesmos, tanto para os mercados externos quanto para o mercado doméstico do Brasil. Através da divisão temporal em dois subperíodos de análise, e com o emprego de métodos de mensuração de causalidades e elasticidades de transmissão de preços, os resultados apontaram transmissões instantâneas, ou então defasagens de no máximo um mês nesse processo, para todos os produtos. Com isso, o estudo mostrou evidências que suportam a hipótese de eficiência dos mercados do complexo soja, além de ter indicado maior grau de interdependência dos preços

⁸ A ocorrência do ajustamento total dos preços da *commodity* no Brasil foi detectada no período de 24 meses.

do Brasil face às cotações internacionais especialmente após a abertura comercial promovida no país no começo da década de 1990.

O estudo de Pino et al. (1983) teve como escopo de pesquisa a investigação de relações causais e dinâmicas entre os preços da soja em grão na bolsa europeia de Roterdã, do farelo de soja no mercado físico atacadista de São Paulo e os preços recebidos pelo sojicultor paulista, para o período de 1971 a 1980. Segundo os autores, detectou-se realimentação (*feedback*) entre os preços de soja recebidos pelos produtores de São Paulo e as cotações da bolsa europeia. Todavia, o trabalho não constatou relação de causalidade do preço do produtor brasileiro para o preço internacional do grão de soja, e também não mostrou relações causais significativas entre essa cotação internacional e o preço do farelo de soja no atacado paulista. Além disso, o preço do farelo no mercado atacadista pareceu impactar o preço recebido pelo produtor, embora em menor magnitude do que os preços da soja em grão na bolsa de mercadorias da Europa. Outro estudo relevante por considerar relações de preços entre soja em grão e seus derivados principais remete a Aguiar e Barros (1991), que reuniram preços de exportação brasileira de soja em grão, farelo e óleo bruto, bem como os preços recebidos pelo sojicultor paulista e os preços do farelo no atacado e do óleo no varejo, também para o estado de São Paulo. Através da estimação de elasticidades de transmissão de preços, os autores apontaram que as variações tiveram origem no mercado externo, depois impactaram o atacado e então atingiram o preço do óleo bruto no varejo e o sojicultor paulista.⁹

Em outro trabalho digno de nota, Freitas et al. (2001) aferiram a influência da União Europeia sobre os preços de exportação do farelo de soja de Brasil, Estados Unidos e Argentina, dado que o mercado europeu era o maior demandante do produto, para o período entre 1990 e 1999. Em suma, os resultados extraídos não captaram relação causal dos preços dos países exportadores para a cotação internacional, mas verificaram o oposto, indicando causalidade unidirecional. Em termos específicos, encontrou-se que os preços de exportação dos Estados Unidos evidenciaram menor sensibilidade face às variações ocorridas no porto europeu, ao contrário das observações referentes a Brasil e Argentina, com cotações mais elásticas em relação aos choques no mercado importador. Dentre os países sul-americanos, a magnitude da transmissão de preços para o mercado argentino foi mais expressiva do que aquela mensurada para o Brasil.

Na mesma temática relativa à mensuração de elasticidades de transmissão de preços e de causalidades no cenário internacional do complexo soja, Lovadine e Bacchi (2005)

⁹ A fluidez informacional parece ter sido o *driver* determinante no processo de liderança de preços para os mercados em questão.

utilizaram médias semanais de preços domésticos para soja em grão, farelo e óleo, ao longo do intervalo de 1999 a 2004, tendo as cotações da CBOT como referência externa. Em suma, as autoras chegaram a relações causais para os preços internos e externos do farelo e do óleo bruto, já que para os dois produtos as variações nos preços domésticos foram antecipadas pelas mudanças de preços da CBOT. Além do mais, para as três *commodities* investigadas percebeu-se forte relação contemporânea, apesar de não terem sido observadas relações causais nos mercados de soja em grão. Ainda, ao traçarem comparativos temporais, as autoras também realçaram o aumento da velocidade de transmissão entre os preços nos mercados de farelo e óleo de soja, cuja defasagem foi de até uma semana, ao passo que similares investigações nas décadas de 1980 e 1990 apontaram o processo de transmissão em questão de meses.

Com o suporte de diferentes métodos para a análise de transmissão de preços, Silva Filho et al. (2005) também consideraram em seu estudo os mercados norte-americano e brasileiro de soja em grão, farelo e óleo bruto, desenvolvendo testes aos pares. De maneira ampla, a aplicação do modelo de Vetores Auto-Regressivos - VAR e do modelo Auto-Regressivo de Média Móvel com variáveis exógenas - ARMAX mostrou-se bastante apropriada à explanação da dinâmica dos preços. Em termos gerais, os autores corroboraram a transmissão dos preços internos da soja *in natura* para os seus derivados, e também a grande interface entre os preços brasileiros de soja em grão e farelo e os preços da soja nos Estados Unidos.¹⁰

A partir de séries de preços à vista, o trabalho de Margarido et al. (2007) trouxe inúmeras constatações dignas de nota para a literatura. Os dados reuniram preços de importação do porto de Roterdã e preços de exportação de Estados Unidos, Brasil e Argentina, com periodicidade mensal, ao longo do intervalo definido entre Outubro de 1995 e Outubro de 2003.

A aplicação de testes de causalidade nesse trabalho expressou que o preço da soja no Brasil não influenciou o comportamento dos preços internacionais, apesar do país ser o segundo maior produtor e exportador mundial do grão. O estudo confirmou a posição do Brasil como tomador de preço em âmbito global. A União Europeia, por sua vez, substancial demandante de farelo de soja para a alimentação de suas grandes cadeias de confinamento de gado bovino e de suínos, apresentou comportamento de formadora de preço. A propósito, os

¹⁰ No que diz respeito ao óleo bruto, os resultados diferiram daqueles expostos para os outros dois produtos do complexo soja, dada a explicação sugerida de que os preços do óleo podem ser integrados em uma rede mais expandida de mercados correlacionados, tanto para trás quanto para frente, em termos estruturais.

países do bloco europeu encaram níveis de oferta de soja relativamente constantes ao longo do ano, devido às duas grandes safras oriundas da América do Norte e da América do Sul em distintos semestres. Assim, o estudo de Margarido et al. (2007) verificou um padrão de estabilidade nos preços europeus em resposta aos desvios de curto prazo nos preços externos. De modo semelhante, a metodologia empregada também detectou para os Estados Unidos um baixo grau de ajuste aos desvios de curto prazo dentro do sistema de preços da soja representado pelos quatro países do estudo, refletindo o fato do mercado doméstico norte-americano ser grande demandante do grão, além do país ser o maior produtor e exportador mundial da *commodity* e, portanto, atuar como formador de preço.

No que tange ao equilíbrio de longo prazo, a pesquisa de Margarido et al. (2007) também confirmou o funcionamento do processo de arbitragem e a validade da LOP no mercado da soja, e observou que as variações no preço internacional foram completamente transmitidas para os preços do mercado brasileiro. Em relação à transmissão de volatilidade, os preços de exportação do Brasil reagiram às variações nos preços dos mercados norte-americano e europeu, porém não foram significativamente afetados pelas mudanças nos preços de exportação da Argentina. Além disso, o grande peso das importações de soja em grão da União Europeia explicou os impactos mais contundentes das variações de preço do porto de Roterdã sobre os preços no Brasil, em comparação com os efeitos originados no mercado dos Estados Unidos.

Essas constatações presentes em Margarido et al. (2007) reiteraram o estreito relacionamento comercial entre Brasil e União Europeia, em conjunto com outras evidências obtidas acerca das pequenas influências das variações de preços da soja na Argentina e nos Estados Unidos sobre o mercado importador em questão.¹¹ É válido destacar que o farelo respondia pela maior parte das exportações argentinas de produtos do complexo soja, ao contrário da composição brasileira, e a União Europeia já possuía no período analisado importantes instrumentos protecionistas inibidores da importação de farelo, o que inexistia para os grãos de soja, comercializados sem tarifas.

As relações mantidas por Brasil e Argentina no mercado internacional de soja também foram bastante esclarecidas pelo estudo de Margarido et al. (2007). Em resumo, as fortes influências dos preços de exportação brasileiros em relação aos argentinos no curto prazo foram conferidas a condições geográficas. Pelo fato de serem países muito próximos e

¹¹ A União Europeia impõe restrições efetivas sobre a aquisição de grãos modificados geneticamente e, dentre os três maiores exportadores de soja, apenas o Brasil utilizava nos anos considerados o sistema produtivo convencional de forma predominante, isento de sementes modificadas.

localizados no mesmo hemisfério, as épocas de colheita agrícola são muito similares. Na verdade, a colheita de soja no Brasil geralmente ocorre um mês antes em relação à Argentina, e como o primeiro país possui a segunda maior produção mundial do grão, suas expectativas de colheita influenciam consideravelmente não somente seus preços domésticos, mas também os preços definidos na Argentina. Por fim, no que concerne ao intenso relacionamento entre os preços nos Estados Unidos e no Brasil, as altas parcelas mantidas pelos países na produção e exportação total de soja no mundo naturalmente surgem como fatores explicativos.¹²

A diferenciação por origem nas exportações de soja em grão foi o assunto amplamente tratado por Figueiredo et al. (2004), cujo escopo se propôs a estimar e analisar a elasticidade de substituição entre Estados Unidos, Brasil e Argentina nas exportações de soja, para alguns mercados importadores selecionados. Do conjunto de principais resultados, calculados para o período delimitado entre 1990 e 2003, foram captadas diferenciações por origem favoráveis ao produto brasileiro nas importações da França e dos Países Baixos, grandes demandantes da soja do Brasil. Em contrapartida a isso, constatou-se diferenciação por origem nas importações japonesas em relação à produção dos Estados Unidos, apontando dificuldades para os concorrentes do mercado global quanto à conquista de proporções significativas nesse mercado asiático. Os demais países analisados, a saber, Espanha e Alemanha, evidenciaram maior sensibilidade a variações de preços da soja em grão em âmbito internacional, sendo mais propensos a promover substituição entre as principais nações fornecedoras do produto.

Na última década, os interesses em investigar o mercado de soja em grão da China e suas relações com outros países aumentaram fortemente, como reflexos do vertiginoso crescimento do volume importado pelo país asiático, e também da maior utilização de instrumentos de gerenciamento de risco nesta nação, particularmente através de contratos futuros da DCE.

Com a intenção pioneira de testar a validade da LOP entre o contrato futuro de soja em grão da DCE e aquele da CBOT, referência mundial para transações da *commodity*, o estudo de Si (2001) utilizou preços de fechamento semanais para o período entre Janeiro de 1996 e Abril de 1999, quando o mercado futuro começou a se tornar relevante aos principais agentes da cadeia produtiva de soja da China e o volume importado por este país passou a crescer rapidamente. Como resumo dos principais resultados, os contratos futuros dos dois países exibiram relação de integração no longo prazo, pois a partir de meados da década de 1990 as

¹² Após o final da safra norte-americana e o declínio dos estoques, os agentes internacionais voltam suas atenções para a safra brasileira, que então está começando a ser comercializada. Logo, os preços brasileiros e norte-americanos permanecem fortemente conectados.

importações chinesas de soja em grão ascenderam a taxas bastante elevadas e atenderam à grande demanda interna, causando o declínio dos preços domésticos, que se aproximaram do nível internacional. No entanto, os contratos da CBOT e da DCE apresentaram desvios no curto prazo, pois o preço futuro da bolsa chinesa sofreu impactos de alguns fatores locais, tais como: (i) a oferta doméstica de soja da China, cujo transporte ferroviário era bastante suscetível a efeitos climáticos; (ii) a política agrícola do governo chinês com a utilização de preços mínimos, de modo a apoiar os sojicultores do país e garantir a auto-suficiência nacional para grãos e óleos vegetais; e (iii) a manipulação de mercado, com a atuação de especuladores na bolsa, cuja liquidez foi bastante incipiente durante o período amostral estudado (SI, 2001).

No que diz respeito à evolução dos mercados futuros da China, Williams et al. (1998) mostraram que a despeito do grande número de bolsas de mercadorias desenvolvidas na década de 1990, poucas tiveram êxito. Tais autores focaram o estudo no contrato futuro de *mungbeans* (feijões verdes) da bolsa de Zhengzhou, e suas constatações evidenciaram um caráter peculiar para a forma de desenvolvimento deste contrato. Em síntese, a evolução do mercado futuro de *mungbeans* auxiliou o crescimento do mercado físico desses grãos, haja vista os requisitos de qualidade e uniformidade que caracterizam os contratos futuros, e que foram adotados no mercado à vista, aprimorando o processo de comercialização do produto. A discussão proporcionada por Williams et al. (1998) também estabeleceu que os contratos futuros para algumas *commodities* essenciais à China, tais como trigo, milho e soja, não poderiam experimentar processos evolutivos tão ágeis como aquele ocorrido para os *mungbeans*. Segundo Si (2001), entretanto, essa constatação não pareceu válida para a soja em grão, devido aos altos níveis de negociação de contratos futuros registrados na DCE. Ademais, o mercado futuro de *mungbeans* surgiu de maneira isolada, regional, enquanto que os instrumentos para a soja em grão são transacionados em bolsas de mercadorias e futuros dos Estados Unidos, Europa e América do Sul. Ou seja, os contratos futuros de soja são aparentemente influenciados pelos mercados estrangeiros, por causa da essência do comércio internacional deste gênero.

Outras pesquisas engajadas na investigação da evolução dos mercados agrícolas e futuros da China foram realizadas por Park et al. (2002) e Xin et al. (2006). O primeiro estudo declarou que o desenvolvimento dos mercados de grãos chineses tem sido gradual, por causa de escolhas governamentais, como reformas administrativas e políticas de especialização de produção, e gargalos de infraestrutura. O outro trabalho, por sua vez, examinou os contratos

futuros chineses de cobre e alumínio, e concluiu que os mercados futuros dessas *commodities* metálicas da China são eficientes, e apoiam o processo de descoberta de preço.¹³

Ainda no âmbito dos testes de eficiência dos mercados futuros estabelecidos na China, Wang e Ke (2005) consideraram as duas principais *commodities* agrícolas em termos de negociação, isto é, trigo e soja, e apontaram que existem relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços futuros de soja em grão da DCE e os preços dos dois principais mercados à vista da China, e também entre as cotações da DCE e as médias nacionais dos preços físicos de soja. Em contrapartida a essas relações envolvendo a negociação de soja, o mercado futuro de trigo chinês apresentou-se ineficiente. De forma geral, os preços futuros de trigo não são cointegrados com nenhum mercado à vista do gênero, pois, segundo os autores, a manipulação de mercado exercida por grandes *traders* e a regulação governamental parecem ter sido responsáveis pela ineficiência mensurada para o período entre janeiro de 1998 e março de 2002.¹⁴

Os estudos sobre o processo de descoberta de preço e transmissões de volatilidade envolvendo os mercados chineses são bastante importantes tanto para o governo como para os produtores e comerciantes da China. De acordo com Liu e Zhang (2006), sob a ótica da política governamental, conhecer as relações entre os mercados futuros e *spot* pode evitar a execução de intervenções do Estado, tais como políticas de estabilização de preços. Para os agentes produtores, processadores e distribuidores, por sua vez, tal conhecimento possibilita melhor administração de riscos nos processos produtivos. Seguindo esse ponto de vista, Liu e Zhang (2006) examinaram os mercados futuros e à vista de soja em grão, trigo, cobre, alumínio e borracha, entre 1997 e 2004. Em suma, os resultados obtidos apontaram a existência de relações de equilíbrio de longo prazo para todos os mercados futuros e à vista investigados aos pares, e também o papel dominante das bolsas de mercadorias e futuros no processo de descoberta de preço. Em termos específicos, os mercados futuros de soja, cobre e alumínio mostraram-se mais eficientes neste processo do que aqueles de trigo e borracha. Ademais, a modelagem para transmissão de volatilidades apontou o predomínio do fluxo futuro – *spot*, isto é, os mercados futuros apresentaram-se como mais eficientes no sentido informacional do que os mercados à vista adjacentes.

O trabalho desenvolvido por Fung et al. (2003) abordou os mercados de soja em grão, cobre e trigo dos Estados Unidos e da China. Particularmente para a soja, os dados utilizados

¹³ Esses resultados foram atribuídos às mudanças regulatórias de 1999 e também à melhora das habilidades financeiras dos participantes dos mercados em questão.

¹⁴ O mercado futuro de trigo da China foi abordado de modo específico por Du e Wang (2004), e os autores avaliaram os movimentos dos preços futuros com base em três tipos de modelos de séries temporais.

foram preços futuros diários da CBOT e da DCE ao longo do período definido entre Setembro de 1995 e Março de 2001. Os resultados evidenciaram significância estatística para o impacto de precificação do mercado norte-americano sobre o chinês, porém nenhum efeito contrário significativo. Apesar de não ter sido detectado nenhum *feedback* de curto prazo da China para os Estados Unidos, o mercado futuro do último país reagiu às condições de preços do mercado chinês ao longo do tempo, conforme visualizado pelas equações de cointegração, processando eficientemente as informações sob a ótica do equilíbrio de longo prazo. Já no que diz respeito ao processo de transmissão de volatilidade, algumas evidências também mostraram significância estatística somente para o fluxo do mercado futuro norte-americano para o chinês. Por outro lado, em ambos os mercados houve mudança no nível da volatilidade ao longo do tempo, sendo que essa variação foi negativa na CBOT e positiva na DCE.

A partir dos resultados supracitados, o trabalho de Fung et al. (2003) corroborou o papel de liderança do contrato futuro de soja em grão dos Estados Unidos na transmissão de informações face ao mercado chinês, em termos de preços e volatilidades. Tais constatações atenderam às expectativas iniciais dos autores, especialmente porque no período amostral avaliado o contrato futuro de soja em grão da DCE era notoriamente incipiente e pouco representativo.¹⁵

Para Hua e Chen (2007) as relações entre os mercados futuros da China e de outros países são mal compreendidas. Em síntese, existem razões para se esperar que os preços dos contratos futuros chineses e estrangeiros movam-se juntos, mas também fatores que geram expectativas contrárias, devido à presença de algumas barreiras legais e governamentais significativas. Para o caso particular da soja em grão, com base em preços diários dos contratos futuros da CBOT e da DCE ao longo do período amostral de Janeiro de 1998 a Dezembro de 2002, os resultados empíricos revelaram uma relação de *feedback* entre os mercados. Além disso, Hua e Chen (2007) encontraram que o mercado futuro chinês foi relativamente sensível às novas informações oriundas da bolsa norte-americana, ao passo que as informações da DCE tiveram impactos bastante limitados sobre os preços futuros da CBOT. Por fim, os autores afirmaram que o mercado de soja da China vem se tornando mais aberto, o que também pôde ser percebido para outras *commodities*, dada a eliminação de algumas quotas e a redução contundente de tarifas de importação promovidas pelo governo. Tal processo gradual de abertura comercial tende a intensificar a integração da DCE com

¹⁵ As evidências confirmaram que os Estados Unidos também detêm papel de liderança nas finanças globais para contratos futuros de *commodities* agrícolas e metálicas, e não apenas para instrumentos como futuros de moedas e índices.

bolsas de futuros ao redor do mundo que possuem relevância em relação à comercialização de soja.

De acordo com Liu e An (2009), embora alguns mercados sejam conectados em termos informacionais, eles podem ter distintas habilidades para o processamento de informações e contribuições à revelação do preço, haja vista diferenças de liquidez, custos de transação, regulações, entre outros elementos institucionais. Para esses autores, a análise empírica da transmissão de informações entre mercados emergentes e maduros e suas respectivas habilidades de processamento das mesmas merece atenção especial. Em geral, os mercados emergentes apresentam tipicamente maior volatilidade, e também menor liquidez e eficiência informacional, de forma oposta à realidade de muitos mercados dos Estados Unidos e da Europa.

Considerando preços diários de contratos de soja em grão dos mercados futuro e físico da China, bem como cotações da CBOT, ao longo do período de Janeiro de 1998 a Dezembro de 2008, Liu e An (2009) encontraram relações bidirecionais entre quaisquer pares do conjunto de três mercados estudados, e que as informações de negociação de dado mercado foram amplamente absorvidas nos demais dentro de um dia de operação. De maneira diferente do que o mercado internacional de cobre, também analisado por Liu e An (2009), os mercados futuro e *spot* de soja em grão da China mostraram-se mais eficientes em termos informacionais do que a CBOT¹⁶. Para os autores, o papel líder do mercado chinês quanto aos fluxos de informação entre os mercados em questão pode ser explicado pelo fato de que a China atualmente figura como a principal nação importadora de soja do mundo. Logo, mudanças em seus mercados à vista e futuro determinam um impacto mais forte sobre o mercado internacional da *commodity*.

Apesar das diferenças entre os mercados de cobre e soja em grão acerca dos parâmetros de média condicional, aqueles referentes à transmissão de volatilidade não foram destoantes, conforme exposto por Liu e An (2009). De fato, os três mercados de soja abordados pelo estudo atuaram de modo inter-relacionado, e existiu contágio de volatilidade de um mercado para outro, com efeitos de maior magnitude no sentido do mercado futuro norte-americano para o mercado futuro chinês, e também no sentido deste último para o mercado à vista da China. Por fim, no que diz respeito à mensuração das contribuições de cada local de negociação para o processo de *price discovery*, constatou-se que o mercado futuro estrangeiro (CBOT) registrou a maior parcela, sendo seguido de perto pela DCE e com

¹⁶ Através da análise dos parâmetros estimados das equações de média condicional do modelo VECM-GARCH empregado.

maior distância pelo mercado *spot* do país asiático. Isso porque mediante a aplicação da metodologia de *information shares* para negociações não síncronas, introduzida por Liu e An (2009), a contribuição da CBOT foi de 42,71%, ao passo que as parcelas dos mercados futuro e à vista da China foram de 40,21% e 17,08%, respectivamente. A partir desses resultados, a participação do mercado chinês de soja em grão na dinâmica internacional de preços parece considerável, tendo em vista seu comportamento inter-relacionado junto à principal bolsa de futuros da *commodity* em âmbito global e também o padrão do fluxo de informações que caracterizou o período investigado.

O estudo de Rahahleh e Wei (2011), já mencionado anteriormente, discute alguns elementos importantes que influenciam a revelação do preço eficiente entre mercados conectados. As hipóteses desse trabalho afirmam que quando nenhum país possui dominância contundente em relação a outros no que diz respeito à importação líquida de dada *commodity* e à liquidez das bolsas que negociam contratos futuros de tal produto, as interações entre as nações tendem a ser persistentes.¹⁷

Para as análises específicas referentes à soja em grão, o trabalho de Rahahleh e Wei (2011) abrangeu os preços diários de contratos futuros negociados nos Estados Unidos, China, Brasil e Japão, para um período delimitado entre 2005 e 2008. Como resultado, verificou-se que o mercado norte-americano deteve papel dominante na transmissão de retornos para todos os demais mercados, com destaque ao japonês. Além do mais, a despeito de também ser grande exportador mundial, assim como os Estados Unidos, o mercado brasileiro não exerceu significativa transmissão sobre os outros locais, possivelmente devido à liquidez relativamente pequena de seu contrato futuro (RAHAHLEH; WEI, 2011). Em termos de movimentos de volatilidade, por sua vez, Brasil e China revelaram relação bidirecional, tendo sido mais forte o fluxo com origem no país sul-americano, o que pode ser explicado pelo fato da China ser o país que mais importa a soja brasileira, conforme discutido pelos autores. Ainda, transmissões dos Estados Unidos para os mercados da China e do Japão também se mostraram bidirecionais e significativas. E, através da checagem da correlação condicional entre os mercados norte-americano e brasileiro, ditos mais informativos devido a suas grandes participações na produção e no comércio mundial de soja, verificou-se elevado nível de persistência, possivelmente implicando que mercados assim caracterizados são mais integrados.

¹⁷ Quanto mais homogeneamente distribuídas forem a liquidez e a produção de informações, sendo a última baseada nos fluxos de comércio exterior, mais fortes e persistentes as transferências informacionais entre os mercados de distintos países.

O estudo de Zhao et al. (2010) também englobou quatro dos mais importantes países do comércio internacional de soja em grão. Para o período entre Novembro de 2006 e Julho de 2009 os autores reuniram preços físicos e futuros da China, referentes à praça de comercialização de Dalian e à bolsa localizada em tal cidade, e também preços de exportação de Brasil (FOB Paranaguá) e Argentina (FOB *Up River*), além de preços CIF do Golfo dos Estados Unidos, com periodicidade diária. Em suma, o objetivo central da pesquisa consistiu em investigar a ocorrência de impactos significativos da volatilidade de preços estrangeiros sobre os preços da soja na China, tendo em vista a crescente internacionalização deste país. Como primeiro resultado, os autores verificaram que a relação entre os preços futuros da DCE e os preços internacionais é mais forte do que aquela envolvendo os preços à vista da China e os preços estrangeiros, sublinhando a maior integração relativa do mercado futuro com o resto do mundo. Além disso, o estudo também comprovou a hipótese de que o mercado doméstico chinês (físico e futuro) tem alguns efeitos *feedback* de precificação sobre o mercado internacional, representado por Estados Unidos, Brasil e Argentina. Na verdade, o estudo observou funções mútuas de orientação entre os preços de exportação da Argentina e os preços à vista e futuros da China, e também entre os preços da DCE e aqueles do Golfo dos Estados Unidos.¹⁸

Com o intuito de mensurar os impactos da crise financeira mundial de 2008 sobre os mercados de soja em grão, a pesquisa de Zhao et al. (2010) dividiu o período amostral em duas partes, tendo a data 15 de Setembro de 2008 como ponto de repartição. De forma geral, a modelagem conduzida apontou que, após a deflagração da crise de 2008, o mecanismo de equilíbrio e os esforços de ajustes do mercado mundial de soja sofreram alterações, bem como a estrutura de volatilidades do mercado chinês. Nesse sentido, a pesquisa corroborou a percepção de que a volatilidade de preços do mercado físico de soja da China não foi afetada somente pelo mercado internacional antes da crise de 2008, mas também por condições de oferta e demanda domésticas. Ademais, no período pré-crise, não houve efeitos de transmissão de volatilidade entre os mercados à vista e futuro da China, o que foi modificado no intervalo de tempo posterior. Ainda, os preços do porto brasileiro de Paranaguá e do Golfo dos Estados Unidos agravaram após a crise a volatilidade do mercado de soja chinês, que foi fortemente influenciada pelo mercado internacional.

¹⁸ De acordo com Zhao et al. (2010), como possível reflexo do decréscimo das exportações brasileiras de soja para a China em 2007, os preços do porto brasileiro mostraram função de guia em relação aos preços do mercado futuro chinês, mas o contrário não foi detectado.

3 METODOLOGIA

3.1 Séries de preços futuros utilizadas

Os dados utilizados no estudo consistem em preços diários de fechamento de contratos futuros de soja em grão negociados na CME (Estados Unidos), na DCE (China), na BM&FBOVESPA (Brasil) e no MATba (Argentina). Para a construção das séries temporais de preços futuros utilizou-se a seleção do vencimento mais próximo, e o procedimento de rolagem dos meses de vencimento no último dia de negociação do contrato vigente.

As cotações da CME foram obtidas junto ao endereço eletrônico do Barchart.com Inc, provedor de dados e informações de mercados financeiros ao redor do mundo. Os preços do mercado futuro da China foram extraídos diretamente do sítio eletrônico da DCE. De forma similar, os preços do Brasil foram retirados da base de dados da BM&FBOVESPA, ao passo que as cotações da Argentina foram encontradas nas séries históricas da página eletrônica oficial do MATba.

Os preços das bolsas da China, do Brasil e da Argentina foram convertidos para US\$/bushel, de forma a ficarem equivalentes aos preços da bolsa dos Estados Unidos. A taxa de câmbio entre China e Estados Unidos (RMB/US\$) foi obtida junto ao *Federal Reserve Bank of Saint Louis*; a taxa de câmbio entre Brasil e Estados Unidos (R\$/US\$) foi extraída da base de dados do Banco Central do Brasil (Cotação de Fechamento Ptax); por sua vez, os preços da Argentina já estavam convertidos em US\$ no endereço eletrônico do MATba.

Todas as quatro séries temporais de preços correspondem a pouco mais de nove anos de dados, referentes ao período delimitado entre Outubro de 2002 e Dezembro de 2011, totalizando 2004 observações. De modo a homogeneizar o intervalo temporal considerado, a base de dados abrange somente os dias de negociação comuns aos quatro países, excluindo feriados nacionais e outras datas que, por qualquer motivo, impossibilitaram a realização de algum pregão. A propósito, as séries de preços utilizadas se iniciam em 11 de Outubro de 2002, pois em tal data houve o lançamento do primeiro contrato futuro de soja em grão da BM&FBOVESPA (contrato SOI), com vencimento para Março de 2003.

