

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

**Integração espacial e eficiência do *hedge* no mercado  
sul-americano de soja: comparações entre Brasil e Argentina**

**Renata Cristina Alves**

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

**Piracicaba  
2016**

Renata Cristina Alves  
Bacharel em Ciências Econômicas

**Integração espacial e eficiência do hedge no mercado sul-americano de soja:  
comparações entre Brasil e Argentina**

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  
Mestra em Ciências. Área de concentração:  
Economia Aplicada

**Piracicaba  
2016**

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

Alves, Renata Cristina

Integração espacial e eficiência do hedge no mercado sul-americano de soja:  
comparações entre Brasil e Argentina / Renata Cristina Alves. - - versão revisada  
de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2016.

89 p. : il.

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

1. Integração espacial 2. Hedge 3. Threshold 4. Heterocedasticidade condicional

I. Título

CDD 338.17334  
A474i

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



## AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que me apoiaram e contribuíram para a realização deste trabalho. Agradeço à CAPES e à CNPQ pelo apoio financeiro concedido para realização do mestrado, bem como à LES/ESALQ, pela oportunidade de realizar o curso e pela estrutura oferecida.

Agradeço especialmente ao Marcos Aurélio Rodrigues pelas importantíssimas sugestões e conselhos ao longo do mestrado, além da sua importantíssima contribuição para este trabalho.

Agradeço também ao Prof. João Martines, por ter acreditado em mim mais do que eu mesma, desde o início do curso.

Ao meu marido, Petterson, o meu muito obrigada por compartilhar comigo todos os momentos, de alegria e de apreensão e frustração, e por ser sempre o meu porto seguro.

Finalmente, sou grata à minha mãe e aos meus irmãos, por sempre me lembrarem quem sou.



## SUMÁRIO

RESUMO .....	7
ABSTRACT.....	9
LISTA DE FIGURAS .....	11
LISTA DE TABELAS .....	13
1 INTRODUÇÃO .....	15
Referências.....	18
2 INTEGRAÇÃO ESPACIAL E TRANSMISSÃO NÃO LINEAR DE PREÇOS ENTRE BRASIL, ARGENTINA E ESTADOS UNIDOS.....	21
Resumo .....	21
Abstract.....	21
2.1 Introdução .....	22
2.2 Referencial teórico .....	24
Arbitragem, integração espacial de mercado e custos de transação.....	24
Evolução metodológica .....	28
2.3 Revisão de literatura .....	29
2.4 Metodologia .....	34
2.5 Dados .....	39
2.6 Resultados .....	40
2.7 Conclusões .....	50
Referências.....	53
3 EFICIÊNCIA DO <i>HEDGE</i> NO MERCADO SUL-AMERICANO DE SOJA: COMPARAÇÕES ENTRE BM&FBOVESPA E CME .....	58
Resumo .....	58
Abstract.....	58
3.1 Introdução .....	59
3.2 Referencial teórico .....	60
Conceito de <i>hedge</i> .....	61
Taxa ótima de <i>hedge</i> e eficiência.....	62
3.3 Revisão bibliográfica .....	66

3.4 Metodologia .....	67
3.5 Dados .....	70
3.6 Resultados .....	71
3.7 Conclusões .....	82
Referências.....	83
CONCLUSÃO .....	88



## RESUMO

### **Integração espacial e eficiência do hedge no mercado sul-americano de soja: comparações entre Brasil e Argentina**

Este trabalho tem por objetivo analisar o potencial de desenvolvimento do contrato futuro de soja no Brasil, por meio da atração de *hedgers* brasileiros e argentinos. Para tanto, faz-se necessário conhecer os padrões das conexões dos preços entre as regiões analisadas. Nesse sentido, o Capítulo 2 investigou a integração espacial do mercado físico de soja no Brasil (região de Sorriso, no Mato Grosso) e na Argentina (região de Rosário, na província de Santa Fé) e comparou ao grau de integração com os Estados Unidos. Foram empregados modelos autorregressivos com *threshold* (TAR e M-TAR) e modelos vetoriais de correção de erros, lineares e com *threshold* (VECM e TVECM), visando captar os efeitos dos custos de transação sobre a integração espacial entre essas regiões. Os resultados apontaram que o mercado de soja brasileiro, argentino e norte-americano são integrados, mesmo considerando-se os efeitos dos custos de transação sobre as decisões de arbitragem espacial. Conseqüentemente, os preços da soja no mercado internacional tendem a refletir o comportamento dos principais países produtores. Apesar disso, o tempo de transmissão de choques de preços mostrou-se, em geral, menor entre Brasil e Argentina, refletindo a proximidade geográfica. Apontou-se também o comportamento assimétrico da transmissão desses choques, uma vez que choques positivos sobre a relação de longo prazo tendem a ser mais persistentes que os negativos. Se o contrato futuro reflete o comportamento de preços de um único mercado físico integrado, deve-se então esperar que o risco de base seja menor para este mercado e, portanto, que a eficiência do *hedge* seja maior. No Capítulo 3, o objetivo se constituiu em verificar se há maior eficiência no *hedge* realizado com os contratos com vencimento em março na CME em relação à BM&FBOVESPA, considerando-se as relações de longo prazo entre os preços à vista e futuros, bem como a dinâmica na estrutura de covariâncias condicionais, por meio de modelos de correção de erros (VECM) e modelos de heterocedasticidade condicional generalizados com correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH). Os resultados mostraram que, em geral, a introdução da dinâmica nos segundos momentos das distribuições dos erros tende a aumentar a eficiência da estratégia de *hedge*. Além disso, foi observado que os produtores de Sorriso tendem a obter melhores condições de *hedge* na CME, embora haja redução da variância ao se operar na BM&FBOVESPA. Por outro lado, a eficiência do *hedge* para os produtores de Rosário foi significativamente maior na BM&FBOVESPA do que na CME, o que indica o mercado potencial de *hedgers* argentinos para negociar o contrato futuro de soja local no Brasil.

Palavras-chave: Integração espacial; Hedge; Threshold; Heterocedasticidade condicional



## ABSTRACT

### **Spatial integration and hedging efficiency in the South American soybean market: comparisons between Brazil and Argentina**

This work aims to analyze the potential for development of soybean futures contract in Brazil, through the attraction of Brazil and Argentina hedgers. Therefore, it is necessary to know the patterns of price connections between these regions. Chapter 2 investigated the spatial integration of the spot market for soybeans in Brazil (Sorriso in Mato Grosso State) and Argentina (Rosario in Santa Fe Province) and compared the degree of integration with the United States. They were employed autoregressive models with threshold (TAR and M-TAR) and vector error correction models, linear and threshold (VECM and TVECM), to capture the effects of transaction costs on the spatial integration of these regions. The results indicate that the soybeans market in Brazil, Argentina and United States are integrated, even considering the effects of transaction costs on the spatial arbitrage decisions. Consequently, soybean prices in the international market tend to reflect the behavior of the main producing countries. Nevertheless, the timing of the price shocks transmission proved to be generally lower between Argentina and Brazil, reflecting the geographical proximity. It was pointed out also the asymmetric behavior of the shocks transmissions, since positive shocks on the long-term relationships tend to be more persistent than the negatives. If the futures contract reflects the behavior of prices from a single integrated physical market, one should then expect lower basis risk and therefore greater hedge efficiency. In Chapter 3, the goal was check for greater hedging efficiency using March contracts in CME compared to BM&FBOVESPA, considering the long-term relationships between spot prices and futures, as well as the dynamics in the structure of conditional covariance, using error correction model (ECM) and models of conditional heteroscedasticity widespread with dynamic conditional correlation (DCC-GARCH). The results showed that, in general, the introduction of the dynamic second moments of distributions of errors tends to increase the hedging efficiency. Moreover, Sorriso producers tend to get better hedge conditions in CME, although there is variance reduction when operating at BM&FBOVESPA. On the other hand, the hedge efficiency for Rosario producers was significantly higher on the BM&FBOVESPA than in CME, which indicates the potential market of Argentine hedgers to trade the futures contract local soybeans in Brazil.

Keywords: Spatial Integration; Hedging; Threshold; Conditional heteroskedasticity



**LISTA DE FIGURAS**

Figura 2.1 – Impacto da inclusão de <i>thresholds</i> no Modelo de Correção de Erros ...	37
Figura 3.1 – Razão de <i>hedge</i> para Sorriso na BM&FBOVESPA (contrato março). ..	79
Figura 3.2 – Razão de <i>hedge</i> para Sorriso na CME (contrato março). .....	80
Figura 3.3 – Razão de <i>hedge</i> para Rosário na BM&FBOVESPA (contrato março) ..	81
Figura 3.4 – Razão de <i>hedge</i> para Rosário na CME (contrato março) .....	81



## LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Estatísticas descritivas das séries de preços.....	41
Tabela 2.2 – Estimativas para os parâmetros dos modelos TAR e M-TAR para o mercado de soja nas três diferentes regiões .....	42
Tabela 2.3 – Testes de cointegração e simetria - Enders e Siklos (2001) .....	43
Tabela 2.4 – Regressão de Cointegração e Teste de Engle e Granger .....	44
Tabela 2.5 – Estatísticas do Teste de Hansen e Seo (2002) para cointegração com <i>threshold</i> .....	45
Tabela 2.6 – TVECM para os preços da CME sobre os preços à vista em Rosário (ROS).....	46
Tabela 2.7 – TVECM para os preços da CME sobre os preços à vista em Sorriso (SOR).....	47
Tabela 2.8 – TVECM para preços de Rosário (ROS) sobre preços à vista em Sorriso (SOR).....	49
Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas das séries de preços e retornos – Sorriso, CME e BM&FBOVESPA .....	72
Tabela 3.2 – Estatísticas descritivas das séries de preços e retornos – Rosário, CME e BM&FBOVESPA .....	73
Tabela 3.3 – Regressão entre os retornos dos preços à vista e futuros .....	74
Tabela 3.4 – Regressão de Cointegração e teste de Engle e Granger entre os preços à vista e futuros.....	75
Tabela 3.5 –VECM (p) e Teste Multiplicador de Lagrange (ARCH) dos resíduos.....	76
Tabela 3.6 – Modelos DCC-GARCH (1,1) sobre os resíduos do VECM (p) .....	77
Tabela 3.7 – Razão e ganho de eficiência de <i>hedge</i> em diferentes metodologias e estratégias para o mercado de Sorriso.....	78
Tabela 3.8 – Razão e ganho de eficiência de <i>hedge</i> em diferentes metodologias e estratégias para o mercado de Rosário.....	80





## 1 INTRODUÇÃO

Os mercados agropecuários têm experimentado níveis elevados de volatilidade nos preços, por vezes atribuídos à crescente financeirização do setor, caracterizada pelo aumento da interdependência entre os mercados derivativos e os preços no mercado físico das *commodities* agropecuárias, metálicas e energéticas (STEIN, 1987; REDRADO et al., 2008).

Não obstante este possível efeito, autores como Working (1962), Garbade e Silber (1983) indicam que o uso dos derivativos agropecuários contribui para a organização da atividade econômica, uma vez que possibilitam a transferência de risco e descoberta de preços. Transferência de risco refere-se à utilização dos contratos futuros por detentores de ativos no mercado à vista com o objetivo de deslocar o risco de preços para outros agentes (*hedging*).

Conforme Garbade e Silber (1983), o processo de descoberta de preços pode ser definido como o uso de preços futuros para determinar expectativas no mercado à vista. Nesse sentido, se o mercado futuro é eficiente, os preços futuros podem ser utilizados como referência para o preço que deverá vigorar no mercado à vista na maturidade de determinado contrato.

O uso de contratos futuros para transferir o risco de oscilações no preço de determinada mercadoria constitui-se ferramenta importante para o gerenciamento de risco, fator de especial interesse para os produtores agrícolas, uma vez que nesse segmento os agentes possuem pouco (ou nenhum) controle sobre a dinâmica dos preços, que oscilam de forma exógena ao comportamento individual de cada agente produtivo.

Entretanto, apesar da importância sistêmica reconhecida dos mercados futuros, determinados contratos não conseguem se manter no mercado. De acordo com Working (1970), um aspecto fundamental para o sucesso de um contrato futuro é a capacidade de motivar o seu uso pelos *hedgers*, o que por sua vez aumenta a atração de especuladores, cuja participação é crucial para estimular o aumento da liquidez. Nesse sentido, liquidez relaciona-se com o volume e a velocidade da realização de negociações em determinado mercado, sendo essencial para eliminar

a necessidade de sincronia nas transações, o que facilita a liquidação das posições no mercado futuro.

Para atrair um nível mínimo de liquidez necessária, há dois aspectos essenciais: a especificação do contrato deve ser altamente padronizada, de tal modo que atenda às necessidades dos *hedgers* e os custos de transação devem ser reduzidos. Working (1970) explica que alguns contratos futuros não sobrevivem porque não conseguem superar a Barreira da Liquidez, sendo incapazes de atrair *hedgers* suficientes para motivar a operação de especuladores. Esse efeito é gerado pela interdependência existente entre o uso dos contratos futuros para *hedging* e para especulação.

No Brasil, o caso do contrato de soja com liquidação financeira na BM&FBOVESPA é emblemático. O volume de negociação deste contrato é baixíssimo (por vezes, nulo), apesar de o país figurar como o maior exportador de soja em grãos e o segundo maior produtor de soja do mundo, com potencial de superar os Estados Unidos como o primeiro colocado nos próximos anos.

De acordo com dados disponibilizados pelo USDA (2015), os três maiores produtores de soja em grãos do mundo (Estados Unidos, Brasil e Argentina) dominam mais de 80% desse mercado, ao passo em que apenas Brasil e Argentina responderam por cerca de 50% da produção mundial de soja em grãos na safra 2014/15. Especificamente, a Argentina possui papel relevante no mercado internacional de soja não apenas por figurar como terceiro maior produtor e exportador da *commodity*, mas também por concentrar parte expressiva dos estoques finais do grão (em torno de 40%), figurando como importante regulador da oferta internacional.

Mesmo com esse gigantesco mercado físico, o contrato de soja na maior bolsa sul-americana não parece ter superado a Barreira da Liquidez e as cotações na CBOT/CME mantêm-se como referência para os preços internacionais do grão, sendo amplamente utilizada para a realização de *hedge*. Entretanto, apesar dos preços de *commodities* com elevado fluxo de comércio exterior tenderem a ser formados em âmbito internacional, a utilização de contratos futuros com o mercado de referência geograficamente distante do mercado local do *hedger* (praça de comercialização) tende a imputar maior risco de base às transações.

De acordo com Bressler e King (1970), se um conjunto de mercados geograficamente separados são economicamente integrados, então tais mercados devem pertencer ao mesmo sistema de preços, uma vez que as condições de oferta e demanda são determinadas de forma interdependente. Nesse sentido, se os mercados de soja no Brasil e na Argentina são integrados entre si, existe uma referência de preços comum que representa a dinâmica do mercado integrado. Sob essa hipótese, a existência de uma referência regional de preços seria desejável para estabelecer melhores condições de *hedge* aos agentes da cadeia de soja, pois poderia gerar menor risco de base. Entretanto, por se tratar de uma *commodity* amplamente negociada em mercado internacional, é possível que seus preços sejam definidos por uma referência global (e não regional), o que reforçaria o uso de apenas um mercado como referência internacional.

A distância geográfica é fator fundamental ao tratar-se de integração espacial de mercados, uma vez que os custos de deslocamento podem retardar ou até inibir o processo de transmissão de preços no mercado físico. Ainda que os preços do mercado de soja no Brasil e Argentina sejam determinados em âmbito global, custos de transação elevados tendem a gerar distorções que prejudicam a integração entre mercados geograficamente distantes. Diante dessa discussão, o Capítulo 2 se ocupou em analisar o processo de transmissão de choques de preços de soja no mercado à vista entre Brasil, Argentina e Estados Unidos na presença de custos de transação, a fim de identificar se esses mercados são integrados entre si e podem ser representados por um mesmo sistema de preços.

Os resultados indicaram que o preço da soja no mercado físico em Sorriso, no Mato Grosso, e na região de Rosário, na Argentina, sofre forte influência das cotações na CME, mesmo considerando-se os efeitos gerados pela presença de custos de transação. Apesar disso, os custos de transação mais baixos no sistema de preços composto por Sorriso e Rosário tendem a favorecer a realização de arbitragem entre esses dois mercados, o que é acentuado pelos elevados estoques detidos pela Argentina.

Uma vez que tais mercados sejam integrados, então eles pertencem ao mesmo sistema de preços, inclusive, os preços futuros, haja vista que, conforme Garbade e Silver (1983), quanto maior a elasticidade de arbitragem entre os

mercados, maior tende a ser a correlação entre os preços futuros e os preços à vista e, conseqüentemente, maior a eficiência do *cross hedge*. Diante disso, o Capítulo 3 comparou a efetividade do *hedge* realizado pelos produtores de soja em Sorriso e em Rosário sobre os contratos com vencimento em março da BM&FBOVESPA e da CME. De fato, houve ganho de eficiência ao operar-se em ambas as bolsas, embora para os produtores de Sorriso a redução de risco tenha sido maior na CME, enquanto para os produtores de Rosário, o *hedge* na BM&FBOVESPA tenha sido mais eficiente.

Dada a integração entre os mercados argentino e brasileiro e a capacidade de gerar eficiência nas estratégias de *hedge* em ambas as regiões, torna-se mais perceptível o potencial de desenvolvimento de um contrato de soja no mercado sul-americano. Esse processo teria como objetivo a concentração da liquidez em uma única bolsa regional. Isto porque, conforme Working (1970), quanto mais *hedgers* atuarem em um mesmo contrato, maior tende a ser o atrativo para que os agentes não comerciais (especuladores e arbitradores) passem a operar no mercado, estimulando o desenvolvimento tanto do mercado futuro quanto do mercado de opções. Essa seria uma grande contribuição para o desenvolvimento de uma infraestrutura financeira adequada para suportar o potencial de crescimento do mercado físico de soja na América do Sul.

## Referências

BRESSLER, G.; KING, A. **Markets, Prices and Interregional Trade**. 3. ed. Nova Iorque: Wiley, 1970. 417 p.

CARTER, C. A. **Futures and options markets: an introduction**. 2. ed. Illinois: Waveland Press, 2007. 323 p.

GARBADE, K. D.; SILBER, W. L. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 65, n. 2, p. 289-297, Mai. 1983.

MATTOS, Leonardo Bornacki de; LÍRIO, Viviani Silva ; LIMA, João Eustáquio de ; CAMPOS, A.C. . Uma aplicação de modelos TAR para o mercado de carne de frango no Brasil. **Revista ANPEC**, v. 11, p. 537-557, 2010.

STEIN, J. C. Informational externalities and welfare-reducing speculation. **Journal of political economy**, Chicago, v. 95, n. 6, p. 1123-1145, Dez. 1987.

REDRADO, M; CARRERA, J.; BASTOURRE, D.; IBARLUCÍA, J. Financialization of commodity markets: Nonlinear consequences from heterogeneous agent behavior. In: LACEA/LAMES, 2009, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: BCRA, 2009.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **PSD online**. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/>>. Acesso em: 5 nov. 2015.

WORKING, H. New Concepts Concerning Futures Markets and Prices. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 52, n. 3, p.431-459, Jun. 1962.

\_\_\_\_\_. Economic functions of futures markets. In: BAKKEN, H. H. **Futures Trading in Livestock—Origins and Concepts**. Chicago: Chicago Mercantile Exchange, v. 1, 1970. Cap. 1, p. 3-47.



## 2 INTEGRAÇÃO ESPACIAL E TRANSMISSÃO NÃO LINEAR DE PREÇOS ENTRE BRASIL, ARGENTINA E ESTADOS UNIDOS

### Resumo

As informações contidas nas relações de longo prazo de um sistema de preços são fundamentais para a análise de integração de mercado. Por meio da análise do processo de transmissão de preços entre Argentina, Brasil e Estados Unidos, este capítulo investigou o nível de integração do mercado de soja entre essas regiões. Para captar o efeito dos custos de transação no processo de ajustamento de preços, foram estimados modelos autorregressivos com *threshold* (TAR e M-TAR) e modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVECM) aos preços mensais da soja entre 2003 e 2015. Os resultados obtidos indicaram que os três maiores fornecedores mundiais do grão integram um único mercado de soja, embora o processo de transmissão de preços seja característico de cada par de países. Além disso, observou-se que os custos de transação possuem efeito considerável sobre as relações de preços entre esses mercados. Também foram observadas evidências de forte assimetria na transmissão de choques de preços: choques positivos à relação de equilíbrio de longo prazo tendem a ser mais persistentes que choques negativos.

