



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Há arbitragem no mercado futuro de soja entre BM&F, CBOT e o mercado físico de Paranaguá?

Alternativas de contratos para corrigir a atual baixa liquidez da BM&FBovespa.

Aluno: Rafael Menicucci Gomes

Número de Matrícula: 1012599

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

7 de Dezembro de 2014



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Há arbitragem no mercado futuro de soja entre BM&F, CBOT e o mercado físico de Paranaguá?

Alternativas de contratos para corrigir a atual baixa liquidez da BM&FBovespa.

Aluno: Rafael Menicucci Gomes

Número de Matrícula: 1012599

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

7 de Dezembro de 2014

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realiza-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor“.

"As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor"

Agradecimentos:

À meus pais, Roberto e Fernanda, e meu irmão, Enrico, pelo amor incondicional, apoio constante e pelas palavras de incentivo nos momentos difíceis.

Ao meu orientador, Márcio Garcia, pela grande ajuda, dedicação ao trabalho e *feedbacks* decisivos para a elaboração desta pesquisa tão importante para minha carreira acadêmica e profissional. Agradeço também a todos os professores que me acompanharam durante a graduação, o Departamento de Economia superou minhas expectativas e se demonstrou sempre solícito a me ajudar tanto no período de graduação como durante meu intercâmbio acadêmico.

Aos meus amigos da república Cambuci, Thomaz, Raúl, Rodolfo e Murilo, pelos anos de convívio e momentos de descontração que contribuíram ao meu crescimento como pessoa. Não esquecendo dos amigos que fiz durante minha graduação, especialmente Leonardo, Xavier e Sarkis.

Um agradecimento especial à minha namorada, Marcella, pela paciência durante todo o processo de elaboração do trabalho, fazendo com que tudo se tornasse mais fácil.

Destaco ainda o auxílio determinante do Clóvis, Maurício e Roberto para a elaboração da base de dados e avaliação da arbitragem, além da discussão do tema, proporcionado pela Fabiana Perobelli e Luís Schmidt da BM&F.

Sumário:

1) Introdução.....	5
2) Revisão da Literatura.....	10
3) Logística do transporte da soja no Brasil.....	16
4) Fontes de dados.....	25
5) Metodologia.....	26
6) Resultados.....	33
7) Conclusão.....	46
8) Referências Bibliográficas.....	48

1) Introdução:

A soja é uma oleaginosa que representa 60% da produção mundial deste tipo de grão, ela está posicionada como líder dentre os farelos e segundo lugar nos tipos de óleo vegetal, atrás apenas do óleo de palmeira. A produção de soja aumentou 500% nos últimos 40 anos e deverá continuar crescendo nos próximos anos devido a um aumento na demanda por ração animal da China. Este país, com a maior população do mundo, apresentou crescimento acelerado do seu padrão de vida que possibilitou o aumento do consumo médio de carne em nível mundial. O grão apresenta a maior quantidade de proteína e é a *commodity* preferida dos processadores de grãos, segundo o Embrapa.

Aproximadamente 85% da produção mundial é esmagada anualmente para a extração do óleo de soja e do farelo, enquanto uma percentagem menor é destinada ao consumo humano. O farelo de soja é predominantemente utilizado para ração animal, da qual quase metade é destinada para a alimentação de aves, um quarto para suínos e o restante para bovinos e outros animais. Já sobre a fração extraída que origina o óleo de soja, 90% são utilizados como óleo comestível e o restante é utilizado para biodiesel (Soyatech). É importante ressaltar que, apesar de ser um grão com diversas destinações, a utilização da soja para a produção de biocombustíveis é relativamente baixa quando comparada com outros tipos de *commodities*, como o milho e cana de açúcar.

Além disso, a produção brasileira de soja na safra 2013/2014 está estimada em 87,5 milhões de toneladas, algo em torno de 31% da produção mundial, a qual é esperada safra recorde de 284 milhões de toneladas. Segundo previsão divulgada no dia 10 de fevereiro, colocava o Brasil como o maior produtor mundial de soja, ultrapassando os EUA pela primeira vez na história na produção deste grão (*United States Department of Agriculture*, 2014). Contudo, tal previsão não foi mantida, devido às recentes altas na temperatura e escassez de chuvas no período, que causaram uma queda nas produtividades das lavouras brasileiras (*yields*). Segue abaixo um gráfico demonstrativo da produção mundial de soja na safra 2013/2014:

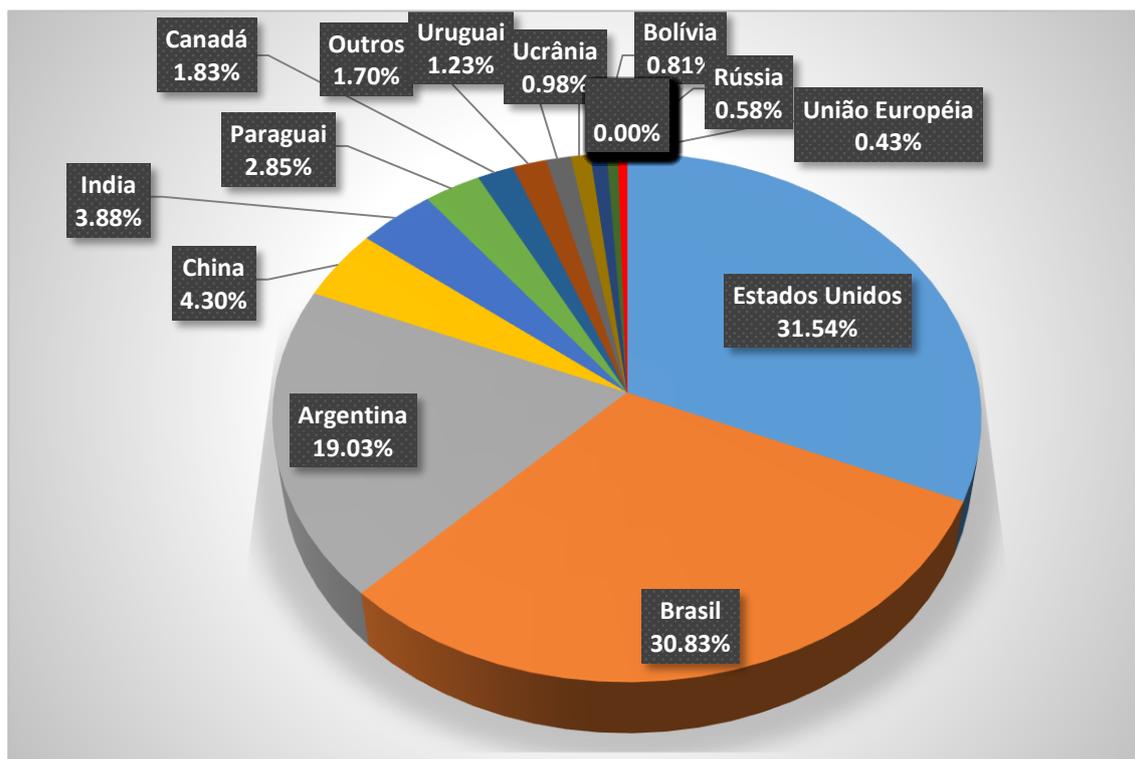


Figura 1 - Participação dos países na produção mundial de soja no ano safrá 2013/2014. Fonte: UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE, 2014. Nota: Elaborado pelo Autor.

Diante de tamanha produção, os *players* do mercado, como as *tradings*, cooperativas, produtores, exportadores necessitam de alternativas para se protegerem contra eventuais aumentos ou quedas nos preços, desta forma, recorrem ao mercado futuro. Este mercado é utilizado como um instrumento sofisticado de estabilização de preços para a comercialização internacional de *commodities* de maneira eficaz, principalmente para o chamado complexo soja, ajudando a incrementar sua produção. É importante ressaltar que seu primeiro contrato, o contrato futuro cambial de soja, foi lançado em 1993 na extinta BM&F, atual BM&FBOVESPA, passou por aprimoramentos para manter-se constantemente ajustado à realidade do mercado físico. O contrato com liquidação física foi implantado em 2002, cotado em US\$/tonelada e formação de preço no corredor de exportação no porto de Paranaguá, saindo da formação de preço no interior do país de antigamente. Uma nova alteração foi efetuada em 2004, passando para cotação em US\$/saca de 60 kg.

Recentemente, em 2011, a BM&FBOVESPA lançou o contrato futuro de soja com liquidação financeira de acordo com o Indicador de Preços da Soja

Esalq/BM&FBOVESPA – Paranaguá/PR, o qual tem a mesma cotação que o anterior e base de formação de preço também. O novo contrato teve lançamento visando o aumento a participação de produtores, cooperativas, exportadores, cerealistas e outros agentes, favorecendo a realização de hedges. Cada contrato equivale a 450 sacas de soja, ou seja, 27 toneladas. Essa substituição proporciona maior eficiência na comercialização do produto, trazendo pessoas físicas, *traders*, investidores estrangeiros e importadores de soja para este mercado.

Além deste contrato, outro contrato futuro foi lançado em 2012, também com liquidação financeira, mas atrelado ao mini contrato de soja negociado na *Chicago Board of Trade* (CBOT). Esse contrato foi lançado com o objetivo atender a demanda de diversos agentes do mercado de soja que operam em bolsas no exterior e de fornecer liquidez aos pequenos/médios investidores e produtores, segundo o atual presidente da BMF&Bovespa, "Há mais de 120 anos a liquidez está lá (nos Estados Unidos). É muito difícil trazer esta liquidez para cá. Por isso vamos trazer o contrato para que brasileiros que não têm acesso aos mercados internacionais possam negociar." (Pinto, Edemir, 2014).

Apesar do que foi dito por Edemir Pinto, os contratos lançados recentemente não conseguiram atrair investidores para a bolsa brasileira e a atual liquidez encontra-se abaixo do almejado por ele e pelo mercado. Tendo isso em vista, é de interesse da bolsa brasileira e também desta monografia, o estudo das alternativas de contratos que podem ser utilizados para amenizar tal problema de liquidez.

Considerando a recente produção brasileira da soja e a importância deste grão como uma *commodity*, este estudo visa estabelecer as causas da baixa liquidez atual dos contratos futuros de soja na BMF&Bovespa e propor solução para esse problema a partir de uma nova metodologia de contratos futuros que são utilizados por outras bolsas do mundo, como a CBOT, Dalian Commodity Exchange (DALIAN) na China, Korean Exchange (KODEX) na Coreia do Sul, Tokyo Commodities Exchange (TOCOM) no Japão, London Commodities Exchange (LCE) na Inglaterra.

Outra temática abordada pelo presente trabalho será a avaliação da possibilidade de ganhos de arbitragem explorando as diferenças entre os preços do mercado físico de soja negociado no porto de Paranaguá e preços dos contratos futuros de soja negociados na

BMF&Bovespa e CBOT, lembrando que esta última é a maior bolsa de futuros do mundo na negociação desta commodity e apresenta maior liquidez neste contrato.

Como temas recorrentes de artigos e monografias pesquisados, a demonstração da existência de correlação, causalidade e transmissão de preços, entre esses mercados físicos e futuros de várias *commodities* são alguns exemplos de temas. Algumas implicações desses estudos:

- (i) Viabilização de uma operação de *hedge*, indicando qual o contrato ideal para os produtores de soja utilizarem e, assim, possibilitando o gerenciamento de risco, colaborando para melhores retornos perante as variáveis sazonais e até mesmo os choques de oferta e demanda existentes nesse mercado.
- (ii) Contribuição na previsão de preços no mercado futuro ou físico e avaliação de qual mercado é o formador de preço de soja, através dos canais de transmissão.
- (iii) Identificação de oportunidades de ganhos utilizando a arbitragem, ou seja, assumindo a posição de compra em um mercado e posição de venda num outro mercado, tendo assim, um chamado *risk-free profit* ou ganho de arbitragem.

Devido ao fato desta última implicação não ter sido tão explorada nos artigos que foram lidos para a revisão bibliográfica deste estudo, aliado ao fato de que este tema é bastante interessante a *traders*, investidores e até produtores, a motivação e objetivo desta monografia são enumerados a seguir:

- 1) Verificar se existe alguma possibilidade de arbitragem entre as séries de preços da CBOT x BMF&Bovespa, CBOT x Paranaguá e BMF&Bovespa x Paranaguá, principais bolsas para negociação do grão soja.
- 2) Se [1] for confirmado, a exploração desta arbitragem possibilitaria um aumento no volume de contratos negociados na BMF&Bovespa, pois atrairia a figura do *hedger* para esse mercado, assim como a figura do especulador, que provém liquidez para o mercado, mitigando o problema de baixa liquidez atual dos contratos. Caso não haja a possibilidade de atrair especuladores desta forma, outra diretriz desta monografia é fornecer opções para a bolsa brasileira conseguir prover maior liquidez aos seus contratos, a partir dos estudos de outros contratos,

negociados em outras bolsas pelo mundo. Atualmente, o volume de contratos negociados na bolsa brasileira é de aproximadamente 10% da produção do nosso país, enquanto o volume de contratos negociados na CBOT é de 18 vezes a produção mundial, sinalizando um ponto que pode ser aprimorado na bolsa do Brasil.

2) Revisão da Literatura:

De uma forma geral, as questões que se mostraram relevantes foram as três implicações dos estudos citados anteriormente (pág. 6), com enfoque no “hedge perfeito”, no sentido de qual mercado futuro o produtor deve recorrer quando ele quiser se proteger quando se depara com variações exageradas nos preços dos *commodities*. Além deste assunto, outro tema comumente encontrado no estudo da literatura foi a análise da influência que uma variação no preço da soja no mercado físico afeta o preço no mercado futuro e se isso ocorre com a causalidade inversa.

A literatura apresenta diversos artigos que utilizam o mercado de *commodities* como escopo para estudo e, aqueles que tentam usar os contratos futuros como potencial instrumento para a prática da arbitragem, não se mostram em abundância. Apesar desta prática ser amplamente conhecida no mercado, principalmente entre os chamados *traders* que operam para os grandes *hedge funds*, artigos que focam suas pesquisas nessas práticas não foram encontrados com frequência, mostrando que talvez não tenha sido dada tamanha importância à essa prática. Contudo, a importância desta prática está ligada a liquidez que a acompanha, sendo assim, uma alternativa de atrair outros *players* para a bolsa brasileira, a qual passa por uma crise de liquidez atualmente e necessita de alterações nos contratos atuais. A complexidade da análise dos custos de transação (emolumentos e taxas cobrados pelas bolsas, fretes, etc) e o prêmio de risco ou *convenience yield* implícito no preço destes contratos são possíveis explicações para tal escassez de trabalhos sobre o tema. A Lei do Preço Único (LPU) sugere que exista igualdade nos preços de produtos idênticos, mas que são vendidos em lugares diferentes, o que implica a inexistência de oportunidade de ganhos por arbitragem.

