**CUSTO DE LIQUIDEZ DO CONTRATO FUTURO DE SOJA DA BM&FBOVESPA**

**Charles Luan Marquezin[[1]](#footnote-1)\***

**Leonardo Bornacki de Mattos[[2]](#footnote-2)\*\***

**RESUMO**

O propósito do referente trabalho foi analisar o custo de liquidez envolvido no contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA e seus determinantes, no período de setembro de 2010 a fevereiro de 2013. Para tanto, utilizam-se da diferença entre o preço ofertado para compra e o preço ofertado de venda do contrato em intervalos curtos, definido como *bid-ask spread*. Outro objetivo deste trabalho é comparar as estimações do *bid-ask spread* com as metodologias de Roll (1984), Chu *et al.* (1996), Thompson *et al.* (1987) e Wang *et al.* (1997), que são medidas indiretas do *bid-ask spread*, pois adotam somente as variações nos preços efetivamente negociados, sendo bastante utilizados na literatura internacional. Os resultados mostram grande concentração das negociações em poucos contratos, e os contratos mais negociados apresentaram menores custos de liquidez. Quanto os determinantes estimados através do Método dos Momentos Generalizado (GMM), identificou-se que o volume negociado, o número de contratos abertos, dias para a expiração do contrato e tendência positiva dos preços são negativamente relacionado com o custo de liquidez, enquanto o volume médio transacionado é positivamente relacionado. Quanto as metodologias adotadas, as quatro subestimam em média 60% o custo de liquidez.

Palavras-chave: Soja, *Hedge*, Mercado Futuro, Custo de liquidez.

**ABSTRACT**

The purpose of the study was to analyze the related liquidity cost involved in soybean futures contract of the BM&FBOVESPA and its determinants, from September 2010 to February 2013. To do so, we use the difference between the price offered and the price offered for purchase sales contract at short intervals, known as the bid-ask spread. Are then compared the bid-ask spread with the methodologies Roll (1984), Chu et al. (1996), Thompson et al. (1987) and Wang et al. (1997), which are an indirect tucked the bid-ask spread, created due to lack of information of offers to purchase and sale contract, being widely used in the international literature. The results show great concentration of trades in a few contracts, and most contracts had traded lower liquidity costs. Determinants as estimated by Generalized Method of Moments (GMM), it was identified that the trading volume, the number of open contracts, days to expiration of the contract and positive trend in prices are negatively related to the cost of liquidity, while average volume traded is positively related. As the methodologies adopted, the four underestimate on average 60% the cost of liquidity.

Key words: Soy, Hedge, Futures Market, Cost of liquidity.

**Área ANPEC:** Área 10 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

**Classificação JEL:** C26, G13, G14.

1. **INTRODUÇÃO**

Atualmente, na BM&FBOVESPA, são negociados seis contratos futuros agropecuários, sendo eles açúcar, boi gordo, café arábica, etanol, milho e soja. Alguns contratos apresentaram desenvolvimento bastante expressivo nos últimos anos, como o caso do café, boi gordo e milho, enquanto os demais estão estagnados. Além dos contratos convencionais, para as *commodities* boi gordo e café arábica existem também os minicontratos, que representam uma fração dos contratos-padrão, sendo acessíveis a pequenos investidores.

O contrato futuro de soja no Brasil foi lançado pela BM&F em 1993, passado por aprimoramentos ao longo do tempo, como em 1999, com a abertura do mercado ao investidor não residente, e em 2002, onde o local de formação do preço passou do interior para o porto de Paranaguá. Essas mudanças tiveram como finalidade a inserção do contrato futuro de soja da BM&F no mercado internacional (BM&F, 2005, p. 12). A fim de aumentar o volume de contratos de soja negociados em futuros, a BM&FBOVESPA substituiu, em 27 de janeiro de 2011, os contratos de entrega física da mercadoria pela liquidação financeira, visando proporcionar maior eficiência na comercialização do produto (BM&FBOVESPA, 2012).

O potencial de utilização de contratos futuros de soja na cadeia produtiva brasileira é muito grande, pois o país é o segundo maior produtor do mundo, atingindo 66 milhões de toneladas na safra 2011/2012, representando 27,85% da produção mundial, atrás somente dos Estados Unidos, com 84 milhões de toneladas (USDA, 2012).

Além da grande produção do grão, o processamento interno da soja brasileira também foi elevado, atingindo aproximadamente 35 milhões de toneladas no ano de 2012, com consumo interno de 13 milhões de toneladas de farelo e 5 milhões de toneladas de óleo (ABIOVE, 2013), o que demonstra a grande dimensão da cadeia da oleaginosa no Brasil.