Palavras-chave: Integração de Mercado; Custos de transação; Soja; Cointegração com *Threshold*

### Abstract

The information contained in long-term relationships of a price system are fundamental to market integration analysis. This chapter investigated the level of integration of the soy market between these regions. To capture the effect of transaction costs in the process of adjustment of prices, were estimated autoregressive models with threshold (TAR and M-TAR) and vector models error correction with threshold (TVECM) for the monthly soybean prices between 2003 and 2015. The results indicated that the world's three largest grain suppliers integrate a single soybean market. Furthermore, the transaction costs have considerable impact on the price relationships between these markets. It was evidence of strong asymmetry in the transmission of price shocks: positive shocks to the long-run equilibrium relationship tend to be more persistent than negative shocks.

Keywords: Market Integration; Transactions costs; Soybeans; Threshold Cointegration

## 2.1 Introdução

Uma premissa fundamental para o funcionamento adequado de um sistema econômico é que os preços sinalizam, espacialmente (entre regiões distintas) ou verticalmente (ao longo de uma cadeia produtiva), as condições de mercado aos agentes. A intensidade na qual os choques de preços de um produto homogêneo, como soja, em uma região afeta os preços em outra, pode indicar se tais localidades pertencem ao mesmo sistema de preços e, por conseguinte, delimitar a extensão desse mercado.

Nesse sentido, muitos autores, como Faminow e Benson (1990), Goodwin e Piggott (2001) e Meyer (2004) definem integração de mercado como o grau com que choques de oferta e demanda em uma região são transmitidos a outra. De acordo com Goodwin e Piggott (2001), o mecanismo que garante a integração espacial é a existência de arbitragem, uma vez que diferenciais de preços entre duas regiões pertencentes ao mesmo mercado geram a possibilidade de obtenção de retorno sem risco<sup>1</sup>, o que estimula a convergência de preços.

Nos últimos dez anos, foi registrado um importante crescimento da participação da América do Sul no fornecimento mundial de grãos. Na safra 2004/2005, Brasil e Argentina representavam cerca de 16% da produção e 33,5% das exportações mundiais de soja e milho; na safra 2014/2015, essas proporções passaram a ser 20% e 42%. Especificamente no mercado de soja em grão, o Brasil possui posição dominante, com cerca de 45% das exportações mundiais, de acordo com dados do *United States Department of Agriculture* (USDA, 2015).

A criação do MERCOSUL em 1991 pode ter contribuído para a intensificação da transmissão de choques de preços entre os países integrantes do bloco, uma vez que se espera que a Lei do Preço Único<sup>2</sup> prevaleça em mercados comuns, na medida em que deve haver um estreitamento das relações comerciais e redução dos custos de transação entre os países envolvidos (DONOSO; LARSON; THOMPSON, 2001).

---

<sup>1</sup> Na ausência de custos de transação, os arbitradores comprariam o produto (que por hipótese é homogêneo) na região onde o preço é menor e comercializariam na região de maior preço, obtendo retorno positivo.

<sup>2</sup> Como será exposto posteriormente, se a Lei do Preço Único é válida, apenas um preço deve prevalecer no mercado integrado de produtos homogêneos.



Apesar disso, a integração dos mercados agrícolas na América do Sul é uma questão que permanece em aberto na literatura e tem importância não somente no processo de descoberta de preços nesses mercados, mas também na elaboração de políticas de comercialização, uma vez que análises dessa natureza permitem inferir sobre a alocação de recursos e garantir maior efetividade nas políticas de previsão e estabilização de preços (GOLETTI; CHRISTINA-TSIGAS, 1995).

Os procedimentos empregados na análise de integração espacial e vertical de mercados são diversos. Entretanto, com o desenvolvimento de técnicas à análise de séries não estacionárias nos anos 1980 e 1990, houve uma crescente concentração metodológica da literatura, uma vez que o uso de procedimentos de cointegração de preços, como o de Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), passaram a ser predominante.

Porém, conclusões sobre integração de mercado baseadas somente na análise de cointegração de preços têm sido consistentemente criticadas. Conforme notam Mohanty, Peterson e Smith (1998), a aplicação dos testes tradicionais de cointegração levou muitos estudos a rejeitar indevidamente a hipótese de Lei do Preço Único, em função da omissão de importantes fatores como custos de transação, os quais tendem a retardar ou até inibir a transmissão de choques de preços, mesmo em mercados integrados. Tais metodologias não somente negligenciam os efeitos dos custos de transação, mas também assumem, implicitamente, a transmissão simétrica de preços (ENDERS; GRANGER, 1998).

Diante desses aspectos, o objetivo deste capítulo é examinar o processo de transmissão de choques nos preços da soja entre Argentina, Brasil e Estados Unidos, visando identificar padrões de integração entre esses mercados. Consideram-se os efeitos dos custos de transação por meio do emprego de modelos autorregressivos com *threshold*<sup>3</sup> (modelos TAR, M-TAR e TVECM), uma vez que a maior flexibilidade desses modelos permite captar os efeitos dos custos de transação sobre a decisão de arbitragem e, conseqüentemente, sobre a integração dos mercados analisados.

---

<sup>3</sup> Limiar, em português. Neste trabalho mantém-se o termo em inglês, como é usualmente empregado na literatura.

## 2.2 Referencial teórico

### Arbitragem, integração espacial de mercado e custos de transação

A integração de mercado é comumente referida na literatura como o estudo da interdependência quanto ao fluxo de bens e formação de preços entre mercados regionalmente ou verticalmente separados.

Segundo Bressler e King (1970), o uso dos termos “mercado” e “região” é controverso. De acordo com os autores, o termo região deve ser usado para se referir diretamente a uma área geográfica. Se determinada área geográfica consiste em um único mercado, vários mercados ou é parte de um mercado maior, essa é uma questão econômica e não geográfica. Da mesma forma, uma região pode ser considerada um único mercado para determinado produto e não para outros. Em termos gerais, os mercados podem ser geograficamente separados e economicamente integrados, se pertencerem ao mesmo sistema de preços e fluxos de bens.

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), a ação dos arbitradores garante que os preços de produtos homogêneos em duas localidades quaisquer diferirão no máximo pelo custo de deslocamento da mercadoria da região com menor preço para comercialização na região com maior preço. Ou seja, para duas regiões economicamente integradas,

$$P_j - P_i \leq r_{i,j}, \quad (2.1)$$

onde  $P_j$  representa o preço da região  $j$ ,  $P_i$ , o preço da região  $i$  e  $r_{i,j}$  são os custos de transação entre as duas regiões. Essa condição se tornará uma igualdade nula na ausência de custos de transação significativos. Nesse caso, o fluxo de comércio da região de menor preço para a região de maior preço irá persistir até que haja a equalização dos preços dentro do mercado que compreende as duas regiões. O termo ‘arbitragem espacial’ é comumente atribuído a esse processo (BRESSLER, KING, 1970; FACKLER, GOODWIN, 2001).

O conceito de arbitragem espacial está intimamente relacionado ao conceito Lei do Preço Único. De acordo com Fackler e Goodwin (2001), a Lei do Preço Único estabelece que, na ausência de custos de transação, mercados regionais que são

conectados pelo comércio e arbitragem terão um preço único e comum. Ou seja, na presença de livre movimentação de mercadorias, informação simétrica e ausência de custos de transação, se dois mercados são integrados, então apenas um preço deverá prevalecer nesse mercado. O mecanismo que conduz à estabilidade de preço em um mercado espacialmente separado é a arbitragem espacial (FAMINOW; BENSON, 1990).

Há uma ampla discussão na literatura sobre o conceito de integração espacial de mercados. Os primeiros estudos que abordaram o tema associaram integração de mercado ao grau de “comovimento” de preços em diferentes localidades, medido pela correlação entre os preços dessas regiões. Entretanto, esse “comovimento” pode ser observado em diferentes regiões, ainda que não pertençam ao mesmo mercado, em função de outros fatores além do comércio interregional (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Faminow e Benson (1990) e Goodwin e Piggott (2001) consideraram que localidades espacialmente separadas e que comercializam um mesmo produto formariam um mercado integrado se os seus preços fossem determinados de maneira interdependente, ou seja, alterações de preços numa região seriam transmitidas às demais. Nesse conceito, regiões geográficas distintas poderiam pertencer a um mesmo mercado se seus preços para determinado produto fossem cointegrados.

Nesse sentido, Fackler e Goodwin (2001) propuseram a interpretação de integração de mercado como medida do grau com que choques de oferta e demanda em uma região são transmitidos para outra. Supondo um choque hipotético na região A ( $\varepsilon_A$ ), que desloque a sua própria curva de excesso de demanda por determinado bem, a taxa de transmissão de preço associada a esse choque será dada por:

$$R_{AB} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (2.2)$$

sendo que  $R_{AB} = 1$  implica em integração perfeita de mercado. É importante ressaltar que essa razão não é necessariamente simétrica, ou seja, é possível que  $R_{AB} \neq R_{BA}$ , o que implica que uma região é mais integrada à outra do que o contrário (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Meyer (2004) indica que muitos pesquisadores tendem a associar a integração espacial ou vertical de preços como uma sinalização de competição e eficiência de mercado. Entretanto, Barrett e Li (2002) destacaram a importância de se estabelecer uma clara distinção entre integração de mercado e eficiência. Segundo estes autores, dois mercados estão em equilíbrio competitivo de longo prazo quando o lucro marginal da arbitragem é igual a zero, ou seja, não há incentivos para a realização de operações de arbitragem. Em contrapartida, integração de mercado pode ser definida como “negociabilidade ou contestabilidade<sup>4</sup> entre os mercados”, o que se manifestaria por meio da transferência do excesso de demanda (ou de oferta) de um mercado para outro, por meio do fluxo físico de produtos (BARRETT; LI, 2002; BARRETT, 2001).

Apesar da distinção entre os dois conceitos, Balcombe, Bailey e Brooks (2007), assim como Goodwin e Schroeder (1991) consideram que o comovimento de preços pode, sob certas circunstâncias, contribuir para uma alocação de recursos mais adequada via arbitragem<sup>5</sup>, embora reconheçam que preços relacionados também podem refletir condições oligopolísticas ou colusivas de mercado.

Grande parte da literatura, ao utilizar técnicas tradicionais de cointegração para identificar integração de mercado, pressupõe que em mercados integrados, quaisquer variações de preços numa localidade sempre serão transmitidas entre as regiões integradas, ainda que os ganhos obtidos com o ajuste sejam inferiores aos custos incorridos.

A importância dos custos de transação para a análise de integração de mercados não é recente. De acordo com Lo e Zivot (2001), Hecksher (1916) já sugeria que os custos de transferência entre mercados espacialmente separados

---

<sup>4</sup> Um mercado é perfeitamente contestável quando a entrada é totalmente livre e não há custos irrecuperáveis (BAUMOL, 1982).

<sup>5</sup> Caso dois mercados, A e B, sejam perfeitamente integrados, uma situação de escassez na região A, por exemplo, será refletida nos preços tal que  $P_A > P_B$ , sinalizando a possibilidade de obtenção de lucro positivo via arbitragem. Arbitradores terão incentivos para transferir e comercializar produtos na região B, promovendo uma alocação mais eficiente entre os dois mercados.

limitariam a transmissão de choques de preços abaixo de determinado nível, uma vez que o ganho potencial do comércio poderia não compensar esses custos. Portanto, na presença de custos de transação significativos, o ajuste ao equilíbrio de longo prazo pode não ser contínuo.

Conforme Lo e Zivot (2001), assumindo-se que os custos de transação possam ser representados pelos custos de transporte, para bens comprados na região  $i$  pelo preço  $P_i$  e vendidos na região  $j$  a  $P_j$ , a receita por unidade será dada por  $(1 - \tau)P_j$ , onde  $\tau$  representa o valor proporcional à perda em função dos custos de transporte, com  $0 < \tau < 1$ . Essa forma funcional para os custos de transação implica em uma desvalorização proporcional ao preço de cada unidade de bem transferido da região  $i$  para a região  $j$ , ou vice-versa.

Quanto maior a distância entre duas localidades, maior deve ser  $\tau$ . Isto posto, as operações de arbitragem de  $i$  até  $j$  serão lucrativas se e somente se:

$$\begin{aligned} (1 - \tau)P_j - P_i &\geq 0 \\ (1 - \tau) &\geq \frac{P_i}{P_j}. \end{aligned} \quad (2.3)$$

De forma análoga, para uma unidade de bem transportada de  $j$  para  $i$ , lucro positivo implica em:

$$(1 - \tau) \geq \frac{P_j}{P_i}. \quad (2.4)$$

Invertendo a equação (2.3) e igualando-a à equação (2.4), não haverá arbitragem em nenhuma direção sempre que:

$$\frac{1}{(1-\tau)} \leq \frac{P_i}{P_j} \leq (1 - \tau). \quad (2.5)$$

Na forma logarítmica, tem-se que o intervalo de preços relativos dentro do qual arbitragem entre os mercados não é lucrativa será dado por  $[-\ln(1 - \tau), \ln(1 - \tau)]$ . Uma vez que isso ocorra, espera-se observar um comportamento de reversão à média quando a log-diferença dos preços, em valor absoluto, exceder  $\ln(1 - \tau)$  (LO; ZIVOT, 2001).

Nesse sentido, conforme Goodwin e Piggot (2001), os custos de transação podem implicar em uma "banda neutra", dentro da qual os preços de um mercado

não são relacionados com o outro. A arbitragem de preços apenas ocorre quando choques localizados resultam em diferenças de preços que excedam essa banda neutra (nesse caso, o ganho da arbitragem deverá ser superior aos custos de transação). Esta é a essência dos modelos autorregressivos com *thresholds*, que estão detalhados adiante.

### **Evolução metodológica**

Análises referentes à integração de mercado ganharam relevância a partir dos anos 1980, quando acordos de livre comércio e a formação de blocos econômicos estimularam diversos questionamentos sobre a aplicabilidade dessas políticas em diversos contextos (BIERLEN; WAILES; CRAMER, 1998).

Os primeiros estudos sobre o assunto remetiam a análises de correlação, o que evoluiu para testes sobre os parâmetros de regressões e testes de causalidade. A evolução de métodos mais adequados à análise de séries não estacionárias, foi preponderante para o uso de procedimentos de cointegração a partir dos anos 1980 e 1990. Entretanto, as crescentes críticas sobre as limitações do uso de cointegração de preços para analisar integração espacial de mercado estimulou, a partir dos anos 2000, a busca por modelos não lineares<sup>6</sup> mais adequados a esse tipo de análise (FACKLER; GOODWIN, 2001; MORAES, 2014).

Barrett (1996) destaca que os procedimentos tradicionais de cointegração não consideram a possibilidade de descontinuidade nos fluxos de comércio entre as regiões envolvidas. Nesses pontos de descontinuidade, os testes de cointegração impõem uma aproximação linear para uma função provavelmente não linear. Além disso, tais procedimentos omitem o papel dos custos de transação, os quais podem atrasar ou até mesmo inibir ajustes de preços mesmo em mercados integrados (BAULCH, 1997).

Com o objetivo de superar essas limitações, têm sido utilizados diversos modelos considerados mais adequados à análise de integração de mercados, dentre eles destacam-se os modelos autorregressivos com *threshold* (modelos TAR), que incorporam descontinuidades nas relações entre os preços. Embora não estejam

---

<sup>6</sup> No presente contexto, não linearidade refere-se à descontinuidade e ao fato das autorregressões variarem em subperíodos e não ao grau das autorregressões analisadas.

isentos de limitações, tais modelos não lineares têm ocupado posição de destaque na literatura relacionada, em função principalmente, da sua flexibilidade.

O uso de modelos com componentes de *thresholds* busca permitir inferências sobre o impacto do custo de transação nas decisões de arbitragem. De acordo com González-Rivera e Helfand (2003), no contexto de integração de mercados, tais custos incluem comissões relacionadas com a procura e transferência de bens, despesas originadas da negociação e imposição contratual, custos financeiros, taxas, custos de transporte e o custo de oportunidade do tempo alocado na busca por informações.

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) e Baulch (1997) destacam que, caso os dados referentes a custos de transação fossem disponibilizados, seria relativamente simples determinar a banda de *threshold* ou incluir a variável em análises mais tradicionais de cointegração. Entretanto, esses dados raramente são observáveis, o que torna valioso o desenvolvimento de metodologias que possam captar esse componente, sem depender diretamente de dados referentes a custos de transação (MEYER, 2004).

### **2.3 Revisão de literatura**

Dado que informações sobre os preços são as mais frequentemente disponibilizadas, o estudo de integração de mercado tem se concentrado em avaliar o comportamento dos preços de determinado produto entre diferentes regiões. Nesse sentido, evoluções metodológicas, especialmente com a incorporação de métodos de testes de cointegração, geraram uma proliferação dessas pesquisas, particularmente a partir dos anos 1990 (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

No Brasil, estudos de integração de mercado que empregaram técnicas de cointegração foram predominantes a partir dos anos 2000. Esses trabalhos possuem relativamente baixa diversidade metodológica, concentrada em análises de cointegração e causalidade entre preços de diferentes localidades, embora a incorporação de métodos mais abrangentes tenha se tornado mais frequente.

REFERÊNCIA	MERCADO	REGIÕES	PERÍODO	METODOLOGIA	PRINCIPAIS CONCLUSÕES
Bierlen, Wailes e Cramer (1998)	Arroz	Brasil, Argentina	1981-1995	Procedimento de Johansen	Lei do Preço Único mais forte no pós-MERCOSUL.
Mohanty, Peterson e Smith (1998)	Trigo, soja e milho	MERCOSUL	1990-1996	Análise de cointegração fracional Procedimento de Johansen	Argentina (milho e trigo) e Brasil (milho) são integrados ao mercado internacional.
Yang, Bressler e Leatham (2000)	Farelo de soja	EUA, Reino Unido, Brasil e Argentina	1991-1998	VECM Linear	EUA lideram formação de preços no mercado global
Donoso, Larson e Thompson (2001)	Trigo	Brasil, Argentina	1982-1999	Cointegração de Engle e Granger	A elasticidade de transmissão dos preços aumentou após o MERCOSUL
Goodwin e Piggott (2001)	Milho, soja	EUA	1992-1999	Modelos TAR	Indícios de efeitos <i>thresholds</i> e de integração de mercado
Nogueira (2001)	Café Arábica	SP, MG	1996-2000	Procedimento de Johansen VECM Linear	Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista são especialmente integrados.
Coelho (2002)	Algodão	Brasil e Estados Unidos	1982-2001	Procedimento de Johansen	Há integração perfeita entre o mercado brasileiro e o americano.
Meyer (2004)	Carne Suína	Holanda, Alemanha	198-2001	TVECM	Os mercados são integrados e custos de transação são relevantes.
Nogueira, Aguiar e Lima (2005)	Café Arábica	SP, MG	1997	Procedimento de Johansen Causalidade de Granger	As informações fluem rapidamente entre os agentes desse mercado (integração perfeita)
Pereira (2005)	Boi Gordo	MT, MS, GO, RS, PR, SP, MG, ES, BA, RO	1980-2003	Procedimento de Johansen VECM Linear Perfis de Persistência*	Há evidências de integração entre alguns Estados entre 1990 e 2003.
Chiodi (2006)	Milho	BA, GO, MG, MS, MT, PR, RS, SC, SP	1996-2004	Procedimento de Johansen	Os mercados analisados são perfeitamente integrados.
Rosado (2006)	Suínos	Todos os estados brasileiros	1980-2005	Procedimento de Johansen VECM Linear Perfis de Persistência*	Os resultados não mostraram integração perfeita entre os mercados.
Balcombe, Bailey e Brooks (2007)	Trigo, milho e soja	EUA, Brasil e Argentina	1988-2001	Modelos TAR	Forte transmissão de preços, especialmente no mercado de milho.
Alves e Lima (2010)	Açúcar Cristal e etanol	AL, PE, SP, PR, MG	2003-2008	Modelos TAR	O mercado central para o açúcar é Ribeirão Preto e que as regiões são integradas aos pares.
Cunha, Lima e Braga (2010)	Boi Gordo	SP, MG, ES, RJ, PR, SC, RS, MT, MS, GO	1994-2008	Modelos TAR e M-TAR	Os mercados são integrados e os custos de transação são significativos.

Quadro 2.1 – Estudos brasileiros sobre integração de mercado

(continua)



(conclusão)

Borges (2010)	Açúcar Cristal	SP, MG, PR, AL, PR, Estados Unidos	2003-2010	Perfis de Persistência*	As praças analisadas são cointegradas entre si e ao mercado internacional.
Adami e Miranda (2011)	Arroz em casca	RS, MT	1999-2010	Causalidade de Granger VECM Linear	O resultado aponta que os preços no mercado de Mato Grosso têm influência nas condições de oferta no Rio Grande do Sul.
Serigati, Azevedo e Margarido (2012)	Etanol	Brasil e Estados Unidos	2002-2011	Procedimento de Johansen	O principal resultado da pesquisa foi que o mercado brasileiro e o norte-americano não são cointegrados.
Moraes (2014)	Etanol	PR, SP, MG, GO, MT, MS, AL, PE	2003-2008	Procedimento de Johansen	A maior parte das relações de perfeita cointegração encontradas referem-se a Estados da mesma região geográfica.