Na base de trabalhos antigos, (Abitante, 2008), (Silva, Santo e Silva, 2003), (Tonin e Barczsz, 2011), (Christofolletti et al, 2011) e (Perobelli, 2005), estão modelos usados previamente às interpretações feitas, como, primeiro, a confirmação da estacionariedade das séries temporais, pelo teste DF ou ADF (teste de raiz unitária); depois, a análise de cointegração entre as séries de preços, tendo sido avaliada, geralmente, através do uso do método de Johansen ou teste de Engle e Granger; e, por fim, aplica-se testes de causalidade de Granger ou teste de Hansen e Seo para observar como se dá a transmissão de preços entre as séries ou até mesmo analisar o “timing” deste efeito existente entre os mercados spot ou futuro das bolsas americanas, brasileiras e chinesas.

Desta forma, fica evidente que, após o estudo desse material, para existir a possibilidade de arbitragem, as análises efetuadas dos trabalhos antigos devem ser levadas em consideração. Poucos modelos seguiram uma linha de raciocínio diferente das apresentadas acima e, assim, também contribuíram para a literatura.

O artigo de Abitante (2008) tem como intuito verificar se há cointegração entre os contratos *spot* e futuro da BM&F e CBOT, para o mercado de boi gordo e soja, observando a relação entre ambos os mercados para as duas bolsas no que se refere ao boi gordo e à soja, tendo como fato interessante a existência de maior cointegração nos meses da safra brasileira de soja (Abril e Maio) e também para a safra americana de soja nos meses de Setembro e Novembro, além de uma pequena correlação encontrada para contratos de Janeiro e Março, meses da entressafra. Outro artigo que analisa o mercado futuro americano e brasileiro é o (Silva, Santo e Silva, 2003), focando na cointegração entre os dois mercados futuros, o qual após comprovar a estacionariedade em ambas, encontra coeficiente de ajustamento da ordem de 0.8483, representando que variações nos preços da CBOT, no longo prazo, tem transferência de 84,83% para os preços da BM&F, o que, segundo o autor, viabilizaria o hedge e ganhos com a arbitragem.

Alguns autores foram até a análise da causalidade e transmissão entre as séries temporais. (Tonin e Barczsz, 2011), (Christofoletti et al, 2011) e (Perobelli, 2005) são exemplos disso, cada um com sua peculiaridade e contribuição para a literatura.

(Tonin e Barczsz, 2011) compara o mercado *spot* de Maringá-PR, por ser um estado que tem grande participação não só na produção, mas também nas exportações brasileiras, com os contratos futuros negociados na CBOT, testando a LPU. Os resultados encontrados foram a comprovação da relação de longo prazo entre os mercados, a partir do teste de cointegração, e confirmação da causalidade bicausal. Mas cabe citar a ressalva dos autores sobre a causalidade Maringá – CBOT, sendo praticamente improvável que os preços praticados em Maringá causam os preços da CBOT. Contudo, os autores concluíram o estudo comprovando o fato de que os preços negociados na cidade paranaense seguem os preços de soja negociados na BM&F que, por sua vez, impactam os preços da CBOT, explicando assim, o mecanismo de transmissão Maringá – BM&F – CBOT.

Colaborando para a literatura com a inclusão da bolsa chinesa nessa análise, está o trabalho de Christofolletti et al, 2011, no qual se comparam os contratos futuros das bolsas do Brasil, EUA e China. Outro fator que o distingue dos demais artigos apresentados é que no mesmo fora utilizado o teste de Johansen numa estratégia de modelagem dois a dois, a fim de averiguar a cointegração entre esses mercados. Após a análise descritiva dos contratos, como: meses de vencimento, tamanho do contrato, cobrança de margem de garantia, taxa operacional básica, volume, volatilidade e mostrar um “descolamento” nas cotações da bolsa de Dalian, os autores partiram para a análise empírica, na qual foi confirmada a estacionariedade das três séries em primeira diferença. Foi feito também uma matriz com correlações que mostrou a forte associação entre a BM&F e CBOT, CBOT e Dalian e a menor correlação entre a BM&F e a Dalian.

Em seguida, concluiu-se, através do teste de Johansen, que as três séries são cointegradas, ou seja, existe um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis das séries temporais, com trajetória apresentando algo em comum. As causalidades foram predominantemente unilaterais, tendo Chicago como uma provável formadora de preços perante os mercados brasileiros e chineses. Contudo, observou-se uma bicausalidade entre a BM&F e Dalian, sendo o alto volume de negociações entre os países apontados como uma explicação plausível pelos autores.

O mercado futuro de boi gordo é explorado por Perobelli (2005), no qual colabora com a literatura aplicando o modelo de correção de erro para verificar a relação de longo prazo entre os contratos spot e da BM&F, similar ao trabalho de Tonin e Barczysz (2011). Após a aplicação do teste de raiz unitária, cointegração de Engle e Granger, causalidade de Granger e modelo de correção de erro alguns resultados importantes foram coletados. Primeiramente, há raiz unitária e cointegração (como na maioria dos artigos já apresentados). No entanto, viu-se uma relação bicausal entre os preços spot e da BM&F tanto pelo teste de Engle e Granger como pelo modelo de correção ao erro. Tal resultado aponta que os agentes no mercado spot levam em conta o preço de fechamento do dia anterior do primeiro vencimento do mercado futuro, sendo que o mesmo ocorre para a ação no mercado físico, ou seja, uma relação de curto prazo também é verificada, além da relação de longo prazo.

Além desses artigos com caráter “investigativo” sobre os temas cointegração e causalidade entre os vários mercados apresentados, ainda existem outros tipos de artigos

com o objetivo de comparação dos modelos comumente utilizados na literatura (Runstler et al, 1995). Além da contribuição para a literatura de futuros e spot de cacau, usando a lei do preço único como base de raciocínio, esse artigo se importa com a comparação entre o método de Johansen e o método de Engle e Granger para estudar a cointegração de séries temporais.

A conclusão importante que se tira do arcabouço teórico apresentado ao longo do artigo, citando (Banerjee et al, 1993), é que o teste de causalidade de Engle e Granger não provém estimativas eficientes, isso após ter sido feito testes diferentes para a regressão de cacau (spot x futura) como o teste de Wald, teste LR e estimando os vetores de Johansen. Ainda indo ao encontro do teste de causalidade, (Runstler et al, 1995) desenvolve o fato de que quando os autores aplicam equações simples na análise da cointegração de séries temporais, sem levar em consideração que existem outras séries temporais que têm cointegração com as duas séries estudadas, há uma perda de eficiência do coeficiente estimado. Argumenta também que a taxa de juros influencia a estacionariedade de longo prazo entre preços spot e futuro, mas, por ser não-estacionária, é omitida em vários trabalhos analisados por Runstler et al, 1995.

Por outra ótica do mercado de futuros está a idéia da operação de *hedge*, que consiste, basicamente, na proteção do investidor perante as diversas variações no preço do *commodity*, usando os contratos futuros para “ancorar” o preço de alguma mercadoria ao longo do tempo. Um exemplo de *hedge* é quando um produtor de soja, que precisa se proteger contra uma eventual baixa nos preços da soja no mercado físico, utiliza-se do mercado futuro, no caso, vende este contrato no mercado para garantir uma margem de ganho na sua produção, fixando o preço da sua mercadoria um período antes de ter essa mercadoria no armazém ou além da sua lavoura.

A teoria (Hull, 2005; Bessada et al, 2005) apresenta evidências sobre efetividade e hedge ótimo, embora a existência dessa estratégia seja questionável, por alegação de alguns *traders* do mercado futuro, de que não tem como atingir o *hedge* ótimo, sendo apenas argumento teórico. Existem estudos que tentam contabilizar o hedge ótimo e que analisam qual seria a efetividade da estratégia aplicada. Na teoria, acredita-se que se tem um estimador ρ ou h^* o qual estima quanto dos choques que ocorrem num mercado se refletem em outro, sendo a razão da variação média dos preços no mercado spot para uma alteração particular dos preços no mercado futuro. Usando esse estimador do hedge de

mínima variância, chega-se ao número ótimo de contratos futuros que o indivíduo, supostamente, deveria utilizar para conseguir extinguir o risco da operação.

Artigos que apresentam seus estudos de *hedge*, na maioria das vezes, demonstram seus coeficientes estimados e número de contratos que se aconselha negociar. Dois artigos, (Silva, Aguiar e Lima, 2003) e (Tonin et al, 2011), coincidem na utilização de Maringá-PR como base de análise dos preços *spot*, para observar qual contrato seria mais indicado para o produtor proteger sua lavoura: CBOT ou BM&F. O primeiro encontra efetividade na utilização da BM&F na ordem de 0,76 para a área de Maringá, sendo que, o segundo encontra um estimador de 0,6 para os mesmos contratos, levando em conta base de dados em períodos distintos. Os estimadores para CBOT foram de 0,46 e 0,47, respectivamente, o que corroborou a conclusão de que os contratos da BM&F seriam os mais indicados para o *hedge*, sem levar em consideração a questão da liquidez deste contrato especificamente.

Seguindo quase que a mesma evidência empírica destes artigos apresentados, Chiodi et al (2005), Martins e Aguiar (2004) e Maia e Aguiar (2010) demonstram de uma forma mais interpretativa, qual bolsa apresentaria melhores condições para o produtor brasileiro, em geral. Ainda com uma base do estado de Paraná, mas agora, introduzindo Mato Grosso também por motivos de representatividade na produção brasileira, Chiodi et al (2005) encontra resultados significativos para que produtores da região de Cascavel- PR tenham melhor desempenho quando usarem contratos da BM&F para fazer *hedge*. O mesmo não pode ser dito para a região de Sorriso-MT, o que poderia ser explicado pela localização destes produtores em relação aos principais portos brasileiros para escoamento da produção, segundo Martins e Aguiar (2004).

Martins e Aguiar (2004) estudam quais contratos da CBOT seriam os mais indicados para os produtores brasileiros em geral, sendo que no período de entressafra norte- americana e safra brasileira (Março à Julho), costuma-se apresentar alta procura pela soja brasileira, o que aumenta a correlação entre as séries de preços *spot* do Brasil e futuros dos EUA. Contudo, tal correção não se manteve em casos de quebra da safra norte-americana, o que evidenciou, segundo a autora, que o mês de julho ou agosto seriam meses nos quais o produtor mais se beneficiaria da operação de *hedge*. Maia e Aguiar (2010) contribuem para essa conclusão de que julho seria um mês indicado para efetuar esta operação, considerando que o risco de base (preço *spot* – preço futuro) fica fortalecido no período

de Maio a Novembro. Ou seja, no período de safra nos EUA seria quando os *hedgers* de venda (ou produtores) estariam atuando no mercado.

Ainda sobre risco de base, Aulerich et al (2011) avalia-se o porque existe uma diferença dos preços spot e futuro quando os contratos de soja, trigo e milho da CBOT estão se encaminhando para suas respectivas datas de vencimentos. Além do frete, variável chave para a confecção deste presente artigo, existe um certificado de entrega que é negociado a certo valor e a flutuação desse valor é um dos fatores que, segundo os autores, explicam a não convergência das séries de preços.

Por fim, Vieira (2008) contribuiu para a literatura através do estudo do erro de apreçamento (preço futuro observado e o preço no mercado físico que elimina a oportunidade de arbitragem). Segundo ele, a convenience yield seria responsável por um erro de apreçamento negativo, enquanto os custos de transação (das operações na BMF&Bovespa + carregamento) contribuiriam para um erro de apreçamento positivo. Esses dois fatores serão levados em consideração nessa monografia, assim como a construção da estrutura a termo da taxa de juros, a partir do contrato futuro de DI, com o intuito de fornecer base de dados para a metodologia aplicada.

Depois desta revisão bibliográfica, conclui-se que existem artigos que abrangem alguns temas importantes para o estudo da arbitragem. Contudo, até onde verifiquei, não consta na literatura brasileira um artigo especificamente focado no estudo da arbitragem, muito menos com a aplicação da metodologia de ganhos pela prática da arbitragem no mercado de soja, regredindo o modelo através do pareamento das séries temporais: índices de preços do mercado físico brasileiro, preços futuros negociados na BMF&Bovespa e CBOT. A metodologia será apresentada numa próxima seção, na qual espero esclarecer como a aplicação de um modelo, já conhecido na literatura, pode ter implicações importantes para os diversos *players* deste mercado, isto, se este não for um modelo já utilizado pelas instituições financeiras, *traders* ou *hedge funds*.

3) Logística do transporte da soja no Brasil:

A logística se apresenta ao Brasil como um desafio por vários motivos, sendo o principal deles a grande extensão territorial do país e, conseqüentemente, a distância das principais cidades produtoras até os grandes portos, como Paranaguá/PR e Santos/SP. Atualmente, o setor de agronegócios aparece como motor das exportações brasileiras e a soja é grande responsável por esta representatividade do setor. A explicação para tal sucesso está ligada a estrutura da exportação que une os produtores às cooperativas e grandes *tradings* (Archer Daniels Midland Company, Bunge, Cargill, Louis Dreyfus), desenvolvimento tecnológico e disponibilidade de terras. Contudo, o escoamento da produção ainda apresenta custos elevados e ineficiência, os quais são grandes desafios para a expansão das exportações do grão.

Existem duas etapas no processo de escoamento da produção, sendo a primeira etapa realizada entre as lavouras e o armazém mais próximo à terra produtora, através de rodovias não-pavimentadas, o que é pago pelo produtor. Já a segunda etapa pode ocorrer com duas finalidades diferentes, possui início nos armazéns, mas (1) pode direcionar o grão soja até os locais de processamento separando o farelo e óleo ou (2) vai até os portos via rodovias, ferrovias e/ou hidrovias com objetivo de exportação. Como a primeira etapa se dá de forma pulverizada, os estudos focam na segunda etapa, principalmente aquela que desemboca nos portos para exportação.