Conforme já exposto neste trabalho, a segmentação do intervalo amostral procura capturar quebras estruturais e aspectos conjunturais que possivelmente impactaram as relações de preços e volatilidades no mercado global de soja em grão. Por isso, são delimitados os seguintes subperíodos de análise:

- 1) Outubro/2002 – Setembro/2006: período de crescentes importações chinesas de soja em grão, estimulando a oferta de Estados Unidos, Brasil e Argentina, mas também de baixo volume de negociação dos contratos futuros de soja da DCE;
- 2) Outubro/2006 – Dezembro/2008: período de continuidade das crescentes importações chinesas de soja em grão, e também de consideráveis aumentos no volume de contratos futuros negociados na DCE;
- 3) Janeiro/2009 – Dezembro/2011: período de deflagração da mais recente crise econômico-financeira mundial e da disseminação de efeitos negativos sobre a dinâmica dos mercados, inclusive no que diz respeito aos volumes negociados de contratos das bolsas de mercadorias e futuros ao redor do mundo.

De forma a ilustrar o critério de subdivisão do período amostral, a Figura 1 evidencia a evolução do volume de contratos futuros de soja em grão negociados na DCE ao longo de todo o intervalo temporal investigado.

Figura 1 – Evolução do volume de contratos futuros de soja em grão transacionados na DCE no período de Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Fonte: *Dalian Commodity Exchange* (DCE)

A divisão apresentada foi essencialmente definida a partir da evolução do volume de contratos negociados na DCE. Isso porque a análise dos preços futuros de soja em grão nos

quatro mercados entre 2002 e 2011 não apontou nenhuma quebra estrutural relevante, isto é, a avaliação das trajetórias de preços não forneceu critérios interessantes para a segmentação da amostra de dados (Anexo A). Além disso, nenhuma mudança institucional contribuiu de maneira explícita para a divisão, e por isso a dinâmica verificada na negociação do contrato futuro da bolsa da China assumiu papel proeminente. De modo a sustentar o critério utilizado neste estudo, vale reforçar que o mercado chinês de soja mostrou vertiginoso crescimento nos últimos anos, sendo o principal fator de impulso para a expansão da produção e do comércio internacional do grão.

A escolha dos países almeja abranger os agentes que de fato determinaram a dinâmica do mercado global de soja nos últimos anos. Pelo lado da oferta, Estados Unidos, Brasil e Argentina são os maiores produtores e exportadores, e representam as duas grandes safras do grão (América do Norte e América do Sul) que abastecem o mundo. Já pelo lado da demanda, a atuação da China em tempos recentes notoriamente a caracterizou como fonte de estímulos ao comércio exterior do gênero agrícola. Além da proeminência chinesa quanto à importação de soja, a União Europeia e o Japão, tradicionais compradores do produto, apresentaram demandas estagnadas ou ligeiramente decrescentes nos últimos anos e, por isso, perderam importância relativa em termos de destinos de comercialização.

Além desses fatores, grandes parcelas dos totais exportados por Estados Unidos, Brasil e Argentina têm atualmente os portos chineses como destino, pois o país asiático fortaleceu os laços de interdependência entre os mercados. Assim, as correlações de preços e o contágio de volatilidades parecem ter aumentado no decorrer dos últimos anos, e de forma possivelmente abrupta, sendo tais expectativas alguns objetos de investigação do presente estudo. No tocante à LOP, o surgimento de um novo e crucial mercado importador pode ter desajustado o processo de precificação da *commodity*, especialmente devido a peculiaridades políticas e socioeconômicas da China.

O desenvolvimento de estudos que analisam direta ou indiretamente o comércio internacional sempre pode ser afetado pela presença de barreiras comerciais. De forma geral, tais mecanismos desequilibram o mercado de dado produto e acarretam ineficiências alocativas. Os desajustes entre oferta e demanda global oriundos das barreiras tendem a gerar maior volatilidade de preços, devido ao descompasso entre o planejamento da produção e o abastecimento dos mercados consumidores. Além disso, a existência de barreiras ao comércio pode deprimir os preços recebidos pelos ofertantes, ou mesmo segmentar as exportações, provocando especializações no comércio exterior e desvios face ao preço único teórico do mercado internacional. Com isso, observa-se que as barreiras repulsam a integração dos

principais *players* em âmbito global, ao causar desvios mais significativos ao processo de conexão e ajuste de preços.

Então, o estudo proposto utiliza a China como mercado importador representativo, como previamente discutido, pois esse país não impõe explicitamente barreiras comerciais contundentes aos maiores exportadores de soja em grão, a despeito de sua estrutura política e econômica rígida e tradicionalmente protecionista. No comércio mundial dessa *commodity*, algumas das principais barreiras são impostas pela União Europeia, que não adquire soja geneticamente modificada, impactando negativamente os produtores da Argentina e dos Estados Unidos, e também pelo Japão, fidedigno importador do grão de soja norte-americano.

Além da seleção dos *players*, a pesquisa procura evitar os efeitos de desequilíbrio provocados pelas barreiras comerciais mediante a utilização de preços futuros, negociados em mercados que teoricamente impõem menores custos de transação e espelham de forma mais próxima o preço eficiente comum da *commodity* (preço implícito de longo prazo).

Devido à dificuldade na obtenção de dados de alta frequência (intradiários) de alguns mercados futuros, o estudo utiliza preços de fechamento diários em sua modelagem. Nesse sentido, cabe ressaltar que a liquidez relativamente baixa do contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA compreende outro fator limitante para o desenvolvimento de análises envolvendo preços intradiários. Além do difícil acesso a tais preços, a negociação de contratos futuros de soja em horários não coincidentes entre os países selecionados também merece atenção especial, e demanda tratamentos metodológicos particulares.

Os horários de funcionamento dos pregões de cada mercado futuro para a negociação de contratos de soja em grão estão listados na Tabela 1. Em relação ao pregão da DCE nota-se a existência de duas sessões diárias, sendo a primeira a mais longa.

Tabela 1 - Horários de funcionamento de pregão dos mercados futuros

Mercado futuro	Horário de funcionamento do pregão - fuso local
CME (Estados Unidos)	6:00 pm (dia anterior) – 4:00 pm*
DCE (China)	9:00 am – 11:30 am / 1:30 pm – 3:00 pm
BM&FBOVESPA (Brasil)	9:00 am – 2:15 pm
MATba (Argentina)	11:30 am – 3:15 pm

Fonte: CME, DCE, BM&FBOVESPA, MATba

Legenda: * Intervalo de negociação do pregão eletrônico (CME *Globex*). O pregão para determinado dia tem início às 6:00 pm no dia anterior. Para o caso do pregão viva-voz (não considerado no estudo), o horário de negociação tem início às 9:30 am e término às 1:15 pm.

Além dos diferentes horários de pregão nos quatro mercados futuros, os fusos horários distintos também são responsáveis pela negociação não sincrônica dos contratos de soja em grão a nível internacional. A Tabela 2 expõe as diferenças de fuso entre Argentina, Brasil, China e Estados Unidos, considerando as cidades em que as bolsas de futuros estão localizadas.¹⁹ Os valores entre parênteses remetem às mudanças nas diferenças de fuso decorrentes da existência de políticas de “horário de verão”, sendo que apenas a China não possui atualmente qualquer política desse tipo.

Tabela 2 - Diferenças de fuso horário entre os países dos mercados futuros

	Argentina	Brasil	China	Estados Unidos
Argentina	0 h	0 h (+/- 1 h, DST*)	- 11 h (+ 1 h, DST)	+ 3 h (+/- 1 h, DST)
Brasil		0 h	-11 h (+ 1 h, DST)	+ 3 h (+/- 1 h, DST)
China			0 h	- 14 h (+1 h, DST)
Estados Unidos				0 h

Fonte: CME, DCE, BM&FBOVESPA, MATba

Legenda: * DST – *Daylight Saving Time* (horário de verão).

A respeito da falta de sincronismo entre os quatro mercados, pode-se destacar a negociação de contratos futuros de soja na DCE, onde o pregão tem início mais de dez horas antes da abertura dos pregões nos demais mercados estudados. Alguns estudos tentaram minimizar essa problemática de negociação de contratos futuros em momentos não coincidentes a partir de diferentes arranjos para os preços disponíveis, algo também aplicado neste trabalho.

Em termos específicos, o estudo estruturou diferentes modelos de relações de preços, e selecionou aqueles com maior consistência analítica e significado econômico. Pelo fato do pregão no mercado chinês fechar consideravelmente antes do que os pregões nas demais bolsas, o estudo adota um primeiro modelo de correção de erros baseado nos preços de fechamento da China com a defasagem de um dia à frente em relação aos preços de fechamento dos mercados de Estados Unidos, Brasil e Argentina. Os resultados obtidos através dessa especificação mostraram-se mais consistentes e robustos em comparação com o modelo envolvendo todos os preços de fechamento sem qualquer tipo de defasagem. Ademais, a defasagem realizada sobre os preços do mercado futuro chinês permite a redução

¹⁹ Argentina – Buenos Aires; Brasil - São Paulo; China – Dalian; Estados Unidos – Chicago.

da diferença de horas de negociação quando da análise das equações do modelo de correção de erros, ao se avaliar o impacto das variações dos preços futuros defasados da China sobre as variações dos preços futuros correntes dos outros países.

Ainda no que tange aos distintos fusos horários dos países, outro ponto a ser ressaltado consiste no fato de que, entre os preços de fechamento de Estados Unidos, Brasil e Argentina e os preços de fechamento da China, ocorrem preços de abertura. Por exemplo, entre o fechamento do pregão da China no dia t e o fechamento dos demais mercados futuros no mesmo dia t , existe logicamente a definição dos preços de abertura nos mercados dos Estados Unidos, Brasil e Argentina, uma vez que os pregões em tais países têm início após o encerramento do período de negociação na China. Por outro lado, algumas horas após o término dos pregões da CME, da BM&FBOVESPA e do MATba no dia t , ocorre o início do pregão da DCE e, evidentemente, preços de abertura são definidos nesse momento. Ou seja, entre os preços de fechamento referentes ao dia t nos três mercados ocidentais e os preços de fechamento da China no dia $t+1$, os agentes observam os preços de abertura na DCE relativos ao dia $t+1$, e tais cotações podem absorver os impactos das variações de preços naqueles mercados antes (e talvez em maior magnitude) do que as cotações de fechamento.

A breve discussão logo acima explica a utilização de preços de abertura no trabalho. De fato, o segundo modelo adotado compreende preços de fechamento dos mercados futuros de Estados Unidos, Brasil e Argentina e preços de abertura do mercado da China. A respeito deste modelo, algumas elucidações tornam-se necessárias. Primeiramente, os preços de abertura da DCE encontram-se defasados um dia à frente em relação aos preços das outras três bolsas, já que esse procedimento reduz a diferença de horas entre as formações dos preços. Ainda no sentido de justificar o arranjo de preços do modelo, julga-se haver mais sentido econômico supor que os preços dos Estados Unidos têm impactos mais relevantes sobre os preços da China do que o caso contrário, e por isso os preços dos países ocidentais precedem as cotações da DCE no pareamento realizado no segundo modelo. Por fim, cabe ressaltar que os preços do mercado futuro norte-americano referem-se ao pregão eletrônico da CME (Globex), tendo em vista a maior duração deste pregão em relação àquele do sistema viva-voz.²⁰

As séries de preços futuros diários dos quatro países estudados (Estados Unidos, China, Brasil e Argentina) cobrem o período de 11/10/2002 a 29/12/2011. As análises e discussões do trabalho foram desenvolvidas para tal intervalo de tempo e também para três

²⁰ A utilização de preços eletrônicos para o mercado dos Estados Unidos também se estende ao primeiro modelo definido, devido ao mesmo critério assinalado.

subperíodos amostrais, a saber: 1º Subperíodo – 11/10/2002 a 29/09/2006; 2º Subperíodo - 09/10/2006 a 30/12/2008; e 3º Subperíodo - 05/01/2009 a 29/12/2011.

Por fim, os dois modelos de relações de preços investigados neste estudo são definidos a seguir:

MODELO I - preços de fechamento de Estados Unidos (pregão eletrônico), Brasil e Argentina (t) e preços de fechamento da China ($t+1$);

MODELO II - preços de fechamento de Estados Unidos (pregão eletrônico), Brasil e Argentina (t) e preços de abertura da China ($t+1$).

3.2 Estacionariedade e testes de raiz unitária

As análises econométricas, principalmente aquelas envolvendo séries temporais, pressupõem muitas vezes que as séries possuem determinadas características, sem as quais as técnicas estatísticas podem conduzir a estimativas não confiáveis, sendo estas considerações fontes de alguns problemas. Mais especificamente, exige-se, por exemplo, que uma determinada série temporal seja estacionária.

Conforme apresentado por Enders (2003), choques em uma série de tempo estacionária são necessariamente temporários, pois ao longo do tempo ocorre a dissipação dos efeitos dos choques e a série reverte-se para seu nível médio de longo prazo. Com isso, previsões de longo prazo de uma série estacionária convergem para a média incondicional da mesma. Para auxiliar a identificação de séries denominadas de estacionárias, sabe-se que elas exibem as seguintes características: (i) flutuação em torno de uma média de longo prazo constante; (ii) variância finita e invariante no tempo; e (iii) correlograma teórico que diminui com o aumento do número de defasagens. Por outro lado, uma série dita não estacionária necessariamente possui componentes permanentes. Além do mais, esse tipo de série apresenta os seguintes traços gerais: (i) inexistência de qualquer média de longo prazo para a qual a série retorna; (ii) a variância depende do tempo e vai ao infinito à medida que o tempo aumenta infinitamente; e (iii) as autocorrelações teóricas não decaem, no entanto, em amostras finitas, o correlograma amostral extingue-se vagarosamente.

Em resumo, pode-se dizer em termos simples que uma série temporal é estacionária se sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Nesse caso, a série temporal é considerada um processo integrado de ordem zero $I(0)$. Caso contrário, a série temporal é chamada de não estacionária, sendo conhecida como processo integrado de ordem $I(d)$, em

que d corresponde ao número de vezes que a série original deve ser diferenciada para que se transforme em um processo $I(0)$. Formalmente, uma série temporal Y_t dita estacionária tem as seguintes propriedades (ENDERS, 2003):

$$E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

em que γ_k , chamado de covariância (ou autocovariância) na defasagem k , denota a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} , ou seja, entre dois valores de Y separados por k períodos.

Segundo Mills (1993), a suposição de estacionariedade deve ser feita para tornar possíveis as inferências estatísticas sobre o processo estocástico de uma variável, desenvolvido a partir de uma realização particular (série temporal). Aliás, o risco inerente ao se empreender uma análise de regressão usando séries temporais não estacionárias corresponde à possível obtenção de altos valores do coeficiente de determinação (R^2), e também de estatísticas t aparentemente significativas, sem que necessariamente haja uma relação significativa para as variáveis.²¹

Com isso, percebe-se a necessidade de estruturação de testes formais para a verificação da estacionariedade das séries temporais analisadas. Por conseguinte, serão desenvolvidos no presente estudo os chamados testes de raiz unitária, com o objetivo de avaliar a ordem de integração das séries de tempo. O arcabouço clássico utilizado para essa finalidade remete ao teste de Dickey-Fuller Aumentado - ADF. Nesse teste, considera-se a possibilidade de que o termo de erro μ_t seja autocorrelacionado, pressupondo que a regressão utilizada para a realização do teste deve ser modificada de forma a incluir termos defasados em primeira diferença, e possibilitar a obtenção de um ruído branco para o termo de erro:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_{i+1} \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

em que $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$; $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$; e assim por diante, sendo que o número de defasagens a ser utilizado deve ser suficiente para que o termo de erro seja serialmente independente. Além do mais, nota-se na equação (4) a presença do intercepto α e de uma variável de tendência t . Na prática, ao se realizar o teste ADF, os termos de tendência e intercepto são usados apenas se apresentarem significância estatística, podendo ser

²¹ Conforme mencionado por Granger e Newbold (1974), tal fato pode ocorrer devido à presença de tendência nos dados, gerando o que se conhece na literatura como regressão espúria.

desconsiderados caso contrário. Então, como objetivo primeiro, a hipótese nula a ser testada equivale a $\delta = 0$ ou $\rho = 1$, ou seja, existe raiz unitária e a série temporal é não estacionária. Isso porque, simplificadamente, a equação (4) surge do seguinte modelo:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

E, segundo Wooldridge (2002), um processo de raiz unitária remete a uma série temporal altamente persistente na qual o valor corrente é igual ao valor do período imediatamente anterior ($\rho = 1$) mais uma perturbação fracamente dependente. Em tal situação, a variância aumenta com o tempo, e então o processo de raiz unitária não consiste em um processo estacionário.

Em linhas gerais, a determinação do número ideal de defasagens para a realização do teste decorre da utilização de algum critério objetivo de informação, como por exemplo, o Critério de Akaike - AIC ou o Critério Bayesiano de Schwarz - BIC. A propósito, a partir de definições de Maddala e Kim (1998), pode-se representar o AIC do seguinte modo:

$$AIC(p) = n \cdot \log \hat{\sigma}^2 + 2 \cdot p \quad (6)$$

, em que p denota o número total de parâmetros a serem estimados; n simboliza o tamanho da amostra e $\hat{\sigma}^2$ é a variância amostral, sendo a última definida como: $\hat{\sigma}^2 = SQR/(n - p)$, para $SQR = \sum \hat{\varepsilon}_t^2$, representando a soma dos quadrados dos resíduos.

O BIC, por sua vez, pode ser escrito como a seguir:

$$BIC(p) = n \cdot \log \hat{\sigma}^2 + p \cdot \log n \quad (7)$$

, em que a definição de cada elemento desta equação é idêntica àquela contida no AIC.

Os valores críticos utilizados nos testes de raiz unitária ADF são obtidos em Dickey e Fuller (1979).

Ao longo das últimas décadas houve contínuo avanço no desenvolvimento de testes de raiz unitária, com destaque àqueles que permitem a presença de quebras estruturais nas séries investigadas.

Considerando a persistência dos efeitos de alguns choques, Perron (1989) modificou o teste ADF ao incluir variáveis *dummy* definidas a partir de quebras estruturais exógenas, ou seja, o ponto de quebra da função tendência da série é fixado de forma independente dos dados. Tal teste de raiz unitária de Perron (1989) abrange três tipos de quebra estrutural: (i) o “modelo crash”, que permite uma quebra no nível da série; (ii) o modelo de “variação de crescimento”, relacionado a uma quebra na inclinação da série; e, por fim, (iii) o modelo em que os efeitos no nível e na taxa de crescimento acontecem simultaneamente.

O teste desenvolvido por Perron (1989) sofreu várias críticas no que concerne ao conhecimento do ponto de quebra estrutural. Desde então, alguns estudos enunciaram que o viés presente nos testes de raiz unitária tradicionais poderia ser diminuído mediante a definição endógena do momento de quebra. Dentre esses estudos, destaca-se Zivot e Andrews (1992). Em tal estudo, considera-se uma variação do teste de Perron (1989) na qual o ponto de quebra é estimado, a partir de uma distribuição assintótica, ao invés de ser fixado exogenamente, o que contorna o problema de *data mining*, segundo tais autores. Tecnicamente, o teste de quebra estrutural endógena corresponde a um teste sequencial que utiliza toda a amostra e uma diferente variável *dummy* para cada possível data de quebra, sendo esta selecionada onde a estatística-t do teste ADF for mais negativa.²²

Com base na breve apresentação acima, esta pesquisa testa a estacionariedade das séries de preços futuros a partir da metodologia clássica de Dickey-Fuller (1979), devido à sua simplicidade em termos de aplicação e análise, e também a partir do ferramental desenvolvido por Zivot e Andrews (1992), o qual permite a existência de quebras estruturais endógenas. Assim, eventual discrepância nos resultados dos testes também poderia servir de sinal de alerta para pesquisas futuras que viessem a trabalhar com dados financeiros de períodos recentes, especialmente porque a crise econômico-financeira mundial de 2008 pode ter imposto quebras estruturais a algumas séries de tempo.

3.3 Cointegração e modelo de correção de erros

De modo similar à metodologia aplicada em vários outros estudos, análises de cointegração e modelos de correção de erros são adotados no presente trabalho, com o intuito de explorar relações de preços entre as quatro bolsas de futuros consideradas. O modelo de correção de erros tradicionalmente permite a aferição do padrão de interdependência entre variáveis, explicando o possível equilíbrio estrutural entre séries temporais. A partir desse modelo, a separação entre componente de longo prazo e desvios de curto prazo auxilia a percepção das interações entre as variáveis. Além disso, em caso de não aplicação das técnicas em questão, possíveis influências entre as séries não são captadas, invalidando algumas análises. Para a problemática do estudo, espera-se a existência de vetores de cointegração significativos entre as séries de preços futuros.

²² Zivot e Andrews (1992) apontaram que, ao tratarem o ponto de quebra como endógeno, seus resultados mostraram evidências mais fortes contra a hipótese de raiz unitária para várias séries consideradas por Perron (1989).

Hatemi-J e Irandoost (2005) reforçaram a necessidade de se realizar, além dos testes de estacionariedade, também os de cointegração, já que se as variáveis não se cointegram, inexistirá qualquer relação de longo prazo entre elas, e qualquer estimação baseada nos resultados dessas variáveis tende a gerar resultados espúrios. Além do mais, os testes de estacionariedade vistos na subseção anterior levam em conta apenas o comportamento individual de determinada série temporal, desconsiderando as possíveis influências mútuas que trajetórias de longo prazo de séries de tempo distintas possam ter entre elas. A análise dessas influências pressupõe a existência de um equilíbrio entre as variáveis cujas trajetórias têm alguma relação estrutural, conceito este desenvolvido por Engle e Granger (1987).

Dentre os procedimentos utilizados para testar a cointegração entre séries temporais, destaca-se o modelo de Johansen e Juselius (1990), que derivaram a técnica do teste mediante o método de máxima verossimilhança. Em suma, esse ferramental permite a estimação dos parâmetros da relação de equilíbrio entre variáveis não estacionárias e a presença de múltiplos vetores de cointegração, suplantando a limitação do procedimento de Engle-Granger, cujo arcabouço metodológico não pode identificar quais variáveis estão cointegradas em sistemas que possuem mais do que duas variáveis (DUARTE et al., 2006).

Para melhor entendimento do teste de Johansen e Juselius (1990), parte-se do modelo VAR genérico de dimensão k ordens de defasagem, com erros gaussianos, como evidenciado na equação abaixo:

$$X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_k X_{t-k} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Se ao menos dois vetores forem cointegrados, deve-se introduzir no sistema VAR genérico o chamado vetor de correção dos erros (πX_{t-1}), além de se realizar a diferenciação das variáveis:

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que X_t representa um vetor ($n \times 1$) que deve ser testado por cointegração; $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$; D é o termo determinístico que contém variáveis exógenas ao modelo; Γ é a matriz que contém os coeficientes que mensuram a velocidade de ajustamento do modelo no curto prazo; ϕ corresponde a termos constantes; π contém os coeficientes que aferem o ajustamento de longo prazo; e ε denota erros gaussianos.

Nesse sentido, vale ressaltar que a determinação do número de vetores de cointegração se baseia na análise do posto da matriz π . Uma das formas de se determinar o posto de uma matriz consiste na observação do número de raízes características (ou autovalores) que são diferentes de zero (ENDERS, 2003). Isto é, consegue-se determinar o número de vetores de

cointegração a partir da avaliação da significância das raízes características estimadas de π . Tendo como base esse método, Johansen e Juselius (1990) desenvolveram dois testes aptos a determinar o posto da matriz supracitada. O primeiro deles, conhecido como Teste do Traço, explicitado na equação (10), é empregado para a avaliação da hipótese nula de que existem no máximo r vetores de cointegração:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

em que λ são números reais entre 0 e 1, representando os autovalores da matriz π ; T é o tamanho da amostra e n o número de variáveis empregadas. No caso do presente trabalho, $n = 4$, pois são avaliadas quatro séries de tempo de preços futuros.

Então, caso o posto r de π seja nulo, não existe vetor cointegrado, e, por conseguinte, nenhum modelo válido de correção de erros, pois a diferenciação dos valores correntes e defasados das variáveis geraria basicamente um modelo VAR (em primeira diferença). Como já declarado, a estatística do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes distintos seja menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que seja maior do que r .

O outro teste desenvolvido, denominado de Máximo Autovalor, testa a existência de exatamente r vetores de cointegração. Em outras palavras, a ideia central desse teste remete à verificação da hipótese nula de que r vetores de cointegração são significativos, contra a alternativa de que o número de vetores seja $r + 1$, isto é, $r = 0$, contra $r = 1$; $r = 1$, contra $r = 2$; e assim por diante. Tem-se a seguinte estatística:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln (1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (11)$$

em que os símbolos são idênticos àqueles do Teste do Traço.

Os valores críticos de ambas as estatísticas são fornecidos por Johansen e Juselius (1990).²³

Ainda segundo Enders (2003), variáveis cointegradas e modelos de correção de erros são intimamente relacionados, o que foi brevemente evidenciado nos desenvolvimentos anteriores desta subseção. Como ponto chave, a representação de correção de erros demanda que as variáveis analisadas sejam cointegradas de ordem um [$I(1)$]. Ademais, nota-se que um modelo de correção de erros de quatro variáveis, por exemplo, equivale a um modelo VAR tetravariado nas primeiras diferenças aumentado por termos de correção de erros. Os elementos que pré-multiplicam tais termos podem ser interpretados como parâmetros de

²³ De acordo com Enders (2003), os resultados dos dois testes podem ser conflitantes e, tendo em vista que o teste de Máximo Autovalor tem hipóteses alternativas mais rigorosas, ele é preferido na determinação do número de vetores cointegrantes.

velocidade de ajuste, pois quanto maiores seus valores, maiores as respostas das variáveis aos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo que foram observados no período anterior. Evidentemente, não existe relação de equilíbrio se tais parâmetros forem todos iguais a zero, e o modelo não é de correção de erros ou de cointegração.

Além desses pontos, Enders (2003) sublinhou que quando um ou mais elementos da matriz π diferem de zero a estimação das variáveis como um VAR nas primeiras diferenças é inapropriada, tendo em vista a existência de uma representação de correção de erros. Ainda, a partir do mesmo autor, demonstra-se que as restrições necessárias para a caracterização das variáveis como $I(1)$ garantem que um modelo de correção de erros existe, e também que um modelo desse tipo para variáveis $I(1)$ necessariamente implica cointegração. Isso ilustra o denominado Teorema de Representação de Granger, cujo conteúdo enuncia que, para qualquer conjunto de variáveis $I(1)$, correção de erros e cointegração são representações equivalentes. Por fim, também se destaca que: (i) as linhas da matriz π não são linearmente independentes se as variáveis são cointegradas; e (ii) não necessariamente todas as variáveis de um sistema cointegrado respondem aos desvios do equilíbrio de longo prazo (pode haver parâmetros de velocidade de ajuste nulos, mas não todos). Logo, é preciso reinterpretar a causalidade de Granger em um sistema cointegrado. Considerando duas variáveis Y_t e Z_t em um sistema desse tipo, a título de exemplo, constata-se que Z_t não causa Granger Y_t se os valores defasados ΔZ_{t-i} não entram na equação ΔY_t , e também se Y_t não responde aos desvios do equilíbrio de longo prazo, isto é, se seu parâmetro de velocidade de ajuste também é nulo.

3.4 Modelos GARCH e *Volatility Spillovers*

Para analisar de forma mais aprofundada a integração entre os mercados futuros de soja em grão, o cálculo da transmissão de volatilidade entre os locais de negociação apresenta-se como expediente interessante, especialmente pela possibilidade de identificação de diferentes padrões de fluxos de informação ao longo do período investigado.

Por isso, a presente subseção revisa brevemente, e genericamente, os modelos GARCH propostos por Bollerslev (1986). A partir deste autor, o processo *Autoregressive Conditional Heteroskedastic* - ARCH desenvolvido por Engle (1982) reconhece de forma explícita a diferença entre as variâncias incondicional e condicional, permitindo que a última se altere ao longo do tempo como função de erros passados. Ainda segundo Bollerslev (1986), a literatura da época almejava a extensão da classe de modelos ARCH com o intuito de se permitir uma memória mais longa e uma estrutura de defasagens mais flexível.

Considerando ε_t o valor real de um processo estocástico discreto no tempo, $N(0, h_t)$ uma distribuição normal com média zero e variância h_t , e φ_t o conjunto de todas as informações até o tempo t , define-se abaixo o processo *GARCH* (p, q) – *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic*, uma generalização do processo ARCH.

$$\varepsilon_t | \varphi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (12)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (13)$$

$$= \alpha_0 + A(L) \varepsilon_t^2 + B(L) h_t \quad (14)$$

em que:

$$p \geq 0; \quad q > 0$$

$$\alpha_0 > 0; \quad \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, q$$

$$\beta_i \geq 0; \quad i = 1, \dots, p.$$

No caso em que $p = 0$, o processo se reduz a um ARCH (q), e na situação em que $p = q = 0$, ε_t é basicamente um ruído branco. No processo ARCH (q) a especificação da variância condicional equivale a uma função linear apenas das variâncias amostrais passadas, enquanto que o processo GARCH (p, q) também abrange a entrada de variâncias condicionais defasadas.²⁴

Simplificadamente, o modelo de regressão GARCH (p, q) é gerado ao se deixar os termos ε_t 's serem inovações no modelo de regressão linear:

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' \cdot b \quad (15)$$

em que y_t é a variável dependente, x_t representa um vetor de variáveis explicativas e b um vetor de parâmetros desconhecidos.