Quadro 2.1 – Estudos brasileiros sobre integração de mercado

Fonte: Revisão bibliográfica do autor.

\* Procedimento proposto por Pesaran e Schin (1996).

Diversos estudos se ocuparam em analisar o processo de formação dos preços de grãos, açúcar e etanol e carne, no Brasil. Alguns desses trabalhos estão compilados no Quadro 2.1. No caso da soja, Margarido e Turola (2007) mostraram que Brasil e Argentina foram tomadores de preço em contexto internacional entre 1995 e 2003, apesar de possuírem elevada participação na oferta mundial do grão. Castro et al (2012) concluíram que variações nos preços da soja praticados na CBOT têm uma influência considerável, de cerca de 70%, na formação dos preços de exportações do Brasil e da Argentina, resultado bastante próximo ao que havia sido apresentado por Margarido e Souza (1998).

Apesar da abrangência da literatura sobre integração de mercado em geral, ainda são poucos os estudos dedicados a analisar a integração do mercado de *commodities* entre países da América do Sul. Assim como ocorre no Brasil, a análise de cointegração de preços é a metodologia predominante nessas análises.

Bierlen, Wailes e Cramer (1998) aplicaram o procedimento de cointegração de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) para verificar a validade da Lei do Preço Único entre o recém-criado MERCOSUL (representado por Brasil e Argentina)

e os principais países exportadores de arroz. Os resultados apontaram para um aumento da força da Lei do Preço Único entre Brasil e Argentina no período pós-MERCOSUL. Mohanty, Peterson e Smith (1998) também observaram a validade da Lei do Preço Único entre esses países no mercado de trigo, soja e milho logo após a criação do MERCOSUL.

Donoso, Larson e Thompson (2001) utilizaram o método de Engle e Granger (1987) para testar um possível aumento da integração entre o mercado de trigo argentino e o brasileiro com a criação do MERCOSUL. Os resultados não somente indicaram cointegração entre os mercados, mas também uma maior elasticidade de transmissão de preços após a criação do bloco.

Yang, Bressler e Leatham (2000) buscaram verificar se os países desenvolvidos (Estados Unidos e Reino Unido) e em desenvolvimento (Brasil e Argentina) se comportavam como se fossem um único mercado global ou como se cada grupo fosse um mercado diferente. Os resultados do modelo de correção de erro (VECM) aplicado ao mercado de farelo de soja apontaram para a existência de um mercado global, bem como para a liderança dos Estados Unidos na formação de preços desse produto, embora o Brasil fosse o maior exportador de farelo de soja no período.

Conforme Balcombe, Bailey e Brooks (2007), em grande parte da literatura, assimetrias no processo de ajustamento, baixa transmissão espacial de preços e desvios à Lei do Preço Único são geralmente associados a elevados custos de transporte, protecionismo, barreiras comerciais ou outras formas de competição imperfeita. Bierlen, Wailes e Cramer (1998) mencionam diversos estudos que apontam fatores que podem ter levado à falsa rejeição da hipótese de cointegração de preços. Pode-se mencionar, por exemplo, Goodwin (1992) devido à omissão de custos de transporte; Faminow e Benson (1990) por poder de mercado; Goodwin e Schroeder (1991) por poder de mercado, volume de mercado e distância geográfica; Goodwin e Schroeder (1990) por viés de simultaneidade, correlação serial e por negligenciar expectativas de preços.

Dadas as limitações da aplicação de procedimentos de cointegração à análise de integração de mercado, é crescente o emprego de métodos não lineares nesse tipo de pesquisa. Os modelos autorregressivos com *threshold* (TAR) tem ganhado

posição de destaque na literatura, uma vez que incorporam os efeitos dos custos de transação nas decisões de arbitragem entre mercados, sem exigir o uso direto de dados referentes a custos de transação, que geralmente não são observáveis.

Os modelos da classe TAR foram introduzidos por Tong (1978) ao passo em que Tsay (1989) desenvolveu técnicas de testes para esses modelos. Por sua vez, Balke e Fomby (1997) estenderam os modelos TAR à estrutura de testes de cointegração (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) aplicaram modelos da classe TAR ao mercado de trigo, milho e soja dos Estados Unidos, Brasil e Argentina. Os resultados apontaram para uma causalidade na determinação dos preços do trigo fluindo dos Estados Unidos e Argentina para o Brasil entre 1988 e 2001. Foi observada uma forte correspondência entre os preços de milho tanto na relação Estados Unidos-Brasil quanto na relação Argentina-Brasil no período analisado (1986-2001).

Goodwin e Piggott (2001) utilizaram modelos TAR e cointegração para analisar conexões entre quatro mercados de milho e soja na Carolina do Norte, nos Estados Unidos. Além de ajustar o modelo de correção de erros, os autores aplicaram o teste de Chow modificado para verificar a significância das diferenças entre os regimes, o que confirmou a presença de efeitos de threshold. Os resultados constataram a hipótese de integração entre os mercados analisados (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

Em função da maior flexibilidade e interpretação mais intuitiva, Meyer (2004) expandiu o modelo de correção de erros linear para incorporar os efeitos de custos de transação. A utilização do modelo de correção de erros com *threshold* (TVECM) com bandas simétricas foi aplicada aos mercados de suínos holandês e alemão. Os resultados confirmaram a importância dos custos de transação na transmissão de preços entre os mercados analisados.

Em relação a aplicações do modelo TAR ao mercado brasileiro, Alves e Lima (2010) analisaram o processo de transmissão de preços no mercado de açúcar e etanol, considerando-se diversas praças nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste do país entre 2003 e 2008. Os resultados apontaram Ribeirão Preto/SP como o mercado central na formação de preços dos três produtos analisados (açúcar, etanol anidro e etanol hidratado). Portanto, foram encontradas evidências de maior

integração dos mercados mais próximos a Ribeirão Preto e menor grau de integração em mercados mais distantes.

Cunha, Lima e Braga (2010) aplicaram modelos de cointegração com *threshold* com um único parâmetro de *threshold* (e, portanto, dois regimes<sup>7</sup>) baseados em Enders e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001) ao mercado de boi gordo no período 1994-2008. Os resultados apontaram para a não rejeição da hipótese de integração de mercado, embora os custos de transação de fato tenham influenciado as relações espaciais entre as regiões produtoras de boi gordo. Os resultados também indicaram transmissão assimétrica de choques de preços: choques negativos de baixa magnitude foram eliminados de forma diferente dos choques positivos.

## 2.4 Metodologia

Variáveis de *threshold* podem ser incorporadas aos modelos autorregressivos lineares univariados (AR e M-TAR), aos modelos autorregressivos vetoriais (VAR) e aos modelos vetoriais de correção de erro (VECM), dando origem aos modelos TAR, TVAR e TVECM, respectivamente. Neste trabalho, aplicam-se os modelos TAR, M-TAR (*momentum* TAR) e TVECM para analisar o processo de transmissão de choques de preços do mercado de soja entre Estados Unidos, Argentina e Brasil.

De acordo com Enders e Granger (1998), tais modelos permitem que o grau de decaimento da autorregressão dependa do estado da variável de interesse. Com isso, imputa-se maior flexibilidade ao modelo, que passa a ser capaz de capturar descontinuidades e assimetrias no ajuste da variável, características bastante comuns em séries econômicas, devido a rigidezes presentes no próprio sistema.

No contexto da análise de integração de mercados, essa banda neutra, delimitada pelos valores de *threshold*, é comumente interpretada como um intervalo dentro do qual choques de preços não estimularão a atuação dos arbitadores, por exemplo, em função dos custos de transação serem superiores aos benefícios da arbitragem. Conseqüentemente, dentro desse intervalo não se espera que haja

---

<sup>7</sup> Regimes são as regiões, em um modelo com *threshold*, em que a natureza da relação de cointegração é alterada.

cointegração entre as séries de preços, ainda que os mercados sejam integrados (BALKE; FOMBY, 1997; MEYER, 2004).

Uma vez que a cointegração entre duas variáveis depende do comportamento de  $u_t$ , em um modelo autorregressivo com *threshold*, o termo de erro de equilíbrio seguirá um processo não linear, como descrito por Enders e Granger (1998):

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } \mu_{t-1} \leq \tau \\ \rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } \mu_{t-1} > \tau \end{cases} \quad (2.6)$$

onde  $\tau$  representa o valor do *threshold*. Em geral,  $\tau$  é desconhecido e precisa ser estimado. Formalmente, o modelo TAR pode ser representado por:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

em que  $I_t$  é uma variável *dummy*:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \mu_{t-1} \leq \tau \\ 0 & \text{se } \mu_{t-1} > \tau. \end{cases} \quad (2.8)$$

O modelo M-TAR é uma variação do modelo TAR, no qual é possível identificar a persistência do choque em função do sinal da sua variação (se positivo ou negativo), e pode ser representado simplesmente por adotar como variável de *threshold* a variação dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, o que é feito pela substituição da Equação (2.8) por:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta\mu_{t-1} \leq \tau \\ 0 & \text{se } \Delta\mu_{t-1} > \tau. \end{cases} \quad (2.9)$$

Conforme destacam Goodwin e Piggott (2001), um caso comum é o que  $\rho_1=1$ , o que implica que o ajustamento para desvios absolutos muito pequenos à relação de longo prazo é caracterizado por um passeio aleatório.

De acordo com Enders e Siklos (2001), se as variáveis não são cointegradas, não haverá  $\tau$  e  $\rho_1$  e/ou  $\rho_2$  serão nulos. Ou seja, a hipótese de cointegração poderá ser rejeitada se  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  e a hipótese de ajustamento simétrico não poderá ser rejeitada se  $\rho_1 = \rho_2$ , caso em que o modelo TAR será equivalente à especificação inicial de Engle e Granger (1987). Além disso, a convergência do modelo é garantida se  $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$  (ENDERS; GRANGER, 1998).

A análise tradicional de integração de mercado, utilizando o teste de cointegração proposto por Engle e Granger (1987) consiste, basicamente, em testar a estacionariedade dos resíduos da equação de cointegração:

$$P_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \mu_t, \quad (2.10)$$

onde  $P_{i,t}$  e  $P_{j,t}$  são, respectivamente, os preços praticados na região  $i$  e na região  $j$  no período  $t$ . Assim, se as variáveis são cointegradas, ou seja, possuem uma relação estável de longo prazo, os desvios do equilíbrio ( $u_t = P_{j,t} - \beta_0 - \beta_1 P_{i,t}$ ) serão estacionários, mesmo que as séries testadas sejam não estacionárias (ENGLE; GRANGER, 1987).

Nesse contexto, os modelos autorregressivos com *threshold* incluem considerações sobre o comportamento do termo de erro de equilíbrio ( $u_t$ ). De fato, conforme Balke e Fomby (1997), em um modelo TAR, o erro de equilíbrio irá se comportar como uma autorregressão com *threshold*: dentro da banda neutra o erro de equilíbrio irá se comportar como um passeio aleatório; fora dessa banda, entretanto, se comportará como um processo estacionário (BALKE; FOMBY, 1997; MEYER, 2004).

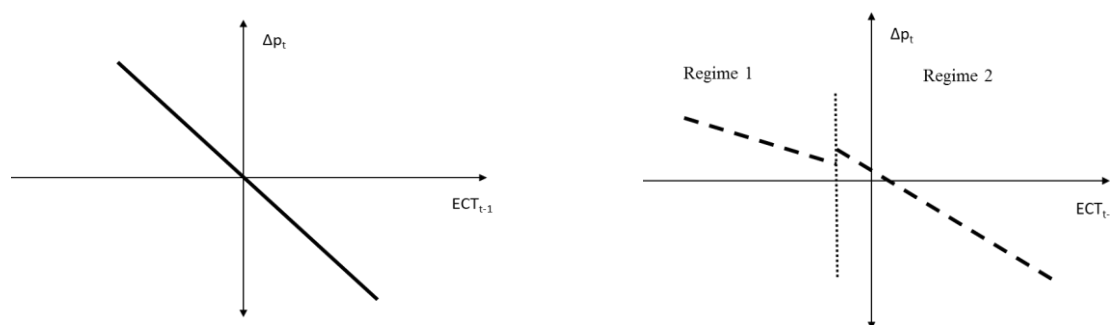
Visando incorporar a dinâmica de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo e a assimetria no processo de transmissão de preços a choques positivos e negativos, foram ajustados os modelos TVECM (modelo de correção de erros com *thresholds*) sobre os resíduos da regressão de cointegração correspondentes a cada mercado analisado. Em um modelo bivariado, a existência de um único vetor de cointegração garante, pelo teorema da representação de Granger<sup>8</sup>, que um vetor de correção de erros possa ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta P_t^i \\ \Delta P_t^j \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{l=1}^k \begin{bmatrix} \beta_j^{i,i} & \beta_j^{i,j} \\ \beta_j^{j,i} & \beta_j^{j,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-1}^i \\ \Delta P_{t-1}^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi^i \\ \varphi^j \end{bmatrix} [ECT_{t-1}], \text{ se } ECT_{t-1} \leq \tau \\ \begin{bmatrix} \Delta P_t^i \\ \Delta P_t^j \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} + \sum_{l=1}^k \begin{bmatrix} \delta_j^{i,i} & \delta_j^{i,j} \\ \delta_j^{j,i} & \delta_j^{j,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-1}^i \\ \Delta P_{t-1}^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta^i \\ \theta^j \end{bmatrix} [ECT_{t-1}], \text{ se } ECT_{t-1} > \tau \end{aligned} \quad (2.11)$$

<sup>8</sup> De acordo com o teorema da representação de Granger, se  $X_t \sim CI(1,1)$ ,  $X_t$  tem representação na forma de um modelo vetorial de correção de erros (VECM) (BUENO, 2008, p. 214).

onde as matrizes de  $\beta$  e  $\delta$  representam o processo de ajustamento de curto prazo e o vetores de  $\varphi$  e  $\theta$  representam o processo de ajustamento de longo prazo,  $i, j$  representa cada região analisada,  $l = \{1, \dots, k\}$  são as defasagens utilizadas, que indicam a ordem do modelo e  $ECT$  é o termo de correção de erro.

A Figura 2.1 ilustra o efeito da inclusão de um *threshold* em um modelo de correção de erros. O *threshold* delimita distintas regiões em que os parâmetros do modelo assumem valores diferentes, o que implica em processos de ajustamentos a desvios do equilíbrio de longo prazo diferentes a dependem da intensidade desse desvio.



Modelo Linear de Correção de Erro (ECM)

Modelo de Correção de Erro com um *threshold*

Figura 2.1 – Impacto da inclusão de *thresholds* no Modelo de Correção de Erros

Fonte: Meyer (2004).

Diferentemente dos procedimentos de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), que implicitamente assumem ajustamento linear e simétrico, os modelos com *threshold*, especialmente os M-TAR e TVECM, permitem identificar assimetrias caracterizadas por velocidade de ajuste de preços distinta quanto a choques positivos e negativos que surgem no mercado. De acordo com Goodwin e Holt (1999), choques de grande magnitude, acima de certo limite (*threshold*), induzem ajustamentos em magnitudes distintas daqueles decorrentes de choques abaixo do *threshold*, em razão dos custos relacionados com alteração dos preços.

Conforme Balcombe, Bailey e Brooks (2007), é importante ressaltar que efeitos *threshold* e assimetria são conceitos diferentes. Assimetria está associada a reações distintas a choques positivos ou negativos, enquanto modelos com *threshold* implicam em descontinuidade (não linearidade): a variável se comporta de determinada forma dentro de um intervalo e de outra forma fora desse intervalo.

Apesar das consideráveis vantagens em relação ao uso da análise de cointegração tradicional na análise de integração de mercados espacialmente separados, o uso de modelos com *threshold* não são isentos de críticas e limitações.

Conforme Goodwin e Piggott (2001), uma das principais limitações desses modelos está no fato de assumir-se que os parâmetros do *threshold* que representam os custos de transação sejam constantes (em termos proporcionais), implicando em uma banda neutra fixa ao longo do período estudado. Entretanto, os custos de transação não necessariamente são fixos, podendo inclusive ser não estacionários, o que poderia reduzir a probabilidade de rejeição da hipótese de integração de mercado em um modelo mais adequado (BARRETT; LI, 2002).

Outro ponto importante é que se atribui a não linearidade do termo de erro de equilíbrio aos custos de transação, embora outras variáveis também possam afetar a linearidade do processo. Balcombe, Bailey e Brooks (2007) notam em seus resultados a possibilidade de outras formas de não linearidade ou quebras estruturais. Baulch (1997) e Bierlen, Wailes e Cramer (1998) apontam que desvios permanentes do equilíbrio de longo prazo possam se dever não somente aos custos de transação, mas também a políticas governamentais que limitem o fluxo de produtos, gargalos de infraestrutura de transporte, informação imperfeita, não substitutibilidade dos produtos analisados ou precificação oligopolista.

Segundo Balcombe, Bailey e Brooks (2007), a maior parte dos estudos que aplicam modelos TAR não consideram os efeitos *thresholds* ao estimar os parâmetros de equilíbrio de longo prazo e realizar os testes de cointegração. Isto porque, conforme salienta Lo e Zivot (2001) e Balke e Fomby (1997), testar a hipótese nula de não cointegração contra a hipótese alternativa de cointegração com *threshold* é problemático uma vez que os parâmetros a serem testados (os *thresholds*) não estão presentes na especificação da hipótese nula. Em função disso, em primeiro lugar são realizados testes convencionais de não cointegração contra a hipótese de cointegração e, posteriormente, testa-se a hipótese de cointegração linear contra a hipótese alternativa de cointegração com *threshold*.

Para a estimação dos valores de *threshold*, Chan (1993) mostrou que a busca de valores tais que minimizem a soma dos quadrados dos resíduos do modelo ajustado gera estimativas consistentes para os *thresholds*. O procedimento proposto



por Chan (1993) compreende estimar a relação de longo prazo entre as séries. Os resíduos estimados  $\{\hat{\mu}_t\}$  deverão ser classificados em ordem crescente, tal que  $\mu_1^T < \mu_2^T < \dots < \mu_T^T$ , onde  $T$  denota o número de observações. Os maiores e os menores 15% da sequência  $\{\hat{\mu}_t\}$  são descartados, e cada um dos 70% dos resíduos restantes é considerado um possível *threshold* (ENDERS, SIKLOS, 2001).

Uma vez que os modelos estejam estimados, para testar as hipóteses conjuntas sobre os parâmetros  $\rho_1$  e  $\rho_2$ , Enders e Siklos (2001) propuseram que fossem realizados testes t para as hipóteses nula  $\rho_1 = 0$  e  $\rho_2 = 0$  e um teste F para a hipótese conjunta para  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ . Entretanto, a estatística para este teste conjunto não segue a distribuição F convencional, portanto os valores críticos para a estatística  $\Phi$ , calculada para esse teste, foram tabulados por Enders e Siklos (2001).

## 2.5 Dados

Com o objetivo de investigar o processo de transmissão dos preços de soja utilizou-se dados referentes às cotações mensais desse produto na Argentina, Brasil e Estados Unidos.

Optou-se pela análise dos mercados de soja em função da característica essencialmente homogênea desse produto e da relevância de Brasil e Argentina no fornecimento global do grão. *Commodities*, em geral, são caracterizadas por baixa especificidade locacional<sup>9</sup> e temporal<sup>10</sup>. Produtos com baixa especificidade permitem maior alcance do mercado, uma vez que são estocáveis e facilmente transacionáveis, especialmente por se tratar de produtos homogêneos, característica central que permite maior alcance geográfico de um mercado.

As séries de preços de soja para a Argentina foram disponibilizadas pela Bolsa de Comércio de Rosário (ROFEX), no *Centro de Estadísticas de Mercado* e referem-se aos preços correntes em Dólares pagos pelo produto na região de Rosário. Para o Brasil, os preços à vista correspondem aos preços praticados na região de Sorriso, importante polo produtor de soja no país, coletados pelo Centro

---

<sup>9</sup> Especificidade locacional refere-se a uma situação em que a proximidade entre comprador e vendedor de um ativo ou produto final é importante para o gerenciamento de estoques e custos relacionados a processamento e transporte (VITA; TEKAYA; WANG, 2011).

<sup>10</sup> Especificidade temporal refere-se à importância do *timing* exigido por uma transação (VITA; TEKAYA; WANG, 2011).

de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e disponibilizados pela Bloomberg. Tais cotações foram convertidas em Dólares pela taxa de câmbio PTAX 800, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil.

Em relação aos preços norte-americanos, foram usadas as cotações do contrato futuro de soja na *Chicago Board of Trade* (CBOT) com vencimento mais próximo, tomado como *proxy* dos preços praticados no mercado à vista norte-americano.

O período compreendido na análise abrange de janeiro de 2003 a outubro de 2015. Utilizaram-se dados mensais de preços, uma vez que, conforme destacado por Barrett e Li (2002), o uso de dados mensais limitam problemas de viés de agregação associados com dados de alta frequência.