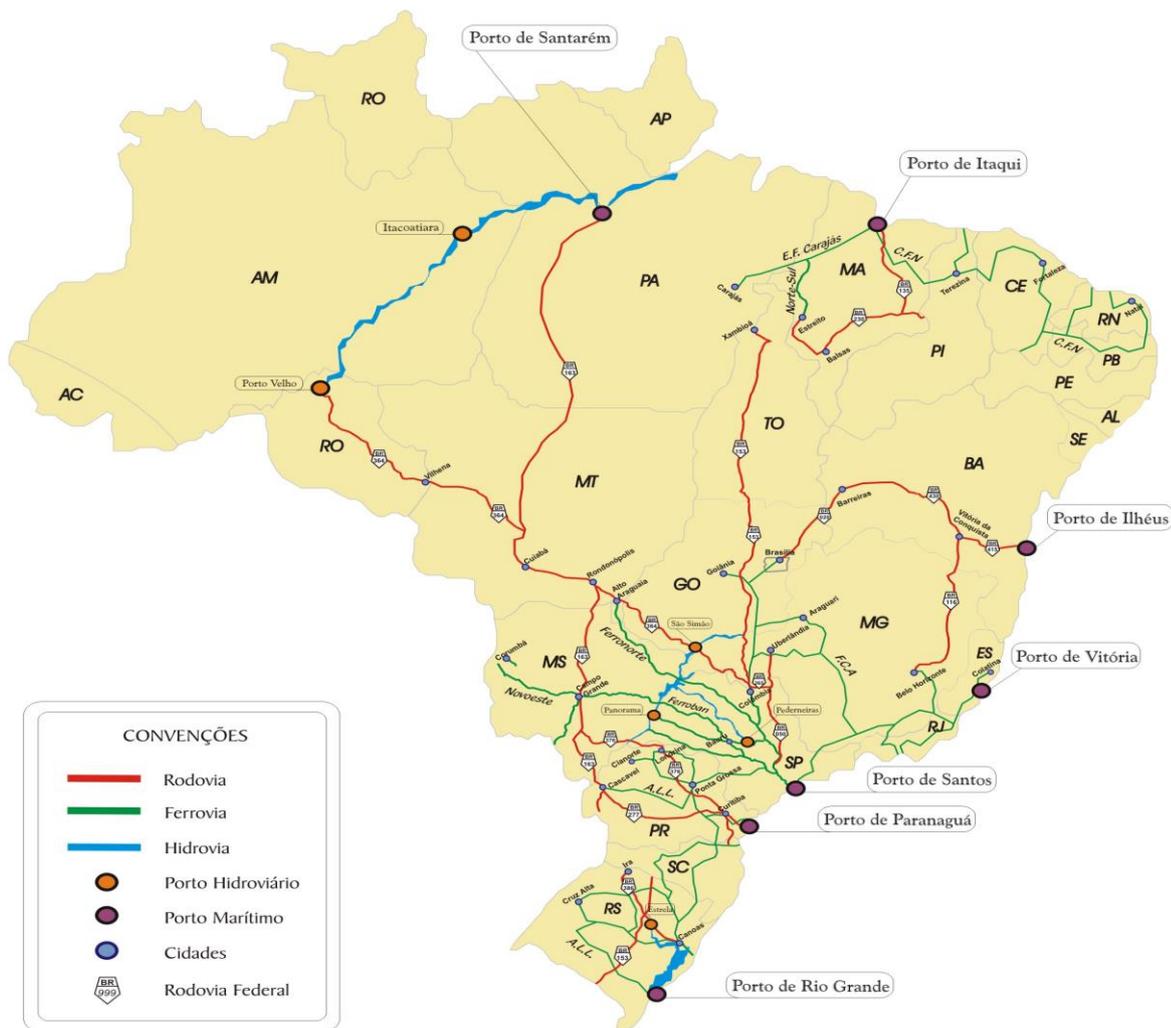


Figura 2 - Malha Ferroviária, hidroviária e rodoviária brasileira.

Fonte: Ojima (2005).

Seguindo o estudo de Ojima(2005), as rotas principais para a exportação da soja são:

a) Região Sul: nesta região estão localizadas as áreas tradicionais de produção de grãos, as rodovias já estão implantadas, interligando os diversos centros produtores até os portos de exportação. No estado do Paraná tem-se a BR-376 e a BR-277 que ligam os centros produtores ao porto de Paranaguá (PR). O Rio Grande do Sul conta com a BR-386 e a BR-153 até o porto de Rio Grande (RS). Existe ainda a opção rodo-hidroviário com a hidrovia Jacuí - Lagoa dos Patos, que está localizada no Estado do Rio Grande do Sul e interliga os centros produtores até o Terminal Hidroviário de porto Estrela (RS), ao porto de Rio Grande pela Lagoa dos Patos que daí segue ao porto de Rio Grande. Nessa região existe também a opção pela América Latina Logística (ALL), ferrovia que atua na região Sul do Brasil e é uma das principais rotas praticadas no escoamento da safra de soja do

norte do estado do Paraná ao porto de Paranaguá, mas também capta soja proveniente da região Centro-Sul, utilizando o transporte rodo-ferroviário.

b) Região Sudeste: a região Sudeste conta com diversas rodovias, entre elas, a BR-050 que liga o Triângulo Mineiro a São Paulo. Também se pode seguir pela Hidrovia Tietê - Paraná, que é utilizada para o transporte de grãos da região Centro-Oeste, principalmente do estado de Goiás, com destino ao terminal hidroviário de Pederneiras (SP), e daí segue pela Ferrovia Ferrobán até o porto de Santos (SP). Ou ainda pode desembarcar no terminal hidroviário de Panorama (SP), chegando até o porto de Santos de caminhão. Outras opções são a Ferrovia Centro - Atlântica e a Estrada de Ferro Vitória-Minas, de propriedade da Companhia Vale do Rio Doce, e que atuam nos Estados de Minas Gerais, São Paulo e Goiás. O principal porto de destino é o porto de tubarão (ES).

c) Região Centro-Oeste: as principais rodovias da região Centro - Oeste são BR-163 e BR-364. A primeira liga as áreas produtoras do estado do Mato Grosso ao porto de Paranaguá (PR), enquanto que a BR-364 interliga o estado do Mato Grosso aos estados do Mato Grosso do Sul e ao de Rondônia e no sentido contrário ao porto de Santos (SP). Como partes da reorientação do escoamento da produção regional foram concluídas recentemente o prolongamento e a pavimentação das rodovias BR- 070 e BR-174 no sentido de Cuiabá e a Porto Velho. Existe a opção intermodal rodo-ferroviária com a Brasil Ferrovias, empresa composta por três ferrovias: Ferronorte, que interliga o estado do Mato Grosso ao porto de Santos; Novoeste, que interliga o estado do Mato Grosso do Sul ao porto de Santos; Ferrobán, que atua no estado de São Paulo. Essa união de ferrovias também exerce influência nos estados vizinhos como, Goiás e Minas Gerais, funcionando com uma opção logística rodo-ferroviária adicional.

d) Região Nordeste: a produção do estado da Bahia pode ser escoada pelas rodovias de ligação BR-430 e BR-415 até o porto de Ilhéus (BA), e a BR-135 até o porto de Itaqui (MA). Nos estados do Piauí e Maranhão, utiliza-se a rodovia BR-230 até o Estreito (MA), onde a opção é seguir pela a ferrovia Norte-Sul, que se liga à estrada de Ferro Carajás de onde segue para o porto de Itaqui. A Ferrovia Norte-Sul e a Estrada de Ferro Carajás atuam ainda nos estados de Tocantins, Pará e Piauí, uma opção rodo-ferroviária.

e) Região Norte: uma das principais regiões produtoras é o estado de Rondônia e sua principal rodovia é a BR-364 que a interliga até o município de Porto Velho (RO). Ainda em fase experimental, a produção do estado de Roraima é escoada até Manaus pela BR-174. Outra opção rodo-hidroviário é a Hidrovia do Madeira, que é utilizada principalmente para o transporte de grãos provenientes desta região incluindo o norte do estado do Ato Grosso, que chegam por rodovia no terminal hidroviário de Porto Velho, e seguem pela hidrovia até o terminal de Itacoatiara (AM), e daí navegam pelo rio Amazonas rumo ao oceano.

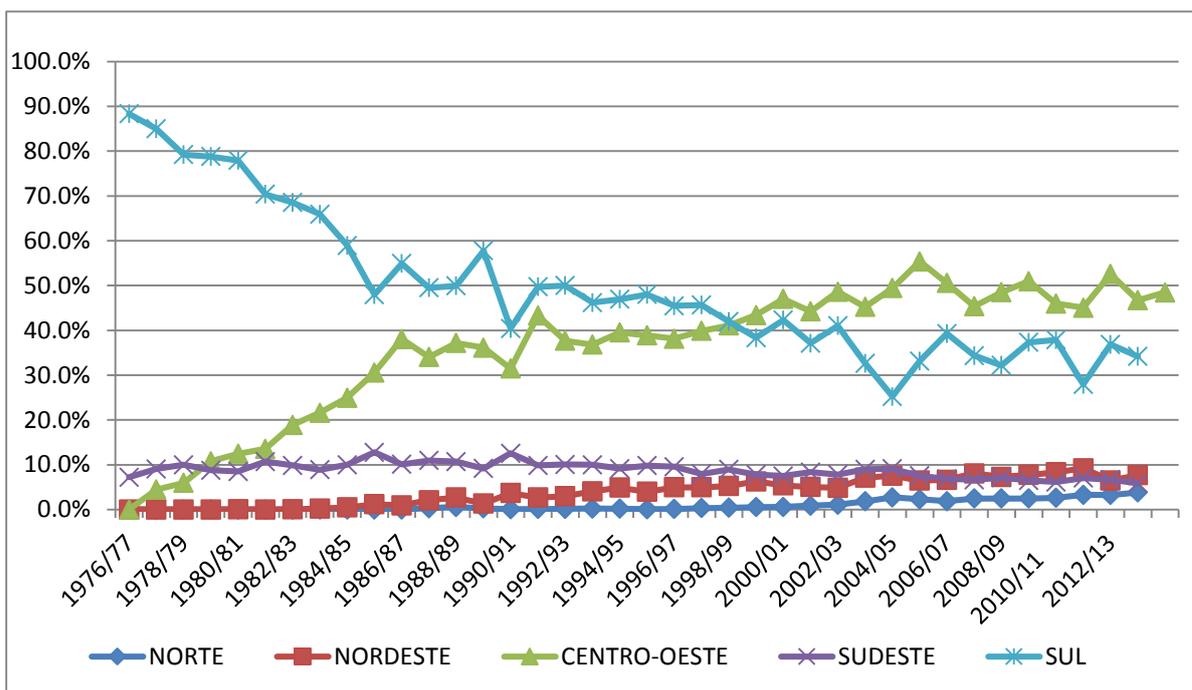


Figura 3 - Representatividade por Região na Produção Brasileira

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados na CONAB.

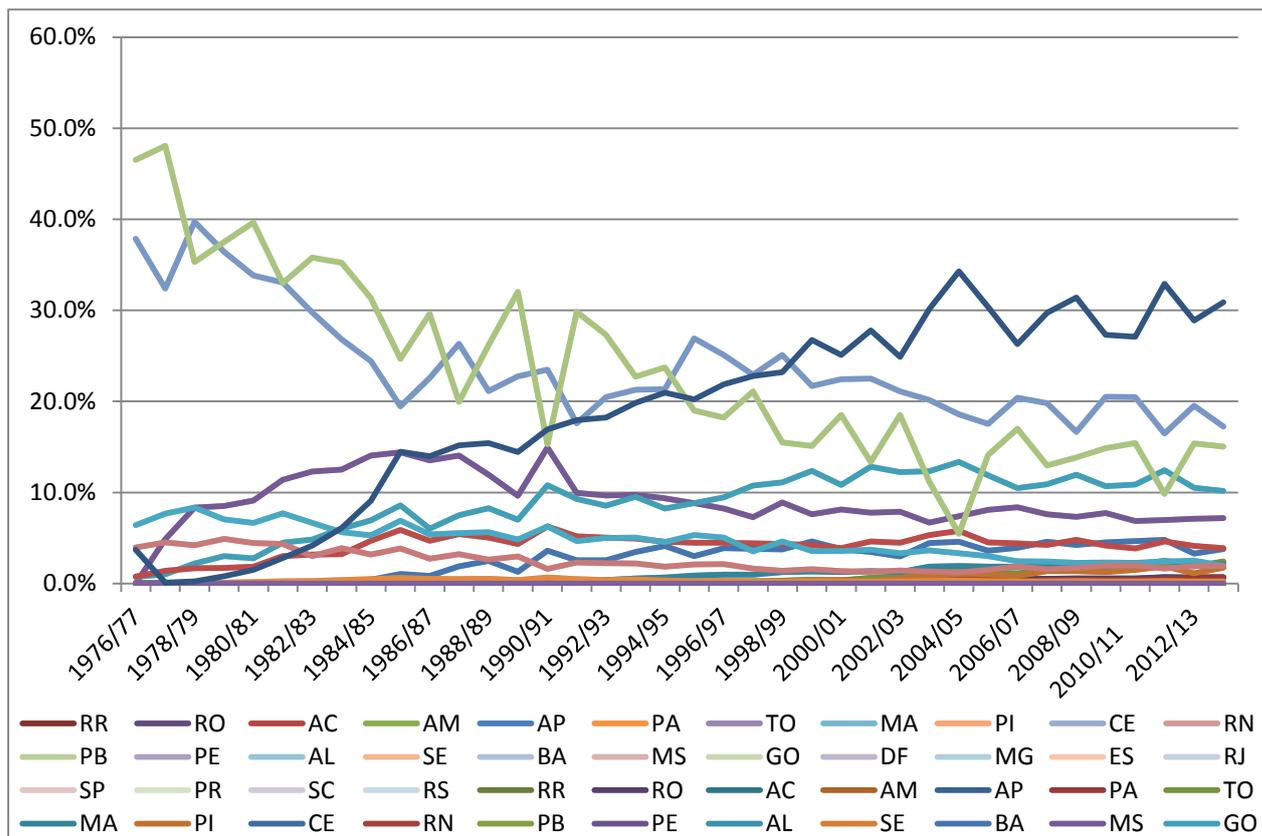


Figura 4 - Representatividade dos Estados na Produção Brasileira

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados na CONAB.

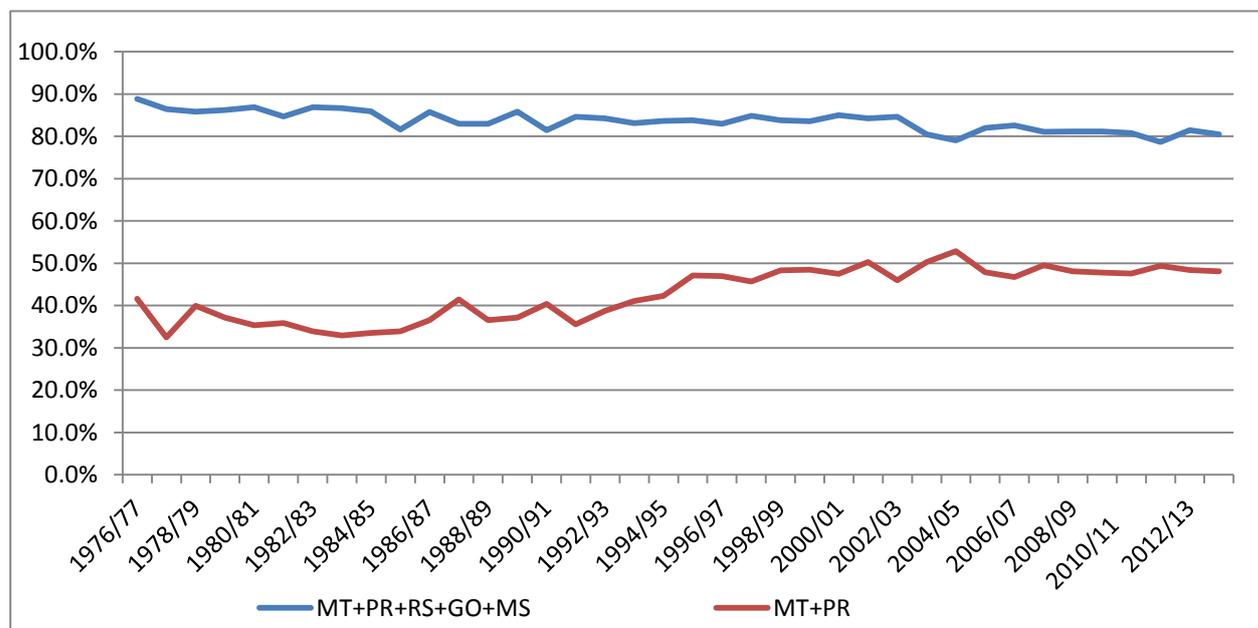


Figura 5 - Representatividade Agregada dos Estados na Produção Brasileira

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados na CONAB.