Caso todas as raízes da expressão $1 - B(z) = 0$ estejam fora do círculo unitário, a equação do processo GARCH (p, q) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$h_t = \alpha_0 (1 - B(1))^{-1} + A(L) (1 - B(L))^{-1} \varepsilon_t^2 \quad (16)$$

$$= \alpha_0 (1 - \sum_{i=1}^p \beta_i)^{-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (17)$$

ou seja, pode ser vista como defasagens distribuídas dos termos ε_t 's passados.

Seguindo o desenvolvimento presente em Bollerslev (1986), a estimação do modelo de regressão GARCH utiliza o procedimento da máxima verossimilhança. Sinteticamente, considera-se que $z_t' = (1, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})$, $w' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p)$ e que $\theta = (b', w')$, sendo que ε_t possui o segundo momento finito. Reescrevendo o modelo:

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' \cdot b \quad (18)$$

²⁴ Para Bollerslev (1986), o modelo generalizado consiste em certo mecanismo de aprendizado adaptativo.

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (19)$$

$$h_t = z_t' w \quad (20)$$

Com isso, chega-se à função de log-verossimilhança para uma amostra de T observações (à exceção de termos constantes):

$$L_T(\theta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T l_t(\theta) \quad (21)$$

$$l_t(\theta) = -\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} \varepsilon_t^2 h_t^{-1} \quad (22)$$

A partir da diferenciação em relação aos parâmetros da variância, tem-se que:

$$\frac{\partial l_t}{\partial w} = \frac{1}{2} h_t^{-1} \cdot \frac{\partial h_t}{\partial w} \cdot \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right) \quad (23)$$

sendo que:

$$\frac{\partial h_t}{\partial w} = z_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \frac{\partial h_{t-1}}{\partial w} \quad (24)$$

Agora, diferenciando em relação aos parâmetros da média, observa-se que:

$$\frac{\partial l_t}{\partial b} = \varepsilon_t x_t h_t^{-1} + \frac{1}{2} h_t \frac{\partial h_t}{\partial b} \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right) \quad (25)$$

sendo que:

$$\frac{\partial h_t}{\partial b} = -2 \cdot \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial b}. \quad (26)$$

Para a obtenção das estimativas de máxima verossimilhança utiliza-se o procedimento iterativo delineado pelo algoritmo de Berndt, Hall, Hall e Hausman - BHHH (1974). De maneira bastante concisa, considera-se que $\theta^{(i)}$ representa as estimativas dos parâmetros após a i -ésima iteração. Com isso, apresenta-se a seguir o cálculo de $\theta^{(i+1)}$:

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + \lambda_i \left(\sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \quad (27)$$

em que $\frac{\partial l_t}{\partial \theta}$ é avaliado em $\theta^{(i)}$, e λ_i é uma variável escolhida para maximizar a função de verossimilhança na direção dada. De acordo com as demonstrações de alguns estudos, com ênfase em Weiss (1986), as estimativas de máxima verossimilhança $\hat{\theta}_T$ são fortemente consistentes para θ_0 (parâmetros verdadeiros) e assintoticamente normais com média θ_0 e matriz de covariância igual a $-E(\partial^2 l_t / \partial \theta \partial \theta')$. Para mais detalhes acerca do processo de estimação do modelo GARCH, e também dos testes de checagem e algumas aplicações, sugere-se consultar Bollerslev (1986).

3.5 Correlações Condicionais Dinâmicas – DCC

Como as variâncias e covariâncias dos ativos abordados neste trabalho provavelmente foram alteradas nos últimos anos, devido às substanciais mudanças no comércio internacional de soja, entre outros fatores, julga-se indispensável a consideração de estruturas de correlação dinâmicas, pois, caso contrário, os resultados obtidos poderiam não espelhar completamente a realidade experimentada pelos grandes *players* do mercado.

De maneira concisa, o conceito de dinâmica de correlações de preços reflete o grau de associação dos preços ao longo do tempo, isto é, a variação das correlações está relacionada a diferenças na integração entre mercados. Apesar de não ser suficiente, esse conceito compreende uma condição necessária para a existência de relação estrutural entre as variáveis no que diz respeito à precificação de ativos. Além do mais, a manipulação de correlações dinâmicas propicia explicações mais realistas acerca das interações de preços, dado que as variâncias e covariâncias dessas variáveis provavelmente se alteram ao longo do tempo.

Por isso, o estudo utiliza o modelo *Dynamic Conditional Correlation* GARCH – DCC-GARCH, conforme proposto por Engle (2002). As equações de variância de tal arcabouço permitem a mensuração de *volatility spillovers* para um sistema de preços caracterizado por correlações variantes.

A nova classe de modelos GARCH multivariados formulada por Engle (2002) assume que os retornos (r_t) de k ativos são condicionalmente normais multivariados com valor esperado zero e matriz de covariância H_t . Ou seja:

$$r_t \sim N(0, H_t) \quad (28)$$

Sendo que:

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \quad (29)$$

em que D_t corresponde a uma matriz diagonal $k \times k$ de desvios-padrão variantes no tempo oriundos de modelos GARCH univariados, isto é, a matriz D_t possui os elementos $\sqrt{h_{it}}$ na i -ésima diagonal, ao passo que R_t representa a matriz de correlações variantes no tempo.

Assim, a equação de log-verossimilhança do estimador DCC pode ser escrita como:

$$L = -1/2 \cdot \sum_{t=1}^T (k \cdot \log(2\pi) + \log(|H_t|) + r_t' H_t^{-1} r_t) \quad (30)$$

$$= -1/2 \cdot \sum_{t=1}^T (k \cdot \log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \quad (31)$$

$$= -\frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^T (k \cdot \log(2\pi) + 2 \cdot \log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (32)$$

em que $\varepsilon_t \sim N(0, R_t)$ corresponde aos resíduos padronizados por seus desvios-padrão condicionais.

O desenvolvimento abaixo define em mais detalhes o modelo DCC, delineado de modo a permitir sua estimação em dois estágios, sendo o primeiro passo concernente à estimação de modelos GARCH univariados para cada série, e o segundo referente à transformação dos resíduos do primeiro estágio, o que gera as estimativas dos parâmetros de correlação dinâmica.

Escrevendo os elementos de D_t como modelos GARCH univariados, tem-se que:

$$h_{it} = w_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} \cdot r_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} \cdot h_{it-q} \quad (33)$$

para $i = 1, 2, \dots, k$, e com as restrições usuais de não negatividade e estacionariedade sendo impostas, tais como a não negatividade de variâncias e $\sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} < 1$. Ademais, os subscritos estão presentes nos valores individuais de P e Q para cada série para indicar que as defasagens escolhidas não precisam ser as mesmas. Ainda, a especificação dos modelos GARCH univariados não se limita ao GARCH padrão (p, q) , pois pode incluir qualquer processo GARCH com erros normalmente distribuídos que satisfaça as condições de estacionariedade e as restrições de não negatividade.

Seguindo a mesma formulação encontrada em Engle (2002), a estrutura de correlação dinâmica proposta corresponde a:

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\epsilon_{t-m} \epsilon'_{t-m}) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \quad (34)$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (35)$$

em que $\bar{Q}$ é a covariância incondicional dos resíduos padronizados resultantes da estimação do primeiro estágio, e:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \quad (36)$$

ou seja, Q_t^* é uma matriz diagonal composta pela raiz quadrada dos elementos diagonais de Q_t .

Com isso, o elemento típico de R_t será da seguinte forma: $\rho_{ijt} = q_{ijt} / \sqrt{q_{ii} q_{jj}}$.²⁵

Em termos da estimação propriamente dita, a função de verossimilhança do primeiro estágio do modelo tem seu termo R_t substituído por I_k , uma matriz identidade de dimensão k (número de variáveis). Então, os parâmetros do modelo (θ) são divididos em dois grupos $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k, \varphi) = (\phi, \varphi)$, em que os elementos de ϕ_i referem-se aos parâmetros do modelo

²⁵ A matriz R_t deve ser positiva definida para se configurar como matriz de correlação, e a posse de tal característica é provada em Engle (2002).

GARCH univariado para a série do i -ésimo ativo, ou seja, $\phi_i = (\omega, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{p_i}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{q_i})$.

Logo, a função de quasi-verossimilhança resultante do primeiro estágio corresponde a:

$$QL_1(\phi|r_t) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^T(k.\log(2\pi) + \log(|I_k|) + 2.\log(|D_t|) + r_t'D_t^{-1}I_kD_t^{-1}r_t) \quad (37)$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^T(k.\log(2\pi) + 2.\log(|D_t|) + r_t'D_t^{-2}r_t) \quad (38)$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^T(k.\log(2\pi) + \sum_{n=1}^k(\log(h_{it}) + \frac{r_{it}^2}{h_{it}})) \quad (39)$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{n=1}^k(T.\log(2\pi) + \sum_{t=1}^T(\log(h_{it}) + \frac{r_{it}^2}{h_{it}})) \quad (40)$$

o que é basicamente a soma das log-verossimilhanças dos modelos GARCH individuais de cada ativo.

Então, o segundo estágio é estimado com base na verossimilhança corretamente especificada, condicionada aos parâmetros estimados na verossimilhança do primeiro passo:

$$QL_2(\phi|\hat{\phi}, r_t) = -\frac{1}{2}.\sum_{t=1}^T(k.\log(2\pi) + 2.\log(|D_t|) + \log(|R_t|) + r_t'D_t^{-1}R_t^{-1}D_t^{-1}r_t) \quad (41)$$

$$= -\frac{1}{2}.\sum_{t=1}^T(k.\log(2\pi) + 2.\log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \epsilon_t'R_t^{-1}\epsilon_t) \quad (42)$$

Devido ao processo condicionado a $\hat{\phi}$, as únicas parcelas da log-verossimilhança que influenciarão a seleção dos parâmetros são $\log|R_t| + \epsilon_t'R_t^{-1}\epsilon_t$. Com isso, para a estimação dos parâmetros DCC propriamente ditos, torna-se mais simples a exclusão dos termos constantes, procedendo com a maximização de:

$$QL_2^*(\phi|\hat{\phi}, r_t) = -\frac{1}{2}.\sum_{t=1}^T(\log(|R_t|) + \epsilon_t'R_t^{-1}\epsilon_t) \quad (43)$$

No trabalho de Engle (2002), observa-se um conjunto de pressuposições suficientes para garantir a normalidade assintótica e a consistência dos parâmetros estimados através do procedimento de dois estágios descrito acima, bem como as condições básicas de completude do espaço de probabilidades e de mensurabilidade das funções de quasi-verossimilhança.

Com a finalidade de determinar o número ideal de defasagens das equações do modelo, utiliza-se em todos os métodos da pesquisa, quando necessário, o BIC. Segundo Maddala e Kim (1998), a essência da técnica compreende a ideia de que, caso uma boa estimativa para a log-verossimilhança esperada possa ser extraída dos dados observados, tal estimativa pode ser usada como critério de comparação de modelos. Apesar do método BIC ser bastante similar ao AIC, inclusive ao selecionar o modelo que registra a estatística de menor valor, o expediente bayesiano impõe maior penalidade pela inclusão de coeficientes adicionais para estimação.

A estimação dos modelos DCC-GARCH requer o desenvolvimento de alguns testes de diagnóstico. No presente estudo foram considerados relevantes os seguintes testes: (i) teste de

especificação para causalidade nas variâncias condicionais proposto por Hafner e Herwartz (2006) - HH; (ii) teste de especificação para causalidade nas variâncias condicionais proposto por Nakatani e Terasvirta (2012) - NT; (iii) teste de correlação serial (autocorrelação de resíduos) de Ljung-Box – LB; e (iv) teste de não normalidade dos resíduos de Lomnicki-Jarque-Bera – LJB.

Os dois testes de especificação têm como hipótese nula a inexistência de causalidade nas variâncias condicionais, ou seja, a ausência de relações de transmissão de volatilidade e de conexões entre as estruturas de variabilidade das variáveis. Então, de forma a comprovar a boa modelagem DCC-GARCH, espera-se a rejeição da hipótese de nulidade (baixo valor-p). O teste LB, por sua vez, consegue manipular somente séries de tempo univariadas, sendo usualmente aplicado aos quadrados dos resíduos para detectar evidências de efeitos ARCH nas séries. A hipótese nula deste teste consiste na ausência de correlação serial (autocorrelação de resíduos), ou seja, o resultado desejado corresponde à não rejeição da nulidade. Por fim, a normalidade dos resíduos é testada através do arcabouço LJB, que consegue lidar com múltiplas séries. Evidentemente, a estruturação correta dos modelos DCC-GARCH espera uma distribuição normal dos resíduos da estimação e, para isso, a hipótese nula de não normalidade deve ser rejeitada.

3.6 Medidas do processo de descoberta de preço

Nesta seção são exploradas as principais medidas relacionadas ao processo de descoberta de preço em um cenário com vários mercados (quatro mercados futuros) e apenas um ativo (contrato futuro da *commodity* soja em grão). As métricas a serem calculadas nesse estudo correspondem aos pesos dos *commom factors* desenvolvidos por Gonzalo e Granger (1995) e também às *information shares* estruturadas por Lien e Shrestha (2009) e Liu e An (2009), que são diretamente relacionadas ao método clássico de Hasbrouck (1995), e basicamente aprimoram o ferramental formulado por este autor, adequando-o aos objetivos da pesquisa. Como demonstrado no presente trabalho, todas as metodologias estão conectadas a um modelo de correção de erros que envolve os quatro locais de negociação, e exprime relações estruturais de longo prazo entre os preços de tais mercados.

3.6.1 *Information shares* e o preço eficiente

Conforme discutido por Hasbrouck (1995), a fragmentação e dispersão da negociação de certo ativo em múltiplos mercados tem se tornado uma tendência institucional dominante. Essa realidade desperta preocupações a respeito da determinação sobre onde as informações de preços e o processo de *price discovery* estão sendo gerados. Segundo este autor, a versão tradicional e com maior intuição econômica a respeito da modelagem de transações em múltiplos mercados remete aos desenvolvimentos de Garbade e Silber (1979), ao assumirem que os preços nos diversos mercados compartilham um preço eficiente e implícito comum, ou seja, certo elemento que corrobora a ideia de que os ativos negociados em mercados distintos são conectados.

Segundo a concepção de Hasbrouck (1995), a descoberta de preço refere-se a inovações no preço eficiente, ao passo que a contribuição de dado mercado a esse processo corresponde a sua parcela de informação (*information share*), caracterizada como a proporção da variância das inovações do preço eficiente que pode ser atribuída a cada mercado.

Quanto à modelagem propriamente dita, considera-se inicialmente a existência de n variáveis preço relacionadas a um único ativo, sendo configuradas como preços de transações em n mercados distintos. Tais preços são reunidos em um vetor coluna p_t , e assume-se que cada série de tempo seja integrada de ordem 1, isto é, apresenta um componente de passeio aleatório. Com base na pressuposição de que as variações de preços têm covariância estacionária, elas podem ser representadas como um vetor de média móvel:

$$\Delta p_t = \Psi(L)e_t \quad (44)$$

em que e_t corresponde a um vetor de média zero de perturbações serialmente não correlacionadas, com matriz de covariância Ω , enquanto que Ψ denota um polinômio do operador de defasagem L .

Conforme demonstrado por Hasbrouck (1995), o termo $\Psi(1)e_t$ intuitivamente compreende o impacto de longo prazo de uma perturbação em cada um dos preços e, como as linhas de tal matriz são idênticas, constata-se que o impacto de longo prazo é o mesmo para todos os preços.²⁶ Assim, fazendo com que ψ simbolize o vetor linha comum presente em $\Psi(1)$, a representação de tendência comum implica que os níveis de preço podem ser expressos como:

$$p_t = p_0 + \psi(\sum_{s=1}^t e_s)t + \Psi^*(L)e_t \quad (45)$$

²⁶ Este resultado é muito similar à representação de tendência comum de um sistema cointegrado sugerida por Stock e Watson (1988).

em que p_0 é um vetor constante de dimensão n , e $\Psi^*(L)$ é uma matriz polinomial do operador de defasagem L . Em suma, o primeiro termo do lado direito da equação (45) corresponde a um vetor de valores iniciais que refletem diferenças não estocásticas entre as variáveis preço; o segundo remete ao produto entre um escalar de passeio aleatório e um vetor unitário (ι), que representa o componente de passeio aleatório comum a todos os preços; e o terceiro termo é um processo estacionário de covariância com média zero.

Continuando com a formulação original de Hasbrouck (1995), supõe-se a existência de uma representação autorregressiva não estacionária de ordem K para os níveis de preço:

$$A(L)p_t = \kappa + e_t \quad (46)$$

em que $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_KL^K$. Então, pelo Teorema de Representação de Granger (ENGLE; GRANGER, 1987), existe um modelo de correção de erros da seguinte forma:

$$\Delta p_t = \alpha(\beta'p_{t-1} - E\beta'p_t) + \Gamma_1\Delta p_{t-1} + \Gamma_2\Delta p_{t-2} + \dots + \Gamma_{K-1}\Delta p_{t-K+1} + e_t \quad (47)$$

O elemento ψ presente na abordagem de Hasbrouck (1995) refere-se à soma dos coeficientes de media móvel das séries de preços, fazendo com que o termo incremental ψe_t denote o componente da variação de preço que é permanentemente imputado no preço do ativo, tendo como prováveis causas novas informações. A variância deste componente é denotada por $\psi\Omega\psi'$. De forma simplificada, p_t expressa preços em n diferentes mercados, enquanto $e_{j,t}$ é a inovação no j -ésimo mercado, no momento t . Logo, caso a matriz Ω seja diagonal, evidenciando que as inovações de mercado não são correlacionadas, o componente $\psi\Omega\psi'$ será composto por n termos, cada qual mostrando a contribuição de dado mercado para as inovações do passeio aleatório. Por fim, a parcela de informação (*information share*) do mercado j (S_j) define-se como a proporção de $\psi\Omega\psi'$ para este mercado em relação à variância total, ou seja:

$$S_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi\Omega\psi'} \quad (48)$$

em que ψ_j é o j -ésimo elemento da matriz ψ , e Ω_{jj} corresponde ao j -ésimo elemento da diagonal principal da matriz de covariância Ω . Devido à normalização dessa estrutura, a soma das parcelas de informação totaliza a unidade.

Como em muitos casos da realidade econômica, entretanto, as inovações sobre preços têm correlação entre os mercados, tornando a matriz Ω não diagonal. Nessas situações, existem dois expedientes para minimizar e limitar os efeitos da correlação. O primeiro diz

respeito ao encurtamento do intervalo de observação, pois a agregação temporal é responsável pela maior parte da correlação contemporânea. De forma ideal, procura-se a utilização de intervalos amostrais com observações diárias ou com periodicidade ainda menor (*intraday*). Além deste, a triangularização da matriz de covariância pode ser utilizada como artifício para determinar limites superiores e inferiores às parcelas de informação.

Considera-se que as inovações nos preços de n mercados sigam a seguinte estrutura:

$$e_t = Fz_t \quad (49)$$

em que z_t denota um vetor coluna ($n \times 1$) de variáveis aleatórias com $E(z_t) = 0$ e $Var(z_t) = I_n$, e F representa a decomposição de Cholesky da matriz Ω , ou seja, simboliza a matriz triangular menor tal que $\Omega = FF'$. Através da matriz F a variável aleatória $z_{i,t}$ pode ser compreendida como o resíduo normalizado da regressão de $e_{i,t}$ por $\{e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{i-1,t}\}$. Em outras palavras, $z_{i,t}$ é o componente de $e_{i,t}$ que é ortogonal às inovações que precedem-no na ordenação.

Então, a parcela da variância das inovações relativa a z_j pode ser calculada da seguinte forma:

$$S_j = \frac{([\psi F]_j)^2}{\psi \Omega \psi'} \quad (50)$$

em que $[\psi F]_j$ equivale ao j -ésimo elemento da matriz linha ψF .

A decomposição de Cholesky gera um aspecto hierárquico que maximiza a *information share* no primeiro preço e a minimiza no último preço. Além do mais, mediante a permutação de ψ e Ω com base no primeiro e no último preço do mercado são gerados respectivamente os limites superior e inferior para a *information share* de dado mercado.

A medida *information share* pode ser caracterizada como uma função não linear dos coeficientes VAR estimados e da matriz de covariância dos erros, tendo como essência um elemento permanente comum a todos os preços de mercado. De acordo com Hasbrouck (1995), o modelo proposto sobre *information shares* não procura determinar qual mercado tem os “melhores” preços, mas sim identificar “quem se move antes” no processo de ajuste de preços.

3.6.2 Evolução das medidas de *information shares*

Entre os estudos que propuseram novas medidas sobre descoberta de preço nos últimos anos, o trabalho de Lien e Shrestha (2009) merece atenção especial. Segundo esses

autores, como a métrica de *information share* desenvolvida por Hasbrouck (1995) depende do ordenamento das séries, na maioria das aplicações chega-se a limites superiores e inferiores para essa medida. Então, o ponto central do estudo de Lien e Shrestha (2009) consiste na modificação da abordagem de Hasbrouck de tal modo que uma única medida de parcela de informação seja fornecida, a qual se denomina *Modified Information Share* - MIS.

Para o caso geral em que as inovações não são independentes entre si, a matriz de covariância Ω definida por Hasbrouck (1995) não é diagonal, como visto anteriormente. Com isso, o autor utiliza a matriz F como decomposição de Cholesky de Ω , o que gera parcelas de informação dependentes da ordenação das séries. Para corrigir essa limitação, Lien e Shrestha (2009) propõem uma nova estrutura de fatores, cuja matriz de decomposição baseia-se nas correlações entre as n séries.

Em termos técnicos, considera-se Φ como a matriz de correlação das inovações, e Λ como uma matriz diagonal, sendo seus elementos não nulos os autovalores da matriz Φ . Os autovetores correspondentes encontram-se nas colunas da matriz G , ao passo que V representa uma matriz diagonal que contém os desvios-padrão das inovações em sua diagonal principal, ou seja, $V = \text{diag}(\sqrt{\Omega_{11}}, \sqrt{\Omega_{22}}, \dots, \sqrt{\Omega_{nn}})$. O procedimento adota a seguinte transformação das inovações:

$$\varepsilon_t = F^* z_t^* \quad (51)$$

em que $E[z_t^*] = 0$ e $E[z_t^*(z_t^*)^T] = I$ (média nula e matriz de covariância igual à matriz identidade); para $F^* = [G\Lambda^{-1/2}G^TV^{-1}]^{-1}$. Através dessa definição de F^* , observa-se que $\Omega = F^*(F^*)^T$.

Então, a partir da estrutura de fatores descrita brevemente acima, a medida MIS (S_j^*) de Lien e Shrestha (2009) é dada por:

$$S_j^* = \frac{\psi_j^{*2}}{\sum_{i=1}^n \psi_i^{*2}} = \frac{\psi_j^{*2}}{\psi\Omega\psi'} \quad (52)$$

em que $\psi^* = \psi F^*$. Como desejado, a nova fatorização resulta em *information shares* independentes da ordenação das séries, e portanto sem a delimitação de intervalos para essas medidas, que em alguns casos empíricos mostraram amplitudes consideravelmente grandes.

Lien e Shrestha (2009) reforçaram a consistência da métrica proposta, pois quando a correlação entre as inovações tende a zero, seu valor converge para o caso de inovações independentes apresentado por Hasbrouck (1995). Ademais, quando a correlação assume valor próximo à unidade, a métrica resulta em 50% de parcela de informação para cada mercado, considerando em tal caso a existência de somente dois mercados.

Outra medida distinta envolvendo mercados relacionados refere-se ao estudo de Liu e An (2009), que procurou entender se os resultados baseados em negócios sincrônicos são mantidos nos mercados com horas de negociação completamente não coincidentes, tendo em vista a expectativa de que a transmissão de informações em mercados com negócios sem sincronia deve exibir características peculiares. De acordo com esses autores, as medidas tradicionais de descoberta de preço de Hasbrouck e Gonzalo-Granger não são apropriadas para análises em que os períodos de negociação dos ativos não possuem coincidência temporal. Assim, para a quantificação devida das contribuições de cada mercado sob o cenário não sincrônico, Liu e An (2009) estruturaram um novo método totalmente baseado na abordagem presente em Lien e Shrestha (2009), como apresentado a seguir.

Considera-se que o vetor Y_t^d , de dimensão $(n \times 1)$, represente a sequência de preços para o caso em que um grupo de mercados negocia antes do que os demais grupos em termos de calendário, enquanto que o vetor Y_t^f , também de dimensão $(n \times 1)$, representa os dados para a situação em que o primeiro grupo de mercados supostamente segue o último (n = número total de mercados). Para o cenário ilustrativo considerado por Liu e An (2009), a negociação nos mercados domésticos *spot* e futuro da China $(P_{1,t}, P_{2,t})$ ocorre antes face ao mercado norte-americano $(P_{3,t})$ no dia t ; com isso, $Y_t^d = (P_{1,t}, P_{2,t}, P_{3,t})$. Por outro lado, haja a vista a suposição de que a negociação no dia $t + 1$ nos mercados domésticos segue a negociação do mercado estrangeiro do dia t , tem-se que $Y_t^f = (P_{1,t+1}, P_{2,t+1}, P_{3,t})$. Então, com a utilização das duas sequências, a abordagem procede com o cálculo das parcelas de informação modificadas de Lien e Shrestha (2009) para cada mercado j , que são denotadas por MIS_j^d e MIS_j^f .

Desse modo, a parcela referente ao mercado j no que diz respeito ao processo de descoberta de preço sob o cenário de mercados com negociação não sincrônica - NIS_j define-se como uma média ponderada das duas MIS previamente calculadas:

$$NIS_j = \alpha \cdot MIS_j^d + \beta \cdot MIS_j^f \quad (53)$$

em que $\alpha + \beta = 1$.

Os pesos respectivos das parcelas MIS_j^d e MIS_j^f são determinados a partir das informações contidas nas séries de dados Y_t^d e Y_t^f . A variância consiste no critério básico para a ponderação da medida NIS, pois Liu e An (2009) utilizaram a ideia de que a variância possui intrinsicamente muitas informações de negociação em mercados financeiros e, portanto, quanto maior seu valor para determinada série de dados, maior deve ser o peso

relativo desta. Desse modo, os autores adotaram a taxa entre as variâncias das séries de sequência Y_t^d e Y_t^f para o cômputo das respectivas ponderações. Sendo V_d a soma de variâncias e covariâncias de Y_t^d , e V_f a soma considerando Y_t^f , chega-se aos parâmetros α e β da seguinte forma:

$$\alpha = V_d / (V_d + V_f) \quad (54)$$

$$\beta = V_f / (V_d + V_f) \quad (55)$$

3.6.3 *Commom factors* e a decomposição permanente-transitório

Além da medida desenvolvida por Hasbrouck (1995) a respeito do processo de *price discovery*, outra contribuição relevante para essa linha de pesquisa foi provida por Gonzalo e Granger (1995). De forma bem sintética, os principais resultados encontrados por estes autores foram: (i) uma nova forma de estimar os fatores comuns (*commom factors*) integrados em primeira ordem que garantem a cointegração para dado conjunto de variáveis; (ii) o desenvolvimento de um novo método de estimação do componente permanente (“tendência”) de uma série de tempo com base em informações multivariadas; e (iii) a demonstração de um novo modo de estudar cointegração em grandes sistemas, através do uso de fatores comuns de longa memória.

Assim como enunciado por outros autores, Gonzalo e Granger (1995) discutiram como estimar o denominado fator comum f_t , o qual compreende um fator não observado que atua como força condutora à cointegração. Entre outros benefícios decorrentes de tal estimação, a decomposição das séries em dois grandes componentes suscita interesse, pois em muitos casos almeja-se analisar separadamente o comportamento da tendência da série de tempo (componente permanente f_t) e de seu componente cíclico (transitório). Para isso ser possível, impõe-se que f_t corresponde a uma combinação linear das variáveis em questão, o que pode ser estimado por um modelo de correção de erros, e também que existe uma parcela explicativa da série de tempo que não possui qualquer efeito permanente sobre as variáveis, sendo que essas condições tornam f_t observável e um potencial elemento para sintetizar o comportamento de longo prazo das mesmas.

Em termos da modelagem dos *commom factors* proposta por Gonzalo e Granger (1995), considera-se inicialmente X_t como um vetor ($p \times 1$) de séries temporais $I(1)$ com média zero, e também que existe uma matriz α_{pxr} de *rank* r , tal que $\alpha'X_t$ é $I(0)$. Assim, a matriz X_t possui a seguinte representação do modelo de correção de erros:

$$\Delta X_t = \gamma_{pxr} \alpha'_{rxp} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (56)$$

em que $\Delta = I - L$, com L sendo o operador de defasagem.

Através de outra representação, observa-se que os elementos de X_t podem ser explicados por um menor número $(p - r)$ de variáveis $I(1)$, os chamados *commom factors* (f_t), mais alguns elementos $I(0)$:

$$X_{t(px1)} = A_{1(pxk)} \cdot f_{t(kx1)} + \tilde{X}_{t(px1)} \quad (57)$$

em que $k = p - r$.