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) concordam com essa análise e destacam, ainda que é mais apropriado esperar que os *traders* irão reagir a sinais de preços, ao menos parcialmente, em cerca de trinta dias, o que favorece o uso de dados mensais.

## 2.6 Resultados

As estatísticas descritivas dos dados em logaritmo natural e seus respectivos retornos estão dispostas na Tabela 2.1. Dadas as estatísticas descritivas, observa-se que as séries apresentam comportamento distinto do esperado em uma distribuição normal, uma vez que, em termos gerais, o logaritmo dos preços mostram-se assimétricos e com distribuições platicúrticas. Destaca-se ainda, a média bastante próxima de zero para os retornos à vista e futuros, conforme esperado.

Aplicou-se o teste ADF para a raiz unitária, cujos resultados estão dispostos na Tabela 2.1. De acordo com Balke e Fomby (1997), os testes lineares de raiz unitária padrão, tais como o teste proposto por Dickey e Fuller (1979) ainda possuem poder contra hipóteses alternativas não lineares. Os resultados do teste aplicado às séries em logaritmo e aos retornos indicaram que todas as séries analisadas são integradas de ordem 1, visto que a hipótese de raiz unitária foi rejeitada apenas para os retornos, a 1% de significância.

Tabela 2.1 – Estatísticas descritivas das séries de preços

	ROSÁRIO		SORRISO		EUA	
	LN	Retornos	LN	Retornos	LN	Retornos
Média	5,4974	0,0004	5,6133	0,0007	5,8643	0,0005
Desvio Padrão	0,2763	0,0109	0,3968	0,0135	0,0273	0,0009
Curtose	-1,1778	1,2654	-1,1810	0,7097	-1,1862	2,1498
Assimetria	-0,0651	-0,1176	-0,2795	-0,2719	-0,2833	-0,5909
Mínimo	5,0265	-0,0378	4,8394	-0,0417	5,2662	-0,0450
Máximo	6,0274	0,0321	6,3768	0,0357	6,4355	0,0294
Nº de obs.	154	153	154	153	154	153
Teste ADF	0,2753	-7,9589	0,2676	-7,1993	0,1862	-6,9531

Fonte: Bolsa de Comércio de Rosário (2015), CEPEA (2015) e CME/CBOT (2015).

Notas: Valores críticos para o teste ADF: -2,58 (1%), -1,95 (5%), -1,62 (10%).

As defasagens utilizadas para os modelos TAR e M-TAR foram selecionadas a partir do critério AIC. Os *thresholds* foram estimados com base no procedimento proposto por Chan (1993), segundo o qual são selecionados os valores que minimizam a soma do quadrado dos resíduos dos modelos. Conforme apresentado anteriormente, os valores dos *thresholds* podem ser considerados uma *proxy* para os custos de transação na realização de arbitragem entre os mercados analisados.

A partir da estimação de um único *threshold*, as séries de resíduos das equações de cointegração foram divididas em dois regimes. O primeiro regime compreendeu os desvios da relação de longo prazo inferiores ao valor do *threshold*, enquanto o segundo regime compreendeu os desvios superiores a este valor. Em todos os modelos, foi garantido que cada regime compreendesse, no mínimo, 20% dos resíduos das respectivas relações de cointegração.

Conforme disposto na Tabela 2.2, as estimativas dos valores dos *thresholds* nos modelos TAR para o mercado de soja apontaram para custos de transação de cerca de 5% na realização de arbitragem entre Rosário e Estados Unidos, de 9,7% entre Sorriso e Estados Unidos e 6,6% entre Sorriso e Rosário.

Infelizmente, ainda não há testes consolidados para verificar a significância dos valores estimados para os *thresholds*. Entretanto, tais estimativas são consistentes com a relação positiva esperada entre distância e custos de transação. Conforme esperado, as estimativas para os custos de transação são superiores em arbitragens no mercado físico envolvendo Sorriso, em função, principalmente, da distância dessa região em relação aos principais portos do Brasil.

Conforme as estimativas dispostas na Tabela 2.2, nota-se que a condição suficiente para a estimação do modelo é atendida, uma vez que  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são negativos, maiores que -2 e estatisticamente significativos tanto no modelo TAR quanto no modelo M-TAR.

Tabela 2.2 – Estimativas para os parâmetros dos modelos TAR e M-TAR para o mercado de soja nas três diferentes regiões

PARÂMETROS	ROS - CME		SOR - CME		SOR-CME	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
Defasagens	2	2	4	4	3	3
<i>Threshold</i>	0,05	-0,01	0,097	0,003	0,066	0,022
$\rho_1(+)$	-0,277***	-0,247***	-0,255***	-0,268***	-0,414***	-0,402***
t-valor	(-3,709)	(-3,923)	(-4,603)	(-4,201)	(-5,164)	(-4,632)
$\rho_2(-)$	-0,352***	-0,45***	-0,311***	-0,434***	-0,182***	-0,206***
t-valor	(-5,194)	(-5,564)	(-5,968)	(-7,071)	(-2,731)	(-3,155)
Tempo médio de reversão (+)	-	4,05	-	3,73	-	2,49
Tempo médio de reversão (-)	-	2,22	-	2,30	-	4,85
AIC	-548,1	-552,0	-500,2	-505,7	-542,4	-540,0

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa

Notas: O tempo médio de reversão corresponde ao inverso dos parâmetros dos modelos MTAR/

\*\*\* denota significância ao nível de 1%

Na Tabela 2.3, os testes F apontam para a não rejeição da hipótese de cointegração com efeitos *thresholds* nos três sistemas de preços, uma vez que as estatísticas para  $\Phi$  (H1) mostraram-se significativas ao nível de 1%, de acordo com valores críticos tabulados por Enders e Siklos (2001), reforçando o que havia sido apontado pelo teste de Hansen e Seo (2002).

Por sua vez, o teste de simetria (H2) realizado sobre os parâmetros dos modelos M-TAR aponta para a rejeição da hipótese nula de regularidade na

persistência de choques, em até 5% de significância, indicando a possibilidade de que o processo de ajustamento a desvios ao equilíbrio de longo prazo seja dependente do sentido desse desvio (se positivo ou negativo). De fato, considerando o tempo médio de reversão de desvios, percebem-se diferenças expressivas entre o prazo de ajustamento a choques positivos e negativos que podem atingir mais de dois meses.

Tabela 2.3 – Testes de cointegração e simetria - Enders e Siklos (2001)

HIPÓTESES	ROS - CME		SOR - CME		SOR-CME	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
H1: $\rho_1 = \rho_2 = 0^2$	18,00	20,44	22,33	25,86	14,48	13,11
H2: $\rho_1 = \rho_2$	0,64	4,58	0,78	6,18	6,51	4,13
H2: Valor-p	0,42	0,03	0,38	0,014	0,012	0,044

Notas: T1:  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  (Hipótese nula de não cointegração). Teste F com valores críticos para a estatística  $\Phi$  tabuladas por Enders e Siklos (2001): 8,94 (1%), 6,35 (5%). / T2:  $\rho^{(1)} = \rho^{(2)}$  (Hipótese nula de simetria). Estatística de teste F, com distribuição F tradicional.

De acordo com os modelos TAR e M-TAR estimados, na relação entre os mercados sul-americanos e o norte-americano, desvios positivos à relação de equilíbrio causados por um aumento dos preços em Sorriso ou em Rosário (ou por uma queda nos preços da CME), superiores ao valor do *threshold*, tendem a apresentar ajustamento mais rígido, demandando mais tempo para a reversão do choque, uma vez que no modelo M-TAR estimado, tem-se que  $|\rho_1| < |\rho_2|$ .

Diante disso, o tempo esperado para a reversão de desvios positivos nas relações entre os preços em Sorriso e Rosário com os Estados Unidos é de cerca de quatro meses, enquanto para choques negativos o tempo de reversão estimado é de pouco mais que dois meses. Estes resultados são consistentes com os obtidos por Aguiar e Barros (1991) para o mercado de soja nos anos 1980. De acordo estes autores, fatores como inflação e expectativas de preços tendem a reforçar esse tipo de comportamento assimétrico.

O padrão de ajustamento na relação entre Sorriso e Rosário aponta para a reversão mais imediata ao equilíbrio em desvios positivos na relação de preços (em cerca de 2,5 meses), gerados por um aumento dos preços em Sorriso ou uma queda

dos preços em Rosário. Desvios negativos, por outro lado, gerados por uma queda dos preços em Sorriso ou um aumento dos preços em Rosário, precisariam de quase cinco meses para serem revertidos, indicando a presença de assimetria no processo de transmissão de preços entre essas regiões.

O teste para a detecção da presença de cointegração com *threshold* consiste em inicialmente testar a hipótese de cointegração entre as variáveis, uma vez que esta é uma condição necessária para a existência de cointegração com *threshold*. Se esta hipótese não é rejeitada, procede-se então com a realização de testes sobre a hipótese de cointegração com efeitos *thresholds*.

Para testar a cointegração, aplicou-se o procedimento de Engle e Granger (1987) aos preços da soja para cada par de regiões analisadas. Os resultados do teste de cointegração apontaram para a existência de cointegração para cada par de preços, a 1% de significância.

Conforme os resultados da Tabela 2.4, as evidências de existência de uma relação estável de longo prazo entre os mercados de soja nas regiões analisadas são fortes. Entretanto, é ainda necessário verificar se essa cointegração é linear ou possui efeitos *threshold*. Para tanto, aplicou-se o teste proposto por Hansen e Seo (2002), baseado no vetor de correção de erros do teste de cointegração; sob hipótese nula, o modelo é convertido a um VECM convencional.

Tabela 2.4 – Regressão de Cointegração e Teste de Engle e Granger

VAR. DEPENDENTE	VAR. INDEPENDENTE	$\beta_0$	$\beta_1$	R <sup>2</sup>	ADF RESÍDUOS
Rosário	CME	0.887 (0.096)	0.786 (0.016)	0.9384	-5.2643 [2]
Sorriso	CME	-1,004 (0.150)	1,128 (0,026)	0.9274	-7.3581 [1]
Rosário	Sorriso	1,7474 (0.08144)	0,6677 (0.0145)	0.9330	-5.5587 [2]

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: Valores entre parênteses referem-se ao erro padrão da estimativa. Valores entre colchetes referem-se às defasagens selecionadas a partir do critério AIC.

Valores críticos para o teste ADF: -2,58 (1%), -1,95 (5%), -1,62 (10%).

Entretanto, os valores críticos para a estatística de teste não são passíveis de serem tabulados, uma vez que a sua distribuição assintótica depende dos momentos

da série. Portanto, foram aplicadas 1.000 replicações de *bootstrap* para determinar os valores críticos e o valor-p para a estatística SupLM (valores superiores do Multiplicador de Lagrange), robusto à heterocedasticidade. Dadas as condições iniciais, os resíduos da regressão foram utilizados para calcular a estatística SupLM para cada amostra simulada (*residual bootstrap*). O valor-p será o percentual dos valores simulados que excederem o valor real da estatística (HANSEN; SEO, 2002).

Tabela 2.5 – Estatísticas do Teste de Hansen e Seo (2002) para cointegração com *threshold*

REGIÕES	COINTEGRAÇÃO (LINEAR X THRESHOLD)	
	ESTATÍSTICA	VALOR-P
Rosário - EUA	27,2454	0,01**
Sorriso - EUA	26,9699	0,02**
Sorriso - Rosário	20,2660	0,11

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\* denota rejeição da hipótese nula com significância de 5%.

As estatísticas obtidas pelo teste de Hansen e Seo (2002) apontam para a possibilidade da caracterização da transmissão de choques de preços por efeitos *thresholds*, ainda que na relação entre Sorriso e Rosário as evidências não sejam tão fortes quanto esperado, uma vez que a hipótese nula de cointegração linear só pode ser rejeitada ao nível de 15% de significância.

Uma vez que tanto o teste de Enders e Siklos (2001) quanto o de Hansen e Seo (2002) indicaram a presença de cointegração com efeitos *threshold*, um modelo vetorial de correção de erros com alteração de regime (TVECM) pode ser ajustado, visando incorporar o componente de longo prazo à análise sobre o processo de ajustamento de curto prazo, na presença de custos de transação. Nesses modelos, os regimes são determinados pelo próprio termo de correção de erro, que representa a variável de *threshold* (SEO, 2011).

Com exceção da relação entre Sorriso e Rosário, os *thresholds* estimados para os modelos TVECM são pouco superiores aos estimados pelos modelos TAR, mantendo-se elevado o custo de transação atribuída à relação entre Sorriso e Estados Unidos (11,4%). Por outro lado, o *threshold* estimado para o modelo TVECM indica custos de transação bastante inferiores para a arbitragem entre

Sorriso e Rosário. Ou seja, ao considerar a dinâmica de longo prazo no processo de ajustamento, a importância relativa dos custos de transação é significativamente reduzida na relação entre o mercado argentino e o brasileiro.

As estimativas do TVECM para os preços de Rosário em relação aos preços da CME estão dispostas na Tabela 2.6. O valor absoluto do *threshold* estimado indica custos de transação significativos nesse sistema de preços (em torno de 6%).

Tabela 2.6 – TVECM para os preços da CME sobre os preços à vista em Rosário (ROS)

Var. Dep	REGIME 1: $ECT_{t-1} \leq -0,06$				REGIME 2: $ECT_{t-1} > -0,06$			
	Percentual das Obs.: 20,4%				Percentual das Obs.: 79,6%			
	$\Delta ROS$		$\Delta CME$		$\Delta ROS$		$\Delta CME$	
Var. Indep	Estima-tiva	Valor-p	Estima-tiva	Valor-p	Estima-tiva	Valor-p	Estima-tiva	Valor-p
ECT	-0,136	0,586	0,179	0,518	-0,131	0,125	0,035	0,711
Constante	-0,037	0,208	-0,033	0,310	0,010	0,126	0,014	0,055*
$\Delta ROS_{t-1}$	-0,226	0,290	-0,392	0,099*	0,344	0,01**	-0,139	0,361
$\Delta CME_{t-1}$	0,417	0,069*	0,634	0,013**	-0,040	0,712	0,360	0,003***

Valor do *threshold* = -0,06

Vetor de Cointegração estimado = [1; -0,9351]

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* significância ao nível de 1%; \*\* significância ao nível de 5%; \* significância ao nível de 10%.

Os coeficientes do modelo indicam a transmissão de choques relativamente forte em ambos os sentidos, para desvios à relação de equilíbrio inferiores a -0,06. Ou seja, a transmissão de choques tende a ser mais intensa se o desvio à relação de longo prazo for maior que 6% e gerado por uma queda dos preços em Rosário ou por um aumento dos preços na CME (Regime 1).

Em outros termos, um excesso de oferta no mercado de soja argentino ou uma escassez no mercado norte-americano tende a fortalecer as conexões entre os preços desses mercados. Por outro lado, choques positivos ou negativos e inferiores a 6% tendem a não ser transmitidos entre esses mercados, uma vez que os respectivos coeficientes não se mostraram significativos no Regime 2.

Ainda no Regime 2, o coeficiente do termo de correção de erro na equação de Rosário, significativo apenas ao nível de 15%, indica que para desvios superiores a -6%, os preços em Rosário tendem a reagir para restaurar o equilíbrio de longo



prazo em relação à CME, o que ocorre em 79,6% das observações. Tal resultado condiz com o observado por Castro et al (2012) que identificaram a Argentina como tomadora de preços no mercado internacional de soja.

Os coeficientes para o modelo ajustado aos preços da CME e de Sorriso estão dispostos na Tabela 2.7. O custo de transação para a arbitragem entre o mercado brasileiro e o norte-americano estimado por meio do valor absoluto do *threshold* é bastante elevado (11,4%), superior, inclusive, ao estimado para a arbitragem entre Rosário e a própria CME (6%). Entretanto, este resultado não é surpreendente, haja vista o elevado custo de transporte das regiões produtoras de soja até os principais portos de exportação brasileiros. Segundo o IMEA (2013), o frete da soja da região de Sorriso até o Porto de Santos chega a representar mais que 30% dos preços recebidos pelos produtores.

Tabela 2.7 – TVECM para os preços da CME sobre os preços à vista em Sorriso (SOR)

Var. Dep	REGIME 1: $ECT_{t-1} \leq -0,114$				REGIME 2: $ECT_{t-1} > -0,114$			
	Percentual das Obs.: 21,1%				Percentual das Obs.: 78,9%			
	$\Delta$ SOR		$\Delta$ CME		$\Delta$ SOR		$\Delta$ CME	
Var. Indep	Estima- tiva	Valor-p	Estima- tiva	Valor-p	Estima- tiva	Valor-p	Estima- tiva	Valor-p
ECT	0,044	0,872	0,398	0,133	-0,199	0,003***	-0,023	0,717
Constante	0,018	0,724	0,058	0,239	0,002	0,802	0,005	0,444
$\Delta SOR_{t-1}$	-0,169	0,436	-0,537	0,01**	0,696	0,000***	0,014	0,897
$\Delta CME_{t-1}$	0,561	0,055*	1,063	0,000***	-0,326	0,008***	0,330	0,003** *

Valor do *threshold* = -0,114

Vetor de Cointegração estimado = [1; - 0,9606]

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* significância ao nível de 1%; \*\* significância ao nível de 5%; \* significância ao nível de 10%.

De acordo com os resultados, os preços em Sorriso são um importante *driver* para as oscilações de curto prazo das cotações em Chicago quando os desvios à relação de longo prazo são negativos e superiores a 11,4% em valor absoluto. Ou seja, nas situações em que há queda dos preços em Sorriso (ou aumento dos preços na CME) superiores a 11,4%, situação compreendida no Regime 1 do

TVECM, as cotações na CME são bastante sensíveis ao comportamento do mercado em Sorriso.

Por outro lado, na maior parte do tempo (cerca de 80% das observações desde 2003), o Brasil tende a se ajustar aos preços americanos da soja quando os desvios ao equilíbrio de longo prazo são superiores a -11,4%, compreendidos no Regime 2. Nesse regime, os preços na CME não parecem responder à dinâmica de preços em Sorriso, uma vez que nenhum dos coeficientes dessa relação se mostrou significativo. Assim sendo, o Brasil figura como tomador de preços para desvios positivos (gerado por aumento dos preços em Sorriso ou queda dos preços na CME) e negativos inferiores aos custos de transação.

Um aspecto a ser notado é que as cotações na CME se mostraram sensíveis ao excesso de oferta no Brasil e Argentina. Esse resultado pode refletir a importância brasileira no fornecimento mundial do grão. A participação do Brasil nas exportações mundiais de soja em grãos alcançou 43,1% na safra 2014/15, de acordo com dados da USDA (2015). Diante disso, um excesso de oferta no mercado brasileiro implicaria em volume adicional considerável no mercado, impactando os preços em nível global.

Um cenário de excesso de oferta na Argentina, por sua vez, também tende a reduzir os preços em nível internacional, tanto pela sua posição no fornecimento global de soja como pela sua participação como detentora dos estoques finais. Na safra 2014/15, a Argentina detinha cerca de 40% dos estoques globais do grão, de acordo com a USDA (2015). Nesse sentido, um excesso de oferta no mercado argentino tende a ser convertido em maiores estoques mundiais na transição das safras, levando à depreciação das cotações da *commodity* no mercado internacional.

A Tabela 2.8 contém os modelos estimados para o sistema de preços praticados em Sorriso e Rosário. O *threshold* estimado, de cerca de 2%, é o mais baixo dentre os mercados analisados, o que pode indicar uma maior integração entre esses mercados, possibilitada pelas menores barreiras comerciais proporcionadas pela criação do MERCOSUL e a maior proximidade geográfica entre essas regiões.

Na ocorrência de desvios à relação de longo prazo menores que 2%, compreendidos no Regime 1, tanto os preços praticados em Sorriso quanto os praticados em Rosário ajustam-se para restaurar o equilíbrio de longo prazo, uma vez que os coeficientes do termo de correção de erro são significativos a 5% e 10% nas equações de Sorriso e de Rosário, respectivamente. Entretanto, a transmissão de preços no curto prazo parece fluir apenas de Sorriso para Rosário, refletindo o tamanho relativo dos mercados.

Tabela 2.8 – TVECM para preços de Rosário (ROS) sobre preços à vista em Sorriso (SOR)

Var. Dep	REGIME 1: $ECT_{t-1} \leq 0,0195$				REGIME 2: $ECT_{t-1} > 0,0195$			
	Percentual das Obs.: 41,4%				Percentual das Obs.: 58,6%			
	$\Delta$ SOR		$\Delta$ ROS		$\Delta$ SOR		$\Delta$ ROS	
Var. Indep	Estima- tiva	Valor-p	Estima- tiva	Valor-p	Estima- tiva	Valor-p	Estima- tiva	Valor-p
ECT	-0,207	0,041**	-0,156	0,063*	-0,393	0,000***	-0,096	0,270
Constante	-0,018	0,205	-0,025	0,03**	0,058	0,001***	0,023	0,103
$\Delta SOR_{t-1}$	0,379	0,011**	0,211	0,086*	0,636	0,000***	0,066	0,571
$\Delta ROS_{t-1}$	-0,173	0,426	0,090	0,618	0,323	0,046**	0,181	0,180

Valor do *threshold* = 0,0195  
 Vetor de Cointegração estimado = [1; -1,014]

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* significância ao nível de 1%; \*\* significância ao nível de 5%; \* significância ao nível de 10%.