Como estabelecido pelos dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), as regiões com maior concentração da produção do grão são as regiões Centro-Oeste e Sul, respectivamente, e 90% da produção brasileira está concentrada nos estados de Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Mato Grosso do Sul, na ordem de produtores com maior participação.

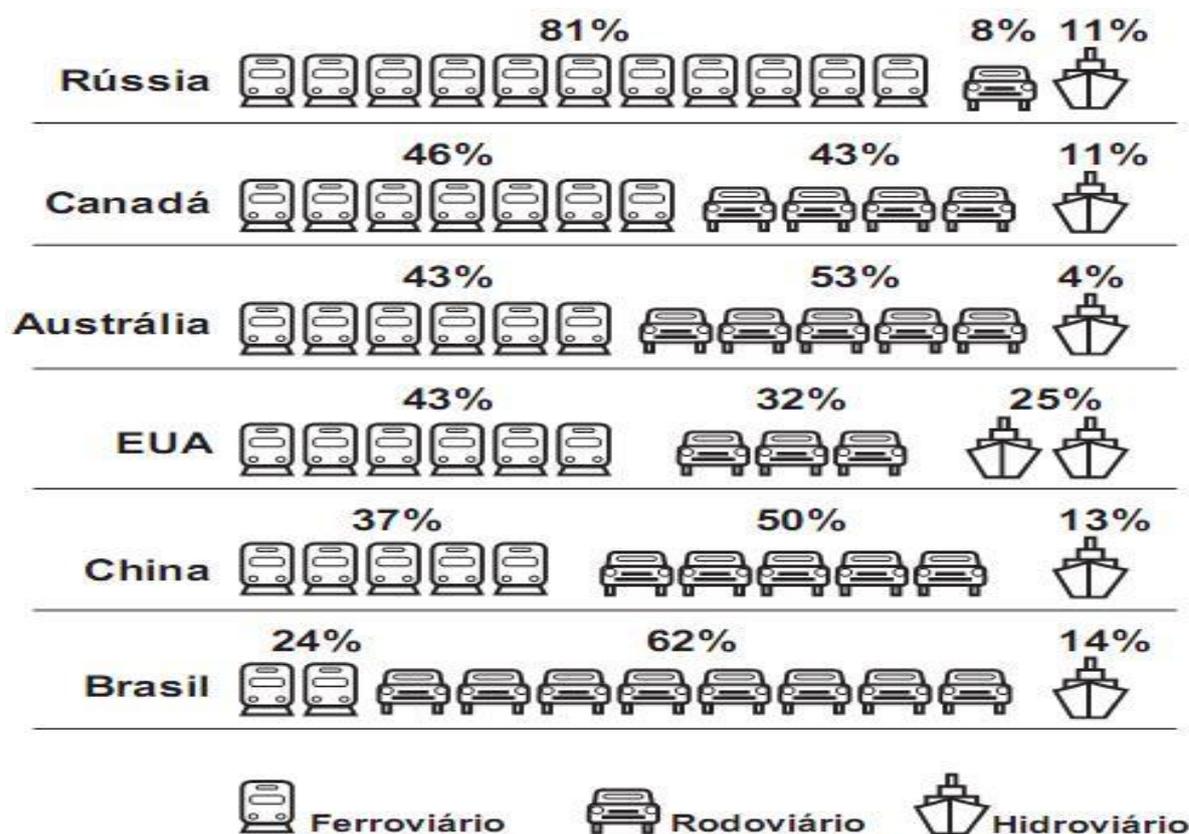


Figura 6 - Matriz de transporte de cargas pelo mundo

Fonte: CIA. Factbook 2003.

As rotas de exportação via transporte rodoviário e ferroviário estão presentes exatamente nas regiões com maior produção, isto proporcionaria escoamento da produção mais rápido até o litoral à preços mais baixos, no entanto, não é a realidade brasileira, como explícito na Figura 2. A predominância do uso do transporte rodoviário no país e a baixa utilização do transporte ferroviário, quando comparado com países com dimensões territoriais semelhantes, elevam os preços dos fretes brasileiros e fazem com que o escoamento da produção não ocorra de maneira rápida e eficiente, como era previsto. Além disso, a pouca exploração do seu potencial hidroviário evidente pela sua riqueza aquaviária, diferente do que ocorre nos EUA e China, corrobora para o atraso logístico e,

consequentemente, para casos onde o deslocamento do grão tem preços mais elevados do que o próprio valor do grão negociado.

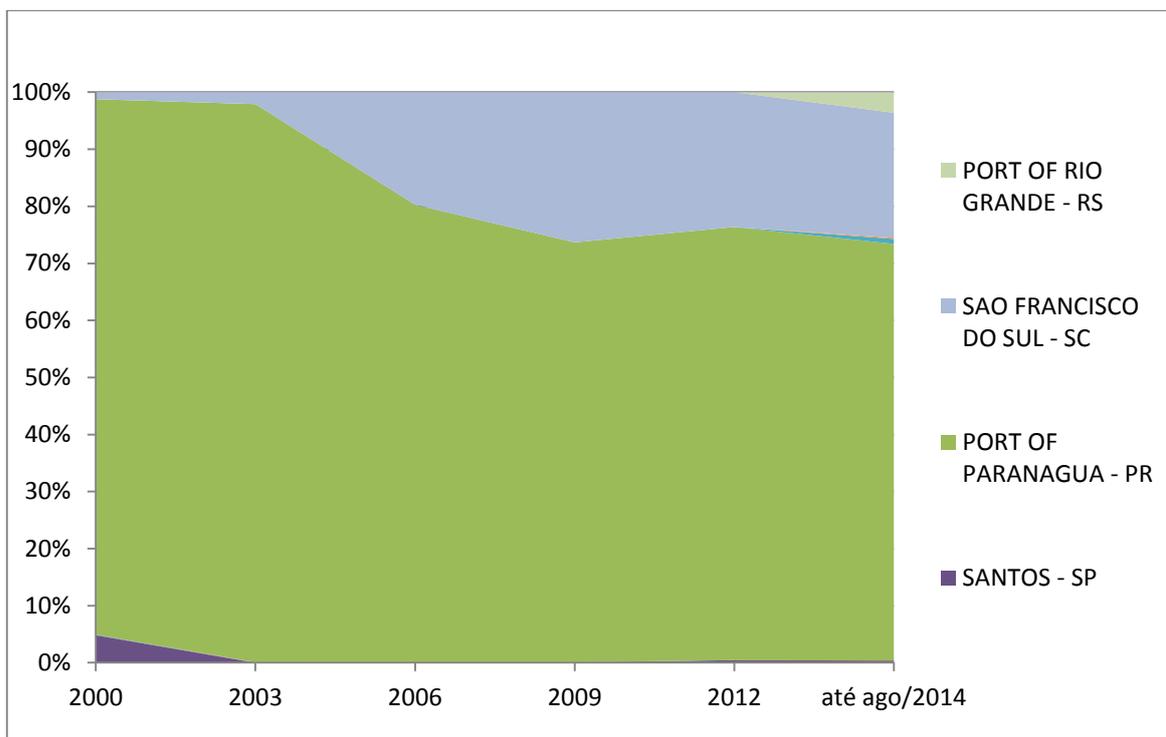


Figura 7 - Destino da Produção de Soja do Paraná

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados no SECEX.

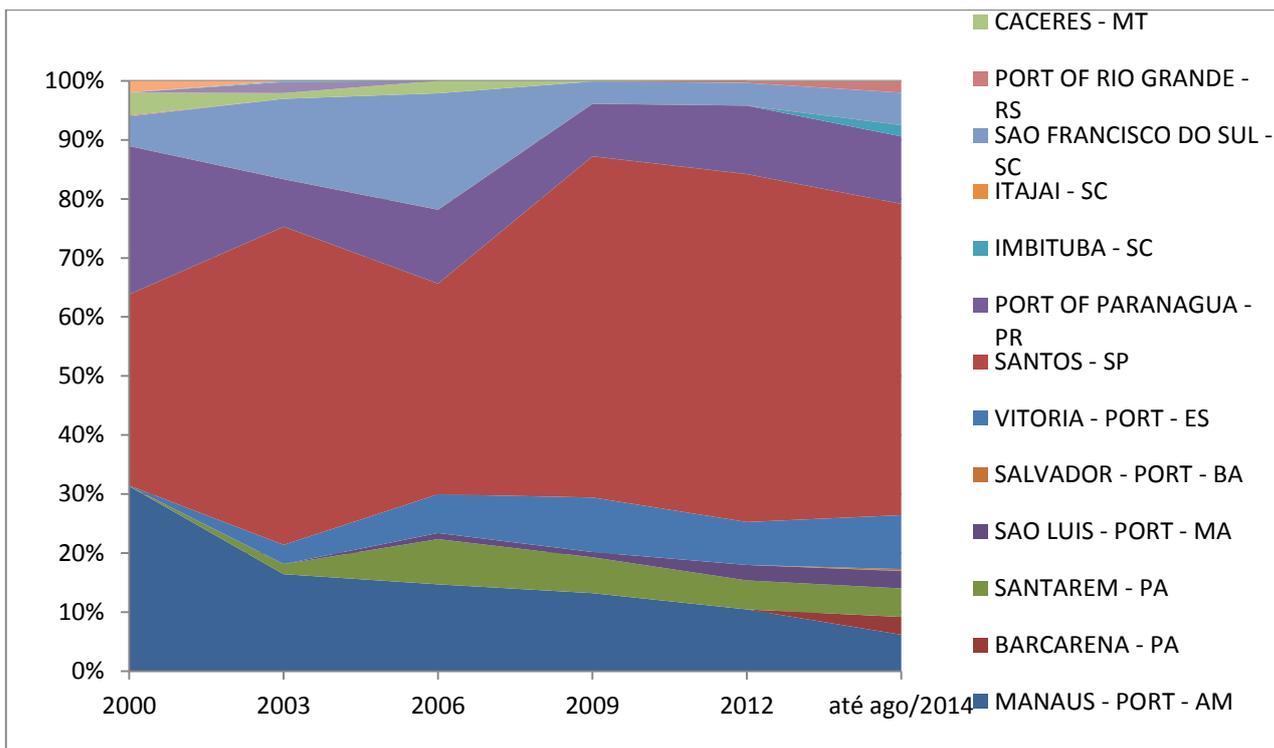


Figura 8 - Destino da Produção de Soja no Mato Grosso

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados no SECEX.

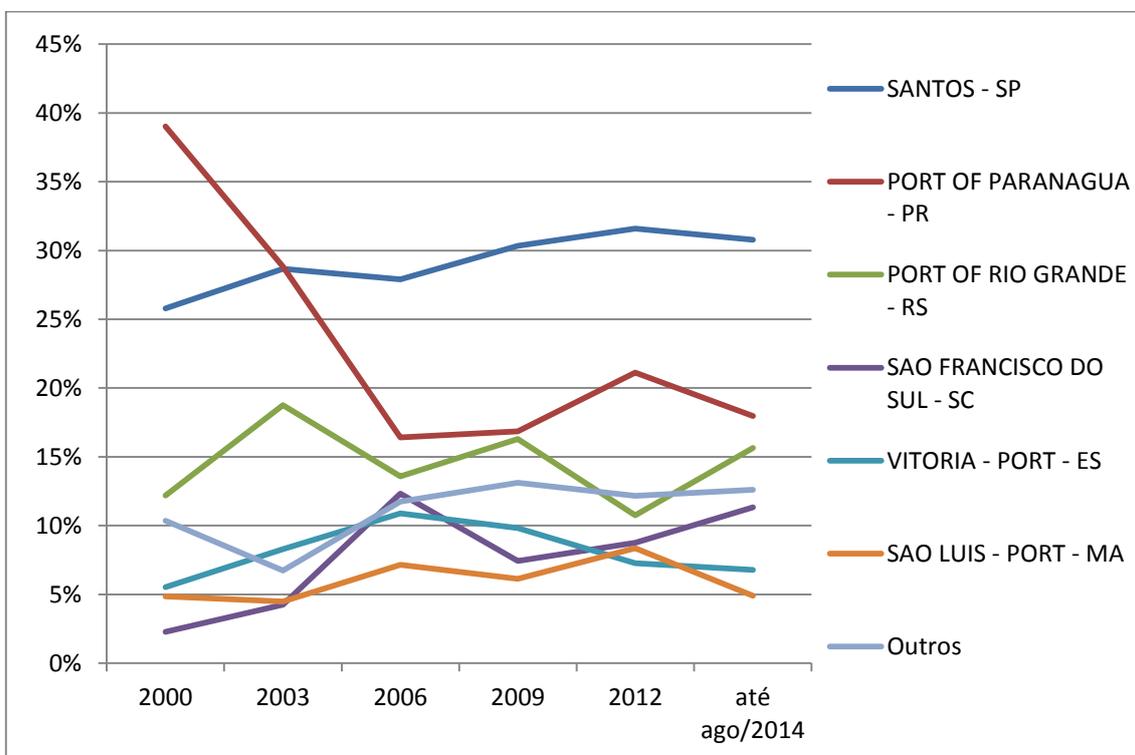


Figura 9 - Representatividade dos Portos na Exportação Brasileira

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados no SECEX.

A partir deste breve estudo sobre a logística brasileira de soja, a representação de um preço único do frete dos principais pontos de produção até o porto de Paranaguá é, obviamente, bastante complexa. Contudo, baseado nos dados da USDA, CONAB e Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), observa-se que aproximadamente 50% da produção brasileira é exportada, nota-se ainda que a representatividade de Paranaguá nas exportações de soja, que já foi de quase 40%, tem flutuado de 20 a 30%, tendo sido ultrapassada pelo porto de Santos em meados de 2003, que atualmente tem representatividade maior, de 30-35%.

Conforme o que foi estabelecido pelos dados do SECEX, em 2012, 76% do que é exportado pelo Paraná e apenas 12% do que é exportado pelo Mato Grosso foi via porto de Paranaguá, assim, esse frete estimado é referente a 6,1 milhões toneladas de soja, 10% da produção brasileira no ano-safra de 2011/2012, segundo a CONAB. Como o estado do MT exporta predominantemente via porto de Santos (50% da produção, em média), adicionando este frete à base de dados passaria a estimar 20% da produção brasileira na safra de 2011/2012, mas como porto de Santos não é base de formação de preço para os contratos futuros negociados na BM&FBOVESPA, não compensaria englobá-lo à base de dados. Desta forma, a aproximação que balizará os preços dos fretes do presente estudo, levam em consideração as rotas que apresentam os estados de MT e PR como origem e a porto de Paranaguá como destino final. Cabe lembrar que os dados da CONAB e USDA são contabilizados baseados em ano-safra, enquanto isso, os dados do SECEX reportam dados anuais, referentes aos anos do calendário Gregoriano.