Como condição para a identificação dos fatores comuns, estipula-se que f_t denota combinações lineares das variáveis X_t , ou seja:

$$f_{t(kx1)} = B_{1(kxp)} \cdot X_{t(px1)} \quad (58)$$

Além desta, outra condição remete à imposição de que $A_1 f_t$ e $\tilde{X}_t$ formam respectivamente os componentes permanente e transitório de X_t , seguindo a definição da decomposição permanente-transitório presente em Quah (1992). Em suma, os únicos choques que podem impactar a previsão de longo prazo de X_t são aqueles oriundos do termo de inovações, representado pelo componente permanente. Como exemplo dessa decomposição:

$$X_t = P_t + T_t \quad (59)$$

em que

$$\Delta P_t = a_1 T_{t-1} + a_2 \Delta T_{t-1} + u_{1t} \quad (60)$$

e

$$T_t = b_1 \Delta P_{t-1} + u_{2t} \quad (61)$$

Evidentemente, este exemplo compreende uma decomposição permanente-transitório apenas se $a_1 = 0$. Caso contrário, embora T_t seja integrado de ordem zero, ele não pode ser chamado de transitório, porque teria um efeito permanente sobre X_t , impactando a previsão de longo prazo das variáveis. Além do mais, observa-se também que mudanças na parcela permanente podem afetar o componente transitório, bem como variações neste podem impactar nas mudanças do elemento permanente.

O trabalho de Gonzalo e Granger (1995) contém desenvolvimentos mais detalhados sobre a decomposição permanente-transitório proposta, com base em uma série de proposições e propriedades.²⁷

²⁷ Entre elas, destaca-se que o modelo de fator satisfaz que os *commom factors* não são cointegrados, e também a ortogonalidade entre os fatores e os termos de erro. Além disso, os autores explicitam que o componente de passeio aleatório de f_t na decomposição em questão equivale à tendência comum da decomposição Stock-Watson (1988), com a vantagem de que no primeiro modelo é mais fácil estimar os componentes comuns de memória longa e testar hipóteses sobre eles.

3.6.4 Comparações entre as principais medidas para a descoberta de preço

O estudo de De Jong (2002) colaborou significativamente com a literatura ao relacionar os dois principais arcabouços sobre contribuição ao processo de descoberta de preço. Tais abordagens são as parcelas de informação de Hasbrouck (1995) e os pesos do componente de fator comum desenvolvidos por Gonzalo e Granger (1995). Segundo o autor, embora tais medidas sejam concorrentes em termos da aplicação em modelos de microestruturas de mercado, elas possuem aspectos intimamente conectados.

Em termos ilustrativos, De Jong (2002) discutiu a analogia entre as duas medidas de descoberta de preço e o modelo padrão de regressão linear $y = \beta'X + \epsilon_t$. A partir do autor, o coeficiente β_i mensura o impacto de uma mudança na variável explicativa X_i , e por isso relaciona-se à métrica proposta por Gonzalo e Granger (1995), enquanto que o produto normalizado $\beta_i^2 \sigma_{X_i}^2$ calcula a fração da variância de y explicada por X_i , isto é, equivale a um coeficiente de determinação (R^2) parcial, algo análogo à *information share* de Hasbrouck (1995). Além do mais, vale ressaltar que ambas as medidas assumem a evidência da LOP, tendo em vista que no longo prazo existe um preço comum para cada *commodity*.

Também com a finalidade de comparar as duas métricas mais famosas no que tange ao processo de descoberta de preço, Baillie et al. (2002) mostraram que ambos os modelos partem inicialmente da estimação do vetor de correção de erros, e que a distinção crucial entre os mesmos compreende a decomposição da variância do preço eficiente implícito proposta por Hasbrouck (1995). Isso porque a abordagem de Gonzalo e Granger (1995) procede com a decomposição do fator comum *per se*, ignorando as correlações entre os mercados e conferindo basicamente o papel de liderança ao mercado com menores ajustes aos movimentos de preços em outros mercados.

Em termos mais específicos, Baillie et al. (2002) comprovaram que, em mercados com volatilidades similares, os dois modelos produzem resultados consistentes, ou seja, o local de negociação com a maior parcela informacional de contribuição para a descoberta de preço tem o maior peso sobre o fator comum. Contudo, se os resíduos forem correlacionados, os limites superior e inferior da medida de Hasbrouck (1995) não são os mesmos, sendo a amplitude desse intervalo positivamente relacionada com o grau de correlação. A propósito, esta estatística depende tanto dos fluxos de informação entre os mercados como também da frequência dos dados de preços, pois frequências mais elevadas tendem a gerar menores correlações. Por fim, Baillie et al. (2002) concluíram a impossibilidade de se declarar taxativamente qual modelo provê uma melhor medida para a descoberta de preço, já que isso

depende se o processo consiste unicamente em um fenômeno de correção de erros ou se ele também sofre impactos importantes de correlações entre as inovações dos mercados.

Outro aspecto comparativo digno de atenção foi ressaltado por Flad e Jung (2005), no que diz respeito ao fato de que Hasbrouck (1995) define o componente permanente de seu modelo como uma combinação de variáveis de interesse correntes e também defasadas, haja vista que a tendência estocástica comum, bem como os elementos transitórios, são conduzidos por inovações dos tempos presente e passado. Em contrapartida a isso, o ferramental de Gonzalo e Granger (1995) mede o impacto da perturbação sobre a inovação no fator comum, e seus componentes permanentes somente englobam valores atuais das variáveis de interesse.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Caracterização da amostra e estatísticas descritivas

O período amostral completo do estudo reúne 2003 observações de retornos diários, ou seja, de variações diárias de preços futuros, para os quatro mercados cujos contratos de soja em grão foram considerados. Tal período é delimitado entre Outubro de 2002 e Dezembro de 2011. O primeiro subperíodo definido pela pesquisa possui 902 observações, dado o intervalo de Outubro de 2002 a Setembro de 2006. Já o segundo subperíodo, definido entre Outubro de 2006 e Dezembro de 2008, abrange 487 observações. Por fim, o terceiro subperíodo da pesquisa compreende 614 observações, sendo definido pelo intervalo entre Janeiro de 2009 e Dezembro de 2011. Com o intuito de caracterizar brevemente as séries de retornos utilizadas no trabalho, a Tabela 3 apresenta as principais estatísticas descritivas para os quatro conjuntos de variações de preços em questão, para o período completo e também agrupando-os por subperíodo amostral. Vale reforçar que o cálculo de retorno diário efetuado no estudo consiste na transformação logarítmica da relação entre o preço corrente e o preço imediatamente anterior.

Com base na Tabela 3, em relação à amplitude das séries de retornos diários, os valores não mostraram grandes variações entre os mercados futuros e também entre os subperíodos. Os maiores intervalos foram correspondentes aos preços futuros do Brasil, pois atingiram cerca de 17 pontos percentuais (p.p.) no segundo e terceiro subperíodos, enquanto que as séries de preços da Argentina tiveram as menores amplitudes, especialmente nos dois primeiros subperíodos amostrais. Quanto aos retornos médios, os maiores valores foram relativos à bolsa norte-americana, para os três intervalos de tempo, sendo que no segundo subperíodo as variações médias foram mais elevadas em todos os mercados futuros. A média de variações diárias de preços da CME atingiu praticamente 0,20% entre o final de 2006 e o final de 2008, ao passo que na DCE, na BM&FBOVESPA e no MATba os chamados retornos médios foram próximos a 0,08%, 0,16% e 0,11%, respectivamente. No subperíodo inicial da base de dados as médias de variações não superaram 0,05%, e no último intervalo o maior retorno médio foi de 0,09%.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para as séries de retornos diários, para o período completo e os subperíodos amostrais

Estatística Descritiva	Estados Unidos	China	Brasil	Argentina
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)				
Mínimo	-8,39	-8,03	-10,73	-5,99
Máximo	12,88	9,75	11,67	7,17
Amplitude	21,27	17,78	22,40	13,16
Média	0,10	0,04	0,07	0,08
Mediana	0,15	0,03	0,00	0,12
Desvio-Padrão	1,85	1,21	1,67	1,43
Curtose	2,97	8,16	5,60	2,11
Assimetria	-0,15	-0,24	-0,27	-0,23
Percentil 10	-1,97	-1,05	-1,67	-1,51
Percentil 25	-0,87	-0,41	-0,72	-0,62
Percentil 75	1,08	0,48	0,85	0,86
Amplitude intra-quantil	1,95	0,89	1,56	1,48
Percentil 90	2,14	1,26	1,86	1,73
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)				
Mínimo	-7,33	-6,17	-7,67	-5,99
Máximo	7,63	9,08	6,55	5,41
Amplitude	14,96	15,25	14,22	11,40
Média	0,04	0,04	0,04	0,05
Mediana	0,15	0,02	0,00	0,06
Desvio-Padrão	1,75	1,14	1,50	1,37
Curtose	2,18	7,27	2,86	2,04
Assimetria	-0,20	0,31	-0,07	-0,17
Percentil 10	-1,96	-1,07	-1,54	-1,49
Percentil 25	-0,90	-0,42	-0,71	-0,66
Percentil 75	0,94	0,50	0,74	0,82
Amplitude intra-quantil	1,83	0,92	1,46	1,48
Percentil 90	2,05	1,22	1,73	1,55
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)				
Mínimo	-7,41	-8,03	-9,66	-5,30
Máximo	8,99	5,92	7,47	5,27
Amplitude	16,40	13,95	17,13	10,57
Média	0,20	0,08	0,16	0,11
Mediana	0,32	0,11	0,18	0,20
Desvio-Padrão	2,08	1,59	1,99	1,56
Curtose	1,58	4,97	3,28	1,51
Assimetria	-0,24	-0,73	-0,49	-0,54
Percentil 10	-2,25	-1,29	-2,02	-1,70
Percentil 25	-0,86	-0,44	-0,73	-0,58
Percentil 75	1,42	0,79	1,04	0,95
Amplitude intra-quantil	2,28	1,23	1,77	1,53
Percentil 90	2,48	1,63	2,55	1,93
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)				
Mínimo	-8,39	-7,11	-9,45	-5,99
Máximo	6,48	5,20	7,49	7,17
Amplitude	14,87	12,31	16,94	13,16

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para as séries de retornos diários, para o período completo e os subperíodos amostrais (continuação)

Média	0,09	0,01	0,05	0,09
Mediana	0,10	0,02	0,00	0,13
Desvio-Padrão	1,75	0,94	1,52	1,39
Curtose	2,85	10,75	6,25	2,83
Assimetria	-0,44	-0,27	-0,70	0,03
Percentil 10	-1,81	-0,85	-1,53	-1,47
Percentil 25	-0,79	-0,36	-0,71	-0,59
Percentil 75	1,01	0,34	0,85	0,81
Amplitude intra-quantil	1,80	0,70	1,56	1,41
Percentil 90	2,08	0,82	1,63	1,66

Fonte: resultados do trabalho

No que diz respeito às medidas de dispersão, de acordo com a Tabela 3, a variabilidade dos retornos diários aumentou entre o primeiro e o segundo subperíodos, e então voltou a diminuir no intervalo final, conforme indicado pelo desvio-padrão. Os preços da CME tiveram as maiores variabilidades dentre o conjunto de mercados futuros, e atingiram o pico de 2,08% no subperíodo intermediário. Por outro lado, os preços da DCE apresentaram as menores variabilidades, haja vista os valores de 1,14% e 0,94% calculados para o primeiro e último subperíodos, respectivamente.

Ainda no tocante às estatísticas de dispersão, todos os coeficientes de curtose foram positivos ao longo dos anos considerados no estudo, e entre 2009 e 2011 evidenciaram os maiores valores (Tabela 3). Ou seja, as funções de distribuição de probabilidade dos retornos médios foram mais afuniladas e concentradas do que a curva normal, e suas caudas pesadas explicitaram probabilidades relativamente elevadas para a obtenção de retornos distantes da média. Para todos os subperíodos amostrais, as variações diárias de preços futuros da China tiveram as distribuições mais leptocúrticas (maior curtose) dentro do conjunto de mercados, enquanto que as variações de preços da Argentina e dos Estados Unidos foram relativamente menos afuniladas. Os valores majoritariamente negativos dos coeficientes de assimetria, por sua vez, refletem o fato de que a maior parte dos preços ficou acima da média, para todos os mercados futuros, o que gerou concentração das funções de probabilidade à direita.

Os percentis apresentados na Tabela 3 confirmam as quedas mais acentuadas dos retornos no segundo subperíodo amostral, para todos os mercados futuros. Como exemplo, as estatísticas mostram que 10% de todas as variações diárias de preços registradas na CME foram inferiores a -2,25% entre Outubro de 2006 e Dezembro de 2008. Para o primeiro e o terceiro intervalos de tempo, por sua vez, os percentis 10 foram iguais a -1,96% e 1,81%,

respectivamente. Os efeitos negativos da crise financeira deflagrada em meados de 2008 também foram bastante nítidos nas cotações da DCE, embora suas variações negativas tenham sido menos recorrentes e de menor magnitude em comparação aos mercados ocidentais. No subperíodo intermediário 10% das variações de preços da DCE estiveram abaixo de -1,29%, patamar inferior àqueles apresentados no primeiro e terceiro subperíodos, na ordem de -1,07% e -0,85%, respectivamente. Quanto à extremidade superior, as variações diárias da CME também foram maiores do que aquelas computadas para os demais mercados, exprimindo a maior recorrência de retornos muito baixos e muito altos no mercado dos Estados Unidos. Entre o final de 2002 e o final de 2006, 10% das variações da CME foram mais elevadas do que 2,05%, ao passo que o valor correspondente do mercado chinês foi de apenas 1,22%. No subperíodo seguinte, entretanto, o percentil 90 referente à BM&FBOVESPA (2,55%) foi inclusive um pouco superior ao norte-americano (2,48%), o que não foi mantido no subperíodo derradeiro, quando 10% dos retornos da CME superaram o patamar de 2,08%, e as estatísticas equivalentes registradas pelas bolsas de China, Brasil e Argentina foram de 0,82%, 1,63% e 1,66%, em termos respectivos.

Por fim, de modo a confirmar a maior variabilidade dos retornos diários da CME face às demais bolsas, a chamada amplitude intra-quantil evidencia intervalos de variação mais extensos para a série dos Estados Unidos, com destaque ao segundo subperíodo, quando a estatística alcançou 2,28 p.p. (Tabela 3). Em contrapartida a isso, a série de variações diárias da DCE teve os menores intervalos ao longo dos subperíodos, sendo que entre 2009 e 2011 a amplitude intra-quantil atingiu seu menor nível (0,70 p.p.).

Em relação às matrizes de correlação incondicional, as associações envolvendo os retornos diários dos mercados futuros ocidentais mostraram-se relativamente elevadas, conforme observado na Tabela 4. Dentre elas, o pareamento entre Estados Unidos e Argentina merece destaque, haja vista, por exemplo, seu coeficiente de quase 0,80 no terceiro subperíodo, bem como a correlação entre Brasil e Argentina, que foi continuamente crescente ao longo de todo período estudado, partindo de 0,46 no subperíodo inicial e atingindo 0,66 no último intervalo delimitado.

Tabela 4 - Correlações entre as séries de retornos diários, para o período completo e os subperíodos amostrais

Matriz de Correlação	Estados Unidos	China	Brasil	Argentina
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)				
Estados Unidos	1,00	0,16	0,54	0,74
China		1,00	0,21	0,16
Brasil			1,00	0,53
Argentina				1,00
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)				
Estados Unidos	1,00	0,13	0,48	0,74
China		1,00	0,18	0,13
Brasil			1,00	0,46
Argentina				1,00
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)				
Estados Unidos	1,00	0,21	0,57	0,71
China		1,00	0,24	0,19
Brasil			1,00	0,52
Argentina				1,00
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)				
Estados Unidos	1,00	0,13	0,63	0,79
China		1,00	0,21	0,17
Brasil			1,00	0,66
Argentina				1,00

Fonte: resultados do trabalho

As correlações envolvendo os retornos diários do mercado da China, entretanto, foram as mais baixas dentre todos os coeficientes apresentados na Tabela 4. A propósito, os menores graus de associação foram obtidos no cruzamento de retornos dos mercados chinês e norte-americano. No primeiro e terceiro subperíodos, por exemplo, os coeficientes de correlação não superaram o patamar de 0,13. Por outro lado, as correlações entre os retornos da China e do Brasil foram as mais elevadas, com destaque ao segundo subperíodo (0,24).

Em síntese, as evidências da Tabela 4 apontam que as correlações entre os retornos das bolsas ocidentais tiveram tendências de crescimento ao longo dos subperíodos, o que pode estar relacionado à maior integração entre os seus contratos futuros de soja em grão. De forma distinta, os níveis de associação entre retornos diários da China e de qualquer outro mercado mostraram sensível aumento entre os dois primeiros subperíodos amostrais, e depois redução para o intervalo definido entre 2009 e 2011. Tal comportamento pode estar relacionado à evolução do volume de negócios do contrato futuro da DCE, tendo em vista o grande aumento do número de contratos negociados entre o final de 2006 e o final de 2008, que foi seguido de contundente queda no período posterior.

4.2 Testes de estacionariedade e cointegração

Em termos gerais, os resultados obtidos para os dois modelos de relações de preços são bastante próximos, e por isso a apresentação e discussão dos resultados do estudo foca o Modelo I, reservando a Seção 4.6 para ressaltar as diferenças encontradas entre os resultados dos dois conjuntos de preços.

Testes de raiz unitária de Zivot e Andrews (ZA) foram aplicados para examinar a estacionariedade das séries de preços futuros, previamente transformadas em logaritmo. A Tabela 5 expõe as estatísticas dos testes ZA considerando as três especificações possíveis: tendência; intercepto; tendência e intercepto. O estudo adotou o BIC para a determinação do número ótimo de defasagens.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que as séries de preços originais transformadas em logaritmo não possuem caráter estacionário. No entanto, as séries das primeiras diferenças dos preços futuros apresentam estacionariedade, e com isso as séries temporais do estudo podem ser ditas processos integrados de ordem um. Vale ressaltar que os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) geraram os mesmos resultados daqueles apresentados pelos testes ZA. Por isso, a presente seção reporta os testes de quebra estrutural endógena, pelo fato de serem mais completos e meticolosos, ao passo que os testes ADF são evidenciados no Anexo C e no Anexo D.

Tabela 5 - Testes de raiz unitária de Zivot e Andrews (ZA) para os períodos amostrais do Modelo I

Série temporal	Tendência	Intercepto	Tendência e Intercepto
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	-2,58	-3,30	-3,43
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-43,16 ***	-43,31 ***	-43,32 ***
$\log(P_f CHN)$	-1,91	-3,31	-3,26
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-46,11 ***	-46,49 ***	-46,56 ***
$\log(P_f BRA)$	-2,60	-3,39	-3,31
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-43,47 ***	-43,65 ***	-43,66 ***
$\log(P_f ARG)$	-2,91	-3,58	-3,75
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-44,19 ***	-44,31 ***	-44,30 ***
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)			
$\log(P_f USA)$	-2,34	-4,25	-4,92 *
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-28,22 ***	-28,56 ***	-28,57 ***
$\log(P_f CHN)$	-3,03	-4,24	-4,05
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-32,38 ***	-32,75 ***	-32,74 ***
$\log(P_f BRA)$	-2,58	-3,03	-4,67
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-32,35 ***	-33,50 ***	-32,79 ***
$\log(P_f ARG)$	-2,55	-3,55	-4,65
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-30,28 ***	-30,62 ***	-30,61 ***
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)			
$\log(P_f USA)$	-3,72	-3,75	-4,01
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-21,61 ***	-21,94 ***	-22,13 ***
$\log(P_f CHN)$	-3,16	-4,39	-4,03
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-22,39 ***	-22,80 ***	-23,36 ***
$\log(P_f BRA)$	-3,90	-4,04	-4,63
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-20,91 ***	-21,28 ***	-21,46 ***
$\log(P_f ARG)$	-2,99	-3,45	-3,16
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-21,83 ***	-22,12 ***	-22,23 ***
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	-2,59	-3,99	-3,99
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-24,06 ***	-24,11 ***	-24,22 ***
$\log(P_f CHN)$	-4,07	-4,73 *	-4,97 *
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-26,29 ***	-26,37 ***	-26,46 ***
$\log(P_f BRA)$	-2,19	-3,38	-3,37
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-23,84 ***	-23,96 ***	-24,09 ***
$\log(P_f ARG)$	-2,07	-3,58	-3,96
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-24,39 ***	-24,58 ***	-24,62 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: * Significância a 10% - tendência: -4,11; intercepto: -4,58; tendência e intercepto: -4,82

** Significância a 5% - tendência: -4,42; intercepto: -4,80; tendência e intercepto: -5,08

*** Significância a 1% - tendência: -4,93; intercepto: -5,34; tendência e intercepto: -5,57

Após a checagem dos comportamentos individuais das séries de preços futuros, os testes de cointegração de Johansen e Juselius são empregados no sentido de identificar as possíveis relações estruturais de longo prazo entre as variáveis. A Tabela 6 explicita os testes

do Máximo Autovalor e do Traço para o período completo e os três subperíodos do Modelo I. Para todo o período amostral, delimitado entre Outubro de 2002 e Dezembro de 2011, os testes apontaram a existência de dois vetores de cointegração. Para os subperíodos, entretanto, os testes indicaram a presença de um vetor de cointegração.²⁸

Os resultados obtidos mediante a aplicação dos testes de Johansen e Juselius evidenciam interdependência entre as trajetórias dos preços futuros e equilíbrio estrutural no longo prazo. Conforme já mencionado nesse estudo, a caracterização das variáveis como cointegradas entre si implica a existência de um modelo de correção de erros, ou seja, a presença de termos de ajuste para o equilíbrio no longo prazo.

Conforme extraído da Tabela 6, os testes do Máximo Autovalor e do Traço indicaram a existência de dois vetores de cointegração para o período completo do Modelo I. O significado desse resultado consiste na presença de duas relações de longo prazo entre as séries de variações de preços futuros estudadas. A investigação das duas relações estruturais detectadas mostrou uma equação envolvendo somente os retornos dos mercados futuros de China, Brasil e Argentina, e outra equação relacionando os retornos das bolsas de Estados Unidos, Brasil e Argentina. Alguns resultados do modelo de correção de erros discutidos posteriormente reforçam as relações intensas e aparentemente distintas entre os preços futuros dos mercados sul-americanos com a DCE em comparação àquelas com a CME.

²⁸ Todos os testes desenvolvidos utilizaram o nível de significância de 5%, e em nenhum caso houve conflito entre os dois tipos de testes empregados.

Tabela 6 - Testes de cointegração para os períodos amostrais do Modelo I

Teste do Máximo Autovalor			Teste do Traço		
<i>Rank</i>	Estatística	Valor crítico a 5%	<i>Rank</i>	Estatística	Valor crítico a 5%
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)					
R = 3	2,99	12,25	$R \leq 3$	2,99	12,25
R = 2	16,91	18,96	$R \leq 2$	19,90	25,32
R = 1	40,02	25,54	$R \leq 1$	59,92	42,44
R = 0	61,65	31,46	R = 0	121,57	62,99
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)					
R = 3	4,25	12,25	$R \leq 3$	4,25	12,25
R = 2	14,70	18,96	$R \leq 2$	18,95	25,32
R = 1	20,88	25,54	$R \leq 1$	39,82	42,44
R = 0	44,58	31,46	R = 0	84,40	62,99
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)					
R = 3	3,40	8,18	$R \leq 3$	3,40	8,18
R = 2	6,56	14,90	$R \leq 2$	9,96	17,95
R = 1	13,37	21,07	$R \leq 1$	23,34	31,52
R = 0	28,96	27,14	R = 0	49,30	48,28
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)					
R = 3	4,59	12,25	$R \leq 3$	4,59	12,25
R = 2	14,59	18,96	$R \leq 2$	19,18	25,32
R = 1	18,50	25,54	$R \leq 1$	37,67	42,44
R = 0	35,47	31,46	R = 0	73,14	62,99

Fonte: resultados do trabalho

Nota: Valores críticos extraídos de Johansen e Juselius (1992)

4.3 Modelos de correção de erros

4.3.1 Período amostral completo

Tendo em vista a existência de vetores de cointegração, a Tabela 7 apresenta o modelo de correção de erros estimado para o período completo do Modelo I. A estrutura de apenas uma defasagem para as equações do modelo foi selecionada a partir do BIC.

Tabela 7 - Modelo de correção de erros estimado para o período completo do Modelo I –
Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Variáveis independentes	Variáveis dependentes			
	$\Delta Pusa_t$	$\Delta Pchn_t$	$\Delta Pbra_t$	$\Delta Parg_t$
Constante	-0,0176 *** (-3,64)	-0,0012 (-0,37)	-0,0013 (-0,30)	0,0049 (1,26)
$ect_{1,t-1}$	-0,0362 *** (-3,67)	-0,0032 (-0,50)	0,0223 ** (2,49)	-0,0026 (-0,32)
$ect_{2,t-1}$	0,0123 *** (3,32)	0,0011 (0,47)	0,0059 * (1,75)	-0,0055 * (-1,83)
$\Delta Pusa_{t-1}$	0,1051 *** (3,23)	0,0189 (0,89)	0,1475 *** (4,98)	-0,0083 (-0,31)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,3419 *** (9,47)	-0,0691 *** (-2,94)	0,2611 *** (7,95)	0,2299 *** (7,84)
$\Delta Pbra_{t-1}$	-0,0320 (-1,11)	0,0148 * (1,79)	-0,1187 *** (-4,54)	-0,0426 * (-1,83)
$\Delta Parg_{t-1}$	-0,0449 (-1,18)	0,0130 (0,52)	-0,0173 (-0,50)	0,0374 * (1,85)
Relação de Longo Prazo	1,000	0,0000	-1,4062	0,3085

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: Estatística t entre parênteses

Níveis de significância: *** 1%; **5%; *10%

Os resultados mostram que os coeficientes estimados dos termos de correção de erros (*ect*) são estatisticamente diferentes de zero para os preços futuros de Estados Unidos, Brasil e Argentina, sendo que os dois primeiros tiveram significância estatística para ambos os vetores de correção de erros existentes. Os resultados encontrados sugerem que os mercados futuros dos três grandes produtores e exportadores de soja em grão participam no processo de ajuste de preços ao equilíbrio de longo prazo. A propósito, as magnitudes dos coeficientes dos termos de correção de erros estimados apontam que os preços da CME ajustam-se mais rapidamente à relação de longo prazo do que os preços da BM&FBOVESPA e do MATba, sendo as diferenças na velocidade de ajuste relativamente grandes entre a bolsa norte-americana e as demais, porém pequenas entre os dois países sul-americanos.

No que diz respeito aos coeficientes estimados das variações de preços defasadas, todos os países mostraram interações de curto prazo significativas. Todavia, a dinâmica de curto prazo evidenciou diferenças importantes para as relações de preços. Primeiramente, observa-se que as variações de preços da CME responderam positivamente às variações

defasadas dos preços da DCE e do próprio preço. As variações dos preços futuros da China, por sua vez, não foram impactadas pelas variações de preços dos Estados Unidos, mas apresentaram interação estatisticamente significativa com a bolsa do Brasil. As variações de preços da BM&FBOVESPA, entretanto, parecem reagir fortemente às variações de preços da DCE e da CME, o que pode ser visualizado a partir das magnitudes relativamente altas dos coeficientes vinculados a tais países. Por fim, as mudanças diárias dos preços futuros da Argentina parecem ter sido impactadas pelas bolsas da China e do Brasil, com destaque ao país asiático.

O conjunto de resultados do modelo de correção de erros para o período completo do Modelo I indica menor participação do mercado futuro da China no processo de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo e também na dinâmica de preços de curto prazo, quando comparado aos mercados dos países ocidentais. Contudo, deve-se ressaltar que no início de todo período amostral do estudo o contrato futuro da DCE tinha pouca maturidade e baixo volume de negócios²⁹, e também que o sistema financeiro chinês tornou-se gradativamente mais aberto e envolvido com a dinâmica global com o passar do tempo, conforme sublinhado por estudos anteriores sobre a temática. Com a finalidade de confirmar a expectativa de resultados distintos para as relações de preços futuros de soja ao longo do tempo, o próximo passo consiste na exposição de modelos de correção de erros para cada subperíodo amostral definido pela metodologia do estudo.

4.3.2 Subperíodos amostrais

Os resultados para cada subperíodo são apresentados na Tabela 8. No primeiro os coeficientes estimados do termo de correção de erros foram estatisticamente significativos para Estados Unidos, Brasil e Argentina, repetindo o que foi encontrado nas estimativas para todo o período amostral, em que a China também não mostrou participação no processo de ajustamento de longo prazo.

Nos demais subperíodos, por sua vez, houve significância estatística para os coeficientes dos termos de correção de erros da China. No segundo subperíodo, apenas os parâmetros da China e do Brasil foram significativos, ao passo que no último subperíodo o coeficiente de velocidade de ajuste dos Estados Unidos também foi diferente de zero em termos estatísticos.

²⁹ O primeiro subperíodo do estudo (Outubro/2002 a Setembro/2006) possui o maior número de observações diárias.