Todavia, há na relação Sorriso-Rosário um aspecto importante: no Regime 2, que contém 58,6% das observações, os preços em Rosário parecem dominar as cotações em Sorriso, de tal forma que apenas os preços no mercado brasileiro reagem a desvios de longo prazo de forma significativa. Além disso, a transmissão de preços tende a ocorrer de Rosário para Sorriso, de forma ainda bastante intensa, enquanto todos os coeficientes da equação de Rosário não foram estatisticamente significativos.

Uma hipótese que pode auxiliar a explicar esses resultados reside, novamente, no fato de que a Argentina é o maior detentor dos estoques finais de soja do mundo. Ou seja, quando ocorrem desvios muito altos ao equilíbrio de longo prazo, os elevados estoques argentinos poderiam estimular a convergência dos

preços. Nos momentos em que o Brasil apresentou restrições para atender às exportações de soja já contratadas, como ocorreu em 2012, diversos agentes optaram pela importação de soja argentina e reexportação para o destino contratado, geralmente a China. Essa dinâmica pode contribuir para que a transmissão de preços ocorra da Argentina para o Brasil, quando os desvios ao equilíbrio de longo prazo são superiores aos custos de transação entre esses mercados, refletindo uma escassez de oferta relativa no mercado brasileiro e excesso de oferta no mercado argentino.

## 2.7 Conclusões

Neste capítulo, investigou-se a integração espacial nos mercados físicos de soja por meio da análise do processo de transmissão de preços entre Brasil, Argentina e Estados Unidos. A análise confirmou que esses países participam de um mercado de soja integrado, embora o processo de ajustamento seja diferente para cada par de regiões analisadas.

Utilizaram-se modelos autorregressivos com *thresholds* (TAR e M-TAR) para avaliar os padrões de transmissão de preços entre esses mercados. Uma vez que, teoricamente, a arbitragem é o principal mecanismo que garante a integração de mercados espacialmente separados, os intervalos delimitados pelo *threshold* representariam uma faixa em que o processo de ajustamento a desvios sobre o equilíbrio de longo prazo seria distinto. Além destes, também foram utilizados os modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVECM) com o objetivo incorporar as informações sobre o comportamento de longo prazo dos preços com relação à integração entre os mercados analisados.

Um indicador importante de integração de mercado é a velocidade com que choques de preços são transmitidos de uma região para outra. Nesse sentido, compreendidas as limitações dos métodos empregados, os modelos TAR e M-TAR indicaram que, ao serem considerados os custos de transação, não parece haver integração mais forte entre os mercados físicos em Sorriso e Rosário do que entre esses mercados e os Estados Unidos, reforçando o caráter internacional da formação de preços no mercado de *commodities*. Além disso, tanto os modelos TAR

quanto os modelos TVECM apontaram custos de transação significativamente mais elevados na arbitragem entre Estados Unidos e Sorriso do que nos outros casos.

Apesar do referencial teórico se basear no fluxo de comércio entre diferentes regiões como uma condição para que essas regiões partilhem de um mesmo mercado integrado, a integração observada entre Brasil, Argentina e Estados Unidos no mercado de soja não é, necessariamente, incompatível com o baixo fluxo de comércio de soja entre eles (cada um dos países analisados possui elevada produção e geram excedentes exportáveis). Neste sentido, cabe salientar que não é necessário que duas regiões apresentem comércio direto entre si para que haja integração entre os mercados. Diferentes regiões (por exemplo, A e B) podem estar fortemente conectadas por uma terceira região (C), que seja, por exemplo, demandante do produto fornecido pelas regiões A e B. Choques de preços podem ser transmitidos de A para B por meio da região C, fazendo com que os mercados sejam integrados, ainda que não haja fluxo comercial intenso entre essas regiões.

Esse caso poderia descrever a participação da China como demandante internacional de grãos, atuando como reguladora de preços nos principais exportadores desses produtos, especialmente soja. Nesse contexto, a China atuaria como o mecanismo de transmissão de choques de preços, figurando como um agente arbitrador. De fato, desvios positivos à relação de longo prazo, superiores aos custos de transação podem estimular a reorientação da demanda chinesa para o mercado que oferecer preço mais baixo, não só transmitindo os choques de preços de uma região para a outra, mas também reequilibrando as condições de oferta e demanda de cada região, reestabelecendo as relações de longo prazo aos preços relativos em um mercado internacionalmente definido. Esse fator ajudaria, inclusive, a explicar a baixa significância dos parâmetros de ajustamento de longo prazo nos modelos TVECM ajustados.

Quanto à relação entre Brasil e Argentina, a proximidade geográfica, a criação do MERCOSUL e a participação desses países no fornecimento mundial de grãos parecem de fato ter contribuído para a ocorrência de menores custos de transação entre esses mercados, como já apontaram diversos trabalhos como Donoso, Larson e Thompson (2001). De acordo com as estimativas apresentadas, Argentina e Brasil mantêm relações de correção de preços a desvios de longo prazo pelo menos tão

imediatas quanto entre esses países e os Estados Unidos, o que pode sinalizar a oportunidade de estabelecimento de uma referência regional de preços, visando a uma eficiência maior no processo de descoberta de preços nos mercados futuros, pelo menor risco de base, e na alocação dos recursos.

## Referências

ADAMI, A. C. O.; MIRANDA, S. H. G. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 1, p. 55-80, jan./mar. 2011.

ALVES, J. S.; LIMA, R. C. Integração espacial dos mercados de etanol no Brasil: uma análise através do modelo autoregressivo com threshold. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 16., 2010, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2010. p. 23. Disponível em: <<http://edi.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2010>>. Acesso em: 18 nov. 2015.

AGUIAR, D.R.; 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, jan./abr. 1991.

BALCOMBE, K.G.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. Threshold cointegration. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.

BARRETT, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, Toronto, v. 78, n.3, p. 825-829, Ago. 1996.

\_\_\_\_\_. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, Salonica, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

\_\_\_\_\_; LI, R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 84, n. 2, p. 292-307, Mai. 2002.

BAULCH, B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, Salt Lake City, v. 79, n. 2, p. 477-487, Mai. 1997.

BAUMOL, W. J. Contestable Markets: An uprising in the theory of industry structure. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 72, n. 1, p. 1-15, Mar. 1982.

BIERLEN, R.; WAILES, E. J.; CRAMER, G. L. Unilateral reforms, trade blocs, and law of one price: MERCOSUR rice markets. **Agribusiness**, Apeldoorn, v. 14, n. 3, p. 183-198, 1998.

BM&FBOVESPA. **Sistema de Recuperação de Informações**. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/>>. Acesso em: 5 nov. 2015.

BOLSA DE COMÉRCIO DE ROSÁRIO. **Centro de Estadísticas de Mercado**. Disponível em: <<http://www.bcr.com.ar/>>. Acesso em: 10 out. 2015.

BORGES, S. L. **Integração espacial dos estados produtores de açúcar no Brasil e o mercado internacional**. 2010. 87 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2010.

BRESSLER, G.; KING, A. **Markets, Prices and Interregional Trade**. 8. ed. Nova Iorque: Wiley, 1970. 417 p.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 320 p.

CASTRO, L. S.; SILVA JÚNIOR, A. G.; CAMPOS, A. C.; BRAGA, M. J. Transmissão de preços e análise da volatilidade no mercado internacional da soja em grão: Uma abordagem utilizando a econometria de séries temporais. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 2., 2012, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Educacional BM&FBOVESPA, 2012. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/CGRCC/download/Transmissao-de-precos-e-analise-da-volatilidade-no-mercado-internacional-da-soja.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2015.

CHAN, K. S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. **The Annals of Statistics**, Beachwood, v. 21, n. 1, p. 520-533, 1993.

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. 2006. 89 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2006.

COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 2002. 136 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade de São Paulo. São Paulo, 2002.

CUNHA, D. A.; LIMA, J. E. D.; BRAGA, M. J. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 28, n. 53, p. 251-267, 2010.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

DONOSO, C. I.; LARSON, D. W.; THOMPSON, S. R. Regional market integration and MERCOSUR: Implications for Wheat Trade. In: INTERNATIONAL FOOD AND AGRIBUSINESS MANAGEMENT ASSOCIATION MEETING, 2., 2001, Sydney. **Papers...** Sydney: University of Melbourne, 2001. Disponível em: <<http://www.agrifood.info/Agrifood/members/Congress/Congress2001Papers/Symposium/Donoso.pdf>>. Acesso em: 12 out. 2015.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, New York, v. 16, n. 3, p. 304-311, Jul. 1998.



\_\_\_\_\_; SIKLOS, P. L. Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, New York, v. 19, n. 2, p. 166-176, Abr. 2001.

ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial Price Analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. **Handbook of Agricultural Economics**. Amsterdã: North Holland Press, v. 1, 2001. Cap. 17, p. 971-1024.

FAMINOW, M.D; BENSON, B. L. Integration of Spatial Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, British Columbia, v. 72, n. 1, p. 49-62, Mai. 1990.

GOLETTI, F.; CHRISTINA-TSIGAS, E. Analyzing market integration. In: SCOTTI, G. J. **Prices, products and people: analyzing agricultural markets in developing countries**. Boulder: Lynne Rienner, 1995. Cap. 18. p. 325-341.

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**, Cary, v. 83, n. 3, p. 576-592, Ago. 2001.

GOODWIN, B. K. Multivariate Cointegration Tests and the Law of One Price in International Wheat Markets. **Review of Agricultural Economics**, Oxford, v. 14, n. 1, p. 117-124, Jan. 1992.

\_\_\_\_\_; SCHROEDER, T. C. Testing Perfect Spatial Market Integration: An Application to Regional U.S. Cattle Markets. **North Central Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 12, n. 2, p. 173-186, Jul. 1990.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Manhattan, v. 73, n. 2, p. 452-464, Mai. 1991.

\_\_\_\_\_; PIGGOTT, N. E. Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. **American Journal of Agricultural Economics**, Salt Lake City, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 4. ed. New Jersey: Pearson Education, 2003. 1023 p.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. 1. ed. Princeton: Princeton University Press, 1994. 816 p.

HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 110, p. 293- 318, 2002.

INSTITUTO MATOGROSSENSE DE ECONOMIA AGROPECUÁRIA. **Entendendo o Mercado da Soja**, 2015. Disponível em: <<http://www.imea.com.br/upload/pdf/arquivos>>. Acesso em: 15 jan. 2016.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.

\_\_\_\_\_; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

LO, M. C.; ZIVOT, E. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge, v. 5, n.4, p. 533–576, 2001.

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.

\_\_\_\_\_; 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. 17, n. 2, p. 241-270, ago. 2007.

MATTOS, Leonardo Bornacki de; LÍRIO, Viviani Silva ; LIMA, João Eustáquio de ; CAMPOS, A.C. . Uma aplicação de modelos TAR para o mercado de carne de frango no Brasil. **Revista ANPEC**, v. 11, p. 537-557, 2010.

\_\_\_\_\_; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n. 1, p. 249-279, mar. 2009.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs - a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, Hoboken, v. 31, n. 2-3, p. 327–334, 2004.

MOHANTY, S.; PETERSON, E. W. F.; SMITH, D. B. Price integration in MERCOSUR countries: A fractional cointegration analysis. In: AMERICAN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, 2., 2008, Salt Lake City. **Proceedings...** Salt Lake City: Agricultural & Applied Economics Association, 1998. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/20954/1/spmoha01.pdf>>. Acesso em: 01 nov. 2015.

MORAES, M. L. **Integração espacial no mercado brasileiro de etanol**. 2014. 130 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2014.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração espacial e efetividade do “hedge” no mercado brasileiro de café arábica**. 2001. 147 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.

\_\_\_\_\_; AGUIAR, D.R.D; LIMA J.E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n.2, p. 91-112, 2009.

OBSTFELD, M.; TAYLOR, A. M. Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited. **Journal of the Japanese**

**and International Economies**, Maryland Heights, v. 11, n. 1, p. 441-479, Dezembro 1997.

PESARAN, M.H.; SHUN, Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 71, n. 1-2, p. 117-143, 1996.

PEREIRA, L. R. R. **Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo**. 2005. 166 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2005.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 135 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2006.

SEO, M.H. Estimation of nonlinear error correction models. **Econometric Theory**, Cambridge, v.27, n.1, p. 201-234. 2011.

SERIGATI, F.; AZEVEDO, P. F.; MARGARIDO, M. A. How integrated are the main markets of ethanol. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Recife. **Trabalhos Aprovados...** Recife: ANPEC, 2012. Disponível em: <[http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2012#TRABALHOS\\_APROVADOS](http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2012#TRABALHOS_APROVADOS)>. Acesso em: 10 nov. 2015.

TONG, H. On a threshold model. In: CHEN, C. **Pattern recognition and signal processing**. NATO ASI Series. Sijthoff & Noordhoff, Netherlands, v.29, n.1, pp. 575-586. 1978.

TSAY, R. S. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. **Journal of the American Statistical Association**, Philadelphia, v. 84, n. 405, p. 231-240, Mar. 1989.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **PSD online**. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/>>. Acesso em: 5 nov. 2015.

VITA, G. D.; TEKAYA, A.; WANG, C. L. The Many Faces of Asset Specificity: A critical review of key theoretical perspectives. **International Journal of Management Reviews**, Malden, v. 13, n. 4, p. 329-348, 2011.

YANG, J.; BESSLER, D. A.; LEATHAM, D. J. The law of one price: developed and developing country market integration. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, New York, v.32, n. 3, p.429-440, 2000.

### 3 EFICIÊNCIA DO *HEDGE* NO MERCADO SUL-AMERICANO DE SOJA: COMPARAÇÕES ENTRE BM&FBOVESPA E CME

#### Resumo

Este capítulo visa comparar a efetividade do *hedge* para produtores argentinos e brasileiros na BM&FBOVESPA e na CME. Para tanto, a razão ótima de *hedge* foi calculada a partir de mínimos quadrados ordinários (MQO), modelos vetoriais de correção de erro (VECM) e modelos de heterocedasticidade condicional (DCC-GARCH). Tais modelos foram aplicados ao mercado de Rosário e Sorriso em relação às cotações dos contratos de soja com vencimento em março da bolsa brasileira e norte-americana, no período que compreendeu de 2011 a 2015. Em termos gerais, os modelos que consideraram a estrutura condicional das covariâncias apresentaram maior eficiência tanto para os produtores de Sorriso quanto para os de Rosário, indicando que alterações na percepção de risco pelos agentes desempenham papel relevante nas decisões de *hedge*. Para os produtores de Sorriso, foi observada maior eficiência para a realização de *hedge* na CME, enquanto para os produtores de Rosário, maior eficiência foi alcançada ao operar-se na BM&FBOVESPA, apesar da baixa liquidez do contrato de soja nessa bolsa.

Palavras-chave: Eficiência; *Hedge*; Modelos com *Threshold*; Volatilidade; Soja

#### Abstract

This chapter aims to compare the effectiveness of hedging for Argentine and Brazilian producers on the BM&FBOVESPA and CME. Therefore, we calculated the optimal hedge ratio from ordinary least squares (OLS) models vector error correction (VECM) and models of conditional heteroscedasticity (GARCH-DCC). We applied these models to the Rosario market and Sorriso in relation to the prices of soybean contracts maturing in March the Brazilian and US stock market in the period comprised from 2011 to 2015. In general, the models that consider the conditional structure of covariance showed greater efficiency both Sorriso and Rosario producers, indicating that changes in the perception of risk by agents play an important role in hedging decisions. For Sorriso producers, there was a higher efficiency for performing hedge on CME, while for Rosario producers, greater efficiency was achieved while operating at BM&FBOVESPA, despite the low liquidity of the soybean contract in this case.

Keywords: Efficiency; Hedge; Threshold models; Volatility; Soybeans

### 3.1 Introdução

O mercado futuro de *commodities* tem recebido atenção crescente, por vezes atribuída ao aumento da volatilidade das suas cotações no mercado internacional. Esse dinamismo do mercado financeiro de *commodities* aumenta a necessidade do desenvolvimento de mecanismos e estratégias adequadas para garantir a estabilidade do sistema produtivo.

Contratos futuros constituem-se uma importante ferramenta no gerenciamento de risco de preços, incluindo câmbio, juros e *commodities*. Para os agentes da cadeia agropecuária, em especial, um mercado futuro eficiente pode significar a estabilidade de preços em cenários de elevada volatilidade, caso a estratégia de *hedge* adotada seja adequada.

Diante disso, é importante que haja um processo de formação de preços no mercado futuro que reflita adequadamente as expectativas dos agentes quanto ao preço que deverá vigorar no mercado à vista na maturidade de determinado contrato. Quanto melhor os preços futuros puderem predizer o comportamento dos preços à vista, por meio da absorção do conjunto de informações disponíveis no mercado, mais eficientes tendem a ser as estratégias de *hedge*. Nesse mesmo sentido, quanto mais integrados forem dois mercados espacialmente separados, menor tende a ser o risco de base, uma vez que a formação de preços deverá refletir as condições de todo o sistema integrado.

Brasil e Argentina tem se destacado no fornecimento mundial de grãos. Entretanto, tal protagonismo no mercado físico não tem se revertido em maiores volumes negociados nos mercados futuros, que ainda são pouco desenvolvidos nesses países. Considerando as informações disponibilizadas pela *Futures Industry Association* (FIA) e *United States Department of Agriculture* (USDA), embora Brasil e Argentina tenham produzido juntos mais que 1,5 vezes a safra norte-americana em 2013/14, praticamente não há negociação de soja local na BM&FBOVESPA e o volume negociado nas bolsas argentinas é ainda baixo. Como consequência, conforme mostraram Margarido, Turola e Bueno (2007), Brasil e Argentina figuram como tomadores de preços nesse mercado.

Um dos fatores que contribuem para isso é o grande volume de produção brasileira e argentina negociada na *Chicago Board of Trade* (CBOT), em função da sua maior liquidez, conforme notado por Chiodi (2005). Entretanto, devido à integração existente entre os mercados à vista e proximidade geográfica, espera-se que a efetividade do *hedge* seja maior na bolsa brasileira em função do menor risco de base esperado. Nessa situação, haveria um *trade-off* entre liquidez e efetividade de *hedge* tanto para os produtores argentinos quanto para os produtores brasileiros.

Neste capítulo, pretende-se avaliar se realmente existe maior efetividade do *hedge* na bolsa norte-americana, baseando-se na teoria do portfólio e utilizando-se modelos de correção de erro (VECM) e modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicional generalizados com correlação condicional dinâmica (modelos DCC-GARCH).

### 3.2 Referencial teórico

Os agentes pertencentes à cadeia agrícola estão inerentemente expostos a diversos fatores de risco. No caso dos produtores, por exemplo, as decisões sobre custos são tomadas no momento do plantio, enquanto os preços e volume de produção serão conhecidos apenas no período de colheita. Além da produção, que pode sofrer influência de fatores exógenos, como clima e pragas, a variação de preços ocorrida nesse intervalo de um ano-safra se converte em risco de perda de rentabilidade. Por outro lado, as indústrias processadoras que se comprometem com a venda dos seus produtos a preços predeterminados se defrontam com receita fixa e componentes de custos variáveis. Diante desses aspectos, os agentes da cadeia utilizam o mercado futuro como uma forma de reduzir o risco de preços, o que favorece o planejamento e reduz os custos de transação (MARQUES; MELLO; MARTINES FILHO, 2006).

Contratos futuros podem ser utilizados como instrumentos de gerenciamento de risco, ainda que as especificações do ativo subjacente não repliquem por completo a característica do produto a ser protegido contra variações de preços. De acordo com Oliveira Neto (2013), nas situações em que o ativo negociado no mercado futuro não coincide com o ativo negociado no mercado à vista, pode ser feita uma proteção cruzada (*cross hedging*), que se aplica, inclusive, à mitigação de

risco a partir da negociação de contrato futuro de outro mercado, referindo-se a diferenças geográficas quanto ao ponto de formação de preços.

### **Conceito de *hedge***

Ao longo do tempo, o conceito de *hedge* evoluiu na medida em que o comportamento dos *hedgers* e a função dos mercados futuros foram sendo mais bem compreendidos. Segundo Ederington (1979) e Pennings e Egelkraut (2003), há três principais perspectivas sobre as motivações para o uso de mercados futuros pelos *hedgers* e, portanto, para o funcionamento do mercado futuro, a Teoria Tradicional, a abordagem proposta por Working (1953) e a Teoria do Portfólio, que agrega as duas visões anteriores.