4) **Fontes de Dados:**

- 1) **BM&FBovespa** – O site da bolsa apresenta as séries de ajustes diários referentes à cotação do último negócio dos contratos futuros de soja com liquidação financeira pelo preço de Paranaguá (SFI) e liquidação financeira referente a Chicago (SJC). Ambos são dados em dólares por saca de 60kgs, convertidos para dólares/bushel. Além disso, foi coletada a série de dados referentes à taxa referencial de swap DI x Pré para elaboração da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ).
- 2) **Cepea/ESALQ/USP** – O site fornece a média diária dos preços físicos da soja negociados no porto de Paranaguá, localizada no Estado do Paraná, que é um importante corredor de exportação do grão em escala mundial. Dados em reais por saca de 60kgs.
- 3) **Imea** – O site fornece uma extensa base de dados para a produção de soja, como por exemplo, tabelas com custos de produção, informes de semeadura, colheita e, inclusive, um boletim semanal com tabelas de fretes. Estas tabelas mostram a origem e destino do serviço, assim, damos foco maior para as localidades que apresentam o porto de Paranaguá como destino. Disponibilizaram as séries de fretes das seguintes cidades: Alto Araguaia, Campo Novo dos Parecis, Campo Verde, Canarana, Diamantino, Lucas do Rio Verde, Nova Mutum, Primavera do Leste, Rondonópolis, Sapezal, Sinop e Sorriso.
- 4) **Banco Central** – O site será utilizado para coleta da série diária do câmbio PTAX de venda, sob código PTAX800, para a análise entre o mercado brasileiro e americano.
- 5) **CMA Series 4 Premium/Start** – A plataforma apresenta vários tipos de cotações, os dados utilizados foram os referentes aos fretes das cidades de Cascavel e Ponta Grossa até o porto de Paranaguá, prêmios negociados no porto de Paranaguá, além dos preços físicos do grão nas principais praças de Paraná (Londrina, Maringá, Pato Branco, Ponta Grossa e Cascavel).

5) Metodologia:

Nesta seção será apresentado o arcabouço teórico para a análise da relação entre os preços futuros e físicos e, em seguida, como se dá o estudo da arbitragem, através da junção de uma literatura bem conhecida ao procedimento de cálculo que o mercado, em sua maioria, utiliza. O capítulo apresenta três subseções: a primeira apresenta a metodologia básica (ou preliminar), a segunda foca na avaliação da oportunidade de arbitragem em si e já a terceira explicita o método utilizado para montar a ETTJ.

5.1) Metodologia preliminar:

A idéia inicial é analisar a relação entre as três séries temporais, comparando o preço da soja no mercado físico com o preço no mercado futuro, levando em consideração os preços no mercado físico nas principais praças do Brasil e os dois tipos de contrato. A BMF&Bovespa apresenta dois tipos de contratos de soja: um que tem como base de formação de preço o porto de Paranaguá e outro chamado de “contrato-espelho” do preço da CBOT, sendo idêntico ao contrato de soja negociado na Bolsa de Chicago.

Resumo:

Como introdução ao que será explorado nesta seção, o método escolhido tem como objetivo final aplicar o teste de cointegração de Engle e Granger (1987), rodando as regressões com as séries históricas duas a duas, possibilitando a análise à relação entre as séries no longo prazo. Mas, antes disso, é necessário aplicar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), para verificar se as séries são estacionárias ou possuem uma raiz unitária. O teste ADF apresenta hipótese nula na qual há existência de raiz unitária e onde o número de raízes unitárias na série indica a sua ordem de integração, ou seja, uma série que possui uma raiz unitária é integrada de ordem 1, ou I(1). Depois de confirmadas (ou não) a estacionariedade das séries temporais e comprovar que todas têm a mesma ordem de integração, partimos para a análise da cointegração de Johansen (1988), com o intuito de verificar se elas compartilham tendências estocásticas ou são cointegradas. Se elas forem cointegradas, então uma regressão de mínimos quadrados ordinários (OLS) fornece um estimador consistente, e, assim, partimos para a análise vetorial dos resíduos da regressão, o qual indicará como funciona a dinâmica de entre as séries no curto prazo e longo prazo.

Lei do Preço Único:

Definimos a Lei do Preço Único (LPU) como base para este trabalho, tendo implicação direta à definição de arbitragem, pois a primeira prega a hipótese de preços de produtos idênticos, mesmo negociados em mercados diferentes, sejam estritamente iguais, enquanto a segunda avalia a compra e venda de produtos similares, em dois mercados diferentes, buscando aproveitar a diferença entre os preços. Desta maneira, as oportunidades de arbitragem seriam oportunidades transitórias que levariam o mercado de volta ao “bom funcionamento” introduzido pela LPU, onde os preços, teoricamente, são equivalentes no longo prazo.

A LPU se aplica na arbitragem com futuros devido ao fato que as estratégias consideradas idênticas também deverão apresentar mesmo custo ao investidor. Basicamente, no caso deste trabalho, o custo pago pela estratégia de comprar no mercado futuro um contrato, esperar até a maturação e recebê-la no porto de Paranaguá no mês de Maio/2015, desembolsando o preço F_0 hoje, deverá ter o mesmo custo da estratégia de pegar emprestado o preço da soja no mercado físico e o valor do frete até Paranaguá hoje, a uma taxa de juros sem risco, até a data do vencimento do contrato futuro em Maio/2015 e comprar uma saca de soja no mercado físico hoje. Outra implicação explorada pelo trabalho é a arbitragem entre dois mercados futuros diferentes.

Teste de Dickey-Fuller Aumentado:

Optou-se pela utilização do modelo VAR para identificar a ordem e a direção da transmissão dos preços, além aplicar o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) a fim de verificar a estacionariedade das séries de preços futuros e físicos, representado pela equação definida em Wooldridge (2010):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t \theta y_{t-1} + \gamma \Delta y_{t-1} + e_1 \quad (1)$$

Admite-se como hipótese nula neste teste a existência de raiz unitária e o pressuposto de estacionariedade das séries é considerado básico para a análise de cointegração e modelo VEC, efetuados adiante. Apenas esclarecendo que o objetivo é encontrar as 3 séries históricas com ordem de integração $I(1)$, o que indicaria a regressão de uma série na outra gerando um resíduo de ordem zero, $I(0)$, sinalizando assim uma cointegração entre elas.

Teste de Cointegração de Johansen e Modelo VEC:

Seguindo a literatura de (Runstler et al, 1995), optou-se pela utilização do método de cointegração de Johansen e, posteriormente, a aplicação do Modelo VEC (“Vetorial de Correção de Erro”) ou Modelo VECM (“Vector Error Correction Model”) para apontar eventuais causalidades no longo prazo e/ou curto prazo.

Seja Z_t uma matrix ($n \times p$) de séries temporais sendo que cada coluna representa uma série temporal. Para utilizarmos a metodologia de Johansen é necessário modelar Z_t como um vetor autorregressivo (VAR) sem restrições envolvendo k defasagens de Z_t . No caso da metodologia de Johansen também se torna necessário determinar a ordem da defasagem de Z_t , pois este procedimento tem como base a hipótese de que ao se introduzir um certo número de defasagem, é possível obter os resíduos bem comportados, isto é, estacionários.

Desta forma, a equação acima pode ser modificada em termos de um modelo de correção de erros (VEC) da seguinte forma

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (2)$$

onde $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, 2, \dots, k - 1$), e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$.

A principal vantagem em escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros é o fato de que, nesse formato, são incorporadas informações de longo e curto prazo.

A metodologia de Johansen apresenta três situações se baseando no posto de Π :

1 - Π possui posto completo. Neste caso temos que há $p = r$ colunas linearmente independentes, então as variáveis em Z_t são $L(0)$, isto é, as séries em Z_t são estacionárias.

2 - Π possui posto igual a zero, então não existe cointegração nas séries temporais de Z_t

3 - Π possui posto reduzido. Este é o caso mais importante, quando há $r \leq (p - 1)$ séries cointegradas em Z_t , podemos escrever $\Pi = \alpha\beta'$ sendo que α é uma matrix ($n \times p$) que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matrix no curto prazo e β é uma matrix ($n \times p$) de coeficientes de cointegração de longo prazo. Podemos então, dizer que o termo $\beta' Z_{t-k}$ representa as $p - 1$ relações de cointegração no modelo multivariado, assegurando assim que Z_t converge para uma solução a longo prazo.

Para testar a presença de séries cointegradas em Z_t existe duas estatísticas a serem consideradas

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

onde T é o número de observações em cada série temporal de Z_t e $\hat{\lambda}_i$ é o i-ésimo autovalor da matriz que determina a relação canônica entre ΔZ_t e Z_{t-1} após corrigido erros de diferenciação, se estes existirem.

A estatística J_{trace} testa as hipóteses:

$$H_0 : \lambda_i = 0; \quad i = r + 1, \dots, n$$

$$H_1 : \lambda_i = 0; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Ou seja, a hipótese nula é que somente os r primeiros autovalores são diferentes de zero, isto é, existe r séries temporais cointegradas em Z_t .

5.2) Metodologia para arbitragem:

Depois de apresentada a metodologia frequentemente encontrada em vários trabalhos citados na revisão bibliográfica, o estudo foi direcionado para as oportunidades de arbitragem no mercado de *commodities*. Usou-se a hipótese nula de que os preços futuros são formados por uma relação de não arbitragem entre os contratos futuro e à vista, expressa pela equação:

$$F_0 = (S_0 + U) e^{rT} \quad (5)$$

¹

Onde:

- F_0 é o preço do contrato futuro
- S_0 é o preço *spot* ou do mercado físico

¹ Capítulo 5, Hull (2005).

- U é o valor presente dos custos de estocagem
- r é a taxa de juros sem risco
- T é o tempo até o vencimento do contrato, dado em anos
- e é a constante de Euler

Após efetuar algumas simplificações matemáticas, chega-se à equação:

$$\ln (F_o^{vp}) = \ln (S_o+U) \quad (6)$$

A variável F_o^{vp} representa o preço do contrato futuro hoje, que consiste na expectativa de quanto valerá a saca de soja na data de vencimento do contrato, trazido a valor presente utilizando a taxa de juros sem risco referente ao dia de vencimento do contrato de soja. O mecanismo de balizamento das datas de vencimento será explorado no próximo capítulo, referente à estrutura a termo da taxa de juros.

Como o objetivo é verificar oportunidades de arbitragem nesses mercados, casos nos quais a relação de igualdade não é respeitada, ou melhor, que rejeitamos a hipótese nula do nosso modelo. Essa equação será exatamente a utilizada para a análise dos dados do mercado físico de Paranaguá x BMF&Bovespa, além de servir como base para a comparação Paranaguá x CBOT. Segundo o capítulo de logística, o custo do frete das rotas de MT e PR até o porto de Paranaguá será a aproximação para a variável dos custos de estocagem (U).

A diferença para a relação do Brasil (Paranaguá ou BMF&Bovespa) x CBOT, deve-se levar em consideração o prêmio de exportação da soja brasileira, definido no trabalho de (Moraes, 2002) como fator que deve ser somado à cotação de Chicago para obter o preço recebido pelo exportador (FOB), pode ser positivo ou negativo, dependendo de algumas variáveis, como: fretes marítimos, país de destino, câmbio, eficiência do porto, oferta e demanda do grão, etc. Desta maneira, a comparação entre CBOT x Paranaguá e CBOT x BMF&Bovespa considera-se o prêmio pago no porto mais o custo de embarcar o navio e outros custos portuários (*fobbings*), o qual terá como aproximação o valor de US\$ 12,00 por tonelada². Para a análise da arbitragem entre os preços futuros entre contratos de soja

² Cepea/informação restrita

cotados na CBOT e BMF&Bovespa, não serão considerados dados de custos de transação existentes nas bolsas, como por exemplo, emolumentos, taxas de corretagem, etc.

A tabela a seguir, fornecida por uma corretora que opera no mercado físico e futuro, demonstra o cálculo dos produtores para contabilizar o preço de paridade da saca de soja na sua região, a partir do contrato futuro negociado na CBOT:

Cálculo do Preço de Paridade - Chicago x Brasil			
Cálculo efetuado em 29 de agosto de 2014			
Descrição	Soja Novembro2014 (X14)		Soja Março2015 (H15)
1-Cotação do contrato da CBOT (cents de dólares/bushel)	U\$	1024.25	U\$ 1040.50
2-Prêmio de exportação (cents de dólares/bushel)	U\$	260.00	U\$ 66.00
3-Subtotal (1 + 2) (cents de dólares/bushel)	U\$	1284.25	U\$ 1106.50
4-Fator de conversão p/ Tonelada		0.37	
5-FOB Porto (3 x 4)/Ton	U\$	471.88	U\$ 406.57
5.1-FOB Porto / saca 60 kg	U\$	28.31	U\$ 24.39
6-Taxa de Câmbio	R\$	2448.49	R\$ 2523.71
8-FOB Porto em Real / Ton	R\$	1155.40	R\$ 1026.06
8.1-FOB Porto em Real / Saca	R\$	69.32	R\$ 61.56
9-Custos portuários "fobbings" U\$ / ton	U\$	12.00	U\$ 12.00
Custos portuários "fobbings" R\$ / ton	R\$	29.38	R\$ 30.28
10-Valor no Porto	R\$	1126.01	R\$ 995.78
12-Frete para o porto R\$/T	R\$	200.00	R\$ 200.00
13-Preço Produtor em Sorriso-MT R\$ / T	R\$	926.01	R\$ 795.78
13.1-Preço Produtor em Sorriso-MT US\$ / T	U\$	378.20	U\$ 315.32
15- R\$ / saca	R\$	55.56	R\$ 47.75
15.1 US\$ / saca	U\$	22.69	U\$ 18.92

Figura 10 – Paridade de Exportação para Produtor

Fonte: Elaboração do autor com base na tabela fornecida por corretora

Concluindo, as equações usadas para avaliar o panorama de arbitragem entre os mercados foram montadas baseadas na equação simplificada do Hull e o cálculo da paridade de exportação. A equação simplificada implica o valor presente do contrato futuro e o frete como “proxy” do custo de estocagem, já a paridade de exportação contribuiu com a adição do prêmio e custo “fobbings”, além de equacionar frete, preço físico e futuro do modelo.

5.3) Estrutura a termo da taxa de juros:

Como apresentado na subseção anterior, a cotação de contrato futuro, na teoria, representa a expectativa do preço do ativo-objeto na data de vencimento de tal contrato, por exemplo, se um contrato de soja com vencimento em Março de 2015 esteja cotado em U\$ 21, a expectativa do mercado é que a saca de 60 kg de soja tenha o valor de 21 dólares na data de vencimento do contrato, neste caso, Março de 2015. Desta maneira, para contabilizar o valor físico atual desta saca que valerá U\$21 em Março de 2015 devemos trazer a

cotação do contrato a valor presente desde a data do vencimento do mesmo, a qual, no caso da BMF&Bovespa, é determinada como o penúltimo dia útil do mês anterior ao mês de vencimento do contrato. Ou seja, como o contrato em questão apresenta vencimento em Março de 2015, 26 de fevereiro de 2015 é considerado como data de referência para cálculo do valor presente.