Tabela 8 - Modelos de correção de erros estimados para os três subperíodos do Modelo I

Variáveis independentes	Variáveis dependentes			
	$\Delta Pusa_t$	$\Delta Pchn_t$	$\Delta Pbra_t$	$\Delta Parg_t$
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)				
Constante	-0,0290 *** (-2,92)	-0,0027 (-0,40)	0,0395 *** (4,35)	-0,0206 ** (-2,56)
$ect_{1,t-1}$	-0,0329 *** (-2,93)	-0,0033 (-0,43)	0,0446 *** (4,34)	-0,0235 *** (-2,58)
$\Delta Pusa_{t-1}$	0,0356 *** (3,08)	0,0452 (1,48)	0,1042 ** (2,56)	-0,0208 (-0,58)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,2854 *** (5,57)	-0,0778 ** (-2,21)	0,2828 *** (6,03)	0,2006 *** (4,83)
$\Delta Pbra_{t-1}$	-0,0740 * (-1,94)	-0,0360 (-1,37)	-0,1643 *** (-4,69)	-0,0832 *** (-2,69)
$\Delta Parg_{t-1}$	-0,0143 (-0,27)	0,0289 (0,79)	0,0420 (0,86)	0,0245 * (1,95)
Relação de Longo Prazo	1,0000	-0,3819	-1,5135	0,5124
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)				
Constante	0,0010 (0,71)	0,0002 (0,16)	-0,0024 * (-1,77)	0,0006 (0,59)
$ect_{1,t-1}$	-0,0049 (-0,25)	0,0239 ** (1,99)	-0,0598 *** (-3,16)	-0,0048 (-0,32)
$\Delta Pusa_{t-1}$	-0,1127 * (-1,80)	-0,0904 ** (-2,09)	0,1833 ** (2,51)	-0,0832 * (-1,84)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,4969 *** (7,23)	-0,1531 ** (-2,04)	0,2830 *** (4,21)	0,2702 *** (5,06)
$\Delta Pbra_{t-1}$	0,0704 (1,16)	0,1125 *** (2,60)	-0,0808 ** (-2,03)	0,0417 (0,88)
$\Delta Parg_{t-1}$	-0,0953 * (-1,88)	0,0579 (0,92)	-0,1430 * (-1,66)	-0,0185 ** (-2,07)
Relação de Longo Prazo	1,0000	-0,0845	-1,2779	0,4829
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)				
Constante	-0,0274 ** (-1,99)	0,0068 * (1,92)	0,0255 ** (2,21)	-0,0173 (-1,45)
$ect_{1,t-1}$	-0,0399 ** (-2,07)	0,0094 *** (2,88)	0,0364 ** (2,19)	-0,0253 (-1,47)
$\Delta Pusa_{t-1}$	0,0843 ** (2,08)	0,0346 ** (2,07)	0,1259 ** (2,51)	0,0892 * (1,82)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,2591 *** (3,34)	-0,0792 ** (-2,03)	0,2340 *** (3,66)	0,2240 *** (3,40)
$\Delta Pbra_{t-1}$	-0,1039 * (-1,74)	0,0156 (0,47)	-0,0604 ** (-1,99)	-0,0674 (-1,26)
$\Delta Parg_{t-1}$	-0,0109 (-0,17)	-0,0308 (-0,89)	-0,0147 (-0,27)	-0,0292 ** (-2,05)
Relação de Longo Prazo	1,0000	-0,3301	-0,9197	0,0317

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: Estatística t entre parênteses

Níveis de significância: *** 1%; **5%; *10%

Os parâmetros de velocidade de ajuste ao equilíbrio estrutural foram maiores para os mercados futuros norte-americano e brasileiro no primeiro e terceiro subperíodos, evidenciando maior rapidez de ajuste dessas bolsas no sistema de preços. Para o segundo subperíodo, o parâmetro do Brasil foi superior ao da China. De qualquer forma, as evidências apontam que os preços da DCE começaram a participar no processo de ajustamento de longo prazo somente no segundo subperíodo definido pelo estudo, sugerindo que interações mais fortes entre a bolsa da China e outros mercados foram desenvolvidas a partir de 2006. Essa conexão mais próxima entre os preços futuros chineses e dos outros mercados pode ser consequência dos crescentes volumes de soja importados pela China e do avanço mais intenso da negociação do contrato futuro da DCE desde meados da década passada.

No que tange às variações de preços defasadas, diferentes interações podem ser identificadas entre os três subperíodos. Para o primeiro e o terceiro subperíodos, a equação dos Estados Unidos apenas não teve impacto significativo oriundo da variação de preços do mercado da Argentina, algo diferente da situação apresentada no subperíodo intermediário, quando os preços do MATba tiveram relação significativa com a CME, algo não mostrado pelas variações de preços da BM&FBOVESPA. Além disso, cabe ressaltar os altos coeficientes relacionados à variação de preços da China nas equações em que as variações de preços dos Estados Unidos são as variáveis dependentes, com destaque ao segundo subperíodo.

Já nas equações de variação de preço da China, os coeficientes da parte de curto prazo do modelo de correção de erros também apontaram maior integração da DCE face às outras bolsas com o passar do tempo. De fato, no primeiro subperíodo somente a própria variação de preço defasada apresentou coeficiente significativo na equação da China, isto é, os preços do contrato futuro da DCE aparentemente não participavam da dinâmica de curto prazo dos demais mercados futuros que transacionam contratos de soja em grão. No subperíodo seguinte, entretanto, as variações de preços defasadas dos Estados Unidos e do Brasil impactaram a precificação da *commodity* no mercado asiático, ao passo que no último subperíodo a relação entre os preços da DCE e da CME foi mantida.

As variações de preços do Brasil mostraram-se muito conectadas às mudanças de preços nos outros mercados futuros durante todos os subperíodos amostrais, com destaque às interações junto às bolsas dos Estados Unidos e da China. Essas evidências corroboram resultados obtidos em pesquisas anteriores, tais como Margarido et al. (2007) e Rahahleh e Wei (2011), que caracterizaram a bolsa brasileira como agente presente no processo de ajuste internacional de preços da soja, seguindo mercados de países proeminentes em termos de

negociação de contratos futuros e com grande peso relativo no comércio internacional da *commodity*. A equação de variação de preço da Argentina também explicitou relações de preços de curto prazo significativas com os mercados de outros países, com destaque à bolsa da China, cujos coeficientes de variação defasada foram elevados e significativos em todos os subperíodos.

4.4 Modelos de transmissão de volatilidade e correlações dinâmicas

As estimativas do modelo de correção de erros colaboram com a interpretação das relações de precificação entre os diferentes mercados futuros que transacionam contratos do mesmo ativo. Ou seja, esse ferramental examina o processo de transmissão de preços entre os *players*. Todavia, a transmissão de volatilidades de preços compreende outro processo digno de atenção quando da análise das interações entre mercados. Para isso, o estudo estimou modelos GARCH que absorvem o impacto de correlações condicionais dinâmicas entre os retornos dos contratos subjacentes à mesma *commodity*, haja vista a expectativa *a priori* de que as correlações entre os preços futuros do mercado internacional de soja tiveram mudanças ao longo da última década.

4.4.1 Período amostral completo

Primeiramente, a Tabela 9 expõe as estimativas do arcabouço DCC-GARCH (1,1) empregado para todo o período amostral do Modelo 1, isto é, entre Outubro de 2002 e Dezembro de 2011. Para a compreensão dos resultados, torna-se indispensável uma breve descrição da notação utilizada para a apresentação das equações do modelo. Cada mercado futuro é denotado por um algarismo, a saber: 1 – CME (Estados Unidos); 2 – DCE (China); 3 – BM&FBOVESPA (Brasil); 4 – MATba (Argentina). Dessa forma, como exemplo, o termo $h_{1,t}$ representa o mercado futuro norte-americano (no caso, a variância condicional da CME).

Para a leitura dos coeficientes que expressam relações entre dois mercados futuros, também foi definida uma padronização. Os dois mercados são representados pelos subscritos dos coeficientes do modelo DCC-GARCH, seguindo a mesma lógica já apresentada para a identificação dos países. O primeiro subscrito denota o mercado de origem no processo de transmissão de volatilidade, enquanto que o segundo subscrito remete ao mercado de destino. Assim, a título de exemplo, o termo α_{21} expressa a transmissão de volatilidade da DCE (China – algarismo 2) para a CME (Estados Unidos – algarismo 1).

Tabela 9 - Equações DCC-GARCH estimadas para o período completo do Modelo I –
Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0072	0,0018	4,00 ***
α_{11}	0,3745	0,0223	16,77 ***
α_{21}	0,0977	0,1459	0,67
α_{31}	0,0078	0,2052	0,04
α_{41}	0,2239	0,1787	1,25
β_{11}	0,4869	0,0179	27,14 ***
β_{21}	0,0051	0,0367	0,14
β_{31}	0,0036	0,0238	0,15
β_{41}	0,0597	0,1867	0,32
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	-0,0036	0,0488	-0,07
α_{12}	0,7011	0,2267	3,09 ***
α_{22}	0,4527	0,0010	449,88 ***
α_{32}	0,4839	0,0152	31,79 ***
α_{42}	0,1845	0,0409	4,51 ***
β_{12}	0,1296	0,0186	6,95 ***
β_{22}	0,8038	0,2640	3,04 ***
β_{32}	0,1642	0,0212	7,76 ***
β_{42}	0,3880	0,0089	43,44 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0083	0,1558	0,05
α_{13}	0,0291	0,0147	1,98 **
α_{23}	0,1289	0,0026	49,41 ***
α_{33}	0,3865	0,1081	3,58 ***
α_{43}	0,0601	0,0834	0,72
β_{13}	0,0424	0,0021	20,54 ***
β_{23}	0,1576	0,0681	2,31 **
β_{33}	0,5947	0,0116	51,14 ***
β_{43}	0,0326	0,0066	4,90 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0001	0,0155	0,01
α_{14}	0,1053	0,0449	2,34 **
α_{24}	0,0054	0,0847	0,06
α_{34}	0,1328	0,0024	55,12 ***
α_{44}	0,1763	0,0208	8,49 ***
β_{14}	0,8795	0,1445	6,09 ***
β_{24}	0,0137	0,0671	0,20
β_{34}	0,4598	0,0643	7,15 ***
β_{44}	0,9467	0,1357	6,97 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0757	0,0145	5,21 ***
$b (dcc)$	0,7043	0,0371	18,99 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Conforme observado na Tabela 9, a equação de variância condicional dos Estados Unidos mostrou o menor número de parâmetros significativos, pois somente os coeficientes dos erros ao quadrado (α_{11}) e da variância condicional defasada (β_{11}) do próprio mercado futuro norte-americano foram estatisticamente diferentes de zero, além do termo constante (ω_1). Isso significa que os choques defasados das outras bolsas não foram transmitidos à CME, isto é, não houve transmissão de volatilidade para o mercado dos Estados Unidos, e também que os preços do contrato futuro norte-americano não reagiram de forma significativa à estrutura de variabilidade dos outros contratos.

Por outro lado, praticamente todos os coeficientes estimados para a equação de variância condicional da China foram significativos, à exceção do termo intercepto (Tabela 9). Isso denota a grande conexão entre a variabilidade de preços futuros da DCE com as demais bolsas, bem como a existência de *volatility spillovers* com destino ao mercado chinês. Como pode ser verificado pela estimativa de α_{12} , o contágio de volatilidade mais intenso sofrido pelo mercado da China teve origem na CME, a despeito das transmissões também relevantes originadas na BM&FBOVESPA e no MATba. As estimativas dos parâmetros β reforçam a importância das variâncias condicionais defasadas dos mercados ocidentais sobre a composição da variabilidade do preço futuro da China, o que também demonstra as inter-relações entre os principais *players* do mercado mundial de soja em grão.

Assim como na equação da China, ainda de acordo com a Tabela 9, os coeficientes relativos à variância condicional do Brasil foram majoritariamente significativos. As evidências apontaram transmissão de volatilidade dos Estados Unidos e da China para o Brasil, reafirmando a ideia de que a BM&FBOVESPA é fortemente impactada pelas inovações ocorridas nas maiores bolsas internacionais que transacionam contratos futuros de soja em grão. Apesar da não significância estatística do parâmetro α_{43} , denotando a inexistência de contágio de volatilidade do contrato futuro argentino sobre o brasileiro, todos os coeficientes β estimados foram estatisticamente diferentes de zero, refletindo que a variação dos preços da BM&FBOVESPA absorveu as variações passadas das cotações de outras bolsas, incluindo a variância condicional do MATba.

Em relação à variabilidade do mercado futuro argentino, por sua vez, os resultados não indicaram influência do mercado chinês, haja vista que α_{24} e β_{24} não tiveram significância estatística. Com isso, percebe-se a relação unidirecional entre Argentina e China quanto ao contágio de volatilidade. Todavia, a variabilidade dos preços futuros argentinos foi afetada no período completo pelos choques oriundos nos mercados dos outros grandes exportadores de soja. Logo, a bolsa da Argentina aparentemente teve comportamento passivo quanto ao fluxo

de variabilidade envolvendo Estados Unidos e Brasil, já que esses dois países transmitiram volatilidade para o MATba, mas não tiveram contrapartida.

Por fim, é válido ressaltar os valores significativos encontrados para os dois parâmetros que conduzem o processo dinâmico das correlações condicionais. Os termos $\alpha (dcc)$ e $\beta (dcc)$ representam respectivamente os co-movimentos recentes e a persistência das correlações entre as séries de preços futuros, e suas significâncias refletem o bom ajustamento do modelo DCC-GARCH à base de dados original, pois em caso contrário a aplicação do modelo CCC-GARCH seria mais apropriada.

4.4.2 Subperíodos amostrais

Para captar possíveis diferenças nos processos de transmissão de volatilidade entre os grandes agentes globais do mercado de soja ao longo dos últimos anos, o estudo também procede com as estimações de modelos DCC-GARCH (1,1) para cada um dos três subperíodos delimitados. Esse procedimento consegue revelar inclusive a evolução dos parâmetros de correlações condicionais entre as séries de retornos dos mercados futuros, algo de grande interesse quando se almeja avaliar a integração dos *players* em dado mercado.

A Tabela 10 apresenta as equações de variância condicional relativas ao subperíodo definido entre Outubro de 2002 e Setembro de 2006. Assim como obtido para o período completo, a equação da série dos Estados Unidos teve poucos coeficientes significativos, e nenhum processo de *volatility spillover* foi detectado, o que não é surpreendente pelo fato de que a CME exerce papel de dominância quanto à precificação internacional da soja e detém grande liquidez. No que diz respeito aos parâmetros de relações cruzadas (entre dois mercados distintos), apenas a variância condicional defasada da BM&FBOVESPA teve algum impacto sobre o mercado norte-americano, talvez porque o país sul-americano seja o segundo maior exportador mundial de soja em grão e sua safra seja invertida em relação à produção dos Estados Unidos, conforme discutido por Margarido et al. (2007).

Tabela 10 - Equações DCC-GARCH estimadas para o primeiro subperíodo do Modelo I –
Outubro de 2002 a Setembro de 2006

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0001	0,0001	0,01
α_{11}	0,2562	0,0245	10,44 ***
α_{21}	0,2286	0,1456	1,57
α_{31}	0,0984	0,2178	0,45
α_{41}	0,0191	0,1442	0,13
β_{11}	0,9415	0,0550	17,13 ***
β_{21}	0,0678	0,0531	1,28
β_{31}	0,4335	0,2406	1,80 *
β_{41}	0,2512	0,2268	1,11
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	-0,0029	0,0386	-0,08
α_{12}	0,0668	0,1099	0,61
α_{22}	0,4246	0,0045	93,57 ***
α_{32}	0,2713	0,0366	7,41 ***
α_{42}	0,2518	0,0611	4,12 ***
β_{12}	0,1356	0,1828	0,74
β_{22}	0,1209	0,0134	9,00 ***
β_{32}	0,1070	0,0173	6,17 ***
β_{42}	0,1177	0,0013	92,78 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0107	0,0302	0,35
α_{13}	0,0360	0,0150	2,40 **
α_{23}	0,0219	0,0332	0,66
α_{33}	0,4984	0,1200	4,15 ***
α_{43}	0,0174	0,1919	0,09
β_{13}	0,1175	0,0135	8,71 ***
β_{23}	0,5466	0,0442	12,37 ***
β_{33}	0,3402	0,0178	19,08 ***
β_{43}	0,0028	0,0363	0,08
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0001	0,0300	0,00
α_{14}	0,0724	0,3260	0,22
α_{24}	0,1387	0,1048	1,32
α_{34}	0,0218	0,0003	62,59 ***
α_{44}	0,2385	0,0290	8,23 ***
β_{14}	0,1805	0,0655	2,76 ***
β_{24}	0,0101	0,1967	0,05
β_{34}	0,2615	0,1114	2,35 **
β_{44}	0,8940	0,0975	9,17 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0478	0,0225	2,12 **
$b (dcc)$	0,8351	0,0719	11,61 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

No que tange à equação da China, o aspecto digno de nota remete à não significância estatística da transmissão de volatilidade da CME para a DCE, bem como de sua variância condicional defasada. Tal evidência consiste na grande diferença entre as estimativas do período completo e do primeiro subperíodo, sugerindo que os impactos do contrato futuro norte-americano sobre o contrato futuro chinês surgiram em tempos mais recentes. Porém, o modelo mostrou contágios de variabilidade dos preços da BM&FBOVESPA e do MATba para as cotações da DCE, inclusive com magnitudes bastante próximas. Logo, as estimativas indicam que a variabilidade dos preços futuros da China foi influenciada entre 2002 e 2006 por choques e estruturas de variância inerentes aos mercados futuros de seus importantes parceiros sul-americanos no comércio exterior da soja em grão.

A equação de variância do Brasil para o primeiro subperíodo teve *volatility spillover* significativo somente a partir do preço futuro dos Estados Unidos, confirmando o importante papel desempenhado pelas cotações da CME sobre a dinâmica dos preços da BM&FBOVESPA. Já a variação dos preços da Argentina aparentemente não interferiu na variabilidade dos preços do Brasil. Os resultados do primeiro subperíodo também não identificaram transmissão de volatilidade da DCE para a bolsa brasileira, mas a variância condicional defasada dos preços chineses impactou a variabilidade dos preços brasileiros, conforme explicitado pelo termo β_{23} . Ou seja, os choques defasados do mercado futuro da China não foram transmitidos para o mercado brasileiro, mas as estruturas de variância dos dois países apresentaram conexão entre 2002 e 2006.

De forma diferente ao que foi encontrado nas estimativas para o período completo, os preços futuros da Argentina não receberam volatilidade originada na bolsa dos Estados Unidos nos primeiros anos considerados pelo estudo, embora o termo β_{14} tenha revelado conexão entre as variâncias condicionais do MATba e da CME. De fato, as evidências mostraram *volatility spillover* somente com origem na BM&FBOVESPA. Em outras palavras, os processos de contágio de volatilidade mostraram uma relação unidirecional entre as bolsas brasileira e argentina no primeiro subperíodo. Além disso, os resultados sugerem que Argentina e China não tiveram nenhuma relação em termos de variabilidade entre 2002 e 2006, pois os parâmetros α_{24} e β_{24} não foram estatisticamente diferentes de zero.

Em relação ao modelo DCC-GARCH (1,1) estimado para o segundo subperíodo, compreendido entre Outubro de 2006 e Dezembro de 2008, as evidências foram basicamente as mesmas acerca da explicação da variância condicional dos Estados Unidos, como pode ser visualizado na Tabela 11.

Tabela 11 - Equações DCC-GARCH estimadas para o segundo subperíodo do Modelo I –
Outubro de 2006 a Dezembro de 2008

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0103	0,0009	11,01 ***
α_{11}	0,2434	0,0202	12,06 ***
α_{21}	0,0801	0,9249	0,09
α_{31}	0,0414	0,6317	0,07
α_{41}	0,1036	0,0739	1,40
β_{11}	0,5907	0,0483	12,24 ***
β_{21}	0,1409	0,0891	1,58
β_{31}	-0,0053	0,1163	-0,05
β_{41}	-0,4224	1,5016	-0,28
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	-0,0057	-0,0802	-0,07
α_{12}	0,8079	0,8567	0,94
α_{22}	0,4366	0,0035	125,25 ***
α_{32}	0,4963	0,0397	12,51 ***
α_{42}	0,6541	0,0909	7,20 ***
β_{12}	0,2266	0,9301	0,24
β_{22}	0,7685	0,1332	5,77 ***
β_{32}	0,1607	0,0208	7,73 ***
β_{42}	0,4244	0,0059	71,54 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0075	0,5585	0,01
α_{13}	0,0387	0,0072	5,38 ***
α_{23}	0,0001	0,0625	0,00
α_{33}	0,3469	0,0434	7,99 ***
α_{43}	0,0179	0,3379	0,05
β_{13}	0,1479	0,0378	3,91 ***
β_{23}	0,0245	0,3258	0,08
β_{33}	0,7928	0,0075	105,99 ***
β_{43}	0,0685	0,1120	0,61
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	-0,0009	0,0166	-0,06
α_{14}	0,3444	0,0399	8,64 ***
α_{24}	0,0035	0,3819	0,01
α_{34}	0,1356	0,0012	110,19 ***
α_{44}	0,5067	0,0645	7,85 ***
β_{14}	0,1362	0,0562	2,42 **
β_{24}	0,1297	0,4169	0,31
β_{34}	0,0661	0,0041	16,13 ***
β_{44}	0,2797	0,0576	4,86 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0662	0,0316	2,10 **
$b (dcc)$	0,5787	0,2352	2,46 **

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Todos os termos cruzados presentes na equação dos Estados Unidos (mercado futuro norte-americano e outro mercado qualquer) não tiveram significância estatística, isto é, o contrato de soja em grão da CME não sofreu contágio de volatilidade de nenhum outro país, e sua variabilidade condicional aparentemente foi impactada apenas por seus próprios choques e variância defasada.

Já no que diz respeito à equação de variância da China, pode-se inferir que os processos de transmissão de volatilidade com origem nos mercados futuros do Brasil e da Argentina foram intensificados no segundo subperíodo. De fato, tanto os parâmetros de *volatility spillover* quanto aqueles de variâncias condicionais defasadas apresentaram valores maiores entre Outubro de 2006 e Dezembro de 2008. Tais resultados complementam aqueles obtidos através dos modelos de correção de erros previamente abordados, pois também indicam intensificação da integração entre os mercados futuros da China e dos dois países sul-americanos a partir do final de 2006.

A variabilidade dos preços futuros da BM&FBOVESPA recebeu volatilidade apenas da CME no segundo subperíodo. À exceção dos termos vinculados ao mercado norte-americano, os demais coeficientes que expressam relações cruzadas não foram estatisticamente distintos de zero. Em suma, a variância da bolsa brasileira não foi impactada pelas inovações dos mercados da China e da Argentina, embora a DCE e o MATba tenham sido influenciados pela BM&FBOVESPA em todos os subperíodos definidos pela pesquisa. Tais evidências sugerem que a precificação e variabilidade do contrato futuro do Brasil estão fortemente atreladas à CME, especialmente porque diversos agentes da cadeia de soja mundial transacionam contratos do mercado dos Estados Unidos, caracterizado como referência aos principais *players* do mercado internacional da *commodity*. Nesse sentido, vale ressaltar a liquidez relativamente baixa do contrato futuro de soja em grão brasileiro e o fato de que grande parte da produção *hedgeada* do Brasil se faz a partir de multinacionais do agronegócio que aparentemente têm grande atuação na CME.

Para a equação de variância condicional da Argentina no segundo subperíodo, por sua vez, dois pontos merecem atenção especial. Em primeiro lugar, as estimativas apontaram a ocorrência de transmissão de volatilidade da CME para o MATba, ao contrário do que foi verificado no subperíodo anterior. Entre outras possíveis explicações, tal evidência pode refletir mudanças institucionais e políticas que acometeram o país sul-americano na primeira metade da década passada, as quais tiveram interferência em certa medida no mercado cambial argentino e nas cadeias de agronegócio do país. Logo, os preços futuros da bolsa da Argentina estiveram mais conectados aos preços internacionais a partir do segundo

subperíodo da série amostral. Apesar dessas mudanças, os choques e variâncias condicionais da DCE também não influenciaram a variabilidade do MATba no subperíodo intermediário do estudo. Outro resultado relevante remete à maior magnitude do processo de contágio de volatilidade do Brasil para a Argentina entre 2006 e 2008.

Por fim, a estimação do modelo DCC-GARCH (1,1) do segundo subperíodo expôs o aumento do co-movimento de retornos entre os mercados futuros em comparação com o subperíodo inicial, de acordo com o parâmetro a (dcc), o que sugere maior associação entre as variações dos preços futuros dos quatro *players*. A estimativa menor obtida para o termo b (dcc) na comparação com o primeiro subperíodo, por outro lado, implica que entre 2006 e 2008 o co-movimento de retornos corrente foi menos influenciado pelas correlações dinâmicas anteriores. Em síntese, os resultados da abordagem DCC-GARCH apontaram maior correlação entre as variações dos preços futuros no período de 2006 a 2008, quando da comparação com o intervalo delimitado entre 2002 e 2006.

As evidências obtidas do modelo DCC-GARCH (1,1) para o último subperíodo da série amostral, definido entre Janeiro de 2009 e Dezembro de 2011, tiveram diferenças relevantes em comparação com os dois primeiros, e estão organizadas na Tabela 12. Inicialmente, torna-se válido frisar que a variabilidade dos preços futuros dos Estados Unidos respondeu às variâncias condicionais defasadas de todas as bolsas consideradas no estudo. Apesar dos resultados não terem captado nenhum processo de *volatility spillover* com destino ao mercado futuro norte-americano, a estrutura de variabilidade condicional da CME mostrou-se conectada às variâncias dos preços futuros dos demais mercados entre 2009 e 2011, de acordo com a significância estatística dos coeficientes β da equação dos Estados Unidos.

Tabela 12 - Equações DCC-GARCH estimadas para o terceiro subperíodo do Modelo I –
Janeiro de 2009 a Dezembro de 2011

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	-0,0017	0,0037	-0,48
α_{11}	0,4722	0,0087	54,21 ***
α_{21}	0,1755	0,2275	0,77
α_{31}	0,0947	0,8960	0,11
α_{41}	0,0097	0,3063	0,03
β_{11}	0,5250	0,0079	66,28 ***
β_{21}	0,1207	0,0301	4,00 ***
β_{31}	0,0518	0,0278	1,86 *
β_{41}	0,7709	0,1946	3,96 ***
Equação de variância condicional da China - $h_{2,t}$			
ω_2	-0,0047	0,0705	-0,07
α_{12}	0,3824	0,1661	2,30 **
α_{22}	0,3665	0,0025	143,83 ***
α_{32}	0,2601	0,0211	12,31 ***
α_{42}	0,3512	0,0733	4,79 ***
β_{12}	0,3174	0,1447	2,19 **
β_{22}	0,2700	0,1266	2,13 **
β_{32}	0,3383	0,0783	4,32 ***
β_{42}	0,2933	0,0026	111,37 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0012	0,1130	0,01
α_{13}	0,1130	0,0459	2,46 **
α_{23}	0,1260	0,0021	59,00 ***
α_{33}	0,1478	0,0152	9,76 ***
α_{43}	0,1182	0,6559	0,18
β_{13}	0,9562	0,0290	32,97 ***
β_{23}	0,3227	0,0919	3,51 ***
β_{33}	0,2314	0,0230	10,07 ***
β_{43}	0,0652	0,0038	17,03 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	-0,0018	0,0413	-0,04
α_{14}	0,0715	0,0169	4,23 ***
α_{24}	0,0294	0,1104	0,27
α_{34}	0,1774	0,0037	48,56 ***
α_{44}	0,1561	0,0038	41,21 ***
β_{14}	0,2506	0,0618	4,06 ***
β_{24}	0,2535	0,8679	0,29
β_{34}	0,9707	0,2302	4,22 ***
β_{44}	0,4963	0,0026	187,69 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0811	0,0118	6,87 ***
$b (dcc)$	0,6273	0,2154	2,91 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

No que diz respeito à equação em que a variância condicional dos preços futuros da China apresenta-se como variável dependente, a grande mudança percebida no último subperíodo amostral refere-se à significância do parâmetro de transmissão de volatilidade da CME para a DCE. De forma contrária ao verificado entre 2002 e 2008, os choques ocorridos na CME exerceram contágio sobre a variabilidade dos preços chineses durante o último subperíodo, o que coincide com a maior maturidade do contrato futuro de soja em grão da DCE, o contínuo aumento da participação da China nas importações mundiais da *commodity* e o processo gradual de abertura dos mercados financeiros do país asiático face ao sistema internacional. Na mesma linha, todos os demais coeficientes de erros ao quadrado e também aqueles das variâncias condicionais defasadas foram estatisticamente diferentes de zero na equação da China, evidenciando o significativo fluxo de novas informações geradas nos mercados ocidentais e direcionadas ao mercado asiático.

Além da variabilidade dos preços futuros da China ter sido mais impactada pelos outros preços no terceiro subperíodo, ela também influenciou de modo mais contundente as variabilidades dos mercados estrangeiros. Como primeiro aspecto, a variância condicional da DCE teve poder explicativo sobre a variância da CME a partir de 2009 (β_{21} significativo), contrastando com o que foi extraído para os subperíodos precedentes. Além disso, os maiores efeitos da variância dos preços da China sobre os demais contratos futuros são nítidos na equação explicativa da variabilidade dos preços de soja em grão da BM&FBOVESPA. Isso porque tanto o coeficiente de variância condicional quanto o de *volatility spillover* da China apresentaram-se significativos na influência sobre a variância dos preços futuros do Brasil, algo distinto das evidências verificadas para o primeiro e o segundo subperíodos. Entre outros resultados, o aumento do parâmetro de transmissão de volatilidade da CME para a BM&FBOVESPA entre 2009 e 2011 também merece ser realçado, bem como a significância dos efeitos da variância condicional defasada do MATba sobre a variabilidade das cotações futuras do Brasil. Com isso, as estimativas para a equação brasileira convergem para a intensificação dos processos de contágio de volatilidade entre os mercados futuros considerados e para a maior integração dos mesmos em termos de inovações e fluxos de informação.