De acordo com Ederington (1979), a abordagem tradicional foi preponderante na primeira metade do século XX. Segundo essa abordagem, o objetivo do *hedger* não seria especular e sim se proteger contra a variabilidade de preços no mercado físico. Diante disso, a posição dos *hedgers* no mercado futuro deveria corresponder ao inverso da sua posição no mercado à vista, em igual magnitude. Isto porque os preços futuros e os preços à vista se moveriam juntos e a perda financeira em um dos mercados seria compensada pelo ganho no outro e vice-versa. Nesse sentido, o resultado do *hedge* seria nulo e o risco de preços totalmente eliminado se os preços à vista e futuros fossem perfeita e positivamente correlacionados (OLIVEIRA NETO, 2013).

Entretanto, com a consolidação da teoria das expectativas adaptativas, tornou-se cada vez mais evidente que se os preços futuros refletem as expectativas do mercado, então, a variação desses preços não deve corresponder, na mesma proporção, ao comportamento dos preços no mercado à vista e, portanto, o risco de preços raramente seria anulado por meio de um *hedge* perfeito. Essa disparidade ocorreria em função de variações nos preços relativos, representados pela base (diferença entre os preços à vista e os preços futuros), o que levaria à perda ou ao ganho das partes envolvidas no *hedge*; em outros termos, as operações de *hedge* não teriam necessariamente resultado nulo (EDERINGTON, 1979).

Nesse sentido, a visão de Working (1953) considera a maximização do retorno esperado a principal motivação para a atuação de *hedgers* no mercado

futuro, uma vez que esses agentes podem incluir um elemento expectacional nas suas decisões. Sob esta perspectiva, a atuação no mercado futuro não eliminaria o risco de preços, mas o substituiria pela variabilidade da base. Assim, o *hedge* só seria perfeito se a variação da base fosse nula. Essa interpretação ajuda a explicar porque em alguns casos os produtores realizavam *hedge* integral e em outros não, o que contradiz a abordagem tradicional, segundo a qual toda a posição no mercado físico deveria ser protegida. Em suma, sob a perspectiva de Working (1953), a atividade de *hedging* está intimamente relacionada com a realização de arbitragem sobre os preços relativos (EDERINGTON, 1979).

A perspectiva de portfólio, predominante na literatura desde os anos 1960, concilia a interpretação tradicional de transferência de risco com a visão de Working, de maximização do retorno esperado no contexto da teoria de portfólio, introduzida por Markowitz (1952). Essa abordagem considera o *hedger* como um agente racional que maximiza a utilidade esperada (em que se considera o risco e o retorno esperado) de uma carteira composta por contratos no mercado à vista e no futuro (PENNING; EGELKRAUT, 2003).

### **Taxa ótima de *hedge* e eficiência**

De acordo com a perspectiva de portfólio, contratos futuros seriam comprados e vendidos com base na mesma ponderação por risco-retorno realizada para as demais classes de ativos. Assim, de acordo com Ederington (1979), tomando o estoque de contratos no mercado à vista,  $X_t$  como exógeno, a decisão fundamental do *hedger* recai sobre qual a proporção desse estoque proteger. Considerando  $U$  a posição no mercado à vista não *hedgeada*, tem-se que:

$$E(U) = X_s E[P_s^2 - P_s^1] \quad (3.1)$$

$$Var(U) = X_s^2 \sigma_s^2, \quad (3.2)$$

em que  $E(U)$  representa o retorno esperado da posição não *hedgeada*,  $P_s^1$  o preço no mercado à vista em  $t = 1$  e  $P_s^2$ , o preço à vista em  $t = 2$ . Seja uma outra situação em que uma parte da posição mantida no mercado à vista é *hedgeada* no mercado futuro, e seja  $R$  o retorno deste portfólio composto por posição no mercado à vista e no mercado futuro:



$$E(R) = X_s E[P_s^2 - P_s^1] + X_f E[P_f^2 - P_f^1] - K(X_f) \quad (3.3)$$

$$Var(R) = X_s^2 \sigma_s^2 + X_f^2 \sigma_f^2 + 2X_s X_f \sigma_{sf}, \quad (3.4)$$

onde  $X_s$  e  $X_f$  representam as posições no mercado à vista e futuro e  $P_s^t$  e  $P_f^t$  são os respectivos preços, com  $t = \{1,2\}$ ,  $\sigma_s^2$ ,  $\sigma_f^2$  e  $\sigma_{sf}$  são as variâncias e covariâncias e  $K$  representa os custos envolvidos na operação. A partir disso, Ederington (1979) demonstra que o retorno esperado  $E(R)$  depende do comportamento da base, uma vez que, considerando  $b = -X_f/X_s$ , tem-se que:

$$E(R) = X_s [(1 - b)E(S) - bE(\Delta B)] - K(X_s, b). \quad (3.5)$$

Com isso, se a variação na base ( $\Delta B$ ) tende a zero, então o ganho ou perda esperada será reduzida com  $b \rightarrow 1$ . Derivando a equação (3.4) em relação a  $b$ , a proporção da posição à vista que minimizará o risco do portfólio será dada por:

$$b^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2}, \quad (3.6)$$

que corresponde à inclinação de uma regressão simples dos preços futuros contra os preços à vista. Nesse contexto,  $b^*$  é definido como a razão ótima de *hedge*, que representa a proporção do número de unidades de ativo a ser negociado no mercado futuro em relação ao número de unidades de ativo mantido no mercado físico que minimiza o risco da carteira, usualmente medido como a volatilidade do retorno do portfólio que contém posições no mercado futuro e no mercado à vista (EDERINGTON, 1979; BROOKS; HENRY; PERSAND, 2002).

Dentre as principais críticas que envolvem a aplicação desse método para estimar a razão ótima de *hedge*, Myers e Thompson (1989) e Kroner e Sultan (1993) apontam que o uso do beta da regressão simples como a taxa ótima de *hedge* leva a dois problemas principais. Em primeiro lugar, se as variáveis são cointegradas, então uma regressão entre os retornos deve gerar perda das informações contidas nas relações de longo prazo entre as variáveis. Além disso, pressupõe-se que a taxa ótima de *hedge* seja constante ao longo do tempo, o que não condiz com a dinâmica de incorporação de novas informações pelo mercado, que tende a alterar a percepção de risco dos agentes ao longo do tempo.

A partir dessas críticas, a aplicação de modelos com heterocedasticidade condicional, como os modelos GARCH, tornaram-se mais indicados para estimar a razão de *hedge* ótima. Desta forma, a matriz de covariância dos resíduos, antes tratada como incondicional, passa a ser condicional. Em função disso, tais modelos foram consolidados como modelos de *hedge* dinâmicos. Além de considerar as variâncias e covariâncias condicionais, tais modelos permitem a incorporação de informações referentes à cointegração entre as variáveis analisadas (RODRIGUES; ALVES, 2010).

Diversos estudos como os de Cecchetti, Cumby e Figlewski (1988), Myers e Thompson (1989) e Baillie e Myers (1991) argumentam que os preços das *commodities* são caracterizados por heterocedasticidade condicional, uma vez que as matrizes de covariâncias de retornos variam ao longo do tempo. Além disso, Baillie e Myers (1991) ressaltam que as variações dos preços dos ativos não necessariamente são independentes, mas sim caracterizados por períodos de baixa e elevada volatilidade.

Em função disso, conforme Brooks, Henry e Persaud (2002), há relativo consenso de que modelos com volatilidade condicional apresentam resultados melhores do que as estimativas por MQO, explicitados por menor volatilidade da carteira sob *hedge* ótimo. Isso porque, de acordo com Alizadeh e Nomikos (2004), nos modelos GARCH, a chegada de novas informações ao mercado tende a alterar a razão ótima de *hedge*, o que é captado por alterações na matriz de covariância dos retornos.

Nesse contexto, conforme Baillie e Myers (1991), a razão ótima de *hedge* estimada por meio de modelos GARCH bivariados corresponde à razão entre a covariância condicional dos preços à vista e os preços futuros e a variância condicional dos preços futuros. De forma análoga à estimativa da taxa ótima de *hedge* não condicional, consideram-se as hipóteses de maximização de uma função de utilidade média-variância e eficiência dos mercados futuros, a taxa de *hedge* ótima condicional, a um período,  $b_{t-1}^*$ , no período  $t$ , será dada por:

$$b_{t-1}^* = \frac{\sigma_{sf}|\Omega_{t-1}}{\sigma_f^2|\Omega_{t-1}} \quad (3.7)$$

em que  $\Omega_{t-1}$  representa o conjunto de informações disponíveis em  $t - 1$ .

De acordo com o proposto por Ederington (1979), a efetividade do *hedge* pode ser medida ao comparar-se o risco do portfólio que contém apenas posição no mercado à vista com o risco do portfólio que contém a proporção ótima de contratos futuros

$$e = 1 - \frac{Var(R^*)}{Var(U)}. \quad (3.8)$$

Diante disso, é importante que se estime a razão ótima de *hedge* da forma mais adequada possível, uma vez que ineficiências são geradas na gestão de risco ao desconsiderar-se o dinamismo das razões ótimas de *hedge*. Se por um lado, a superestimação da razão ótima de *hedge* pode ocasionar maiores custos aos agentes que buscam proteção, por outro lado, ao subestimá-las, a posição no mercado futuro não deve ser suficiente para proteger de forma ótima dos riscos de preços (RODRIGUES; ALVES, 2010).

O *hedge* será mais efetivo na redução do risco se os preços futuros refletirem adequadamente as expectativas (e, conseqüentemente, as informações disponíveis) sobre o preço que deve vigorar no mercado à vista na data de vencimento do contrato, embora seja possível que ocorram desvios de curto prazo. Conforme Brooks, Henry e Persaud (2002), eficiência de mercado implica em incorporação de novas informações pelo mercado futuro e físico de forma contemporânea e idêntica na ausência de custos de transação, assimetria de informações ou quaisquer outros impedimentos à livre operação.

De acordo com Ederington (1979), uma questão crucial é se os preços futuros são medidas não viesadas das expectativas de mercado sobre os preços no mercado à vista na data do vencimento do contrato ou se este apresenta comportamento de *Normal Backwardation* ou *Contango*<sup>11</sup>, o que revelaria a dinâmica da base ao longo da vida do contrato futuro. Em um mercado em *Normal Backwardation* (*Contango*), os preços futuros seriam uma estimativa enviesada para baixo (para cima) do preço à vista esperado para a data de vencimento. Isto porque, conforme Rockwell (1967), os preços futuros englobariam não somente a

---

<sup>11</sup> Um mercado futuro apresenta comportamento de *Normal Backwardation* se os preços futuros apresentam tendência de alta e se mantém abaixo do preço à vista esperado para a data de vencimento, ao longo da vida de um contrato. Um mercado em situação de *Contango* apresenta comportamento inverso: os preços futuros apresentam tendência de queda e se mantém acima do preço esperado para a data de vencimento.

expectativa de preços, mas também um prêmio aos especuladores pelo risco que eles absorvem.

### 3.3 Revisão bibliográfica

No Brasil, há uma vasta gama de trabalhos que se ocupa em estimar a taxa ótima de *hedge* por meio de modelos estáticos, conforme proposto por Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989), com base em estimadores de MQO. Grande parte das análises empíricas que comparam a efetividade de *hedge* de produtos agrícolas em uma bolsa estrangeira e a BM&FBOVESPA, tais como Pacheco (2000), Pinto e Silva (2001) e Nogueira, Aguiar e Lima (2002) para o mercado de café e Chiodi et al (2005), para o mercado de soja, apontaram resultado mais efetivo para o *hedge* na bolsa local, o que pode se dever, entre outros fatores, ao menor risco de base.

É bastante comum na literatura estimar a razão ótima de *hedge* por diferentes metodologias e comparar os resultados obtidos. A aplicação de modelos dinâmicos ao mercado agropecuário tem gerado resultados notadamente mais eficientes do que aqueles obtidos via modelos estáticos. Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006) compararam as estimativas para a taxa ótima de *hedge* dos preços do boi gordo na BM&FBOVESPA utilizando-se MQO e o modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) bivariado, cujos resultados se mostraram mais realistas do que a estimação estática. Por outro lado, Müller, Moura e Lima (2008) analisaram a efetividade de *hedge* de café arábica na BM&FBOVESPA, sendo observada pouca vantagem na utilização do modelo BEKK em termos de redução dos riscos.

Caldarelli e Souza (2011) modelaram a variância condicional nos preços de soja e milho em Rondonópolis (MT) e da BM&FBOVESPA por meio de um BEKK bivariado, comparando os resultados obtidos com as estimativas por MQO, considerando-se as estratégias de não *hedge* e *hedge* total. As comparações apontaram para resultados mais efetivos das estimativas que consideraram a característica dinâmica do *hedge*.

Bueno e Alves (2001), Tanaka (2005) e Rodrigues (2010) aplicaram modelos da família GARCH para analisar a efetividade do *hedge* cambial no Brasil, comparando estes resultados com os valores obtidos por meio de metodologias

estáticas. Em todos os casos, os modelos GARCH bivariados adotados mostraram-se superiores às estimativas obtidas por MQO, ressaltando a necessidade de incorporar a atualização de informações na estrutura de covariância nas estimativas das razões ótimas de *hedge*.

No mercado internacional de ações, Sarno e Valente (2000) analisaram as relações entre as cotações à vista e futuros dos índices FTSE 100, da *Financial Times* e S&P 500, da *Standard and Poors*, por meio da aplicação de modelos correção de erros com alterações de regime. Foram encontradas evidências de não linearidades na composição da variância.

### 3.4 Metodologia

Para estimar a taxa ótima de *hedge* e a sua eficiência, empregam-se modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme proposto por Ederington (1979). Além disso, serão ajustados Modelos Vetoriais de Correção de Erros (VECM), capazes de incorporar as informações das relações de longo prazo entre os preços no cálculo da taxa ótima de *hedge* e os modelos DCC, que tratam a dependência temporal da estrutura de covariâncias.

A estimativa da taxa ótima de *hedge* por meio de MQO será obtida através de regressão simples sobre os retornos. O coeficiente angular dessa regressão ( $\beta$ ) corresponderá à taxa ótima de *hedge*:

$$\Delta P_{s,t} = \alpha + \beta \Delta P_{f,t} + \mu_t; u_t \sim iid(0, \sigma^2). \quad (3.9)$$

Considerando-se que os preços futuros ( $P_{f,t}$ ) e os preços à vista ( $P_{s,t}$ ) sejam integrados de mesma ordem, a seguinte equação de cointegração pode ser estimada:

$$P_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{f,t} + z_t \quad (3.10)$$

em que  $z_t$  representa uma medida de desvio à relação de equilíbrio estabelecida. De acordo com Engle e Granger (1987), se as variáveis são cointegradas, então  $z_t$  deverá apresentar comportamento estacionário. Uma vez que a hipótese de cointegração entre essas variáveis não seja rejeitada, então um vetor de correção de erros poderá ser estimado. De acordo com Bueno (2008), a existência de vetor de

correção de erros é garantida pelo Teorema da Representação de Granger, que estabelece que se as variáveis endógenas são cointegradas de ordem 1, ou seja, se  $X_t \sim CI(1,1)$ ,  $X_t$  tem representação na forma de um modelo vetorial de correção de erros linear, que pode ser expresso como:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_{s,t} \\ \Delta P_{f,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_s \\ \theta_f \end{bmatrix} z_{t-1} + \sum_{l=1}^p \begin{bmatrix} \gamma_{ss} & \gamma_{fs} \\ \gamma_{sf} & \gamma_{ff} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{s,t-1} \\ \Delta P_{f,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{s,t} \\ u_{f,t} \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

onde  $z_{t-1} = f_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 s_{t-1}$  representa o termo de correção de desvios à relação de equilíbrio dada pela Equação (3.9). Conforme Li (2010), o comportamento dos termos de erro  $[u_{s,t} \ u_{f,t}]'$ , pode ser representado por:

$$\begin{bmatrix} u_{s,t} \\ u_{f,t} \end{bmatrix} \sim iid \left( 0, \begin{bmatrix} \sigma_{ss} & 0 \\ 0 & \sigma_{ff} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{ss} & 0 \\ 0 & \sigma_{ff} \end{bmatrix} \right) \quad (3.12)$$

em que  $\sigma_{ss}$  e  $\sigma_{ff}$  referem-se ao desvio padrão de  $u_{s,t}$  e  $u_{f,t}$ , respectivamente, e  $\rho$  representa o coeficiente de correlação entre esses termos de erro. Diante disso, a taxa ótima de *hedge* estimada por meio do modelo VECM será dada por:

$$b^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} = \rho \frac{\sigma_{ss}}{\sigma_{ff}}. \quad (3.13)$$

Com o objetivo de incorporar a estrutura de variâncias condicionais ao cálculo da taxa ótima de *hedge*, Kroner e Sultan (1993) propuseram um procedimento no qual se estima um modelo de correção de erros bivariado com estrutura GARCH. Com isso, a taxa ótima de *hedge* deverá refletir tanto as relações de longo prazo entre os preços dos ativos, quanto à natureza dinâmica da distribuição dos retornos, uma vez que o termo de correção de erros garante que a relação de longo prazo entre as duas variáveis seja mantida e o GARCH permite que a taxa de *hedge* varie de acordo com a alteração da percepção de risco pelo mercado.

Para incorporar a estrutura GARCH no modelo de correção de erros dado pela Equação (3.11), Kroner e Sultan (1993) sugerem que o comportamento do segundo momento dos resíduos do modelo, representado pela Equação (3.12), seja flexibilizado de modo que os desvios à relação de longo prazo se tornem condicionais ao conjunto de informações disponíveis em  $t - 1$ , ou seja:

$$\begin{bmatrix} u_{s,t} \\ u_{f,t} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{H}_t) \quad (3.14)$$

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} h_{s,t}^2 & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix}, \quad (3.15)$$

$$h_{s,t}^2 = w_s + \sum_{i=1}^q \alpha_{s,i} u_{s,t}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_{s,j} h_{s,t-1}^2 \quad (3.16)$$

$$h_{f,t}^2 = w_f + \sum_{i=1}^q \alpha_{f,i} u_{f,t}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_{f,j} h_{f,t-1}^2. \quad (3.17)$$

Particularmente, neste trabalho, a estrutura de variância condicional a ser incorporada aos resíduos do modelo de correção de erros tem a forma de correlação condicional dinâmica (DCC), conforme proposto por Engle (2003). Os modelos DCC são estimados em dois passos: inicialmente, cada um dos modelos GARCH dados pelas Equações (3.16) e (3.17) são estimados individualmente e seus resíduos padronizados e utilizados para calcular a correlação condicional dinâmica <sup>12</sup> (BUENO, 2008).

Dessa forma, conforme Bueno (2008), se  $r_t$  representa o vetor dos retornos, então o modelo DCC pode ser caracterizado a partir da alteração do comportamento da variância dos resíduos, uma vez que o vetor  $\mathbf{H}_t$  de perturbações aleatórias que segue um processo GARCH passa a ser dado por:

$$\begin{aligned} \mathbf{H}_t &= \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \\ \mathbf{R}_t &= \mathbf{Q}_t^{*-1} \mathbf{Q}_t \mathbf{Q}_t^{*-1} \end{aligned} \quad (3.18)$$

em que  $\mathbf{Q}_t^*$  é a matriz dos desvios-padrão padronizados e  $\mathbf{D}_t$  é a matriz diagonal ( $n \times n$ ) de covariâncias condicionais, cujos elementos são definidos por:

$$\sigma_{ii,t} = w_i + \sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} r_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P_i} \beta_{ip} \sigma_{ii,t-p}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.19)$$

A partir dos parâmetros obtidos por meio de estimadores de máxima verossimilhança <sup>13</sup>, encontram-se os parâmetros da estrutura de correlação condicional (BUENO, 2008).

<sup>12</sup> Notar que na Equação (3.14), a correlação entre os preços futuros e à vista é constante e a estrutura condicional é incorporada somente nas variâncias.

<sup>13</sup> Para as funções de máxima verossimilhança, consultar Engle (2003) e Chen et al (2006).