Após determinar a data de referência, partimos para a identificação da taxa de juros livre de risco para trazer o contrato a valor presente a partir do melhor indicador para tal variável no mercado brasileiro, a taxa referencial de swap depósito interfinanceiro de um dia x uma taxa pré, chamada de taxa DI x Pré. Para tanto, foi construída uma estrutura a termo da taxa de juros, a partir da taxa DI x Pré cotada pela BMF&Bovespa diariamente, oferecendo as expectativas das taxas de juros para vários horizontes de tempo, tendo cotações para 13 mil dias corridos futuros ou mais. A equação para trazer a valor presente o contrato é dada por:

$$F_0^{vp} = \frac{F_0}{(1+r)^{\frac{du}{252}}} \quad (7)$$

Onde a variável “du” representa os dias úteis até o vencimento do contrato de soja, alinhando a taxa de juros sem risco “r” do dia com o preço cotado na bolsa. Vale ressaltar que alguns dias de negociação não constavam taxas de juros estimadas pela BMF&Bovespa com a mesma maturação dos contratos de soja, neste caso, utilizou-se a interpolação na qual se fez uma média aritmética dos dois dias disponíveis ao redor da data para qual o dado não constava ou, para casos nos quais não havia dois contratos ao redor do qual se procurava obter a cotação, foi usado o contrato mais próximo.

Um exemplo da taxa de juros livre de risco para o dia 22/08/2014 utilizada para o contrato com vencimento em Novembro de 2014, restando 49 dias úteis até a maturidade, foi a taxa de juros cotada para 69 dias corridos (ou 49 dias úteis) futuros ao dia 22/08/2014, balizando assim as cotações no mesmo horizonte no tempo, no caso, 30/10/2014, trazendo o contrato futuro a valor presente, com base na taxa efetiva de 252 dias úteis.

6) Resultados:³

Como fora apresentado na seção da metodologia, iniciaremos o estudo das séries históricas a partir da realização do teste ADF (1979), verificando se as três séries são estacionárias ou não. Em seguida, aplica-se o teste de cointegração de Johansen (1988) com o intuito de avaliar a precedência temporal no curto e longo prazo entre as séries, juntamente com o modelo VECM, para finalizar a análise preliminar das séries. Numa segunda parte a arbitragem terá foco, assim, regredindo as equações definidas para arbitragem para verificar as eventuais oportunidades de arbitragem e qual seria a estratégia lucrativa a ser seguida. Cabe salientar que as séries dos contratos futuros montadas foram as chamadas séries de primeiro vencimento, as quais observa-se os preços dos contratos com mês de vencimento mais próximo até o último dia do vencimento do tal contrato, em seguida, foi feita a rolagem para o segundo vencimento em aberto após o encerramento do primeiro contrato.⁴Todas as séries são cotadas em dólares e em logs.

6.1) Resultados Econométricos:

Teste ADF e Modelo VAR:

A partir da equação 1, definida anteriormente, aplicou-se o teste ADF aos logs das séries do contrato SFI, SJC e preços à vista para primeira diferença, com o intuito de verificar a existência da raiz unitária, utilizando vinte defasagens para cada teste, de acordo com a regra empírica sugerida por Schwert (1989)⁵. A equação 1 apresenta o coeficiente (α), constante (β_t) e defasagens, além disso, efetuaram-se algumas variações do teste, considerando apenas o coeficiente ou apenas as defasagens, os resultados expressos em seguida:

Tabela 1- Resultados dos coeficientes do Teste de Estacionariedade

Modelo	Nível de Significância de 5%	SFI		SJC		Preço Paranaguá	
		Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor
Completo	-3,414877	-21,92177	0.0000	-22,39291	0.0000	-22,61062	0.0000
Sem Tendência linear	-2,864578	-21,90853	0.0000	-22,33570	0.0000	-22,62119	0.0000
Sem Constante	-1,9412	-21,90942	0.0000	-22,32296	0.0000	-22,64027	0.0000

Como podemos observar na tabela 1, os p-valores encontrados são iguais ou muito próximos de zero para as três séries, implicando na rejeição da hipótese de que há raiz unitária (H_0) para um nível de confiança de 95%, tendo ainda os números de estatística t

³ Foi utilizado o software Econometric Views – Eviews 7 para a realização da análise econométrica preliminar.

⁴ O contrato futuro de soja se encerra no penúltimo dia útil do mês anterior ao mês de vencimento.

⁵ Número de lags = $\lceil 12 \left(\frac{n}{100}\right)^{1/4} \rceil$, onde n = número de observações da série.

corroborando para tal fato, concluímos então que as três séries são estacionárias, ou seja, suas séries originais são integradas de ordem um (I(1)).

Para podermos prosseguir com a causalidade de Granger e outros procedimentos descritos na metodologia foi necessária a utilização dos modelos VAR (Vetor Auto Regressivo) com o intuito de definirmos o número de lags “ótimo” segundo alguns critérios de informação, propostos pelo software. Em seguida, os resultados dos critérios:

Tabela 2 – Resultados da regressão do modelo VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: PRECO_PARANAGUA SFI SJC
Exogenous variables: C
Date: 11/08/14 Time: 14:49
Sample: 6/11/2012 9/01/2014
Included observations: 542

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1994.613	NA	1.29e-07	-7.349127	-7.325352	-7.339830
1	4485.401	4944.812	1.36e-11	-16.50702	-16.41192*	-16.46983*
2	4495.890	20.70677	1.35e-11	-16.51251	-16.34609	-16.44743
3	4506.688	21.19784*	1.34e-11*	-16.51915*	-16.28140	-16.42618
4	4512.537	11.41734	1.36e-11	-16.50752	-16.19845	-16.38666
5	4519.506	13.52568	1.37e-11	-16.50002	-16.11963	-16.35128
6	4520.942	2.771860	1.41e-11	-16.47211	-16.02040	-16.29548
7	4525.317	8.394739	1.43e-11	-16.45505	-15.93201	-16.25052
8	4530.671	10.21354	1.45e-11	-16.44159	-15.84723	-16.20917

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

A partir dos resultados expressos na tabela 2 concluiu-se que o número de *lags* ótimo a serem incluídos no modelo será de uma defasagem, observando principalmente os resultados do critério de informação de Schwarz (SC)⁶, levando em consideração o fato de que este critério apresenta o mesmo número de defasagens indicado pelo critério de Hannan-Quinn, além disso, ao incluirmos um número menor de *lags* (como indicado por SC) não prejudicará a análise da regressão com o número de observações apresentado (>500), sendo assim, o método mais indicado para este caso.

⁶ $SC = -\frac{2l}{n} + \frac{k \log n}{n}$, onde k= Número dos parâmetros escolhidos, n= número de observações da série e l é o valor da função log likelihood usando k parâmetros estimados.

Teste de Cointegração de Johansen e Modelo VEC:

A partir da determinação do número de lags, partimos para a análise da cointegração entre as três séries, só é possível após a comprovação das devidas estacionariedades de ordem 1, como fora feito anteriormente. Tem-se a seguinte tabela:

Date: 11/26/14 Time: 08:24
 Sample (adjusted): 6/13/2012 9/01/2014
 Included observations: 548 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: PRECO_PARANAGUA SFI SJC
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.037419	27.49882	29.79707	0.0900
At most 1	0.011240	6.599755	15.49471	0.6246
At most 2	0.000739	0.405200	3.841466	0.5244

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.037419	20.89906	21.13162	0.0538
At most 1	0.011240	6.194555	14.26460	0.5884
At most 2	0.000739	0.405200	3.841466	0.5244

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Como indicado pelo programa, as séries não apresentam cointegração para o nível de significância de 5%, contudo, o p-valor de 0.09 pode ser considerado significativo ao nível 10%, indicando que existe um vetor reorganizando as séries e indicando a cointegração entre elas, o que, a fim de dar prosseguimento ao estudo, demonstra-se animador. Em seguida, observa-se a regressão para uma defasagem do modelo VECM e os p-valores dos coeficientes encontrados:

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/01/14 Time: 09:19

Sample (adjusted): 6/13/2012 9/01/2014

Included observations: 548 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
PRECO_PARANAGUA(-1)	1.000000		
SFI(-1)	-1.469556 (0.22707) [-6.47195]		
SJC(-1)	0.650044 (0.25873) [2.51243]		
C	-0.650465		
Error Correction:	D(PRECO_PARANAGUA)	D(SFI)	D(SJC)
CointEq1	-0.030462 (0.01044) [-2.91647]	0.032956 (0.01151) [2.86347]	0.006261 (0.01024) [0.61174]
D(PRECO_PARANAGUA(-1))	0.022174 (0.04315) [0.51389]	0.087920 (0.04755) [1.84918]	-0.022808 (0.04228) [-0.53943]
D(SFI(-1))	-0.030523 (0.04687) [-0.65121]	0.041210 (0.05165) [0.79789]	0.020778 (0.04593) [0.45237]
D(SJC(-1))	0.164991 (0.05271) [3.13020]	0.055946 (0.05808) [0.96323]	0.036273 (0.05165) [0.70225]
C	-5.29E-05 (0.00068) [-0.07750]	-0.000473 (0.00075) [-0.62891]	-0.000585 (0.00067) [-0.87570]
R-squared	0.036105	0.030557	0.003330
Adj. R-squared	0.029004	0.023415	-0.004012
Sum sq. resids	0.138303	0.167931	0.132811
S.E. equation	0.015959	0.017586	0.015639
F-statistic	5.084839	4.278796	0.453566
Log likelihood	1492.397	1439.213	1503.501
Akaike AIC	-5.428456	-5.234353	-5.468981
Schwarz SC	-5.389165	-5.195063	-5.429690
Mean dependent	-0.000140	-0.000541	-0.000614
S.D. dependent	0.016196	0.017796	0.015608
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.29E-11		
Determinant resid covariance	1.25E-11		
Log likelihood	4546.001		
Akaike information criterion	-16.52555		
Schwarz criterion	-16.38410		

Dependent Variable: D(PRECO_PARANAGUA)

Method: Least Squares

Date: 12/01/14 Time: 09:25

Sample (adjusted): 6/13/2012 9/01/2014

Included observations: 548 after adjustments

$$D(PRECO_PARANAGUA) = C(1) * (PRECO_PARANAGUA(-1) - 1.46955600732 * SFI(-1) + 0.650044309929 * SJC(-1) - 0.650465216153) + C(2) * D(PRECO_PARANAGUA(-1)) + C(3) * D(SFI(-1)) + C(4) * D(SJC(-1)) + C(5)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.030462	0.010445	-2.916467	0.0037
C(2)	0.022174	0.043148	0.513894	0.6075
C(3)	-0.030523	0.046871	-0.651213	0.5152
C(4)	0.164991	0.052709	3.130201	0.0018
C(5)	-5.29E-05	0.000682	-0.077498	0.9383
R-squared	0.036105	Mean dependent var		-0.000140
Adjusted R-squared	0.029004	S.D. dependent var		0.016196
S.E. of regression	0.015959	Akaike info criterion		-5.428456
Sum squared resid	0.138303	Schwarz criterion		-5.389165
Log likelihood	1492.397	Hannan-Quinn criter.		-5.413099
F-statistic	5.084839	Durbin-Watson stat		2.042186
Prob(F-statistic)	0.000498			

A partir dos p-valores encontrados, podemos discutir sobre a dinâmica entre as séries no curto e longo prazo, ou seja, a precedência temporal das variáveis ao longo do tempo. O coeficiente C(1) encontrado na equação-alvo do modelo VECM de D(Preço_Paranagua) = D(SFI) + D(SJC) com uma defasagem, que definimos como “equação-alvo” neste trabalho, foi de -0.030 e tem p-valor de 0.0037, significativo ao nível de 5%. Por ele ser negativo e significativo, conclui-se que há precedência temporal no longo prazo das variáveis SFI e SJC na variável Preço_Paranagua, pois este coeficiente representa a velocidade de ajustamento do modelo.

Em seguida, aplica-se os testes de Wald com o intuito de indicar alguma precedência temporal no curto prazo existente de cada variável sob a variável principal, no caso Preço_Paranagua. A seguir os testes de Wald, a tabela A, referente aos coeficientes de SFI e hipótese nula de C(3)=0 e a tabela B, com relação aos coeficientes de SJC e hipótese nula de C(4)=0.

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.651213	543	0.5152
F-statistic	0.424078	(1, 543)	0.5152
Chi-square	0.424078	1	0.5149

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	3.130201	543	0.0018
F-statistic	9.798158	(1, 543)	0.0018
Chi-square	9.798158	1	0.0017

A fim de avaliar a precedência no curto prazo da série SFI, analisa-se os coeficientes C(3), sob hipótese nula de que seja igual a zero, o que é rejeitado pelo p-valor indicado de 0.5149 e não apresentam causalidade no curto prazo. Partindo para a precedência na série SJC, o p-valor indicado foi de 0.0017, não rejeitando a hipótese nula e, assim, implicando na precedência no curto prazo da série SJC ao Preço_Paranagua.

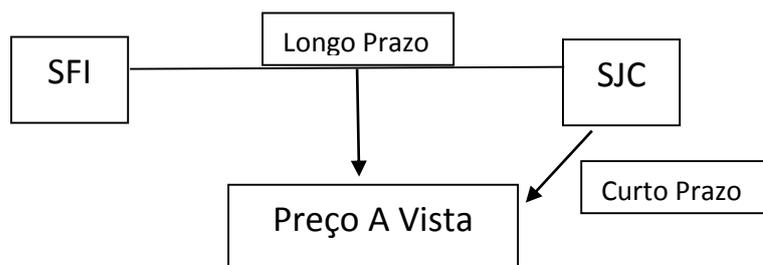
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.977847	Prob. F(2,541)	0.0027
Obs*R-squared	11.84855	Prob. Chi-Square(2)	0.0027

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.604660	Prob. F(6,541)	0.7267
Obs*R-squared	3.650420	Prob. Chi-Square(6)	0.7239
Scaled explained SS	53.70597	Prob. Chi-Square(6)	0.0000

Diagrama com Resultados para Cointegração



Outros testes aplicados tem intuito de verificar a confiabilidade no modelo, assim, foi aplicado o teste Breusch-Godfrey e teste de Heteroscedasticidade. A partir do coeficiente 0.0027, rejeitando a hipótese nula de não correlação serial nos erros, ao nível de significância de 5%, concluindo assim que há correlação serial nos erros, algo não muito desejável. Por outro lado, o coeficiente de Heteroscedasticidade de 0.7239 nos leva a

refutar a hipótese nula de que existe tal fator no nosso modelo, apresentando não heteroscedasticidade.

Concluimos que as séries apresentam cointegração apenas ao nível de significância de 10% e, partindo para o modelo VECM, concluiu-se que a precedência temporal no longo prazo foi encontrada entre as variáveis. Com relação a precedência temporal no curto prazo, apenas para a variável SJC demonstrou-se plausível. Além disso, o que fora apresentado nos testes de correlação serial, R^2 muito baixo e estatística-F não significativa ao nível de 5%, demonstrando baixa confiabilidade no modelo regredido.