Seguindo o padrão de mudanças verificado no terceiro subperíodo, as variações dos preços futuros da Argentina receberam impactos mais intensos dos choques ocorridos no mercado futuro do Brasil, haja vista o valor mais alto estimado para o termo α_{34} . Ademais, a CME continuou a transmitir volatilidade para o MATba, a despeito da menor magnitude desse processo nos últimos três anos da série. Em contrapartida a isso, os choques e a estrutura

condicional de variância da DCE foram neutros em relação à explicação da variabilidade de preços futuros da Argentina, o que também foi encontrado nos modelos DCC-GARCH estimados para o período completo e os dois primeiros subperíodos segmentados no estudo.

Por último, os dois parâmetros de correlações dinâmicas tiveram elevações entre 2009 e 2011, quando da comparação com o subperíodo imediatamente anterior. A estimativa de 0,0811 para a (dcc) revela o crescente co-movimento de retornos dos contratos futuros ao longo do tempo. Tal evidência está relacionada à maior integração entre os mercados futuros com o passar do tempo. Quanto ao valor estimado para b (dcc), na ordem de 0,6273, observa-se maior persistência das correlações condicionais dinâmicas face ao subperíodo anterior, isto é, poder explicativo mais elevado das correlações defasadas sobre as correlações correntes.

4.4.3 Modelo reduzido e impacto do mercado chinês na integração do sistema global de preços da soja em grão

Além dos resultados obtidos através do Modelo I e do Modelo II, o estudo também estimou equações DCC-GARCH para um modelo reduzido contendo somente os preços de fechamento de Estados Unidos, Brasil e Argentina. Tal modelagem objetivou mensurar a importância da DCE para a estrutura de correlações do sistema internacional de preços da soja em grão.

Conforme mostrado pelos Anexos L, M, N e O, o parâmetro de persistência das correlações condicionais dinâmicas [$b(dcc)$] foi consideravelmente inferior nos modelos DCC-GARCH que excluem os preços de fechamento (ou abertura) da DCE. Tais evidências confirmam o papel relevante do contrato futuro da China nas relações de integração do mercado global de soja. A redução do valor do termo de persistência das correlações caracteriza o mercado asiático como bastante informativo, ou seja, o fluxo de informações formado em tal bolsa tem bastante relevância para a integração do sistema de precificação global da *commodity*, o que está relacionado ao enorme volume de importações da China nos últimos anos.

Em relação à divisão amostral definida pela pesquisa, percebe-se que fluxo de informações do mercado chinês foi relativamente mais importante para a integração dos contratos futuros de soja em grão transacionados ao redor do mundo no subperíodo intermediário, tendo em vista que entre Outubro de 2006 e Dezembro de 2008 a diferença entre os parâmetros de persistência das correlações condicionais dinâmicas dos modelos completo e reduzido atingiu seu valor máximo.

4.5 Medidas do processo de descoberta de preço

Conforme descrito no capítulo de Metodologia, as parcelas de informação estão muito relacionadas à variabilidade das inovações sobre o chamado preço eficiente de longo prazo, e por isso almejam captar quem (qual variável) move antes no processo de ajuste de preços. Por sua vez, a segunda linha metodológica clássica sobre descoberta de preço remete aos pesos dos *commom factors* obtidos a partir da decomposição permanente-transitório de Gonzalo e Granger (1995). Tais pesos mostram como os preços se ajustam às inovações imputadas no preço de equilíbrio de longo prazo, isto é, quanto maior o valor do peso detido por dado mercado futuro, menos seus preços se ajustam às mudanças do componente permanente, refletindo seu papel predominante nas mudanças sofridas pelo preço implícito de longo prazo.

Com base nas duas principais vertentes metodológicas expressas na seção 3.6, a Tabela 13 apresenta quatro conjuntos de valores relacionados ao processo de descoberta de preço: (i) MIS de Lien e Shrestha; (ii) NIS de Liu e An; (iii) pesos dos *commom factors* de Gonzalo e Granger para as séries originais de preços futuros, que respeitam as horas de pregão das bolsas em dado dia; e (iv) pesos dos *commom factors* de Gonzalo e Granger que defasam as séries de preços dos países ocidentais um dia à frente, de forma análoga ao procedimento apresentado em Liu e An (2009) para o cômputo de *information shares*.

Tabela 13 - Medidas de descoberta de preço para o período completo do Modelo I – Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Mercados futuros	MIS (%)	NIS (%)	Pesos GG (%)	Pesos GG* (%)
Estados Unidos	57,46	60,88	33,26	34,11
China	29,04	20,99	51,70	46,64
Brasil	4,25	7,10	5,95	8,07
Argentina	9,25	11,03	9,09	11,18

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: MIS – *Modified Information Share*

NIS – *Non-synchronous Information Share*

Pesos GG – Pesos dos *Commom Factors* de Gonzalo-Granger

Pesos GG* – Pesos dos *Commom Factors* de Gonzalo-Granger para negociação não sincrônica

Os resultados evidenciados na Tabela 13 compreendem apenas o período completo do Modelo I, pois os valores obtidos através da aplicação dos métodos para os subperíodos

amostrais mostraram-se inconsistentes, tendo em vista o menor número de observações. A propósito, vale ressaltar que as abordagens relativas à descoberta de preço foram desenvolvidas para amostras de grande tamanho, como declarado em Gonzalo e Granger (1995).

As *information shares* (MIS e NIS) calculadas para o Modelo I confirmam o papel predominante da bolsa dos Estados Unidos na descoberta do preço eficiente do mercado internacional de soja em grão, com valores em torno de 60%. No entanto, a DCE também mostrou grande importância nesse processo ao longo dos últimos anos. A métrica MIS da China atingiu 29% entre 2002 e 2011, e a medida que minimiza os efeitos da negociação não sincrônica entre os países (NIS) foi de 21% para o país asiático. Tais resultados para a DCE são condizentes com as expectativas iniciais, pois o pregão do mercado futuro da China fecha consideravelmente antes do que os demais mercados em dado dia. Para as bolsas do Brasil e da Argentina, por sua vez, pequenas parcelas foram obtidas, reforçando evidências de estudos anteriores que caracterizaram os mercados de soja dos países sul-americanos como seguidores no sistema mundial de preços da *commodity*.

No que diz respeito aos pesos dos *commom factors*, entretanto, os maiores percentuais foram atribuídos ao mercado da China, com valores em torno de 50%. Já o mercado dos Estados Unidos deteve a segunda posição, sendo responsável por praticamente um terço do processo de descoberta de preço. Tais resultados merecem atenção especial, pois, embora sejam distintos daqueles obtidos via *information shares*, não revelam inconsistência analítica. Eles expressam o fato dos preços futuros da China terem se ajustado em menor magnitude em relação aos demais preços futuros do sistema mundial definido pelo estudo. Nesse sentido, vale ressaltar que os pesos dos *commom factors* são intimamente relacionados aos parâmetros do modelo de correção de erros, cujos resultados expostos anteriormente neste trabalho mostraram as menores reações dos preços da DCE face às variações de preços das outras bolsas. De forma similar ao encontrado pelas *information shares*, os pesos de Gonzalo e Granger conferiram percentuais baixos para os mercados futuros do Brasil e da Argentina.

Portanto, Estados Unidos e China assumem papel protagonista no processo de descoberta do preço eficiente de longo prazo do mercado global de soja em grão, o que confirma a posição de referência mundial do contrato futuro da CME e traz novos indícios da grande relevância da DCE quanto à precificação internacional da *commodity*, cujo comércio exterior foi estimulado e expandido na última década principalmente por causa das crescentes importações chinesas.

4.6 Diferenças entre o Modelo I e o Modelo II

Após a apresentação e discussão dos resultados obtidos para o conjunto de preços futuros que compõe o Modelo I, o presente estudo expõe as principais diferenças encontradas para o chamado Modelo II, o qual abrange preços de abertura do mercado futuro da China defasados um dia à frente em relação aos preços de fechamento dos mercados ocidentais.

4.6.1 Modelos de correção de erros

As quatro séries de preços futuros reunidas no Modelo II mostraram-se estacionárias somente nas primeiras diferenças, assim como encontrado para as séries do Modelo I (Anexo B). No entanto, os resultados para os testes de cointegração não foram exatamente os mesmos entre os dois conjuntos de preços. Para o primeiro subperíodo amostral, definido entre Outubro de 2002 e Setembro de 2006, as séries temporais do Modelo I apresentaram um vetor de cointegração, ao passo que o outro modelo evidenciou duas relações de longo prazo entre os preços. Os demais subperíodos, por sua vez, tiveram basicamente os mesmos resultados (Anexo E).

No que diz respeito ao modelo de correção de erros estimado para o período amostral completo, uma importante diferença entre os dois arranjos de preços compreende a significância estatística do primeiro termo de correção de erros (Anexo F). Enquanto que no Modelo I apenas as equações dos Estados Unidos e do Brasil tiveram coeficientes estatisticamente diferentes de zero para o termo, o modelo com preços de abertura da China (Modelo II) mostrou coeficientes significativos para os mercados futuros chinês e argentino, além daquele relacionado à bolsa norte-americana. Ou seja, tais resultados indicam que as cotações de abertura da China participam no processo de ajuste de preços ao equilíbrio de longo prazo.

Já no tocante aos parâmetros estimados das variações de preços defasadas, os preços do MATba tiveram impactos significativos nas equações de precificação dos mercados da China e do Brasil somente no Modelo II, isto é, as cotações de abertura da DCE parecem ter absorvido as variações de preço ocorridas no mercado argentino, algo não detectado para os preços de fechamento da bolsa chinesa (Anexo F). Por outro lado, as variações de preço do contrato futuro da BM&FBOVESPA não influenciaram os preços de abertura do contrato da DCE, porém o fizeram sobre suas cotações de fechamento, sugerindo que a abertura do

pregão da China não absorveu os choques de preço do mercado futuro brasileiro ao longo do período amostral como um todo.

Os resultados dos modelos de correção de erros para os subperíodos amostrais do segundo arranjo de preços definido pelo estudo (Modelo II) são reportados no Anexo G. Para o primeiro subperíodo, a principal diferença consiste na existência de duas relações de longo prazo entre as variáveis. Nesse sentido, cabe ressaltar que os dois termos de correção de erros apresentaram coeficientes com significância estatística na equação de preços da China, ao contrário do que foi obtido no Modelo I, e de acordo com as estimativas do período amostral completo do Modelo II. Com isso, constata-se que os preços de abertura da DCE estiveram fortemente integrados ao sistema mundial de preços futuros da soja em grão entre Outubro de 2002 e Setembro de 2006, tendo participação no processo de ajuste de longo prazo, algo não percebido para os preços de fechamento do mercado chinês. Além desse ponto, também merecem destaque as seguintes diferenças entre os resultados dos dois modelos: (i) as variações defasadas dos preços de abertura da DCE não impactaram de modo significativo a precificação do contrato futuro da CME e do MATba, mas as cotações de fechamento da China influenciaram os preços dessas bolsas; e (ii) as variações defasadas dos preços da BM&FBOVESPA tiveram relação significativa com as variações dos preços de abertura da DCE, apesar de não terem impactado os preços de fechamento desta bolsa, conforme indicado pela comparação entre os dois modelos de correção de erros estimados para o primeiro subperíodo amostral.

Já no que se refere ao segundo subperíodo, os resultados extraídos dos dois modelos foram bastante similares (Anexo G). Assim como no caso envolvendo cotações de fechamento, as variações defasadas dos preços de abertura da China impactaram as variações de preços de todos os contratos futuros estudados, e as estimativas dos coeficientes foram inclusive mais elevadas quando da análise das interações entre as cotações de abertura da DCE e as cotações de fechamento dos outros mercados futuros. A diferença digna de nota reside na não significância do coeficiente da variação defasada do preço da BM&FBOVESPA na equação do preço de abertura da DCE, pois no Modelo I o preço de fechamento do mercado da China sofreu impacto oriundo da cotação do mercado do Brasil.

Por fim, no tocante ao terceiro subperíodo do modelo de correção de erros, os resultados dos dois modelos também foram muito próximos. Em síntese, conforme verificado no Anexo G, as variações de preços da CME tiveram influência sobre todas as demais, ao contrário do que foi constatado para as variações de cotações do MATba, uma vez que somente os próprios preços futuros de soja da Argentina foram impactados por tais variações,

o que confirma o descolamento da precificação de soja em grão no mercado argentino em relação aos demais, com ênfase nos últimos anos da série. A grande diferença entre os dois modelos no terceiro subperíodo, entretanto, refere-se ao fato de que somente a variação do preço de fechamento da China mostrou significância estatística de seu coeficiente na equação da Argentina, de forma oposta ao extraído do Modelo II, que abrange preços de abertura da DCE.

4.6.2 Modelos de transmissão de volatilidade e correlações dinâmicas

Além das relações de preços, as diferenças nos processos de transmissão de volatilidade identificadas entre os Modelos I e II também foram relevantes em alguns pontos. Para todo o período amostral, a equação de variância condicional dos preços da CME basicamente apresentou os mesmos resultados, já que não detectou nenhum contágio de volatilidade em direção ao mercado dos Estados Unidos (Anexo H). Para as demais equações, contudo, algumas distinções foram percebidas. Na equação da China envolvendo cotações de abertura da DCE, os choques e variâncias condicionais defasados com origem na CME não tiveram impacto, em contrapartida ao que foi obtido no agrupamento com preços de fechamento da bolsa chinesa, em que todos os coeficientes de choques defasados e de estruturas de variância condicional foram altamente significativos. Isto é, o mercado futuro dos Estados Unidos originou o processo de *volatility spillover* com destino ao mercado futuro da China, porém isso foi causado somente na precificação de fechamento do contrato futuro de soja em grão da DCE. Para a equação de variância dos preços do Brasil, por sua vez, a única diferença consiste na transmissão de volatilidade com origem no mercado da China, o que foi verificado apenas no pareamento entre os preços de fechamento da DCE e da BM&FBOVESPA. Ademais, os resultados relativos à equação da Argentina foram basicamente os mesmos, e o parâmetro de persistência das correlações condicionais dinâmicas [$b(dcc)$] foi levemente superior no modelo que agrupa apenas cotações de fechamento.

No que diz respeito ao subperíodo definido entre Outubro de 2002 e Setembro de 2006, a equação da China do modelo com preços de abertura (Modelo II) evidenciou transmissão de volatilidade somente a partir do mercado futuro do Brasil (Anexo I). Ao contrário do que foi observado para o arranjo com preços de fechamento da DCE, os choques ocorridos no MATba não foram transmitidos para as cotações de abertura da bolsa asiática. Quanto à estrutura de correlações condicionais dinâmicas, o termo de persistência foi um

pouco maior no Modelo I, acompanhando o resultado obtido para todo o período amostral analisado.

A estimação das equações DCC-GARCH para o subperíodo intermediário do Modelo II também trouxe poucas diferenças que merecem atenção (Anexo J). A principal delas consiste nos menores valores dos coeficientes de *volatility spillover* dos mercados do Brasil e da Argentina contidos na equação de variância condicional dos preços da China. Em outras palavras, a transmissão dos choques defasados da BM&FBOVESPA e do MATba impactou de forma mais intensa a variação dos preços de fechamento da DCE, em comparação com as influências sobre a variabilidade das cotações de abertura.

Por outro lado, as grandes diferenças entre os resultados dos modelos DCC-GARCH para os dois arranjos de preços foram identificadas no terceiro subperíodo (Anexo K). São elas: (i) na equação de variância dos Estados Unidos do Modelo II, a estrutura de variâncias defasadas dos preços de abertura da DCE não foi significativa, em oposição ao que foi encontrado para as cotações de fechamento da China, cuja variabilidade impactou as mudanças de preços registradas na CME; (ii) não houve transmissão de volatilidade dos preços de fechamento da CME para os preços de abertura da DCE, assim como nenhuma influência da variabilidade defasada das cotações da bolsa dos Estados Unidos sobre os primeiros negócios da bolsa da China; e (iii) a variabilidade dos preços do contrato de soja em grão da BM&FBOVESPA não experimentou contágio de volatilidade a partir dos preços de abertura da DCE, cujas variâncias defasadas também não foram relevantes na explicação das variações dos preços do Brasil. As evidências foram contrárias para o conjunto envolvendo preços de fechamento dos quatro mercados futuros analisados.

Conforme visualizado no Anexo Q, no Anexo R e no Anexo S, os valores-p de praticamente todos os testes de diagnóstico para os modelos DCC-GARCH estão de acordo com os resultados desejados, com base no nível de significância de 5%. De fato, apenas cinco testes foram significativos a somente 10%. Com isso, constata-se que tais modelos estimados no estudo foram bem delineados e apresentam robustez, o que torna as análises consistentes no que diz respeito às transmissões de volatilidade e estruturas de variância condicional dos preços futuros.

4.6.3 Medidas do processo de descoberta de preço

Em relação ao processo de descoberta de preço, o modelo que agrupa cotações de fechamento de Estados Unidos, Brasil e Argentina e cotações de abertura da China (Modelo

II) apresentou parcelas de informação maiores para o mercado asiático e menores para o mercado norte-americano, em comparação com o Modelo I. Tendo como exemplo a NIS, estatística que procura neutralizar os efeitos da negociação não sincrônica dos mercados estudados, observa-se no Anexo P que o contrato da CME contribuiu com 52,72% na descoberta de preço da soja em grão, enquanto que a DCE foi responsável por 30,06%. Para o Modelo I, a estatística NIS do mercado chinês foi calculada em 20,99%. Ou seja, os preços de abertura da China foram mais importantes no processo de determinação do preço eficiente de longo prazo comparativamente aos preços de fechamento (diferença de 9 p.p.). Ademais, o ganho relativo de participação da DCE ocorreu basicamente em detrimento do peso da CME, cuja NIS declinou praticamente 8 p.p. Por sua vez, as parcelas dos contratos futuros da BM&FBOVESPA e do MATba não tiveram grande variação.

Os chamados pesos de Gonzalo-Granger também corroboraram a maior influência relativa dos preços de abertura da DCE no processo de descoberta de preço. Os respectivos pesos dos *commom factors* para negociação não sincrônica (GG*) da China e dos Estados Unidos atingiram os valores de 46,64% e 34,11% para a modelagem envolvendo somente preços de fechamento, sendo que o modelo com cotações de abertura da DCE resultou nos pesos de 49,11% e 32,69% para China e Estados Unidos, respectivamente.

5 CONCLUSÕES

O mercado de soja em grão tem grande relevância aos agentes econômicos em âmbito global. Além de ser componente básico da alimentação humana em diversos países, seja na forma *in natura* ou através do óleo processado, o grão consiste em um insumo essencial para a produção de carnes. Tais características explicam o grande peso desta *commodity* no comércio internacional de produtos agropecuários. A propósito, sua estrutura de oferta e demanda mundial apresenta elevada concentração, já que os três maiores exportadores e importadores do grão representam parcelas muito altas de todo o comércio. Por isso, os principais *players* na produção e consumo da soja guardam fortes relações de interdependência entre si, expressas nos volumes de comercialização e nas conexões de preços. Nesse sentido particular, as relações de preços contêm informações valiosas a respeito das influências exercidas por dado mercado sobre os demais, sendo objetos de análise de inúmeros estudos.

Embora o mercado mundial de soja em grão tenha sido explorado pela literatura brasileira e estrangeira, poucos trabalhos consideraram todos os grandes *players* em conjunto, principalmente por causa do surgimento recente da China como grande importadora da *commodity*. Além disso, muitos estudos abrangeram somente preços *spot* de soja, ou simplesmente preços futuros de dois mercados, desprezando vínculos importantes entre outros locais de negociação. Ainda com o intuito de salientar as contribuições desta pesquisa, vale a pena comentar que existem poucas investigações sobre o mercado internacional de soja para períodos mais recentes. Em síntese, eventos como o chamado “efeito China”, o ganho relativo de importância da produção sul-americana e a deflagração da crise econômico-financeira em 2008 intensificaram os interesses na avaliação da dinâmica do mercado da *commodity* em pauta, focalizando os relacionamentos mantidos pelos países que de fato determinam sua estrutura, com base em interações de preços, volatilidades e fluxos de informação.

A divisão do período amostral do estudo em três segmentos possibilita investigações mais específicas para a mensuração de como as recentes mudanças no comércio internacional e no volume transacionado de contratos futuros de soja modificaram as relações de preços e volatilidades experimentadas pelos principais *players* do mercado global. Para isso, cotações diárias dos contratos futuros de soja em grão de Estados Unidos (CME), China (DCE), Brasil (BM&FBOVESPA) e Argentina (MATba) foram examinadas a partir de arcabouços metodológicos sobre relações de preço de curto e longo prazo, transmissões de volatilidade e processo de descoberta de preço.

Em todos os subperíodos amostrais foram identificadas relações de interdependência entre as trajetórias dos preços futuros e equilíbrio estrutural no longo prazo. Os termos de correção de erros evidenciaram que os preços dos Estados Unidos ajustam-se mais rapidamente à relação de longo prazo do que os demais. Além disso, tais parâmetros de correção indicaram que os preços da DCE começaram a participar no processo de ajustamento de longo prazo a partir de meados de 2006, quando as cotações do mercado asiático passaram a mostrar interações mais fortes com outros mercados futuros. Ainda, as cotações do mercado futuro da China aparentemente não participaram da dinâmica de curto prazo dos demais *players* entre 2002 e 2006. A partir de então, as variações de preços defasadas dos Estados Unidos e do Brasil tiveram impacto na precificação da soja em grão na DCE. As relações mais íntimas entre os preços chineses e dos países ocidentais possivelmente decorreram dos volumes crescentes de soja importados pela China e do aumento do número de negócios do contrato futuro deste país.

De forma distinta das mudanças verificadas na DCE, as variações de preços da BM&FBOVESPA estiveram muito conectadas às mudanças de preços dos demais mercados futuros durante todo o período amostral investigado, com destaque às interações existentes com as bolsas dos Estados Unidos e da China. Tais aspectos apoiam a hipótese de atuação da bolsa brasileira como seguidora no processo de ajuste internacional de preços da soja, respondendo rapidamente aos movimentos nos países líderes em termos de negociação de contratos futuros e com grande peso relativo no comércio internacional do grão. De maneira semelhante, o MATba também apresentou relações de preços de curto prazo com os mercados de outros países, com destaque às interações com a China, cujos portos importam parcelas enormes de todo o volume exportado pela Argentina.

Ao longo do período analisado alguns padrões interessantes de transmissão de volatilidade de preços foram identificados, e corroboraram expectativas iniciais do estudo. O contrato futuro de soja em grão dos Estados Unidos confirmou seu papel de referência internacional na precificação da *commodity* ao promover o contágio de volatilidade para os mercados futuros de Brasil e Argentina em praticamente todos os intervalos de tempo delimitados. Além disso, movimentos de *volatility spillover* da CME para a DCE ocorreram somente entre 2009 e 2011, ratificando a maior conexão do mercado chinês em relação ao sistema internacional de preços do grão em tempos mais recentes. O contágio de volatilidade sobre o mercado asiático parece decorrer de fatores como a maior maturidade do contrato futuro de soja da DCE, o aumento contínuo da participação da China nas importações globais do grão e o processo gradual de abertura dos mercados financeiros do país.

Apesar do mercado dos Estados Unidos não ter recebido volatilidade de outros países, a estrutura de variabilidade de seu contrato futuro mostrou-se mais associada àquelas dos outros contratos com o passar do tempo, com destaque ao período pós-crise financeira de 2008. A propósito, vale salientar a intensificação dos movimentos de *volatility spillover* e a maior integração dos contratos de soja em grão após a eclosão da crise mundial, já que as bolsas de futuros aparentemente ficaram mais suscetíveis e sensíveis aos choques e fluxos de informação existentes nos mercados estrangeiros. Outros aspectos importantes extraídos da abordagem de *volatility spillover* foram a relação bidirecional entre Brasil e China a partir de 2009, pois nos anos precedentes a BM&FBOVESPA transmitiu volatilidade para a DCE sem reciprocidade, bem como a influência do mercado da Argentina somente sobre o mercado da China em termos de contágio de volatilidade, refletindo os fortes vínculos comerciais entre os países. Por outro lado, o MATba foi bastante impactado pelos mercados dos grandes concorrentes no que diz respeito às exportações de soja, Estados Unidos e Brasil, apesar do contrato futuro argentino ter apresentado certo descolamento em relação ao sistema integrado de preços da soja em alguns intervalos de tempo, tendo em vista rígidas políticas internas de controle comercial.

A evolução das relações de preço de curto e longo prazo, bem como dos processos de transmissão de volatilidade, consegue evidenciar a conexão crescente dos principais contratos futuros de soja em grão transacionados ao redor do mundo, com ênfase no ingresso contundente do mercado chinês nesse processo, especialmente a partir de 2006. Ademais, o estudo não rejeita a validade da Lei do Preço Único entre os preços futuros de soja dos principais *players* globais, haja vista a nítida interdependência entre os mesmos, e clarifica alguns impactos decorrentes de mudanças estruturais no comércio internacional da *commodity*. Já no que tange à liderança de preço, as posições de referência são assumidas por Estados Unidos e China. A caracterização do contrato futuro da CME como líder na precificação da soja em âmbito mundial reforça constatações de outros estudos. Contudo, o diferencial desta pesquisa compreende a exposição da grande parcela de importância da DCE na definição do preço eficiente de longo prazo da *commodity*, o que está atrelado ao fato do comércio exterior do grão ter sido substancialmente estimulado e expandido na última década devido ao crescimento contínuo da demanda chinesa. Assim como em outros trabalhos, Brasil e Argentina foram identificados como seguidores no sistema global de ajuste de preços.

Tendo em vista a grande diferença de fuso horário entre os pregões da DCE e das bolsas ocidentais, a modelagem de vários conjuntos de preços futuros trouxe maior robustez às análises dos resultados. Na comparação entre os modelos que se diferenciaram ao

considerar preços de fechamento ou de abertura da China, o conjunto com cotações de fechamento apresentou maior número de relações de preço e processos de transmissão de volatilidade significativos. De forma geral, os preços de fechamento da DCE estiveram mais integrados ao sistema internacional de precificação da soja em grão do que as cotações de abertura, e o contágio de volatilidade originado nas bolsas ocidentais foi mais intenso sobre os preços dos últimos negócios efetuados no mercado chinês. De fato, um número bem inferior de *volatility spillovers* foi encontrado no modelo que agrupou preços de abertura da DCE e preços de fechamento dos outros países. Por outro lado, os preços de abertura da China tiveram parcelas maiores do que suas cotações de fechamento no processo de descoberta do preço eficiente de longo prazo.

Em suma, a despeito das diferenças quanto à intensidade das interações de preços e volatilidades, todos os arranjos de cotações definidos na pesquisa apontaram na mesma direção de aumento da importância do mercado futuro da China na integração do sistema global da soja em grão. A DCE mostrou-se especialmente informativa entre o final de 2006 e 2008, período marcado pela maior maturidade de seu contrato futuro e por importações volumosas da *commodity*. Os Estados Unidos continuaram predominantes na descoberta de preço e na disseminação de volatilidades ao redor do mundo, e a estrutura de variabilidade de seu contrato futuro está cada vez mais conectada àquelas dos demais mercados. Por sua vez, Brasil e Argentina possuem fortes relações com o mercado da China, fruto do estreitamento comercial, e ao mesmo tempo são nitidamente impactados pela estrutura de preços e por choques ocorridos na bolsa dos Estados Unidos. Ou seja, os principais *players* do mercado internacional de soja em grão são bastante conectados através de movimentos de preços, volatilidades e fluxos de informação, e as conexões entre eles se tornaram mais fortes com o passar dos últimos anos.

Em termos de aplicação prática, o presente estudo traz resultados importantes para o processo de tomada de decisão de produtores rurais, companhias de processamento da soja em grão, *tradings*, entre outros agentes econômicos. As principais contribuições remetem à maior participação da bolsa de futuros da China no sistema global de ajuste de preços. Ou seja, os *players* do mercado internacional da *commodity* que acompanharem os movimentos do contrato chinês diariamente tendem a realizar operações mais eficientes e lucrativas. Isso porque as interações da bolsa de Dalian com os mercados futuros estrangeiros, em termos de preços e volatilidades, estão ficando cada vez mais intensas com o passar do tempo.

Dentre as limitações deste estudo, o acesso a dados intradiários merece grande destaque. Isso porque a obtenção de dados de alta frequência (preços dos contratos futuros de

soja em grão em intervalos de minutos, por exemplo) permitiria o cálculo de *information shares* para subperíodos amostrais, o que não foi desenvolvido devido à inconsistência gerada pela manipulação de preços diários. Além deste ponto, cabe ressaltar a dificuldade em conseguir informações acerca do ambiente de negócios no âmbito do mercado futuro da China, como por exemplo a respeito dos agentes internacionais que transacionam os contratos chineses, e também sobre os *players* da China que operam instrumentos de mercados futuros do exterior.