Para verificar a presença de componentes de heterocedasticidade condicional (ARCH) na estrutura de variâncias, aplica-se o teste do Multiplicador de Lagrange (LM), inicialmente proposto por Engle (1982). O teste é definido como:

$$\begin{aligned} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0, \\ H_a: \alpha_i \neq 0, \text{ para algum } i = 1, 2, \dots, q, \end{aligned} \quad (3.20)$$

em que:

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\epsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\epsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\epsilon}_{t-q}^2 + u_t. \quad (3.21)$$

O tamanho amostral  $T$  multiplicado pelo  $R^2$  ajustado da Equação (3.21) converge para a distribuição  $\chi^2$  com  $q$  graus de liberdade, sob a hipótese nula de que  $\epsilon_t$  converge para um processo identicamente e independentemente distribuído, com média zero e variância constante ( $\epsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ ). Neste sentido, a estatística do teste é dada por:

$$TR^2 \xrightarrow{d} \chi_q^2 \quad (3.22)$$

A eficiência do *hedge* será analisada comparando-se as estratégias de não *hedge*, em que  $b^* = 0$ , a estratégia de *hedge* ótimo, em que será utilizada a razão ótima estimada por meio de cada uma das metodologias expostas (MQO, VECM e DCC-GARCH) e a estratégia de *hedge* total, em que  $b^* = 1$ . A medida de eficiência da razão ótima de *hedge* empregada será a redução da variância da carteira ótima em relação à estratégia de não *hedge*, ou seja, quanto maior for a redução da variância, mais eficiente será a razão ótima estimada:

$$e = \frac{\text{var}(\Delta S_t - H^* \Delta F_t)}{\text{var}(\Delta S_t)}. \quad (3.23)$$

### 3.5 Dados

Com o objetivo de comparar a efetividade do *hedge* dos produtores brasileiros e argentinos de soja na BM&FBOVESPA e na CME, sob diferentes metodologias e estratégias, utilizam-se as séries dos log-retornos das cotações praticadas nos respectivos mercados físicos e futuros.



Para o mercado à vista argentino, aplicam-se os preços referentes à região de Rosário, que concentra grande parte da produção e exportação da soja argentina. Tais informações foram disponibilizadas pela Bolsa de Comércio de Rosário (ROFEX), por meio do *Centro de Estadísticas de Mercado*.

Para o Brasil, os preços à vista correspondem aos preços praticados na região de Sorriso/MT, principal polo produtor de soja no país. Os preços para Sorriso são coletados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e disponibilizados pela Bloomberg e a conversão cambial foi realizada por meio da taxa PTAX 800 disponibilizada pelo Banco Central do Brasil.

Para o mercado futuro, tanto na BM&FBOVESPA quanto na CME, consideram-se os preços de ajuste diário dos contratos com vencimento em março, os quais marcam o período de safra no Hemisfério Sul, uma vez que de acordo com Cootner (1960), o final da colheita de determinado grão deve marcar o pico de demanda por *short hedge*.

As cotações para os contratos da BM&FBOVESPA são disponibilizados por meio do Sistema de Recuperação de Informações. Os preços diários analisados compreendem o período de janeiro de 2011 a outubro de 2015. A rolagem ocorreu no primeiro dia do mês de vencimento do contrato.

Para a realização de todas as análises conjuntas, que avaliam as variáveis ao par (preço à vista, preço futuro), as séries foram homogeneizadas de forma que representem o mesmo ponto no tempo, o que levou à construção de séries com número de observações e estatísticas descritivas diferentes para cada sistema de preços.

### **3.6 Resultados**

As estatísticas descritivas dos dados em nível e seus respectivos retornos estão dispostas nas Tabelas 3.1 e 3.2. Dadas as estatísticas descritivas, observa-se que as séries de retornos tanto no mercado à vista quanto no mercado futuro apresentam comportamento distinto do esperado em uma distribuição normal. Em termos gerais, tais retornos mostram-se assimétricos e com distribuições leptocúrticas, o que imputa elevada probabilidade a valores extremos (caudas

largas). Destaca-se ainda, a média bastante próxima de zero para os retornos à vista e futuros, conforme esperado.

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas das séries de preços e retornos – Sorriso, CME e BM&FBOVESPA

	SORRISO		BM&F		SORRISO		CME	
	Preços	Retorno	Preços	Retorno	Preços	Retorno	Preços	Retorno
Média	407,0470	-0,0004	478,1838	-0,0003	389,1039	-0,0003	451,8862	-0,0003
Erro Padrão	2,3236	0,0007	2,0451	0,0005	2,1622	0,0005	1,9896	0,0004
Curtose	0,7773	25,4568	0,2142	97,8869	0,6488	12,0953	-0,5817	29,0837
Assimetria	1,0559	0,1683	-0,0070	-6,4229	0,6759	-1,3304	-0,1934	-2,6400
Mínimo	277,6332	-0,1724	349,1667	-0,2419	266,3367	-0,1724	319,4468	-0,1703
Máximo	612,4104	0,2094	669,0000	0,0413	612,4104	0,0646	629,1549	0,0494
Nº de obs	859	858	859	858	1126	1125	1126	1125
Teste ADF	-0,547	-13,792	-0,681	-19,084	-0,645	-16,389	-0,980	-24,156

Fonte: CEPEA (2015), BM&FBOVESPA (2015) e CME (2015).

Notas: Valores críticos para o teste ADF: -2,58 (1%), -1,95 (5%), -1,62 (10%).

As séries dos preços em logaritmo natural mostraram-se integradas de ordem (1), de acordo com a aplicação do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o que possibilita a existência de cointegração entre as séries ao par, o que será verificado por meio do teste de cointegração de Engle e Granger (1987).

Tabela 3.2 – Estatísticas descritivas das séries de preços e retornos – Rosário, CME e BM&amp;FBOVESPA

	ROSÁRIO		BM&F		ROSÁRIO		CME	
	Preços	Retorno	Preços	Retorno	Preços	Retorno	Preços	Retorno
Média	316,8101	-0,0003	465,5236	-0,0009	301,4055	-0,0004	438,8955	-0,0005
Erro Padrão	1,3691	0,0011	2,7577	0,0010	1,6570	0,0022	2,3363	0,0007
Curtose	0,7729	17,8404	-0,3236	45,9274	0,0728	289,7055	-0,9691	23,1655
Assimetria	0,4119	-0,9841	-0,3824	-5,0642	-0,5454	0,0486	-0,3182	-2,7903
Mínimo	239,2969	-0,1724	319,5000	-0,2419	118,7177	-1,0627	314,6693	-0,1703
Máximo	431,9001	0,1545	630,0000	0,0584	431,9001	1,0667	617,4868	0,0734
Nº de obs	474	473	474	473	723	722	723	722
Teste ADF	-0,3540	-15,5485	-0,9093	-9,7809	-0,7631	-14,8604	-0,9781	-19,2051

Fonte: Bolsa de Comércio de Rosário (2015); BM&FBOVESPA (2015) e CME (2015).

Visando comparar diferentes metodologias, inicialmente, foi utilizado o procedimento proposto por Ederington (1979) para calcular a taxa ótima de *hedge* por mínimos quadrados ordinários, conforme a Equação (3.22). Para tanto, estimou-se uma regressão simples entre os log-retornos do mercado à vista em função dos preços futuros, onde  $\beta$  é a razão ótima de *hedge* e o coeficiente de determinação  $R^2$  coincide com a eficiência do *hedge* (Tabela 3.3).

Ao aplicar-se o teste Ljung-Box (estatística Q) sobre os resíduos da regressão entre os retornos, em geral rejeita-se a hipótese nula de independência. Cabe lembrar que na presença de autocorrelação, os estimadores de MQO deixam de ser eficientes, embora se mantenham não tendenciosos (GUJARATI, 2006).

Tabela 3.3 – Regressão entre os retornos dos preços à vista e futuros

$\Delta P_s$	$\Delta P_f$	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup>	Q (12)
SORRISO	BM&FBOVESPA	-0,0003 (0,0007)	0,2239 (0,0448)	2,83%	18,203 [0,1096]
	CME/CBOT	-0,0002 (0,0005)	0,44296 (0,03409)	13,07%	51,5924 [0,0000]
ROSÁRIO	BM&FBOVESPA	0,0003 (0,0008)	0,7215 (0,0380)	43,32%	40,7508 [0,0000]
	CME/CBOT	-0,0001 (0,0022)	0,6973 (0,1228)	4,29%	160,1784 [0,0000]

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: Valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. Valores entre colchetes referem-se ao valor-p da estatística de teste.

Uma vez que as séries de preços futuros e à vista analisados são integrados de mesma ordem, é possível que tais séries sejam cointegradas. Conforme Tabela 3.4, a realização do teste de cointegração de Engle e Granger não rejeita a hipótese de existência de uma relação estável de longo prazo entre todos os pares de preços à vista e futuros (em nível), à significância de até 5%, indicando que todos os mercados analisados são cointegrados de ordem 1, o que possibilita a representação dessas relações em termos de modelos de correção de erros.

Tabela 3.4 – Regressão de Cointegração e teste de Engle e Granger entre os preços à vista e futuros

$P_s$	$P_f$	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup>	ADF RESÍDUOS
SORRISO	BM&FBOVESPA	0,4798 (0,1797)	0,8952 (0,0292)	52,33%	-2,394 [3]
	CME	-0,1768 (0,1183)	1,0036 (0,0194)	70,42%	-2,1217 [3]
ROSÁRIO	BM&FBOVESPA	2,4861 (0,1262)	0,5327 (0,0206)	58,70%	-2,4817 [5]
	CME	0,1607 (0,1256)	0,9115 (0,0207)	72,91%	-3,0186 [5]

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: Valores críticos para o teste ADF: -2,58 (1%), -1,95 (5%), -1,62 (10%). Valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. Valores entre colchetes referem-se à defasagem utilizada na regressão do teste ADF, selecionados a partir do critério AIC.

Diante disso, foram ajustados VECM aos quatro sistemas de preços. Os parâmetros estimados indicam que os preços no mercado à vista de soja, tanto em Sorriso quanto em Rosário, tendem a se ajustar aos preços futuros quando desvios à relação de equilíbrio de longo prazo ocorrem, uma vez que os termos de correção de erro se mostraram significantes para as equações dos preços à vista (Tabela 3.5). Isso reflete a importância desses mercados futuros como sinalizador do comportamento dos preços que devem vigorar no mercado à vista das regiões analisadas. Especificamente na relação entre os preços em Sorriso e as cotações para os contratos com vencimento em março na CME, o processo de ajustamento a desequilíbrios tende a ser bidirecional, uma vez que o termo de correção de erros estimado foi significativo na equação dos preços à vista e futuros.

O teste do Multiplicador de Lagrange aplicado aos resíduos dos VECM indicaram evidências mistas de presença de efeitos ARCH. As estatísticas obtidas para o teste levaram à rejeição da hipótese de ausência de heterocedasticidade condicional para as cotações da BM&F no sistema de preços de Sorriso, bem como no sistema de preços de Rosário. Neste último, a hipótese nula de ausência de efeitos ARCH também pode ser rejeitada. Entretanto, para os sistemas de preços

Sorriso-CME e Rosário-CME, o teste não detectou a presença de variância condicional, conforme informações dispostas na Tabela 3.5.

Tabela 3.5 –VECM (p) e Teste Multiplicador de Lagrange (ARCH) dos resíduos

	SORRISO		ROSÁRIO	
	BM&F	CME	BM&F	CME
$ECT_s$	-1,0926 (0,0512)***	-1,2798 (0,0865)***	-1,1551 (0,1045)***	-2,6953 (0,1614)***
$ECT_f$	-0,0548 (0,0464)	-0,2575 (0,0801)**	-0,0513 (0,1062)	0,0563 (0,0623)
Vetor de Cointegração	[1; -0,2244]	[1; -0,4432]	[1; -0,7208]	[1; -0,6975]
Ordem (p)	2	4	1	4
LM-ARCH 12 (à vista)	1,7327 [0,9997]	10,4607 [0,5756]	41,8037 [0,0000]	9,5316 [0,657]
LM- ARCH 12 (futuros)	105,0313 [0,00000]	9,2809 [0,6788]	54,4337 [0,0000]	23,7131 [0,0223]
AIC	-13694,85	-18616,64	-7250,10	-9994,66

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* denota significância a 0,1%, \*\*denota significância a 1%. Valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa; valores entre colchetes referem-se ao valor-p da estatística de teste. ARCH12 refere-se ao teste do Multiplicador de Lagrange para verificação de processos ARCH aplicados aos resíduos do VECM(p) com 12 defasagens.

A partir da matriz de covariância dos resíduos gerados pelos modelos VECM (p) foram calculadas as taxas ótimas de *hedge* para as regiões analisadas, conforme a Equação (3.12). Tal razão de *hedge* deve suprir uma das deficiências geradas pela estimativa por MQO, qual seja, incorporar as relações de longo prazo entre os preços futuros e à vista nas decisões de *hedge*.

Apesar disso, as razões de *hedge* geradas pelo VECM (p) mantêm a estrutura de covariâncias constante, não incorporando possibilidade de alteração da percepção de risco dos agentes em função da absorção de novas informações pelo mercado. Visando caracterizar esse efeito, modelos DCC-GARCH (1,1) foram ajustados aos resíduos dos modelos de correção de erros, visando modelar o segundo momento da sua distribuição (KRONER; SULTAN, 1993).

Os parâmetros estimados para os modelos DCC-GARCH (1,1) estão dispostos na Tabela 3.6. Destaca-se a elevada persistência temporal da variância condicional dos resíduos, especialmente dos preços futuros, uma vez que:

$$\alpha_{f,1} + \beta_{f,1} \approx 1.$$

Tabela 3.6 – Modelos DCC-GARCH (1,1) sobre os resíduos do VECM (p)

	SORRISO		ROSÁRIO	
	BM&F	CME	BM&F	CME
$w_s$	0,0000 (0,0000)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0002 (0,0001)
$\alpha_{s,1}$	0,0000 (0,0000)	0,0393 (0,0211)	0,1432 (0,1284)	0,4571 (0,1032)
$\beta_{s,1}$	0,999 (0,0001)	0,8978 (0,0536)	0,6175 (0,1505)	0,2839 (0,1127)
$w_f$	0,0001 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
$\alpha_{f,1}$	0,0000 (0,0001)	0,0001 (0,0003)	0,0000 (0,0021)	0,0000 (0,0001)
$\beta_{f,1}$	0,9562 (0,0153)	0,9965 (0,0011)	0,999 (0,0001)	0,9926 (0,0014)
DCCa	0,0307 (0,0085)	0,02825 (0,0087)	0,1246 (0,1548)	0,0000 (0,0000)
DCCb	0,9613 (0,0084)	0,9676 (0,0086)	0,1058 (0,2988)	0,9065 (0,1324)
LM-ARCH 12 (spot)	1,9722 [0,9994]	1,1706 [0,9998]	4,9993 [0,9580]	0,0213 [0,9999]
LM- ARCH 12 (futuros)	0,1885 [0,998]	0,2684 [0,9999]	1,6079 [0,9998]	9,9053 [0,6243]
AIC	-10,69	-11,14	-10,16	-5,04
BIC	-10,51	-10,88	-9,64	-4,67

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa

Notas: Valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa. Valores entre colchetes referem-se ao valor-p da estatística de teste. ARCH12 refere-se ao teste do Multiplicador de Lagrange para verificação de processos ARCH aplicados aos resíduos do modelo DCC-GARCH (1,1) com 12 defasagens.

Após a modelagem, a estrutura de variâncias condicionais sobre os resíduos dos modelos de correção de erros, o teste Multiplicador de Lagrange indicou a rejeição da hipótese nula de ausência de efeitos ARCH, ou seja, a dependência temporal existente não foi completamente caracterizada pelo modelo DCC-GARCH (1,1), tanto na equação dos preços à vista quanto na equação dos preços futuros.

Entretanto, os modelos de heterocedasticidade condicional ainda são considerados mais adequados por caracterizarem a dinâmica de incorporação de novas informações pelo mercado e, conseqüentemente, alterações na percepção de risco pelos agentes.

A partir disso, foram calculadas as taxas ótimas de *hedge* considerando-se três estratégias: sem *hedge*, *hedge* total e *hedge* ótimo recomendado pelos modelos MQO, VECM e DCC-GARCH. O ganho de eficiência refere-se à redução da variância alcançada pela aplicação da razão de *hedge* estimada pelas diferentes metodologias em relação à estratégia de *não hedge*.

As taxas ótimas de *hedge* para o mercado de Sorriso, bem como a respectiva eficiência, estão dispostas na Tabela 3.7. Nota-se ganho de eficiência na adoção de qualquer metodologia de estimativa da razão de *hedge*, com exceção da realização de *hedge* total.

Tabela 3.7 – Razão e ganho de eficiência de *hedge* em diferentes metodologias e estratégias para o mercado de Sorriso

	BM&FBOVESPA			CME		
	Razão de <i>Hedge</i>	Variância	Ganho de Eficiência (%)	Razão de <i>Hedge</i>	Variância	Ganho de Eficiência
Sem <i>hedge</i>	0,0000	0,00038	-	0,0000	0,00031	
MQO	0,2239	0,00037	2,8%	0,4767	0,00027	13,1%
VECM	0,1834	0,00037	2,7%	0,3916	0,00027	12,9%
DCC-GARCH	0,3474	0,00036	4,3%	0,4737	0,00026	13,7%
<i>Hedge</i> total	1,0000	0,00049	-31,2%	1,0000	0,00033	-7,6%

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Para os produtores de Sorriso, na realização de *hedge* com os contratos de março na BM&FBOVESPA, recomenda-se o uso da razão de *hedge* obtida pelo modelo DCC-GARCH, cuja eficiência é cerca de duas vezes maior do que as metodologias alternativas, indicando a relevância da estrutura dinâmica na determinação da taxa ótima de *hedge*.



Entretanto, a eficiência do *hedge* obtida pelos produtores de Sorriso ao utilizarem-se este contrato na BM&FBOVESPA é muito baixo, com uma redução de apenas 4,3% em relação à estratégia de não realizar *hedge*. Embora seja questionável se este benefício supera os custos de transação, cabe salientar que mesmo uma pequena redução da variância pode ter importância significativa para o *hedger*, a depender do coeficiente de aversão ao risco da sua função utilidade. Apesar disso, tal nível de ganho de eficiência, que pode não superar os custos de transação envolvidos nas operações em mercados futuros, pode indicar a não efetividade do contrato futuro em mitigar riscos das posições detidas no mercado físico. Da mesma forma, o contrato de boi gordo da BM&FBOVESPA foi considerado não efetivo para *hedge* das posições nas principais praças produtoras do país (MONTEIRO et al, 2010).

Por outro lado, a eficiência do *hedge* estimado para a CME é consideravelmente superior ao obtido na BM&FBOVESPA, o que pode ajudar a explicar a preferência por operações naquela bolsa. A concentração da liquidez na CME favorece a sua formação de preços, que tende a refletir as informações disponíveis no mercado integrado, que inclui o mercado brasileiro. Os distúrbios na variância causados pela chegada de novas informações foram captados pelo DCC-GARCH, que forneceu estimativas mais eficientes da taxa ótima de *hedge*, embora o ganho não tenha sido substancial. Em termos gerais, a eficiência do *hedge* é significativamente maior para os produtores de Sorriso que realizarem as operações na CME, embora haja redução do risco ao manterem posição na BM&FBOVESPA.