6.2) Resultados para Arbitragem:

Conforme a base de dados encontrada, optou-se pela análise dos erros de apreçamento (“*Spreads*” ou “*Basis*”) entre as séries de primeiro vencimento do contrato SFI e SJC negociados na BM&FBovespa e os devidos fretes e preços físicos das seguintes cidades: Ponta Grossa-PR, Rondonópolis-MT, Campo Verde-MT, Campo Novo dos Parecis-MT, Diamantino-MT e Sorriso-MT. Ainda assim, as cotações dos prêmios de exportação de Paranaguá foram encontradas num formato de “primeiro vencimento”, sendo o prêmio de exportação cotado atrelado ao contrato futuro com o próximo vencimento, formando uma série de primeiro vencimento de prêmio convergente com as séries de primeiro vencimento dos contratos futuros.

Antes de avaliar o gráfico com os resultados exposto nas Figuras 11, 12 e 13, é importante frisar que o esforço tangente a trabalho é o estudo das oportunidades de arbitragem que podem aparecer a partir da análise dos preços futuro e *spot*, como alternativa para apurar a teoria na prática. Cabe lembrar que essas oportunidades serão expostas de acordo com a metodologia explicada anteriormente, sendo assim, não necessariamente garantirá “ganhos sem risco”, da maneira que se define os ganhos de arbitragem. Após a exibição do objetivo geral do trabalho, os resultados encontrados foram relevantes para o estudo da vigência da LPU e metodologia para arbitragem apresentada.

Contrato SFI x Soja à Vista (*Spot*)

Seguem os resultados com os erros de apreçamento entre os mercados futuro e *spot* brasileiros, chama-se a atenção para o viés observado quando o contrato está próximo da maturidade e passa-se a utilizar os preços do próximo vencimento, normalmente no penúltimo dia útil do mês anterior ao mês que matura o contrato. Este viés apresenta um agravante a estimativa, principalmente próximo ao final do mês de Outubro, quando os contratos com vencimento em Novembro expiram e passa-se a observar os preços dos contratos futuros com vencimento em Março, gerando um salto bem significativo e observável na Figura 11. Outro viés que atrapalha a análise dos *spreads* é a baixa liquidez

nos meses de Dezembro e Janeiro dos preços físicos negociados, devido aos feriados e baixo número de negócios realizados.

Partindo para a análise dos *spreads*, verificamos a flutuação destes ao redor da origem, o que é um bom sinal, pois indica oportunidades de arbitragem tanto na compra e quanto na venda, além disso, o eixo y apresenta valores dentro do intervalo de -10% a 10%, com exceção dos períodos viesados, representando erros de apreçamento da ordem de 10%. Desconsiderando os períodos viesados de Novembro a Janeiro, por definição, para cenários de *spreads* negativos, indica-se a compra de soja no mercado físico e venda da soja no mercado futuro, pois se considera o preço do contrato SFI maior do que o preço físico adicionado ao custo do frete para tal região. Por outro lado, em cenários de *spreads* positivos, sugere-se a venda de soja no mercado físico e compra da soja no mercado futuro, por razões contrárias as apresentadas anteriormente.

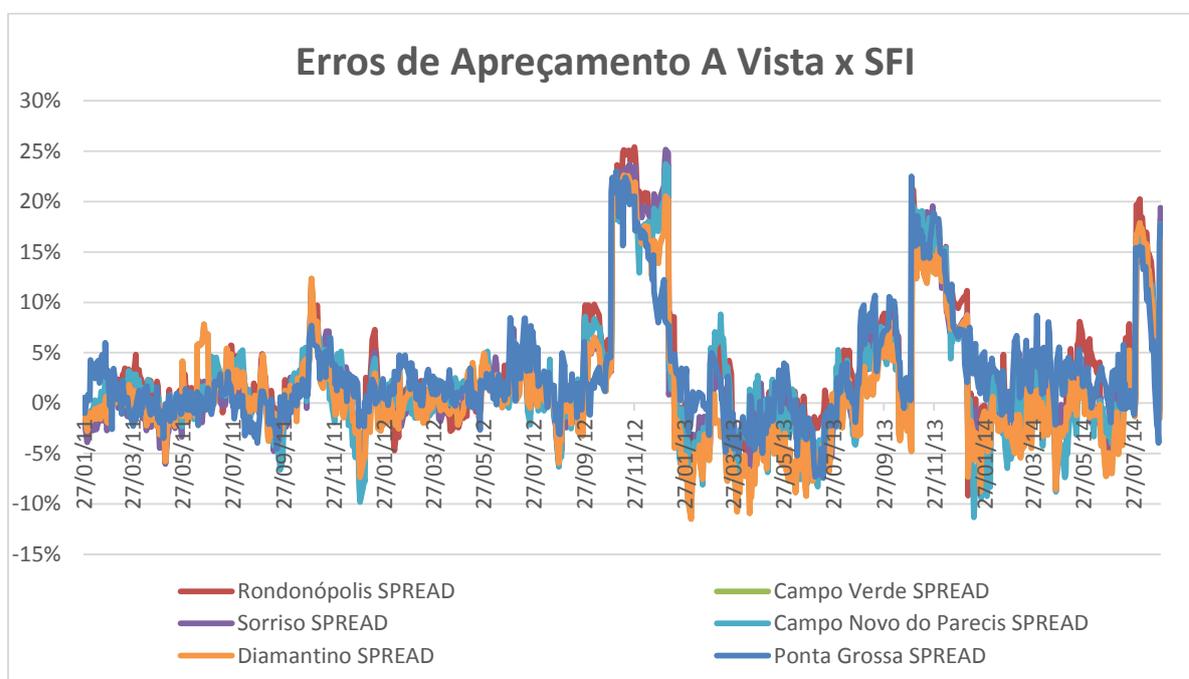


Figura 11 – Resultados com erros de apreçamento entre Preços *Spot* e SFI

Fonte: Elaboração do autor.

Como os dados não foram sazonalizados esperava-se que em períodos de safra os *spreads* fossem predominantemente positivos enquanto períodos de entressafra os *spreads* fossem negativos em sua maioria. Além disso, era esperada uma distinção da única cidade representante do estado do Paraná, Ponta Grossa, se descolando das demais localidades, contudo isso não fora exposto nos resultados. Uma possível explicação para isso é a interpretação das notícias e especulações para a próxima safra, o que já pode estar precificado tanto nos preços futuros SFI como nos preços físico e fretes negociados, independente da produção ser no estado do Paraná ou Mato Grosso. Outra explicação palpável é que os preços físicos e fretes se comportam de maneira sincronizada, ou seja,

compensam a distância maior no valor da saca de soja produzida na localidade, contribuindo para o direcionamento semelhante de todas as séries.

Desta maneira, as oportunidades de arbitragem localizadas foram peculiares para cada cidade e região, apresentando pequenas distorções na ordem de 5% ao longo dos períodos de Fevereiro a Julho, englobando o período de safra, sem predominância de operação a ser realizada. Não obstante, há sinalização predominante dos *spreads* negativos para os meses de Setembro a Dezembro, período mais viesado e, coincidentemente, de entressafra.

Contrato SJC x Soja à Vista (Spot)

Mantidos os possíveis casos de viés com referência a série de preços de primeiro vencimento, agora com relação ao contrato SJC, e possível viés em detrimento dos poucos negócios realizados no mercado físico durante os meses de Novembro à Janeiro, notáveis na Figura 12. Um fato interessante nos *spreads* foi o acompanhamento da série de Ponta Grossa às demais séries de outras localidades no estado de Mato Grosso, representando certa compensação dos altos preços de frete cobrados nesta região pelos baixos preços físicos na mesma.

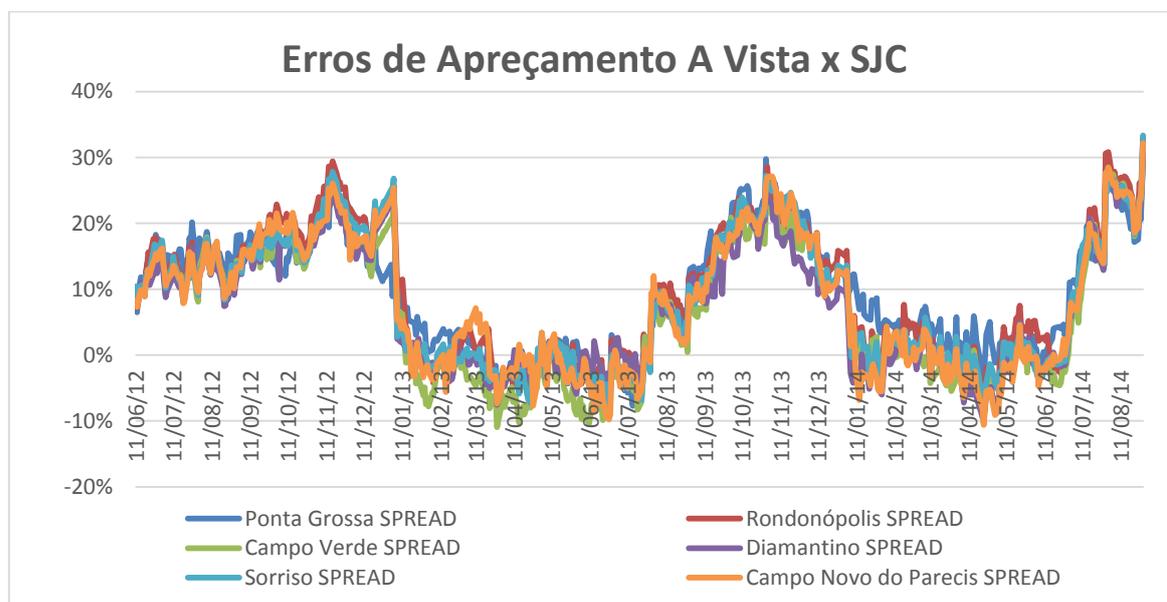


Figura 12 – Resultados com erros de apreçamento entre SJC e Preços Spot

Fonte: Elaboração do autor.

Diferente do intervalo das flutuações do gráfico com *spreads* SFI x Preços Spot de [-10%; 10%], desconsiderando os períodos viesados de final de Outubro, Novembro, Dezembro e início de Janeiro, observa-se variações na escala de 20% com vales ocasionais de -10%. Coincidentemente ou não, os vales aparecem nos meses de entressafra americana e safra brasileira, períodos em que o Brasil tem posição de destaque como exportador e os

prêmios de exportação negociados são menores que o normal (ou até mesmo negativo), impulsionando o *spread* da soja no mercado futuro americano para baixo. Por outro lado, quanto mais próximo da safra americana maior o prêmio de exportação da soja brasileira, baseando-se na lógica que a maioria da safra brasileira já fora comercializada e as atenções estão voltadas para a safra do próximo ano, contribui para as altas relativamente acentuadas nos meses de Julho, Agosto e Setembro até a faixa de 15%, pouco antes do período viesado.

Conforme a estratégia apresentada para o contrato SFI, o mesmo se define para o contrato SJC, em cenários de *spreads* negativos, indica-se a compra de soja no mercado físico brasileiro e venda da soja no mercado futuro americano, pois se considera o preço do contrato SJC maior do que o preço físico adicionado ao custo do frete, *fobbings* e prêmio para tal região. Por outro lado, em cenários de *spreads* positivos, sugere-se a venda de soja no mercado físico brasileiro e compra da soja no mercado futuro americano, por razões contrárias as apresentadas anteriormente.

Contrariamente ao que fora observado no spread SFI x Preços *Spot*, nesta seção, o cálculo dos *spreads* envolve dois países com períodos de safra diferentes o que torna complicada a análise sazonalizada das séries. Em contrapartida, a figura do prêmio de exportação, fator que apresenta variações significativas influenciadas por variáveis tanto externas quanto internas, explicadas anteriormente, colabora com a interpretação dos dados. O prêmio atua como fator predominante na correção das distorções entre os preços de entressafra no Brasil e safra nos EUA, ou vice-versa. Por este motivo, os ciclos de *spreads* presente na Figura 12 acompanham os ciclos encontrados no prêmio, ciclo de alta no período de entressafra brasileira, principalmente nos meses de Agosto e Setembro, e ciclo de baixa no período de safra brasileira, principalmente nos meses de Fevereiro e Março, deixando as oportunidades de arbitragem observáveis apenas no intervalo de Março a Julho.

Contrato SJC x Contrato SFI

Em comparação com as regressões anteriores, a análise SJC x SFI apresentou maior viés devido ao uso das séries de primeiro vencimento para os dois contratos, os saltos evidentes na Figura 13 ao redor dos meses de Outubro e Novembro são causados pelos motivos já explicados anteriormente, referente a postergação do contrato observado de Novembro para Março. Ademais, a inclusão do prêmio de exportação ajuda a mitigar a não sazonalidade dos dados por se tratar de duas séries alusivas a dois países distintos, novamente como já fora descrito anteriormente.

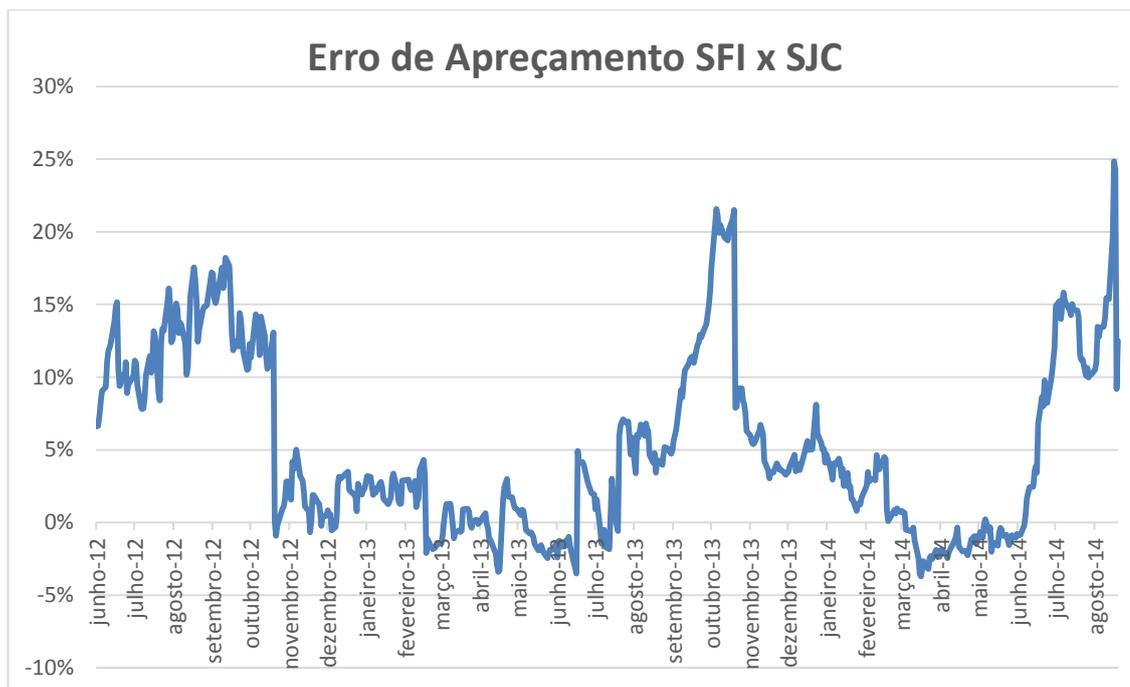


Figura 13 – Resultados com erros de apreçamento entre SJC e SFI

Fonte: Elaboração do autor.