Com base nas limitações destacadas, a primeira sugestão para trabalhos futuros remete a uma exploração mais aprofundada do ambiente de negócios da DCE, partindo da evolução histórica desta bolsa e da caracterização dos principais *players* que transacionam contratos de *commodities* agropecuárias. O contínuo processo de flexibilização dos mercados financeiros da China na última década e a importância do país no comércio exterior de *commodities* demandam investigações mais particulares. Outra sugestão corresponde à utilização de outras variáveis explanatórias nos modelos de correção de erros referentes ao sistema internacional de preços da soja em grão. Isso porque a inclusão de variáveis de volume de comércio, produção, nível de estoque, entre outras correlatas, pode gerar constatações interessantes a respeito de como os preços dos principais *players* do mercado global de soja se comportam em resposta a mudanças verificadas nos demais países com grande peso na comercialização do grão.

REFERÊNCIAS

ABITANTE, K.G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, p. 75-96, 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/61272/2/a04v46n1.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2011.

AGUIAR, D.R.D.; BARROS, G.S.A.C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos 80. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 21, n. 1, p. 89-103, 1991.

ANDERSEN, T.G.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, F.X.; LABYS, P. (2003). Modeling and Forecasting Realized Volatility. **Econometrica**, New York, NY, v. 71, n. 2, p. 579-625, 2003. Disponível em: <<http://statmath.wu.ac.at/~hauser/LVs/OLDFinEtrics/03Etrica.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

ARDENI, P. G. (1989). Does the Law of One Price really hold for commodity prices? **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 71, n. 3, 1989. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1242021>. Acesso em: 11 dez. 2011.

ASPLUND, M.; FRIBERG, R. The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores. **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 91, n. 4, 2001. Disponível em: <www.jstor.org/pss/2677827>. Acesso em: 15 dez. 2011.

BAFFES, J. Some further evidence on the Law of One Price: The Law of One Price still holds. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 73, n. 4, 1991.

BAILLIE, R.T.; BOOTH, G.G.; TSE, Y.; ZABOTINA, T. Price discovery and common factor models. **Journal of Financial Markets**, San Diego, v. 5, p. 309-321, 2002. Disponível em: <<http://www.biochem.uthscsa.edu/~bcqguo/2002.pdf>>. Acesso em: 05 fev. 2012.

BARNDORFF-NIELSEN, O.E.; SHEPARD, N. Econometric and Analysis of Realized Covariation: High Frequency Based Covariance, Regression, and Correlation in Financial Economics. **Econometrica**, New York, NY, v. 72, n. 3, p. 885-925, 2004. Disponível em: <<http://webdoc.gwdg.de/ebook/e/2002/maphysto/mps-rr/2002/14.pdf>>. Acesso em: 27 fev. 2012.

BARRETT, C.B.; LI, J.R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, Ithaca, NY, v. 84, n. 2, p. 292-307, 2002. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1244953>. Acesso em: 28 out. 2011.

BARZEL, Y. Price Theory: Replacing the Law of One Price with the Price Convergence Law. Department of Economics, University of Washington, Washington D.C., 2007. Disponível em: <www.econ.washington.edu/user/yoramb/LOP%20Sep%2013,07.doc>. Acesso em: 10 set. 2011.

BERNDT, E.K.; HALL, B.H.; HALL, R.E.; HAUSMAN, J.A. Estimation and inference in nonlinear structural models. **Annals of Economic and Social Measurement**, Cambridge, MA, v. 4, p. 653-665, 1974. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c10206.pdf>>. Acesso em: 12 mar. 2012.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS DE SÃO PAULO – A NOVA BOLSA. Dados Históricos de Mercadorias e Futuros, 2012. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acesso em: 20 mar. 2012.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 31, p. 307-327, 1986. Disponível em: <<http://stat.wharton.upenn.edu/~steele/Courses/GARCH/Bollerslev86.pdf>>. Acesso em: 01 mar. 2012.

BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. **The Review of Economics and Statistics**, Chicago, v. 72, n. 3, 1990. Disponível em: <www.jstor.org/stable/2109358>. Acesso em: 04 mar. 2012.

BOOTH, G.G.; SO, R.W.; TSE, Y. Price discovery in the German equity index derivatives markets. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 19, p. 619-643, 1999. Disponível em: <<http://www.mendeley.com/research/price-discovery13/>>. Acesso em: 30 ago. 2011.

BOOTH, G.G.; LIN, J.C.; MARTIKAINEN, T.; TSE, Y. Trading and Pricing in Upstairs and Downstairs Stock Markets. **The Review of Financial Studies**, Oxford, v. 15, p. 1111-1135, 2002. Disponível em: <http://www.business.unr.edu/faculty/liuc/files/Booth_etal_2002.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2012.

CARNEIRO, F.G. **A metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: Universidade de Brasília, Departamento de Economia, 1997. 13 páginas, (Série Textos Didáticos, 20).

CHAKRAVARTY, S.; GULEN, H.; MAYHEW, S. Informed Trading in Stock and Option Markets. **The Journal of Finance**, Wiley-Blackwell, v. 59, p. 1235-1257, 2004. Disponível em: <<https://secure.hosting.vt.edu/www.finance.pamplin.vt.edu/informed.pdf>>. Acesso em: 22 jan. 2012.

CHIODI, L.; GERALDINI JR., E.A.; MARQUES, P.V.; MARTINES-FILHO, J.G. Análise da efetividade de hedging com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. p. 13-24. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/527.pdf>>. Acesso em: 19 out. 2011.

CHU, Q.C.; HSIEH, W.G.; TSE, Y. Price discovery on the S&P 500 index markets: An analysis of spot index, index futures and SPDRs. **International Review of Financial Analysis**, New York, NY, v. 8, p. 21-34, 1999. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521999000034>>. Acesso em: 02 mar. 2012.

CHICAGO MERCANTILE EXCHANGE GROUP. Statistics, 2012. Disponível em: <<http://www.cmegroup.com>>. Acesso em: 21 mar. 2012.

COLLING, P.L.; IRWIN, S.H. The reaction of live hog future prices in USDA hogs and pigs reports. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 72, p. 84-94, 1990.

DALIAN COMMODITY EXCHANGE. Market Statistics, 2012. Disponível em: <<http://www.dce.com.cn>>. Acesso em: 22 mar. 2012.

DE JONG, F. Measures of Contributions to Price Discovery. **Tinbergen Institute, Discussion Paper**, Amsterdam, Netherlands, 2002. Disponível em: <<https://www.tinbergen.nl/discussionpapers/01114.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2012.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, VA, v. 4, p. 427-431, 1979. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/2286348>>. Acesso em: 02 abr. 2012.

DU, W.; WANG, H.H. Price behavior in China's wheat futures market. **China Economic Review**, Elsevier, v. 15, n. 2, p. 215-229, 2004. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MiamiImageURL&_cid=272074&.pdf>. Acesso em: 12 jan. 2012.

DU, X.; YU, C.L.; HAYES, D.J. Speculation and Volatility Spillover in the Crude Oil and Agricultural Commodity Markets: A Bayesian Analysis. **Energy Economics**, San Diego, v. 33, n. 3, p. 497-503, 2009. Disponível em: <http://www2.econ.iastate.edu/research/webpapers/paper_13066.pdf>. Acesso em: 01 dez. 2011.

DUARTE, G.B.; LIMA, R.C.; ALVES, J.S. Co-integração e eficiência do mercado futuro da soja no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2006. p. 33-44. Disponível em: <www.sober.org.br/palestra/6/623.pdf>. Acesso em: 03 nov. 2011.

ENDERS, W. **Applied Econometric – Time Series**. 2.ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2003. 480 p.

ENGEL, C.; ROGERS, J.H. How wide is the border? **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 86, p. 1112-1125, 1996.

_____. Regional patterns in the Law of One Price: The roles of Geography versus currencies. **The National Bureau of Economic Research**, Cambridge, 1998. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c7823.pdf>>. Acesso em: 22 ago. 2011.

ENGEL, C.; ROGERS, J.H.; WANG, S.Y. Revisiting the border: an assessment of The Law of One Price using very disaggregated consumer price data. **International Finance Discussion Papers**, 2003. Disponível em: <www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2003/>. Acesso em: 26 ago. 2011.

ENGLE, R.F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. **Econometrica**, New York, NY, v. 50, p. 987-1008, 1982. Disponível em: <<http://web.pdx.edu/~crkl/readings/Engle82.pdf>>. Acesso em: 11 dez. 2011.

_____. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 20, p. 339-350, 2002.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, New York, NY, v. 35, n. 1, p. 251-276, 1987.

EUN, C.S.; SABHERWAL, S. Cross-border listings and price discovery: evidence from U.S. – listed Canadian Stocks. **Journal of Finance**, Wiley-Blackwell, v. 58, p. 549-575, 2003. Disponível em: <http://www.business.unr.edu/faculty/liuc/files/Eun_Sabherwal_2003.pdf>. Acesso em: 28 mar. 2012.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. Estatísticas (FAOStat), 2011. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 17 jan. 2012.

FUTURES INDUSTRY ASSOCIATION. **Monthly Report**, March, 2011. Disponível em: <[http://www.futuresindustry.org/downloads/Volume-Mar_FI\(R\).pdf](http://www.futuresindustry.org/downloads/Volume-Mar_FI(R).pdf)>. Acesso em: 29 jan. 2012.

FIGUEIREDO, A.M.; SANTOS, M.L.; LIRIO, V.S. Diferenciação por origem e substituição nas exportações de soja em grão do Brasil, dos EUA e da Argentina. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 2, n. 4, 2004. Disponível em: <ageconsearch.umn.edu/bitstream/56769/2/Artigo1_V2N4.pdf>. Acesso em: 05 nov. 2012.

FREITAS, S.M.; MARGARIDO, M.A.; BARBOSA, M.Z.; FRANCA, T.J.F. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990 – 1999. **Agricultura de São Paulo**, São Paulo, v. 48, n. 1, p. 1-20, 2001.

FROOT, K.A.; KIM, M.; ROGOFF, K. The Law of One Price over 700 years. **The National Bureau of Economic Research**, Cambridge, 1995. Disponível em: <www.nber.org/papers/w5132>. Acesso em: 20 jul. 2011.

FUNG, H.G.; LEUNG, W.K.; XU, X.E. Information Flows between the U.S. and China commodity futures trading. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, New York, NY, v. 21, n. 3, p. 267-285, 2003. Disponível em: <www.springerlink.com/content/g76653467q44621m/fulltext.pdf>. Acesso em: 26 fev. 2012.

GARBADE, K.D.; SILBER, W.L. Dominant and satellite markets: A study of dually-traded securities. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 61, p. 455-460, 1979. Disponível em: <<http://en.scientificcommons.org/34132897>>. Acesso em: 19 dez. 2011.

_____. Price movements and price discovery in futures and cash markets. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 65, n. 2, 1983. Disponível em: <www.jstor.org/pss/1924495>. Acesso em: 07 mar. 2012.

GOLDBERG, P.K.; KNETTER, M.M. Good prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, v.35, n.1, p. 1243-1272, 1996. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5862>>. Acesso em: 04 mar. 2012.

GOLDBERG, P.K.; VERBOVEN, F. Market integration and convergence to the Law of One Price: evidence from the European car market. **Journal of International Economics**, San Diego, v. 65, n. 1, 2005. Disponível em: <www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199604000194>. Acesso em: 15 ago. 2011.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001. Disponível em: <http://www.faculty.ucr.edu/~ggonzalez/papers/AJAE_ggr2001.pdf>. Acesso em: 22 out. 2011.

GONZALO, J.; GRANGER, C. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 13, p. 27-35, 1995.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, New York, NY, v. 37, p. 424-438, 1969.

GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 2, p. 111-120, 1974.

GRUNEWALD, O.; MCNULTY, M.S.; BIERE, A.W. Live Cattle Futures Response to 'Cattle on Feed Reports. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 75, n. 1, p. 131-37, 1993. Disponível em: <www.jstor.org/pss/1242961>. Acesso em: 30 set. 2011.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4. ed. São Paulo: Elsevier, 2006. 812 p.

HAIGH, M.S.; BESSLER, D.A. Causality and Price Discovery: An Application of Directed Acyclic Graphs. **The Journal of Business**, Chicago, v. 77, n. 4, 2004. Disponível em: <www.jstor.org/stable/3663816>. Acesso em: 07 mar. 2012.

HAIGH, M.S.; HOLT, M.T. Hedging multiple uncertainty in international grain trade. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 82, n. 4, p. 881-896, 2000. Disponível em: <www.jstor.org/stable/info/10.2307/1244527>. Acesso em: 18 nov. 2011.

HAN, S.; DURHAM, C.A. Spatial price analysis incorporating rate of trade: methods and application to United States – China soybean trade. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Athens, GA, v. 42, n. 2, p. 367-382, 2010. Disponível em: <ageconsearch.umn.edu/bitstream/90667/2/jaae184.pdf>. Acesso em: 04 out. 2011.

HARRIS, F.H. de B.; McINISH, T.H.; SHOESMITH, G.L.; WOOD, R.A. Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cambridge, v. 30, p. 563-579, 1995. Disponível em: <<http://journals.cambridge.org/action/online&aid=4109156>>. Acesso em: 22 mar. 2012.

HARRIS, F.H. de B.; McINISH, T.H.; WOOD, R.A. Security price adjustment across exchanges: an investigation of common factor components for Dow stocks. **Journal of Financial Markets**, San Diego, v. 5, p. 277-308, 2002a. Disponível em: <<http://business.wfu.edu/apps/files/faculty/pubs/pricediscoveryarticle.pdf>>. Acesso em: 08 mar. 2012.

_____. Common factor components versus information shares: a reply. **Journal of Financial Markets**, San Diego, v. 5, p. 341-348, 2002b. Disponível em: <<https://umdrive.memphis.edu/ywu/www/business/.pdf>>. Acesso em: 17 mar. 2012.

HASBROUCK, J. A note on linear heteroscedasticity models. **Economic Letters**, New York, NY, v. 22, p. 349-351, 1986. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/article/eeeecolet/v_3a22.htm>. Acesso em: 14 mar. 2012.

HASBROUCK, J. One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery. **The Journal of Finance**, Stanford, v. 50, p. 1175-1199, 1995.

HASBROUCK, J. Price Formation in U.S. Equity Index Markets. **The Journal of Finance**, Stanford, v. 58, n. 6, p. 2375-2399, 2003. Disponível em: <<http://tcnh.ntt.edu.vn/images/capm/42.pdf>>. Acesso em: 12 mar. 2012.

HASKEL, J.; WOLF, H. The law of One Price: A case study. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 103, n.4, p. 545-558, 2001. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8112>>. Acesso em: 16 mar. 2012.

HATEMI-J, A.; IRANDOUST, M. Bilateral trade elasticities: Sweden versus her trade partners. **American Review of Political Economy**, New York, NY, v. 3, n. 2, p. 51-71, 2005.

HUA, R.; CHEN, B. International Linkages of the Chinese Futures Markets. **Applied Financial Economics**, New York, NY, v. 17, p. 1275-128, 2007. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/09603100600735302>>. Acesso em: 24 nov. 2011.

ISARD, P. How far can we push the “Law of One Price”? **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 67, n. 5, p. 942-948, 1977.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, p. 169-210, 1990.

KIM, J.H.; DOUCOULIAGOS, C.H. Realized Volatility and Correlation in Grain Futures Markets: Testing for Spill-Over Effects. **Monash Econometrics and Business Statistics**, Monash, v. 2, n.1, 2005. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper/mshebswps/2005-22.htm>. Acesso em: 26 fev. 2012.

LAMONT, O.A.; THALER, R.H. Anomalies: the law of One Price in financial markets. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 17, n.4, p. 191-202, 2003. Disponível em: <http://docserver.ingentaconnect.com/deliver/connect/aea/08953309/>. Acesso em: 21 fev. 2012.

LAZZARINI, S.G. Gerenciamento de riscos de preços no sistema agroindustrial brasileiro da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 38, n.4, p. 109-127, 1999.

LIEN, D.; SHRESTHA, K. A New Information Share Measure. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 29, p. 377-395, 2009.

LIU, Q.; AN, Y. Price Discovery in Informationally Linked Markets: Evidence Based on Non-Synchronous Trading Information. **Fudan University**, Shanghai, v. 30, n. 2, 2009. Disponível em: <http://southwesternfinance.org/conf-2010/D3-2.pdf>. Acesso em: 30 mar. 2012.

LIU, Q.; ZHANG, J. Price Discovery and Volatility Spillovers: Evidence from Chinese Spot-Futures Markets. **Institute for Financial Studies Fudan University**, Shanghai, v. 5, n. 1, 2006. Disponível em: ifsfd.fudan.edu.cn/lab/download/papers/. Acesso em: 02 abr. 2012.

LOVADINE, D.; BACCHI, M.R.P. Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. p. 40-61. Disponível em: www.sober.org.br/palestra/2/463.pdf. Acesso em: 10 dez. 2011.

MA, J.; SWAN, P.L.; SONG, F. Price discovery and information in an emerging market: Evidence from China. **Emerging Markets Conference**, Beijing, v.2, n.1, 2008. Disponível em: [http://www.isb.edu/EMFConference/File/Pricediscovery\(1\).pdf](http://www.isb.edu/EMFConference/File/Pricediscovery(1).pdf). Acesso em: 25 mar. 2012.

MADDALA, G.S.; KIM, I.M. **Unit Roots, Cointegration, and Structural Change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 524 p.

MAFIOLETTI, R.L. **Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90**. 2000. 95 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

MARÇAL, E.F.; PEREIRA, P.L.V.; SANTOS FILHO, O.C. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n.1, p. 159-190, 2003. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbe/v57n1/a06v57n1.pdf>>. Acesso em: 06 mar. 2012.

MARGARIDO, M.A.; SOUSA, E.L.L. Formação de preços da soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 45, n. 2, p. 52-61, 1998.

MARGARIDO, M.A.; SOUSA, E.L.L.; BARBOSA, M.Z.; FREITAS, S.M. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 1999. p. 1-15.

MARGARIDO, M.A.; TUROLLA, F.A.; BUENO, C.R.F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 7, n. 2, p. 241-268, 2007. Disponível em: <www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103>. Acesso em: 11 jan. 2012.

MERCADO A TÉRMINO DE BUENOS AIRES, 2012. Disponível em: <<http://www.matba.com.ar>>. Acesso em: 23 mar. 2012.

MAYNARD, L. J.; HANCOCK, S.; HOAGLAND, H. Performance of schrimp future markets as price discovery and hedging mechanisms. **Aquaculture Economics and Management**, New York, NY, v. 5, p. 115-128, 2001.

MILLS, T.C. **The econometric modelling of financial time series**. 3. ed. New York: Cambridge University Press, 1993. 468 p.

NELSON, C.; PLOSSER, C. Trend and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, San Diego, v. 10, p. 139-169, 1982. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v10y>>. Acesso em: 29 jan. 2012.

OELLERMANN, C. M.; BRORSEN, B.W.; FARRIS, P.L. Price Discovery for Feeder Cattle. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 9, p. 113-21, 1989.

PARK, A.; JIN, H.; ROZELLE, S.; HUANG, J. Market Emergence and Transition: Arbitrage, Transaction Costs, and Autarky in China's Grain Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, NY, v. 84, n. 1, 2002. Disponível em: <www.jstor.org/stable/pdfplus/1245024.pdf>. Acesso em: 28 nov. 2011.

PELLETIER, D. Regime Switching for Dynamic Correlations. **Journal of Econometrics**, New York, NY, v. 131, p. 445-473, 2006. Disponível em: <<http://www.ds.unifi.it/fedra/conference03/papers/pelletier.pdf>>. Acesso em: 04 mar. 2012.

PEROBELLI, F.S. As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. p. 1-17.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, New York, NY, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989. Disponível em: <<http://www.le.ac.uk/ec/sh222/perron.pdf>>. Acesso em: 11 jan. 2012.

PINO, F.A.; ROCHA, M.B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, 1994.

PINO, F.A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S.; TOLOI, C.M.C. Relações dinâmicas entre preços da soja brasileira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 18, n. 11, p. 1163-1173, 1983.

PLATO, G.; HOFFMAN, L. **Measuring the Influence of Commodity Fund Trading on Soybean Price Discovery**. NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, Chicago: University of Illinois Press, 2007. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/37568/2/confp12-07.pdf>>. Acesso em: 01 maio. 2012.

PLATO, G.; HOFFMAN, L. **Price Discovery in U.S. and Foreign Commodity Futures Markets: The Brazilian Soybean Example**. NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, Saint Louis: University of Illinois Press, 2011. Disponível em: <<http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134>>. Acesso em: 28 abr. 2012.

PROTOPAPADAKIS, A.; STOLL, H.R. Spot and Futures Prices and The Law of One Price. **The Journal of Finance**, Wiley-Blackwell, v. 38, n. 5, 1983. Disponível em: <www.jstor.org/pss/2327579>. Acesso em: 03 out. 2011.

QUAH, D. The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds. **Econometrica**, New York, NY, v. 60, p. 107-118, 1992. Disponível em: <https://econ.lse.ac.uk/staff/dquah/p/1992-Relative_Importance-Econometrica-DQ.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2012.

RAHAHLEH, N.A.; WEI, P.P. On the Persistency of Global Futures Markets Interactions. In: ANNUAL MEETING OF THE MIDWEST FINANCE ASSOCIATION, 2011, Chicago. **Annals...** Chicago: Western Publishing, 2011. p. 79-122.

RICHARDSON, J. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the Law of One Price. **Journal of International Economics**, New York, NY, v. 8, n. 2, 1978. Disponível em: <www.sciencedirect.com/science/article/pii/0022199678900272>. Acesso em: 27 set. 2011.

ROGERS, J.H.; JENKINS, M. Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates. **Journal of International Economics**, New York, NY, v. 38, n. 4, 1995. Disponível em: <www.sciencedirect.com/science/article/pii/>. Acesso em: 02 out. 2011.

ROOPE, M.; ZURBRUEGG, R. The intra-day price discovery process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 22, p. 219-240, 2002. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/fut.2215/abstract>>. Acesso em: 22 mar. 2012.

SCHROEDER, T.C.; GOODWIN, B.K. Price discovery and cointegration for live hogs, **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 11, n. 6, p. 685-696, 1991.

SHEPHARD, N. **Stochastic Volatility**: Selected Readings. New York: Oxford University Press, 2005. 534 p.

SI, W. **The Dalian Commodity Exchange's Soybean Futures Contract: China's Integration with World Commodity Markets**. M.S. thesis, Oregon State University, Oregon, OR, 2001. Disponível em: <http://impact.wsu.edu/report/special_rpt/pdf/12_1999_China_Proceedings.pdf#page=34>. Acesso em: 30 set. 2011.

SILVA, W.V.; SANTO, E.L.; SILVA, L.S.C.V. Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 69-78, 2003. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/cad-pesq/arquivos/v10n3art7.pdf>>. Acesso em: 04 nov. 2011.

SILVA FILHO, O.C.; FRASCAROLI, B.F.; MAIA, S.F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos ARMAX e VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2005, Natal, RN. **Anais...** Natal, 2005. p. 1-19. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A145.pdf>>. Acesso em: 30 ago. 2011.

SO, R.W.; TSE, Y. Price discovery in the Hang Seng index markets: Index, futures, and the tracker fund. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 24, p. 887-907, 2004. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/fut.20112/abstract>>. Acesso em: 28 jan. 2012.

SOUZA, W.A. **Determinantes da viabilidade de mercados futuros agropecuários no âmbito do Mercosul**. Piracicaba. 1998. 136p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 1998.

STIGLER, G.J. The Economics of Information. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 69, n. 3, 1961. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1829263>. Acesso em: 06 nov. 2011.

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, VA, v. 83, p. 1097-1107, 1988. Disponível em: <<http://cat.inist.fr/=19275861>>. Acesso em: 13 jan. 2012.

SU, Q.; CHONG, T.T.L. Determining the contributions to price discovery for Chinese cross-listed stocks. **Pacific-Basin Finance Journal**, Elsevier, v. 15, n. 2, p. 140-153, 2007. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927538X06000643>>. Acesso em: 14 fev. 2012.

TEJEDA, H.A.; GOODWIN, B.K. **Price Volatility Nonlinearity and Asymmetric Adjustments in Corn, Soybean and Cattle Markets: Implication of Ethanol-driven Shocks**. NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting and Market Risk Management, Saint Louis: University of Illinois Press, 2009. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/handle/53039>>. Acesso em: 29 jan. 2012.

UNITED NATIONS COMMODITY TRADE, 2011. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/>>. Acesso em: 18 set. 2011.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE, 2011. Disponível em: <www.usda.gov>. Acesso em: 22 set. 2011.

VALENTE, M.L.C.; BRAGA, M.J. Causalidade e co-integração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2006. p. 1-14.

XIN, Y.; CHEN, G.; FIRTH, M. The Efficiency of the Chinese Commodity Futures Markets: Development and Empirical Evidence. **China & World Economy**, Wiley-Blackwell, v. 14, n. 2, p. 79-92, 2006. Disponível em: <onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1749-124X.2006.00016.x/pdf>. Acesso em: 16 nov. 2011.

WANG, H.H.; KE, B. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, Sydney, v. 49, n. 2, p. 125-141, 2005. Disponível em: <onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-8489.2005.00283.x/pdf>. Acesso em: 24 out. 2011.

WANG, G.H.K.; YAU, J. A time series approach to testing for market linkage: unit root and cointegration tests. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 14, n. 4, p. 457-474, 1994.

WEISS, A.A. Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 2, n. 1, p. 107-131, 1986. Disponível em: <<http://harrisd.net/papers/ARCHSV/Weiss1986ET.pdf>>. Acesso em: 19 fev. 2012.

WILLIAMS, J.C.; PECK, A.; PARK, A.; ROZELLE, S. The Emergence of a Futures Market: Mung Beans on the China Zhengzhou Commodity Exchange. **The Journal of Futures Markets**, Charlottesville, VA, v. 18, n. 4, p. 427-448, 1998. Disponível em: <[onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/\(SICI\)1096-9934\(199806\).pdf](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/(SICI)1096-9934(199806).pdf)>. Acesso em: 16 jan. 2012.

ZHAO, Y.; YANG, M.; ZHANG, Y.; QI, C. Impact on the Chinese soybean markets from international prices volatility: Empirical study based on the VEC model. **African Journal of Agricultural Research**, New York, NY, v. 5, n. 15, p. 1943 – 1950, 2010. Disponível em: <academicjournals.org/AJAR>. Acesso em: 04 mar. 2012.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992. Disponível em: <http://www.uta.edu/faculty/crowder/papers/Zivot_Andrews.pdf>. Acesso em: 27 jan. 2012.