A utilização do contrato futuro de soja na BM&FBOVESPA ainda é pequena quando comparado à dimensão da cadeia produtiva brasileira da soja. O volume negociado da *commodity* na BM&FBOVESPA e a produção brasileira, no período de 2001 a 2012, estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Evolução da produção brasileira de soja, dos contratos negociados e do volume dos contratos futuros de soja da BM&FBOVESPA.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Ano de colheita da produção | Produção brasileira de soja (em toneladas) | Contratos futuro de soja negociados na BM&FBOVESPA | Volume de soja negociados na BM&FBOVESPA (em toneladas) | Porcentagem da produção brasileira coberta em futuros |
| 2003 | 52.017.500 | 2.917 | 78.759 | 0,15 |
| 2004 | 49.792.700 | 13.005 | 351.135 | 0,70 |
| 2005 | 52.304.600 | 47.360 | 1.278.720 | 2,44 |
| 2006 | 55.027.100 | 98.112 | 2.649.024 | 4,81 |
| 2007 | 58.391.800 | 188.279 | 5.083.533 | 8,70 |
| 2008 | 60.017.700 | 284.382 | 7.678.314 | 12,79 |
| 2009 | 57.165.500 | 168.168 | 4.540.536 | 7,94 |
| 2010 | 68.688.200 | 95.598 | 2.581.146 | 3,75 |
| 2011 | 75.324.300 | 37.465 | 1.011.555 | 1,34 |
| 2012 | 66.383.000 | 52.034 | 1.404.918 | 2,11 |

Fonte: Conab (2013) e BM&FBOVESPA (2013)

Como ilustrado na Tabela 1, a cadeia produtiva brasileira da soja, que inclui o sojicultor, o mercado doméstico de óleo e farelo, as empresas exportadoras, a indústria de insumo, o criador de aves e suínos, os frigoríficos, entre outros, apresentou grande crescimento nos últimos anos, e, consequentemente, houve aumento substancial no potencial de utilização do mercado futuro para o gerenciamento de risco, tanto para *hedger* quanto para *cross-hedgers*. Porém, esse aumento não foi acompanhado pelo volume negociado do contrato futuro de soja na BM&FBOVESPA. Nos últimos anos, o contrato da soja apresentou uma queda no volume negociado, passando de aproximadamente 13% da produção brasileira coberta em futuros na BM&FBOVESPA, no ano de 2008, para 2,1%, em 2012.

Para a utilização de um contrato futuro, os participantes enfrentam uma variedade de custos de transação, que incluem taxas de corretagem, taxa de câmbio, depósito de margem de garantia, que normalmente são conhecidos, e outros custos que não são diretamente apresentados, tais como aqueles associados ao risco de base[[3]](#footnote-3) e ao grau de liquidez dos contratos negociados.

A liquidez do mercado refere-se à capacidade de comprar ou vender um título rapidamente, sem provocar uma mudança significativa no preço de mercado. Um requisito essencial de liquidez é a ampla disponibilidade de contrapartes que estão dispostas a vender quando outros querem comprar e a comprar quando outros querem vender. Ao se negociar em um mercado pouco líquido ou mesmo sem liquidez, acaba-se por gerar um novo custo de transação, pois os preços de compra/venda ficam longe dos preços da contraparte, reduzindo o retorno esperado pelos investidores. Tal diminuição dos retornos é conhecido como custo de liquidez (FAGAN, 2010).

Quando o mercado apresenta elevado custo de liquidez, um dos principais problemas gerados está na diminuição de muitos participantes potenciais, que podem optar por outra bolsa de mercadoria ou até mesmo ser mais viável a não utilização de contratos futuros (THOMPSON *et al.* 1993). Isso prejudica muito o desempenho do mercado, uma vez que acaba gerando um movimento de bola de neve de perdas sucessivas, pois os altos custos de liquidez acabam inibindo a participação dos investidores no mercado, tornando o ativo ainda menos líquido, reduzindo ainda mais a participação dos agentes, e assim sucessivamente, até o ponto do ativo não ser mais viável como estratégia de investimento.

Bryant e Haigh (2001) apontam que conhecer o custo de liquidez é extremamente importante para especuladores e *hedgers*, tanto para cobertura do preço como para fazer arbitragem, pois ignorar o papel da liquidez do contrato pode levar os participantes do mercado a empreender algo que parece ser um negócio rentável, quando, após contabilizar os custos de liquidez, o negócio se torna inviável.

A variável mais usada para medir o custo de liquidez do mercado é o *bid-ask spread.* Ele mede diretamente o custo de executar trocas em intervalos muito curtos, e é calculado como a diferença entre o preço ofertado para compra e o preço ofertado de venda de um título (BRYANT e HAIGH, 2002). Conforme Shah *et al.* (2009), como todas as transações ocorrem entre o preço da oferta de compra e o preço da oferta de venda, o *bid-ask spread* da a dimensão dos custos de liquidez no mercado. Com isso, o *bid-ask spread* é uma medida aceitável dos custos de liquidez em contratos futuros e um mercado líquido apresenta baixo valor de *bid-ask* *spread.*

Porém, os preços de todas as ofertas de compra e ofertas de venda não eram registrados, e, assim, criou-se a necessidade de uma medida indireta de *bid-ask spread*. Essas medidas estão divididas em duas formas, que são as que utilizam séries de covariância dos preços negociados e as que utilizam somente as variações dos preços negociados. A estimação através das séries de covariância entre os preços negociados foram propostos por Roll (1984) e Chu *et al.* (1996), enquanto as séries de variações nos preços absolutos, foram propostos por Thompson *et al.* (1987) e Wang *et al.* (1997)[[4]](#footnote-4).