A partir da Figura 13, a metodologia aplicada demonstra flutuações ao redor da origem dentre os meses de Dezembro e Julho, sinalizando oportunidades para ambos os lados, seguindo a lógica de que para casos de *spreads* negativos indicam compra do contrato SFI e venda do contrato SJC, sendo o oposto para casos de *spreads* positivos. Com relação ao intervalo dos erros de apreçamento é diagnosticado um afunilamento quando comparado aos *spreads* anteriores, passando a flutuar entre $[-5\%;10\%]$, desconsiderando os períodos viesados, desta maneira, se conclui que as oportunidades de arbitragem são breves e reduzidas, na escala de 5% a 10% do preço.

Na mesma linha do *spread* SFI x A Vista, onde o prêmio de exportação conduz os ciclos e, conseqüentemente, as oportunidades de arbitragem, o *spread* entre SJC x SFI também apresenta acompanhamento às variações do prêmio de exportação. O prêmio de exportação apresenta seus picos nos meses de Agosto e Setembro e suas maiores baixas nos meses de Fevereiro e Março, seguindo a entressafra e safra brasileira, respectivamente. Como este prêmio aparece do lado negativo da equação do *spread* definido pela metodologia deste trabalho, Agosto e Setembro são os meses que apresentam menores *spreads* enquanto Março e Abril evidenciam os picos destes *spreads*. No entanto, a predominância durante estes meses, não impede o surgimento dos erros de apreçamento variarem e concederem pequenas oportunidades de arbitragem ao especulador, principal interessado na variação recorrente destes *spreads*.

Figura 14 – Volume Financeiro dos Contratos SOY,SOI,SOJ e SFI

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados na BM&FBovespa

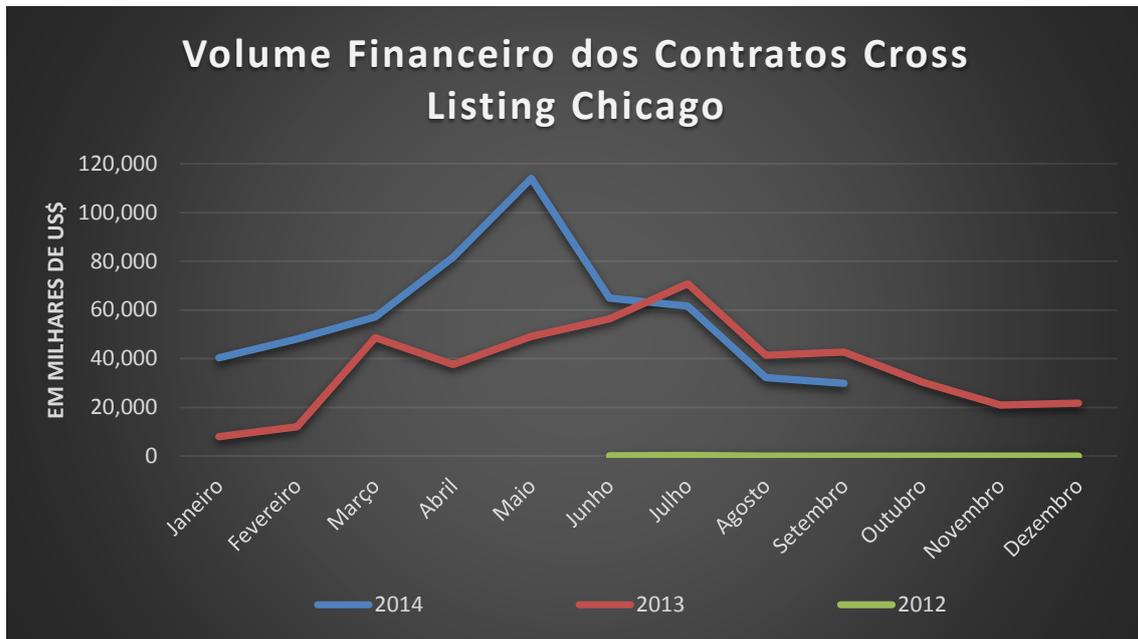


Figura 15 – Volume Financeiro do Contrato SJC

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados na BM&FBovespa

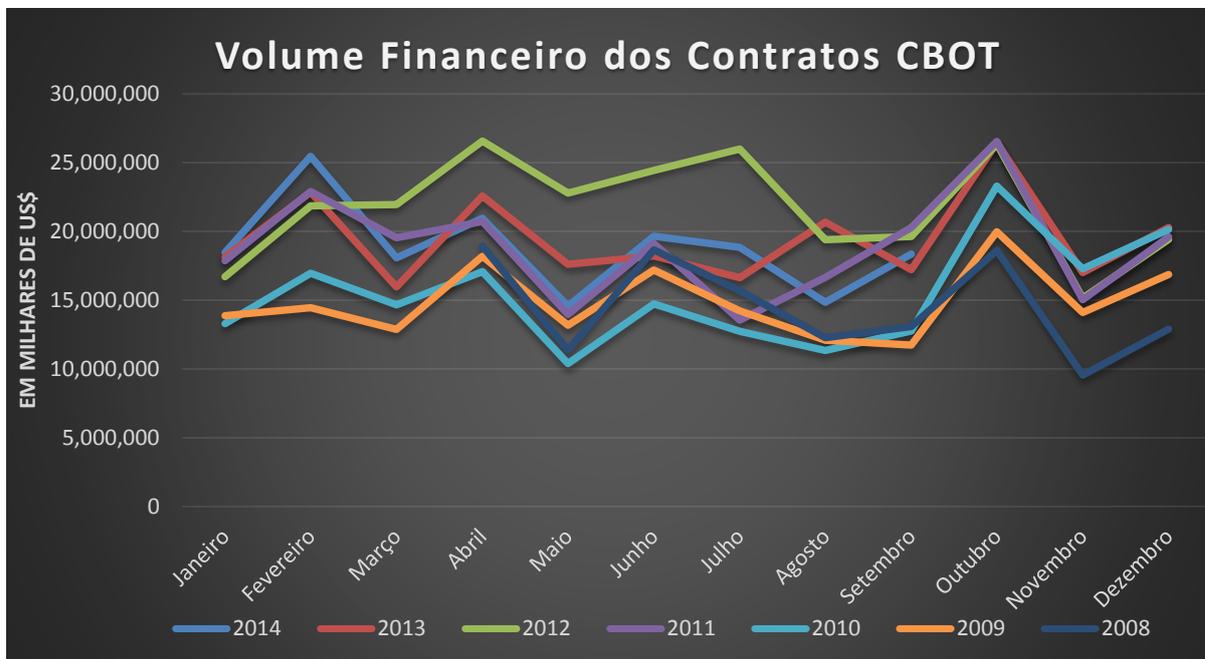


Figura 16 – Volume Financeiro dos Contratos negociados na CBOT

Fonte: Elaboração do autor, dados coletados na CME Group

Conclusão:

O presente estudo visa colaborar com a literatura de mercado futuro para a *commodity* soja, aplicando a metodologia de arbitragem na avaliação dos erros de apreçamento entre os mercados futuro e *spot* e buscando explicações para a atual baixa liquidez dos contratos negociados na BM&FBovespa. Além disso, o trabalho inicia o estudo de possíveis alternativas para a bolsa brasileira no que diz à respeito a maior atração dos *players* do mercado físico para o mercado futuro.

Primeiramente apresentou-se uma rápida introdução do panorama atual e estudo da literatura já explorada por diversos autores, contudo, verificou-se que o tema da arbitragem raramente esteve presente nos estudos considerados relevantes à literatura, acrescentando unicidade ao trabalho. Em seguida, o estudo dos fretes e impacto da logística para exportação nos preços físicos foi importante para ajudar na determinação dos estados formadores de preço e representatividade dos portos no escoamento da produção.

Após a apresentação destes estudos, apresentou-se a base de dados e metodologia tanto quanto para a arbitragem como preliminar, com os devidos testes econométricos necessários para a melhor interpretação das relações entre as três séries de preços: futuro Chicago, futuro Paranaguá e *spot* Paranaguá. Os resultados preliminares mostraram que todas as séries são estacionárias em primeira diferença, possibilitando a análise da causalidade e cointegração, via modelo de cointegração de Johansen e modelo VECM. A precedência temporal de longo prazo foi verificada, por outro lado, apenas os preços futuros do contrato de Chicago causam no curto prazo os preços físicos de Paranaguá, implicando num descolamento com relação ao contrato futuro brasileiro. Tal fato, pode ser explicado pelo altíssimo volume presente na bolsa americana, o que induz os *players* do mercado físico brasileiro acompanharem quase que estritamente as cotações da CBOT, desinteressados pelos preços na BM&FBovespa.

Os resultados encontrados para a avaliação dos erros de apreçamento se demonstraram bem viesados para os meses de Novembro, Dezembro e Janeiro, causado pelo viés ao se utilizar de séries de primeiro vencimento, além do baixo número de negócios durante este período. No entanto, a série com os erros de apreçamento apresentaram oportunidades de arbitragem ao longo do ano para três regressões, evidenciando distorções entre os preços e os fretes. Para o caso da comparação Chicago (SJC) x Brasil (SFI e *spot* Paranaguá), o prêmio de exportação atuou como balisador dos erros de apreçamento, tendo grande impacto nos *spreads* disponíveis ao arbitrador. Outro ponto que ajuda a explicar os erros de apreçamento é o *convenience yield*, fator que aumenta a demanda pela soja *spot* por causa de um eventual risco de crise de abastecimento. Desta forma, com as limitações citadas, o trabalho apresentou poucas oportunidades de arbitragem que podem ser consideradas consistentes e que tenham sua procedência comprovada, passando longe da teoria de *risk free profit* da arbitragem.

Com relação às alternativas de contratos para a BM&FBovespa, concluiu-se que o volume atual é ínfimo quando comparado aos contratos negociados na CBOT. A decisão de fornecer a possibilidade de negociação destes contratos na bolsa brasileira é válida, contudo, o contrato SJC não conseguiu superar em volume financeiro o período de auge das negociações do contrato SOJ. Como ilustrado pelo resultado da cointegração, o *hedger* brasileiro está acompanhando as cotações da bolsa americana, causando um descolamento dos preços negociados no mercado futuro brasileiro e agravando o problema entre baixa liquidez e poucos especuladores. A sugestão do trabalho é que a bolsa brasileira direcione seus esforços na direção dos especuladores, através da modificação dos vencimentos, elaboração de novos contratos e iniciativas junto à países com grandes volumes em exportação, não só da soja, mas das *commodities* agrícolas em geral, para atrair o especulador internacional para o mercado brasileiro, o que desembocaria num melhor funcionamento do mercado, beneficiando tanto os *hedgers* quanto os especuladores e arbitradores.

Sugere-se para futuros estudos a análise das regressões utilizando a comparação de contratos futuros para mesmo mês de vencimento, principalmente o mês que apresente maior volume de negociações. Ademais, indica-se reunir as séries de outras cidades que sejam formadores de preço físico da soja para a aplicação dos testes econométricos propostos neste trabalho, pois podem comprovar os resultados apresentados aqui e corroborar com a literatura de arbitragem, pouco explorada atualmente.

7) **Referência Bibliográfica:**

- Abitante, K. G. (2008). Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural* 46.1: 75-96.
- Aulerich, N. M. et al. (2011). Why do expiring futures and cash prices diverge for grain markets? *Journal of Futures Markets*. 31.6: 503-533.
- Banerjee, A. et al. (1993). "Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data." OUP Catalogue.
- Bessada, O. et al. (2005). Mercado de derivativos no Brasil. Rio de Janeiro: Record.
- Brenner, R. J. e Kroner, K. F. (1995). Arbitrage, cointegration, and testing the unbiasedness hypothesis in financial markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30.01: 23-42.
- Campos, K. C. (2007). Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, v.5, n.3, p.303-328.
- Chiodi, L. et al. (2005). Análise da efetividade de hedging com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, XLIII.
- Christofolletti, M. A. M. et al. (2011). Cointegração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e EUA. Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities.
- Davidson, R. e MacKinnon, J. (1993). Estimation and inference in econometrics. OUP Catalogue.
- Embrapa. Brasil. [atualizado em 19 agosto 2014; acesso em 19 agosto 2014]. Disponível em: <http://www.cnpso.embrapa.br>
- Enders, W. (2004). Applied econometric time series. New York: John Wiley & Sons.
- Hull, J. (2005). Fundamentals of futures and options markets. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231–254.
- Maia, F. N. de C. da S. e Aguiar, D. R. D. de (2010). Estratégias de hedge com os contratos futuros de soja da Chicago Board of Trade. *Gest. Prod.*, São Carlos, v. 17, n. 3: 617-626.
- Martins, A. G. e Aguiar, D. R. D. de (2004). Efetividade do hedge de soja em grão brasileira com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. *Revista de Economia e Agronegócio* 2.4: 449-472.
- Moraes, M. de (2002) Prêmio de exportação da soja brasileira. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo, 2002.

Perobelli, F. S. (2005). As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43. Ribeirão Preto. CD-ROM.

Rünstler, G. et al. (1995). Arbitrage in commodity markets: A full systems cointegration analysis. No. 4. Reihe Ökonomie/Economics Series, Institut für Höhere Studien (IHS).

Silva, A. R. O. da; Aguiar, D. R. D. e Lima, J. E. de (2003). Hedging with futures contracts in the Brazilian soybean complex: BM&F vs. CBOT. Revista de Economia e Sociologia Rural 41.2: 383-405.

Silva, W. V. da; Santo, E. L. e Silva, L. S. C. (2003). Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. Caderno de Pesquisas em Administração. São Paulo 10.3: 69-78.

Soyatech. Estados Unidos. [atualizado em 19 de agosto de 2014; acesso em 19 de agosto de 2014]. Disponível em: <<http://www.soyatech.com>>

Tonin, J. M. e Barczysz, S. S. (2011). Transmissão de preços da soja entre os mercados externo e interno: uma abordagem para a região de Maringá. A Economia em Revista-AERE 15.1: 35-46.

Tonin, J. M. et al. (2011). Operações de Hedge no Mercado da Soja: uma análise comparativa para o Estado do Paraná. Revista Paranaense de Desenvolvimento-RPD 115: 7-30.

United States Department of Agriculture (2014) – USDA. Dados coletados. Disponível em: <<http://www.usda.gov/>>. Acesso em: 19 ago. 2014.

Vieira, L. F. T. H. (2008). Mercados futuros agropecuários no Brasil: Análise dos contratos e da formação e preços futuros. Rio de Janeiro: PUC-Rio. - Departamento de Economia

Wooldridge, J. M. (2010). Introdução à econometria: uma abordagem moderna. Pioneira Thomson Learning.