ANEXOS

Anexo A – Evolução dos preços de fechamento de contratos futuros de soja em grão

Fonte: CME, DCE, BM&FBOVESPA e MATba

Anexo B - Testes de raiz unitária de Zivot e Andrews (ZA) para os períodos amostrais do
Modelo II

Série temporal	Tendência	Intercepto	Tendência e Intercepto
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	-3,89	-4,14	-4,58
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-46,70 ***	-46,89 ***	-47,20 ***
$\log(P_f CHN)$	-4,02	-4,26	-4,77
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-55,71 ***	-55,99 ***	-56,40 ***
$\log(P_f BRA)$	-3,39	-3,88	-4,23
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-44,87 ***	-45,08 ***	-45,88 ***
$\log(P_f ARG)$	-3,98	-4,24	-4,80
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-43,86 ***	-44,28 ***	-45,12 ***
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)			
$\log(P_f USA)$	-3,58	-3,89	-4,31
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-29,73 ***	-30,04 ***	-30,87 ***
$\log(P_f CHN)$	-3,82	-4,04	-4,77
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-39,02 ***	-39,81 ***	-40,20 ***
$\log(P_f BRA)$	-4,08	-4,49	-4,72
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-30,60 ***	-31,44 ***	-32,09 ***
$\log(P_f ARG)$	-4,01	-4,45	-4,78
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-30,32 ***	-31,80 ***	-32,64 ***
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)			
$\log(P_f USA)$	-3,80	-4,22	-4,79
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-26,41 ***	-26,88 ***	-27,17 ***
$\log(P_f CHN)$	-3,88	-4,29	-4,81
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-26,40 ***	-27,01 ***	-27,58 ***
$\log(P_f BRA)$	-4,02	-4,50	-4,75
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-23,90 ***	-24,12 ***	-24,66 ***
$\log(P_f ARG)$	-2,99	-3,54	-3,99
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-21,46 ***	-22,05 ***	-22,72 ***
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	-3,99	-4,40	-4,63
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-23,94 ***	-24,51 ***	-24,92 ***
$\log(P_f CHN)$	-3,86	-4,12	-4,38
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-31,93 ***	-32,17 ***	-33,84 ***
$\log(P_f BRA)$	-3,43	-4,01	-4,70
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-23,14 ***	-24,07 ***	-24,92 ***
$\log(P_f ARG)$	-3,73	-4,04	-4,60
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-24,74 ***	-25,14 ***	-26,21 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: * Significância a 10% - tendência: -4,11; intercepto: -4,58; tendência e intercepto: -4,82

** Significância a 5% - tendência: -4,42; intercepto: -4,80; tendência e intercepto: -5,08

*** Significância a 1% - tendência: -4,93; intercepto: -5,34; tendência e intercepto: -5,57

Anexo C - Testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os períodos amostrais do Modelo I

Série temporal	τ $H_0: \theta=0$	τ_μ $H_0: \theta=0$	τ_τ $H_0: \theta=0$
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	0,61	-1,57	-2,24
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-31,46 ***	-31,47 ***	-31,46 ***
$\log(P_f CHN)$	1,48	-1,33	-1,61
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-30,17 ***	-30,22 ***	-30,22 ***
$\log(P_f BRA)$	0,87	-1,38	-2,28
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-32,55 ***	-32,57 ***	-32,57 ***
$\log(P_f ARG)$	0,66	-1,55	-2,54
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-32,06 ***	-32,07 ***	-32,06 ***
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)			
$\log(P_f USA)$	-0,11	-1,72	-1,96
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-20,64 ***	-20,63 ***	-20,65 ***
$\log(P_f CHN)$	0,35	-2,36	-2,50
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-19,68 ***	-19,67 ***	-19,75 ***
$\log(P_f BRA)$	0,25	-2,21	-2,18
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-21,94 ***	-21,93 ***	-21,93 ***
$\log(P_f ARG)$	0,10	-2,14	-2,20
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-21,20 ***	-21,19 ***	-21,19 ***
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)			
$\log(P_f USA)$	0,75	-1,99	-0,86
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-15,70 ***	-15,73 ***	-15,90 ***
$\log(P_f CHN)$	1,38	-1,88	0,13
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-13,98 ***	-14,06 ***	-14,29 ***
$\log(P_f BRA)$	0,54	-1,64	-0,66
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-16,57 ***	-16,57 ***	-16,69 ***
$\log(P_f ARG)$	0,53	-1,80	-0,97
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-15,26 ***	-15,26 ***	-15,37 ***
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	0,21	-1,77	-2,23
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-17,52 ***	-17,51 ***	-17,50 ***
$\log(P_f CHN)$	0,82	-1,60	-3,50 **
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-19,87 ***	-19,88 ***	-19,87 ***
$\log(P_f BRA)$	0,51	-1,76	-1,93
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-17,40 ***	-17,40 ***	-17,39 ***
$\log(P_f ARG)$	0,30	-1,58	-1,85
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-18,56 ***	-18,56 ***	-18,55 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: * Significância a 10% - τ : -1,62; τ_μ : -2,57; τ_τ : -3,12

** Significância a 5% - τ : -1,95; τ_μ : -2,86; τ_τ : -3,41

*** Significância a 1% - τ : -2,58; τ_μ : -3,43; τ_τ : -3,96

Anexo D - Testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os períodos amostrais do Modelo II

Série temporal	τ $H_0: \theta=0$	τ_μ $H_0: \theta=0$	τ_τ $H_0: \theta=0$
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	0,61	-1,57	-2,24
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-32,61 ***	-32,62 ***	-32,61 ***
$\log(P_f CHN)$	1,30	-1,39	-1,79
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-35,55 ***	-35,60 ***	-35,59 ***
$\log(P_f BRA)$	0,84	-1,41	-2,20
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-31,56 ***	-31,57 ***	-31,57 ***
$\log(P_f ARG)$	0,65	-1,57	-2,57
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-31,86 ***	-31,87 ***	-31,86 ***
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)			
$\log(P_f USA)$	-0,11	-1,70	-1,94
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-20,70 ***	-20,69 ***	-20,70 ***
$\log(P_f CHN)$	0,28	-2,54	-2,67
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-24,55 ***	-24,54 ***	-24,61 ***
$\log(P_f BRA)$	0,26	-2,07	-2,05
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-20,75 ***	-20,74 ***	-20,74 ***
$\log(P_f ARG)$	0,11	-2,12	-2,18
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-20,87 ***	-20,86 ***	-20,85 ***
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)			
$\log(P_f USA)$	0,71	-1,98	-0,91
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-17,22 ***	-17,25 ***	-17,40 ***
$\log(P_f CHN)$	1,31	-1,80	-0,13
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-16,33 ***	-16,42 ***	-16,62 ***
$\log(P_f BRA)$	0,57	-1,64	-0,58
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-16,16 ***	-16,16 ***	-16,27 ***
$\log(P_f ARG)$	0,53	-1,82	-1,05
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-14,83 ***	-14,83 ***	-14,93 ***
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)			
$\log(P_f USA)$	0,20	-1,77	-2,24
$\Delta[\log(P_f USA)]$	-17,54 ***	-17,53 ***	-17,52 ***
$\log(P_f CHN)$	0,78	-1,71	-3,75 **
$\Delta[\log(P_f CHN)]$	-20,75 ***	-20,77 ***	-20,75 ***
$\log(P_f BRA)$	0,41	-1,82	-1,92
$\Delta[\log(P_f BRA)]$	-17,07 ***	-17,07 ***	-17,07 ***
$\log(P_f ARG)$	0,30	-1,61	-1,89
$\Delta[\log(P_f ARG)]$	-18,92 ***	-18,91 ***	-18,90 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: * Significância a 10% - τ : -1,62; τ_μ : -2,57; τ_τ : -3,12

** Significância a 5% - τ : -1,95; τ_μ : -2,86; τ_τ : -3,41

*** Significância a 1% - τ : -2,58; τ_μ : -3,43; τ_τ : -3,96

Anexo E - Testes de cointegração para os períodos amostrais do Modelo II

Teste do Máximo Autovalor			Teste do Traço		
<i>Rank</i>	Estatística	Valor crítico a 5%	<i>Rank</i>	Estatística	Valor crítico a 5%
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)					
R = 3	3,17	12,25	$R \leq 3$	3,17	12,25
R = 2	18,82	18,96	$R \leq 2$	22,10	25,32
R = 1	43,85	25,54	$R \leq 1$	65,95	42,44
R = 0	55,31	31,46	R = 0	121,26	62,99
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)					
R = 3	3,32	8,18	$R \leq 3$	3,32	8,18
R = 2	10,22	14,90	$R \leq 2$	13,55	17,95
R = 1	21,85	21,07	$R \leq 1$	35,39	31,52
R = 0	27,97	27,14	R = 0	63,36	48,28
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)					
R = 3	3,40	8,18	$R \leq 3$	3,40	8,18
R = 2	7,24	14,90	$R \leq 2$	10,64	17,95
R = 1	14,82	21,07	$R \leq 1$	25,46	31,52
R = 0	30,28	27,14	R = 0	55,74	48,28
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)					
R = 3	3,04	8,18	$R \leq 3$	3,04	8,18
R = 2	6,96	14,90	$R \leq 2$	10,01	17,95
R = 1	13,83	21,07	$R \leq 1$	23,83	31,52
R = 0	35,69	27,14	R = 0	59,53	48,28

Fonte: resultados do trabalho

Nota: Valores críticos extraídos de Johansen e Juselius (1992)

Anexo F - Modelo de correção de erros estimado para o período completo do Modelo II –
Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Variáveis independentes	Variáveis dependentes			
	$\Delta Pusa_t$	$\Delta Pchn_t$	$\Delta Pbra_t$	$\Delta Parg_t$
Constante	-0,0127 *** (-3,03)	0,0011 (0,35)	-0,0106 *** (-3,08)	0,0056 * (1,75)
$ect_{1,t-1}$	-0,0366 *** (-4,23)	0,0172 ** (2,06)	0,0035 (0,49)	-0,0088 ** (-2,34)
$ect_{2,t-1}$	0,0171 *** (3,91)	-0,0008 (-0,23)	0,0085 ** (2,38)	-0,0029 (-0,87)
$\Delta Pusa_{t-1}$	-0,0784 *** (-2,85)	-0,0097 (-0,40)	0,0894 *** (3,40)	-0,0141 (-0,58)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,1727 *** (5,77)	-0,2142 *** (-9,31)	0,1236 *** (5,02)	0,0797 *** (3,51)
$\Delta Pbra_{t-1}$	0,0084 (0,26)	0,0215 (0,86)	-0,1098 *** (-4,10)	-0,0270 (-1,09)
$\Delta Parg_{t-1}$	0,0103 (0,25)	0,0427 ** (2,34)	0,0801 ** (2,36)	0,0353 ** (2,13)
Relação de Longo Prazo	1,0000	0,0000	-1,4540	0,6547

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: Estatística t entre parênteses

Níveis de significância: *** 1%; **5%; *10%

Anexo G - Modelos de correção de erros estimados para os três subperíodos do Modelo II

Variáveis independentes	Variáveis dependentes			
	$\Delta Pusa_t$	$\Delta Pchn_t$	$\Delta Pbra_t$	$\Delta Parg_t$
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)				
Constante	-0,0303 *** (-2,64)	0,0396 *** (2,80)	0,0145 (1,14)	0,0026 (0,21)
$ect_{1,t-1}$	-0,0177 *** (-2,75)	0,0231 *** (2,80)	0,0087 ** (2,06)	0,0012 (0,16)
$ect_{2,t-1}$	0,0216 *** (2,84)	-0,0281 *** (-2,79)	-0,0104 (-1,14)	-0,0224 *** (-2,79)
$\Delta Pusa_{t-1}$	0,0173 *** (3,04)	0,0310 (0,74)	0,0981 *** (2,59)	-0,0433 (-1,18)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,0617 (1,63)	-0,2495 *** (-7,25)	0,0682 ** (2,20)	0,0391 (1,30)
$\Delta Pbra_{t-1}$	-0,0062 (-0,13)	0,0737 ** (1,99)	-0,0917 ** (-2,43)	-0,0215 (-0,59)
$\Delta Parg_{t-1}$	-0,0237 (-0,42)	0,0220 (0,42)	0,0488 (1,05)	0,0416 ** (1,99)
Relação de Longo Prazo	1,0000	0,0000	-1,8371	2,1390
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)				
Constante	-0,0018 (-0,96)	0,0026 ** (2,00)	0,0036 ** (2,34)	-0,0003 (-0,28)
$ect_{1,t-1}$	-0,0533 ** (-1,99)	0,0259 ** (2,09)	0,0644 *** (2,69)	-0,0161 (-0,89)
$\Delta Pusa_{t-1}$	-0,2507 *** (-3,82)	-0,1131 ** (-2,41)	0,2496 *** (2,74)	-0,0667 ** (-1,98)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,4154 *** (6,15)	-0,1164 ** (-2,42)	0,2257 *** (3,93)	0,1645 *** (3,79)
$\Delta Pbra_{t-1}$	0,0402 (0,62)	0,0369 (0,80)	-0,1670 *** (-3,05)	-0,0318 (-0,77)
$\Delta Parg_{t-1}$	0,0501 (0,49)	0,0536 (0,73)	0,1745 ** (2,00)	0,1030 * (1,86)
Relação de Longo Prazo	1,0000	-0,2390	-0,9849	0,2907
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)				
Constante	-0,0376 ** (-1,98)	0,0240 ** (1,98)	0,0434 *** (2,83)	-0,0170 (-1,02)
$ect_{1,t-1}$	-0,0462 ** (-2,08)	0,0288 ** (2,04)	0,0526 *** (2,82)	-0,0211 (-1,04)
$\Delta Pusa_{t-1}$	0,0797 ** (2,11)	0,0657 * (1,70)	0,0883 ** (2,01)	0,0998 ** (2,08)
$\Delta Pchn_{t-1}$	0,1139 * (1,82)	-0,2502 *** (-6,29)	0,1494 *** (2,98)	0,0467 (0,85)
$\Delta Pbra_{t-1}$	-0,0448 (-0,68)	-0,0491 (-1,18)	-0,0278 ** (-2,05)	-0,0295 (-0,52)
$\Delta Parg_{t-1}$	-0,0209 (-0,32)	0,0240 (0,57)	0,0278 (0,53)	-0,0487 ** (-2,04)
Relação de Longo Prazo	1,0000	-0,3809	-0,8394	-0,0624

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: Níveis de significância - *** 1%; **5%; *10%

Anexo H - Equações DCC-GARCH estimadas para o período completo do Modelo II –
Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	-0,0001	0,0001	-0,90
α_{11}	0,3721	0,0250	14,87 ***
α_{21}	0,0919	0,2885	0,32
α_{31}	0,0133	0,0668	0,20
α_{41}	0,0686	0,1769	0,39
β_{11}	0,8699	0,0372	23,41 ***
β_{21}	0,0389	0,0411	0,95
β_{31}	0,6039	0,0715	8,45 ***
β_{41}	0,0503	0,2890	0,17
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	-0,0089	0,0618	-0,14
α_{12}	0,0215	0,5895	0,04
α_{22}	0,6852	0,0044	156,64 ***
α_{32}	0,3135	0,0124	25,21 ***
α_{42}	0,2701	0,1312	2,06 **
β_{12}	0,0306	0,0789	0,39
β_{22}	0,5268	0,2554	2,06 **
β_{32}	0,0271	0,0045	6,02 ***
β_{42}	0,0534	0,0015	36,63 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0055	0,0052	1,06
α_{13}	0,2843	0,0135	21,11 ***
α_{23}	0,0008	0,0053	0,16
α_{33}	0,3029	0,0689	4,39 ***
α_{43}	0,0009	0,1426	0,01
β_{13}	0,1443	0,0186	7,77 ***
β_{23}	0,1814	0,0287	6,32 ***
β_{33}	0,3904	0,0122	32,09 ***
β_{43}	0,2748	0,0307	8,96 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0038	0,0177	0,21
α_{14}	0,1765	0,0852	2,07 **
α_{24}	0,0026	0,1322	0,02
α_{34}	0,0311	0,0018	17,71 ***
α_{44}	0,1890	0,0208	9,10 ***
β_{14}	0,4072	0,1898	2,14 **
β_{24}	0,0442	0,0620	0,71
β_{34}	0,1136	0,0182	6,23 ***
β_{44}	0,7895	0,3701	2,13 **
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0690	0,0074	9,35 ***
$b (dcc)$	0,6739	0,0190	35,44 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo I - Equações DCC-GARCH estimadas para o primeiro subperíodo do Modelo II -
Outubro de 2002 a Setembro de 2006

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0013	0,0035	0,38
α_{11}	0,4205	0,0268	15,70 ***
α_{21}	0,1612	0,2746	0,59
α_{31}	0,2055	0,6246	0,33
α_{41}	0,0202	0,9351	0,02
β_{11}	0,4566	0,0268	17,04 ***
β_{21}	0,0227	0,0338	0,67
β_{31}	0,0133	0,0142	0,93
β_{41}	0,2388	0,2321	1,03
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	0,0132	0,0855	0,15
α_{12}	0,0071	0,0683	0,10
α_{22}	0,5829	0,0011	545,00 ***
α_{32}	0,1448	0,0431	3,36 ***
α_{42}	0,0028	0,1152	0,02
β_{12}	0,0101	0,0490	0,21
β_{22}	0,1965	0,0768	2,56 ***
β_{32}	0,0506	0,0051	9,92 ***
β_{42}	0,0453	0,0066	6,85 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0042	0,0038	1,11
α_{13}	0,2069	0,0036	56,88 ***
α_{23}	0,0053	0,0541	0,10
α_{33}	0,1534	0,0136	11,24 ***
α_{43}	0,0018	0,1012	0,02
β_{13}	0,6125	0,0147	41,58 ***
β_{23}	0,1210	0,0017	70,91 ***
β_{33}	0,2195	0,0164	13,35 ***
β_{43}	0,3026	0,0233	13,01 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0002	0,0031	0,05
α_{14}	0,0745	0,4280	0,17
α_{24}	0,0218	0,3548	0,06
α_{34}	0,0353	0,0031	11,51 ***
α_{44}	0,2067	0,0365	5,66 ***
β_{14}	0,7249	0,1707	4,25 ***
β_{24}	0,0092	0,0472	0,19
β_{34}	0,8860	0,0793	11,18 ***
β_{44}	0,8791	0,4107	2,14 **
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0441	0,0118	3,72 ***
$b (dcc)$	0,8016	0,0454	17,64 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo J - Equações DCC-GARCH estimadas para o segundo subperíodo do Modelo II –
Outubro de 2006 a Dezembro de 2008

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	-0,0034	0,0080	-0,43
α_{11}	0,3561	0,1360	2,62 ***
α_{21}	0,1175	0,4525	0,26
α_{31}	0,0994	1,1052	0,09
α_{41}	0,0989	0,2176	0,45
β_{11}	0,9222	0,0651	14,17 ***
β_{21}	0,0403	0,0286	1,41
β_{31}	0,4045	0,0529	7,64 ***
β_{41}	0,2520	0,3040	0,83
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	-0,0068	0,1621	-0,04
α_{12}	0,0038	0,2748	0,01
α_{22}	0,7661	0,0034	227,19 ***
α_{32}	0,2757	0,0259	10,63 ***
α_{42}	0,4992	0,1294	3,86 ***
β_{12}	0,0111	0,4708	0,02
β_{22}	0,4425	0,2231	1,98 **
β_{32}	0,1336	0,0149	8,94 ***
β_{42}	0,2097	0,0025	84,19 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0007	0,0839	0,01
α_{13}	0,1789	0,0086	20,92 ***
α_{23}	0,0060	0,0461	0,13
α_{33}	0,1903	0,0931	2,04 **
α_{43}	0,0098	0,2108	0,05
β_{13}	0,1706	0,0208	8,18 ***
β_{23}	0,3027	0,0840	3,60 ***
β_{33}	0,8305	0,0057	144,46 ***
β_{43}	0,3337	0,0624	5,35 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0072	0,0240	0,30
α_{14}	0,2113	0,1069	1,98 **
α_{24}	0,0072	0,4979	0,01
α_{34}	0,0670	0,0379	1,77 *
α_{44}	0,3012	0,0345	8,72 ***
β_{14}	0,5216	0,1320	3,95 ***
β_{24}	0,1729	0,2047	0,85
β_{34}	0,1376	0,0610	2,26 **
β_{44}	0,6295	0,0461	13,66 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0364	0,0116	3,13 ***
$b (dcc)$	0,5025	0,2329	2,16 **

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo K - Equações DCC-GARCH estimadas para o terceiro subperíodo do Modelo II –
Janeiro de 2009 a Dezembro de 2011

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0058	0,0256	0,23
α_{11}	0,5649	0,0048	118,76 ***
α_{21}	0,0702	0,2869	0,24
α_{31}	0,2327	0,2169	1,07
α_{41}	0,0236	1,0973	0,02
β_{11}	0,3311	0,0576	5,75 ***
β_{21}	0,1348	0,9420	0,14
β_{31}	0,3468	0,0646	5,37 ***
β_{41}	0,0598	0,2896	0,21
Equação de variância condicional da China- $h_{2,t}$			
ω_2	0,0041	0,1013	0,04
α_{12}	0,3847	0,9413	0,41
α_{22}	0,5532	0,0080	69,32 ***
α_{32}	0,1733	0,0101	17,24 ***
α_{42}	0,2373	0,0768	3,09 ***
β_{12}	0,0690	0,0812	0,85
β_{22}	0,7467	0,0948	7,88 ***
β_{32}	0,2698	0,0538	5,01 ***
β_{42}	0,0322	0,0033	9,83 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	-0,0001	0,0755	0,00
α_{13}	0,5522	0,0196	28,18 ***
α_{23}	0,0002	0,0044	0,05
α_{33}	0,2895	0,1304	2,22 **
α_{43}	0,0893	0,1120	0,80
β_{13}	0,2914	0,0276	10,54 ***
β_{23}	0,0146	0,0844	0,17
β_{33}	0,7517	0,0493	15,24 ***
β_{43}	0,9940	0,0093	106,31 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0001	0,0046	0,02
α_{14}	0,1382	0,0030	45,65 ***
α_{24}	0,0253	0,1591	0,16
α_{34}	0,0104	0,0108	0,96
α_{44}	0,5556	0,0408	13,60 ***
β_{14}	0,7378	0,3463	2,13 **
β_{24}	0,0655	0,3024	0,22
β_{34}	0,2481	0,2592	0,96
β_{44}	0,2820	0,0981	2,87 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0825	0,0167	4,95 ***
$b (dcc)$	0,6550	0,1200	5,46 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo L - Equações DCC-GARCH estimadas para o período completo do Modelo III –
Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0035	0,0005	7,35 ***
α_{11}	0,3697	0,0120	30,73 ***
α_{31}	0,1859	0,8148	0,23
α_{41}	0,0903	0,0983	0,92
β_{11}	0,9079	0,1262	7,19 ***
β_{31}	0,1935	0,1582	1,22
β_{41}	0,3092	0,0098	31,46 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0018	0,0422	0,04
α_{13}	0,3301	0,0161	20,45 ***
α_{33}	0,2312	0,0050	45,97 ***
α_{43}	0,0122	0,0242	0,50
β_{13}	0,1249	0,0213	5,86 ***
β_{33}	0,8297	0,0148	56,22 ***
β_{43}	0,2805	0,0233	12,05 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,000	0,0130	0,00
α_{14}	0,2305	0,0270	8,53 ***
α_{34}	0,1858	0,0211	8,80 ***
α_{44}	0,2354	0,0741	3,18 ***
β_{14}	0,1820	0,0193	9,43 ***
β_{34}	0,4199	0,0195	21,51 ***
β_{44}	0,8370	0,4044	2,07 **
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0979	0,0103	9,47 ***
$b (dcc)$	0,6214	0,0451	13,77 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo M - Equações DCC-GARCH estimadas para o primeiro subperíodo do Modelo III –
Outubro de 2002 a Setembro de 2006

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	0,0027	0,0022	1,24
α_{11}	0,3141	0,0419	7,50 ***
α_{31}	0,0804	0,3565	0,23
α_{41}	0,0538	0,6142	0,09
β_{11}	0,7107	0,0551	12,89 ***
β_{31}	0,6480	0,6608	0,98
β_{41}	0,1067	0,0139	7,70 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0001	0,0809	0,00
α_{13}	0,4527	0,0587	7,72 ***
α_{33}	0,1660	0,0029	58,15 ***
α_{43}	0,0346	0,0292	1,19
β_{13}	0,4997	0,0163	30,69 ***
β_{33}	0,5620	0,0208	26,97 ***
β_{43}	0,5308	0,0278	19,10 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0029	0,0256	0,11
α_{14}	0,2516	0,0342	7,36 ***
α_{34}	0,0899	0,0197	4,56 ***
α_{44}	0,2129	0,0425	5,00 ***
β_{14}	0,3979	0,0202	19,70 ***
β_{34}	0,4435	0,0521	8,52 ***
β_{44}	0,7468	0,0560	13,33 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0813	0,0325	2,50 **
$b (dcc)$	0,6587	0,2143	3,07 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo N - Equações DCC-GARCH estimadas para o segundo subperíodo do Modelo III –
Outubro de 2006 a Dezembro de 2008

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	-0,0020	0,0079	-0,25
α_{11}	0,4012	0,0274	14,62 ***
α_{31}	0,1118	0,5219	0,21
α_{41}	0,1156	0,1826	0,63
β_{11}	0,8895	0,1233	7,21 ***
β_{31}	0,2293	0,5848	0,39
β_{41}	0,3240	0,0258	12,57 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0001	0,1960	0,00
α_{13}	0,3022	0,1379	2,19 **
α_{33}	0,2044	0,0036	56,83 ***
α_{43}	0,0010	0,0311	0,03
β_{13}	0,2465	0,0231	10,68 ***
β_{33}	0,8663	0,0091	95,41 ***
β_{43}	0,0010	0,0664	0,02
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	-0,0055	0,3182	-0,02
α_{14}	0,1738	0,0345	5,04 ***
α_{34}	0,0569	0,0619	0,92
α_{44}	0,3366	0,0175	19,19 ***
β_{14}	0,3731	0,1744	2,14 **
β_{34}	0,4339	0,0796	5,45 ***
β_{44}	0,6943	0,0420	16,55 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,0773	0,0116	6,67 ***
$b (dcc)$	0,3427	0,0810	4,23 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo O - Equações DCC-GARCH estimadas para o terceiro subperíodo do Modelo III –
Janeiro de 2009 a Dezembro de 2011

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Estatística-t
Equação de variância condicional dos EUA - $h_{1,t}$			
ω_1	-0,0029	0,0056	-0,53
α_{11}	0,3688	0,0116	31,71 ***
α_{31}	0,1776	0,1301	1,37
α_{41}	0,0013	0,1595	0,01
β_{11}	0,9173	0,2788	3,29 ***
β_{31}	0,6014	0,1098	5,48 ***
β_{41}	0,6190	0,0331	18,73 ***
Equação de variância condicional do Brasil - $h_{3,t}$			
ω_3	0,0021	0,0557	0,04
α_{13}	0,1438	0,0106	13,62 ***
α_{33}	0,4428	0,0016	280,57 ***
α_{43}	0,0020	0,0424	0,05
β_{13}	0,0816	0,0372	2,19 **
β_{33}	0,5076	0,0380	13,35 ***
β_{43}	0,2403	0,0900	2,67 ***
Equação de variância condicional da Argentina - $h_{4,t}$			
ω_4	0,0000	0,0459	0,00
α_{14}	0,1750	0,0118	14,84 ***
α_{34}	0,1179	0,0080	14,72 ***
α_{44}	0,2778	0,0255	10,87 ***
β_{14}	0,0674	0,0316	2,13 **
β_{34}	0,5574	0,1733	3,22 ***
β_{44}	0,6166	0,2037	3,03 ***
Parâmetros da estrutura de correlações condicionais dinâmicas			
$a (dcc)$	0,1293	0,0364	3,56 ***
$b (dcc)$	0,6487	0,1935	3,35 ***

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%

Anexo P - Medidas do processo de descoberta de preço para o período completo do Modelo II
– Outubro de 2002 a Dezembro de 2011

Mercados futuros	MIS (%)	NIS (%)	Pesos GG (%)	Pesos GG* (%)
Estados Unidos	50,52	52,72	30,64	32,69
China	33,72	30,06	49,60	49,11
Brasil	5,13	6,23	7,80	7,68
Argentina	10,63	10,99	11,96	10,52

Fonte: resultados do trabalho

Legenda: MIS – *Modified Information Share*

NIS – *Non-synchronous Information Share*

Pesos GG – Pesos dos *Common Factors* de Gonzalo-Granger

Pesos GG* – Pesos dos *Common Factors* de Gonzalo-Granger para negociação não sincrônica

Anexo Q - Testes de diagnóstico para o DCC-GARCH do Modelo I, por subperíodo amostral

Testes de Diagnóstico para o Modelo DCC-GARCH (1,1)				
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)				
	Pf_{eua}	Pf_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0000		
Especificação NT		0.0025		
Correlação Serial dos resíduos – LB	0.7474	0.0854	0.2236	0.5651
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)				
	Pf_{eua}	Pf_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0432		
Especificação NT		0.0000		
Correlação Serial dos resíduos – LB	0.8828	0.5409	0.1823	0.7912
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)				
	Pf_{eua}	Pf_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0000		
Especificação NT		0.0366		
Correlação Serial dos resíduos – LB	0.7216	0.2839	0.8937	0.5797
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0000	0.0061
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)				
	Pf_{eua}	Pf_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0040		
Especificação NT		0.0145		
Correlação Serial dos resíduos – LB	0.4591	0.3526	0.9154	0.1394
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0001	0.0000	0.0021

Fonte: resultados do trabalho

Anexo R - Testes de diagnóstico para o DCC-GARCH do Modelo II, por subperíodo amostral

Testes de Diagnóstico para o Modelo DCC-GARCH (1,1)				
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)				
	Pf_{eua}	Pa_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0389		
Especificação NT		0.0697		
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.9282	0.3269	0.3639	0.5178
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0072	0.0000
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)				
	Pf_{eua}	Pa_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0945		
Especificação NT		0.0392		
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.3833	0.1467	0.1909	0.9531
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0023	0.0002
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)				
	Pf_{eua}	Pa_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0267		
Especificação NT		0.0141		
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.8958	0.1256	0.3418	0.2094
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0001	0.0002
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)				
	Pf_{eua}	Pa_{chn}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0037		
Especificação NT		0.0278		
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.3965	0.1363	0.2633	0.2872
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0001	0.0003

Fonte: resultados do trabalho

Anexo S - Testes de diagnóstico para o DCC-GARCH do Modelo III, por subperíodo amostral

Testes de Diagnóstico para o Modelo DCC-GARCH (1,1)			
Período Completo (11/10/2002 – 29/12/2011)			
	Pf_{eua}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0394	
Especificação NT		0.0349	
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.7133	0.3971	0.4506
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0000
Primeiro Subperíodo (11/10/2002 – 29/09/2006)			
	Pf_{eua}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0263	
Especificação NT		0.0329	
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.8221	0.1868	0.9718
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0010	0.0013
Segundo Subperíodo (09/10/2006 – 30/12/2008)			
	Pf_{eua}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0988	
Especificação NT		0.0573	
Correlação Serial dos resíduos - LB	0.9897	0.8823	0.5871
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0011	0.0000	0.0000
Terceiro Subperíodo (05/01/2009 – 29/12/2011)			
	Pf_{eua}	Pf_{bra}	Pf_{arg}
Especificação HH		0.0839	
Especificação NT		0.0493	
Correlação Serial dos resíduos – LB	0.4375	0.9609	0.2428
Normalidade dos resíduos – LJB	0.0000	0.0000	0.0001

Fonte: resultados do trabalho