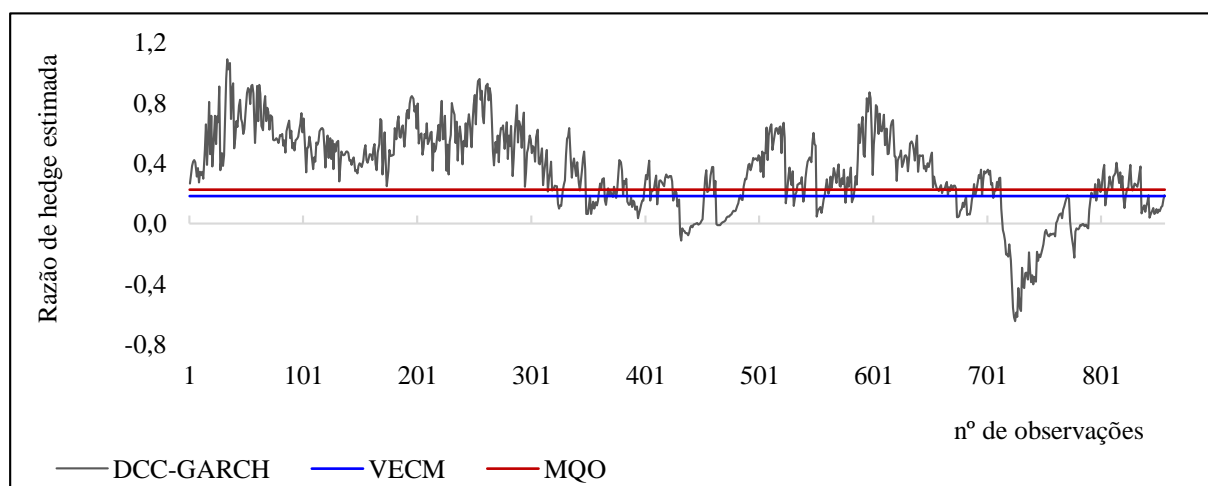


Figura 3.1 – Razão de *hedge* para Sorriso na BM&FBOVESPA (contrato março)

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

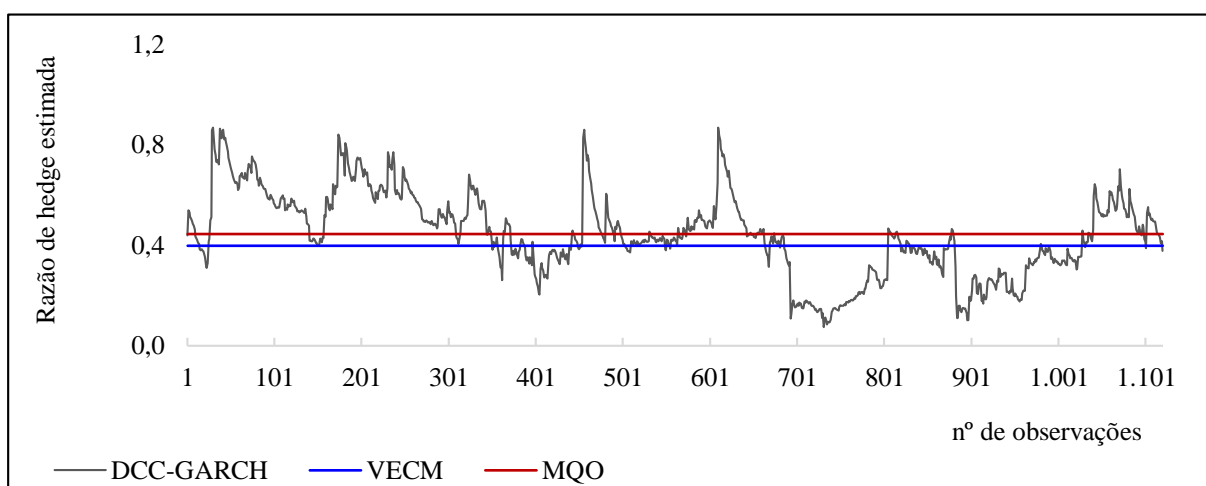


Figura 3.2 – Razão de *hedge* para Sorriso na CME (contrato março)

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

Os resultados para o mercado de Rosário estão dispostos na Tabela 3.8. Há ganho significativo na adoção de qualquer metodologia de estimativa da razão de *hedge*, inclusive no *hedge* total tanto na BM&BOVESPA quanto na CME. O ganho de eficiência estimado para o uso do contrato com vencimento em março da BM&FBOVESPA é significativamente superior ao obtido na CME, reforçando o potencial de atração de *hedgers* argentinos para a bolsa brasileira.

Tabela 3.8 – Razão e ganho de eficiência de *hedge* em diferentes metodologias e estratégias para o mercado de Rosário

	BM&FBOVESPA			CME		
	Razão de <i>Hedge</i>	Variância	Ganho de Eficiência (%)	Razão de <i>Hedge</i>	Variância	Ganho de Eficiência
Sem <i>hedge</i>	0,0000	0,00055	-	0,0000	0,00351	
MQO	0,7215	0,00031	43,3%	0,6974	0,00335	4,3%
VECM	0,7213	0,00031	43,3%	0,6937	0,00336	4,3%
DCC-GARCH	0,6351	0,00037	32,3%	0,4826	0,00321	8,3%
<i>Hedge</i> total	1,0000	0,00034	36,9%	1,0000	0,00338	3,5%

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

A estrutura temporalmente condicional das covariâncias não parece desempenhar papel fundamental no comportamento do *hedge* realizado na BM&FBOVESPA, uma vez que a eficiência do DCC-GARCH foi consideravelmente inferior à obtida por meio dos modelos MQO e VECM. Entretanto, o nível de eficiência atingido pelo *hedge* realizado por agentes argentinos (em torno de 40%) é comparável à eficiência atingida em mercados altamente líquidos, como o mercado cambial da BM&BOVESPA, conforme estimado por Rodrigues (2010). Contudo, houve ganho relevante de eficiência da razão de *hedge* na CME ao considerar-se a dinâmica na estrutura de variância dos retornos.

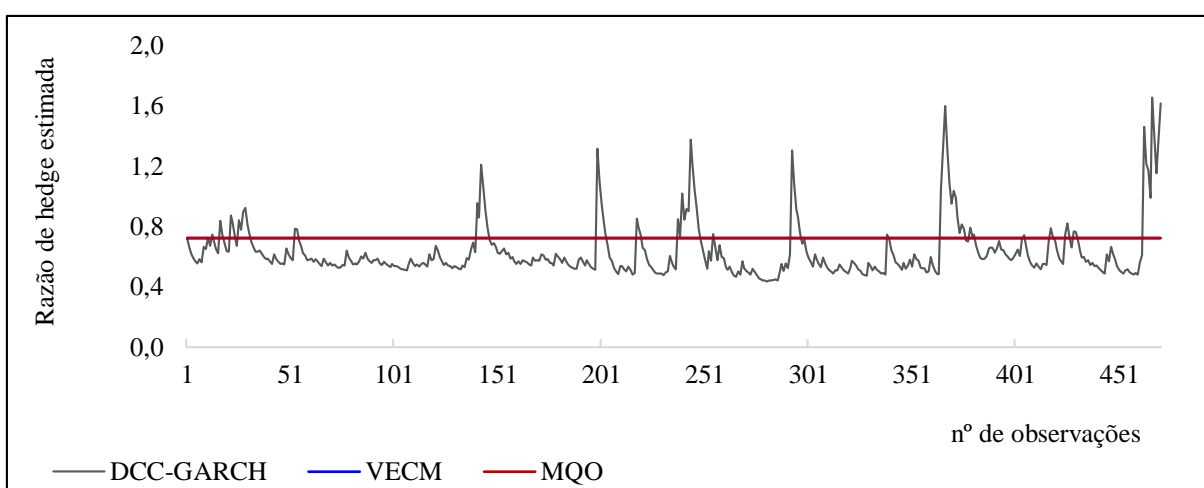


Figura 3.3 – Razão de *hedge* para Rosário na BM&FBOVESPA (contrato março)

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

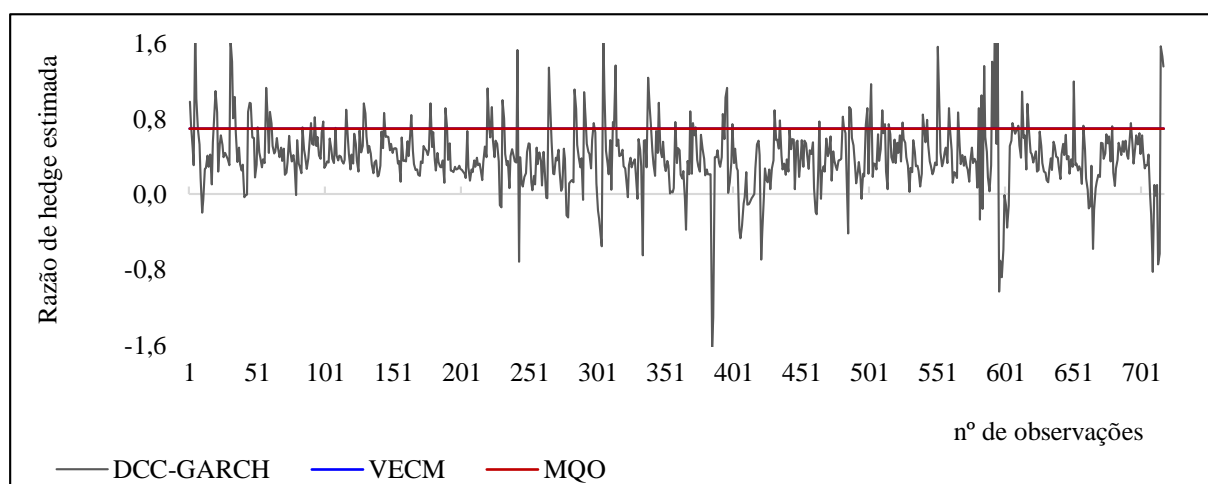


Figura 3.4 – Razão de *hedge* para Rosário na CME (contrato março)

Fonte: Elaborado pela autora com base nos resultados da pesquisa.

### 3.7 Conclusões

Neste trabalho pretendeu-se avaliar, por meio do processo de transmissão de preços e do cálculo da efetividade do *hedge* por diferentes metodologias, o potencial de redução de risco ao realizar *hedge* por meio dos contratos futuros da BM&FBOVESPA e da CME com vencimento em março, que marca o final do período de colheita de soja no hemisfério sul.

Para tanto, utilizou-se o referencial teórico fornecido pela Teoria do Portfólio. Empiricamente, confirmada a cointegração entre os preços futuros e os praticados nas praças analisadas, foram aplicados modelos de mínimos quadrados ordinários (MQO), modelos vetoriais de correção de erro lineares (VECM) e modelos de heterocedasticidade condicional generalizados com correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH), visando superar as principais deficiências das estimativas de MQO no cálculo da taxa ótima de *hedge*, quais sejam, incorporar informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis e permitir a dependência temporal entre os termos de erro, incorporando a estrutura dinâmica do segundo momento das distribuições dos retornos.

Em termos gerais, incorporar a estrutura de correlação condicional dinâmica permitiu a estimação de taxas ótimas de *hedge* mais eficientes, com ganho substancial em alguns casos. Especificamente no sistema de Rosário, as taxas ótimas de *hedge* estimadas por DCC-GARCH foram menores (o que implica em menores custos de transação) e mais eficientes em termos de redução de volatilidade.

As razões de *hedge* estimadas pelo DCC-GARCH aos produtores de Sorriso, por outro lado, foram superiores às metodologias alternativas, embora sejam consideravelmente menores do que as razões de *hedge* estimadas para os produtores de Rosário. Esse comportamento pode estar relacionado à maior proximidade geográfica de Rosário em relação à região de referência de preços do contrato futuro de soja na BM&FBOVESPA (Paranaguá).

De acordo com os modelos estimados, os produtores de Sorriso tendem a obter melhores condições de *hedge* na CME do que na BM&FBOVESPA. Isso pode ser reflexo da baixa liquidez do contrato futuro de soja na bolsa brasileira, que prejudica o seu processo de formação de preços, que tende a não refletir

adequadamente as condições de oferta e demanda do mercado. Todavia, na CME há elevada concentração de liquidez e, uma vez que os preços praticados na bolsa norte-americana refletem o comportamento dos preços em nível internacional, tende a haver maior eficiência na realização de *hedge*. Não obstante, também os maiores custos de transação que envolvem a arbitragem espacial entre os dois mercados.

No caso de Rosário, o elevado grau de integração entre os mercados físicos argentino e brasileiro tende a favorecer a realização de *hedge* na bolsa brasileira. De fato, de acordo com os modelos estimados, a redução de risco na realização de *hedge* na BM&FBOVESPA é surpreendentemente superior ao obtido na CME. Esse aspecto evidencia o potencial de atração de agentes argentinos para a realização de *hedge* no Brasil, com o objetivo de aumentar a liquidez dos contratos e melhorar a sua precificação.

Em suma, a maior efetividade do *hedge* na CME tende a ajudar a explicar a preferência dos produtores brasileiros por realizar operações de *hedge* na bolsa norte-americana, apesar do risco de base tender a ser menor na BM&FBOVESPA. Além disso, os bons resultados obtidos com o *hedge* na BM&FBOVESPA para os produtores de Rosário mesmo diante de baixíssimo volume de negociação, evidenciam o potencial de crescimento do mercado futuro de soja no Brasil, o que deverá favorecer tanto os produtores brasileiros quanto os argentinos, por meio da formação de um mercado regional de soja, com formação de preços local e menor risco de base.

## Referências

ALIZADEH, A.; NOMIKOS, N. A Markov Regime Switching Approach for Hedging Stock Índices. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 24, n. 7, p. 649–674. 2004.

BAILLIE, R. T.; MYERS, R.T. Garch Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 6, n. 2, p. 109-124, abr-jun. 1991.

BITENCOURT, A.; SILVA, W.S. ; SÁFADI, T. Hedge Dinâmicos: Uma Evidência para os Contratos Futuros Brasileiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78. 2006.

BM&FBOVESPA. **Sistema de Recuperação de Informações**. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/>>. Acesso em: 5 nov. 2015.

BOLSA DE COMÉRCIO DE ROSÁRIO. **Precios Históricos**. Disponível em: <<http://www.bcr.com.ar/>>. Acesso em: 10 out. 2015.

BROOKS, C.; HENRY, O. T.; PERSAND, G. The Effects of Asymmetries on Optimal Hedge Ratios. **Journal of Business**, Spokane, v. 75, n. 2. p. 333-352, 2002.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 320 p.

\_\_\_\_\_; ALVES, D. C. O. Hedge: variância mínima. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 1., 2001, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2001. p. 21- 42.

CALDARELLI, C. E.; SOUZA, W. A. R. Comparative Analysis of the Hedging Effectiveness for Soybean Using OLS and Bivariate GARCH BEKK Model. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 37, n. 3, p. 21-46, set-dez. 2011.

CECCHETTI, S. G.; CUMBY, R. E.; FIGLEWSKI, S. Estimation of the Optimal Futures Hedge. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70, n. 4, p. 623-630, Nov. 1988.

CHIODI, L.; GERALDINI JUNIOR, 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 BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43.,2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/527.pdf>>. Acesso em 20 nov. 2015.

COOTNER, P. H. Returns to speculators: Telser versus Keynes. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 68, n. 4, p. 396-404, Ago. 1960.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

EDERINGTON, L. The Hedging Performance of the New Futures Markets. **The Journal of Finance**, Hoboken, v. 34, n. 1, p. 157-170, Mar. 1979.

ENGLE, R. F. A general approach to Lagrange multiplier model diagnostics. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 20, n. 1. p. 83-104, Out. 1982.

\_\_\_\_\_. Dynamic conditional correlation. **Journal of Business and Economic Statistics**, New York, v. 20, n. 3, p. 339–350, 2002.

\_\_\_\_\_; GRANGER, W. J. C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

GARBADE, K. D.; SILBER, W. L. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 65, n. 2, p. 289-297, Mai. 1983.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. 1. ed. Princeton: Princeton University Press, 1994. 816 p.

KRONER, K. ; SULTAN,. Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cambridge, v. 28, n. 4, p. 535-551, Dez. 1993.

LI, M.-Y. Dynamic hedge ratio for stock index futures: application of threshold VECM. **Applied Economics**, Colchester, v. 42, n. 11, p. 1403-1417, 2010.

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. 17, n. 2, p. 241-270, Ago. 2007.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, Hoboken, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.

MARQUES, P. V. ; MELLO, P.C. ; MARTINES-FILHO, J. G. . **Mercados Futuros Agropecuários: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. 1. ed. São Paulo: Campus, 2008. v. 1. 223 p.

MATTOS, F.; GARCIA, P.; PENNING, J. M. E. Probability Weighting and Loss Aversion in Futures Hedging. **Journal of Financial Markets**, Amsterdam, v. 11, n.4, p. 433-452, 2008.

MOHANTY, S.; PETERSON, E. W. F.; SMITH, D. B. Price integration in MERCOSUR countries: A fractional cointegration analysis. In: AMERICAN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, 2., 2008, Salt Lake City. **Proceedings...** Salt Lake City: Agricultural & Applied Economics Association, 1998. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/20954/1/spmoha01.pdf>>. Acesso em: 01 nov. 2015.

MONTEIRO, W. F. L.; RODRIGUES, M. A.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. A não efetividade do hedge para o boi gordo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2011, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/617.pdf>>. Acesso em 15 jan. 2016.

MULLER, C. A. S.; MOURA, A. D.; LIMA, J. E. Análise comparativa entre estratégias de hedge com base em modelos estáticos e dinâmicos para contratos futuros de café arábica. In : CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 46., Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/277.pdf>>. Acesso em 12 dez. 2015.

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

NOGUEIRA, F.T.P; AGUIAR, D.; LIMA, J. Efetividade do hedge no mercado brasileiro de café arábica. **Resenha BM&F**, São Paulo, v. 150, n. 3, p. 78-88, 2002.

OLIVEIRA NETO, O. J. **Efetividade do cross hedging dos novilhos argentinos e uruguaios no mercado futuro de boi gordo brasileiro**. 2013. 116 p. Tese (Doutorado em Administração de Empresas). Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2013.

PACHECO, F. B. P. **Análise das operações de Hedging em mercados futuros: o caso do café arábica no Brasil**. 2000. 79 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz- Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2000.

PENNINGS, J.; EGELKRAUT, T. Research in Agricultural Futures Markets: Integrating the Finance and Marketing Approach. **Agrarwirtschaft**, Frankfurt, v. 52, n.6, p. 300-308, 2003.

PINTO, W. J.; SILVA, O. M. Efetividade do Hedging em Contratos de Café no Mercado Mundial. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 2., 2001, Vitória. **Anais...** Vitória: SBICafé, 2001. Disponível em: <<http://www.sbicafe.ufv.br/handle/123456789/1039>>. Acesso em 10 nov. 2015.

ROCKWEL, C. S. Normal Backwardation, Forecasting, and the Returns to Commodity Futures Traders. **Food Research Institute Studies**, Stanford, v. 8, n.1, p. 107-130, 1967.

RODRIGUES, M. A.; ALVES, A. F. Efetividade e razão ótima de hedge: um survey. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, **Anais...** Campo Grande: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/495.pdf>>. Acesso em 10 dez. 2015.

RODRIGUES, M. A. **Modelando a Volatilidade da Taxa de Câmbio BRL/USD: evidências às razões e efetividade do hedge**. 2010. 65 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Estadual de Maringá. Maringá, 2010.

SARNO, L.; VALENTE, G. The Cost of Carry Model and Regime Shifts in Stock Index Futures Markets: An Empirical Investigation. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 20, n. 7, p. 603–624, 2000.

TANAKA, Y. **Estimação da razão ótima de hedge para o dólar futuro usando um modelo MGARCH-BEKK-Diagonal**. 2005. 50 p. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia e Finanças). Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2005.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **PSD online**. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline>>. Acesso em: 5 nov. 2015.

WORKING, H. Futures Trading and Hedging. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 43, n. 3, p. 314-343, Jun. 1953.





## CONCLUSÃO

Este trabalho teve por objetivo analisar o potencial de atratividade do contrato de soja local negociado na BM&FBOVESPA para os sojicultores de Sorriso e Rosário, importantes polos de produção de soja no Brasil e na Argentina. Para tanto, o Capítulo 2 investigou a integração espacial entre os mercados de soja brasileiro, argentino e norte-americano, a fim de identificar se tais regiões pertencem a um mesmo sistema de preços integrado na presença de custos de transação. Os resultados confirmaram que os preços da soja são formados em nível internacional, uma vez que não foi possível rejeitar a hipótese de que os três maiores produtores e exportadores do grão pertencem a um mesmo mercado integrado. Entretanto, ao considerarem-se as relações de longo prazo entre as regiões, houve redução significativa da importância dos custos de transação nas relações entre Rosário e Sorriso, o que tende a favorecer a realização de arbitragem espacial entre esses mercados.

Nesse contexto, a arbitragem é aspecto fundamental na definição da relação entre os preços à vista e futuros. De acordo com Garbade e Silver (1983), a correlação entre os preços futuros e à vista é uma função da elasticidade de arbitragem entre a mercadoria física e a sua contraparte no contrato futuro. Quanto maior for essa elasticidade, maior será a velocidade de ajuste entre esses dois mercados, o que tornaria as operações de *hedge* mais eficientes. Em contrapartida, se não houver arbitragem entre esses dois mercados, os preços à vista não terão tendência coincidente com os preços futuros e ambos os preços seguirão dois processos aleatórios distintos (GARBADE; SILBER, 1983).

Em função da interdependência na formação dos preços e da velocidade na transmissão de choques no mercado físico, o contrato futuro de soja financeira da BM&BOVESPA teria elevado potencial de refletir o comportamento de preços dos produtores argentinos e brasileiros. Diante disso, o Capítulo 3 comparou a efetividade do *hedge* usando os contratos futuros com vencimento em março da BM&FBOVESPA e da CME para os produtores na região de Sorriso e Rosário, considerando-se as relações de longo prazo entre esses preços, bem como a dinâmica na estrutura de correlação condicional, gerado pela alteração da percepção de risco pelos agentes ao longo do tempo. Mesmo com baixo volume de

negociação, o contrato de soja brasileiro gerou ganhos de eficiência sobre a estratégia de *não hedge*, ainda que para os produtores de Sorriso a CME forneça melhores condições de *hedge*. Por outro lado, os resultados indicaram ganhos mais significativos de eficiência na BM&FBOVESPA para os produtores argentinos.

Em termos gerais, os resultados apresentados neste trabalho indicam que os mercados de soja brasileiro e argentino pertencem ao mesmo sistema de preços e evidenciam o potencial de utilização do contrato futuro de soja local da BM&FBOVESPA, como instrumento de gerenciamento de risco inclusive por produtores argentinos, aumentando o público-alvo potencial para negociar no mercado. Entretanto, a sua baixa liquidez limita esse potencial de desenvolvimento, afetando disposição dos agentes em utilizar esse contrato.