Além da mensuração do custo de liquidez, Frank e Garcia (2007) apontam para a importância de identificar os fatores que influenciam o custo de liquidez. Tais informações são importantes para as decisões dos participantes que operam no mercado, visto que há momentos em que compensa para o investidor encerrar sua participação algum tempo mais tarde, pois o custo de liquidez é menor, além de aumentar o nível e qualidade da especulação em mercado futuro.

Alguns determinantes podem ser fundamentais para a liquidez de um contrato, como a variabilidade dos preços, volume de negociação, troca dos contratos negociados, mês do contrato negociado, o tempo de maturação do contrato e até a concentração de contratos em uma bolsa específica, que impossibilitam que bolsas concorrentes tenham liquidez em seu contrato, entre outros (THOMPSON *et al.* 1993).

Wang *et al.* (2012) destacam, também, que mais alguns fatores são determinantes para a liquidez do mercado, como os índices elaborados pelas bolsas, a data do relatório governamental sobre a produção do derivativo, que disponibiliza mais informações e afeta o volume e a volatilidade dos negócios, a sazonalidade do produto, além das tendências dos preços físicos da *commodity*, que muitas vezes inibe a utilização dos mercados futuros.

Dessa forma, devido o fato de ocorrer queda no volume de negociações do contrato de soja da BM&FBOVESPA nos últimos anos, gera fortes indícios da presença de elevado custo de liquidez deste contrato. Sendo assim, o presente trabalho propõe mensurar o custo de liquidez do derivativo agropecuário soja da BM&FBOVESPA, dos contratos negociados de setembro de 2010 a fevereiro de 2013, e, posteriormente, analisar os principais determinantes desse custo de liquidez, visando obter informações para políticas voltadas ao melhor desenvolvimento do setor. A definição do período está condicionada à disponibilidade dos dados necessários para a realização da pesquisa.

**2. REVISÃO DA LITERATURA**

Na literatura internacional, estudos que buscaram quantificar os custos de liquidez e seus determinantes em mercados futuros foram feitos por Thompson *et al*. (1988), que analisam os contratos de milho e aveia da Bolsa de Chicago, adotando 2 estimadores como custo de liquidez; Thompson *et al.* (1993), que quantificaram os custos de liquidez dos contratos futuro de trigo para as bolsas de Chicago e Kansas City adotando 2 estimadores do custo de liquidez; Gwilym e Thomas (2002), que investigaram o desempenho de 4 estimadores de *bid-ask spreads* para ativos negociado em futuro na Bolsa de Valores de Londres; Bryant e Haigh (2001), que mensuraram o *spread bid-ask* para os contratos de café e cacau nos Estados Unidos, adotando 5 estimadores; Anand e Karagozoglu (2006), que compararam o desempenho de 4 estimadores para dados da Bolsa de Futuro de Sydney; Frank e Garcia (2007), que buscaram quantificar os custos de liquidez para o mercado futuro de suínos e gado nos contratos na Chicago Mercantile Exchange, adotando 5 estimadores; Frank e Garcia (2010), que estimaram o custo de liquidez e seus determinantes para o mercado futuro de gado vivo e de suínos da CME (Chicago Mercantile Exchange); Shah *et al.* (2012), que investigaram o desempenho de 8 estimadores de *bid-ask spreads* para contratos de opções e mercados futuros de trigo, na bolsa de Kansas City; e Wang *et al*. (2012), que fizeram um estudo sobre o mercado futuro de milho da CME (Chicago Mercantile Exchange) Group.

Na literatura nacional, há escassez de estudos destinados a mensurar os custos de liquidez de derivativos agropecuários. O único trabalho encontrado foi de Lazzarini *et al*. (1998), que criaram um indicador de liquidez para os contratos de boi gordo da BM&F, utilizando a diferença dos preços máximos e mínimos do contrato mais próximo como indicador de liquidez, sendo uma simplificação da metodologia de Thompson *et al.* (1987).

Quanto aos determinantes do custo de liquidez, na Tabela 2 apresenta-se um resumo dos principais utilizados na teoria e seus possíveis impactos no custo de liquidez. Para Demsetz (1968), se a atividade do comércio aumentou, novos preços serão ofertados e mais rápidos, reduzindo assim o tempo e o risco enfrentados pelos agentes que utilizam o mercado. Dessa forma, o custo de liquidez deverá diminuir na medida em que aumenta o volume negociado.

Thompson *et al.* (1988) relatam que quando ocorre uma maior variabilidade decorrente do aumento da incerteza, há maiores custos de liquidez. Outra variável destacada pelos autores é o volume negociado por transação, pois quanto maior é a quantidade negociada, maior é o custo de liquidez, pois ordens maiores criam riscos maiores para os agentes do mercado, dificultando assim em achar uma contraparte disposta a negociar. A troca dos contratos negociados também é um determinante, pois quanto mais vezes o contrato é negociado, provavelmente exista novas informações recebidas pelo participantes do mercado, o que pode influenciar o custo de liquidez do contrato.

Tabela 2 - Principais determinantes do custo de liquidez.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Determinante | Situação do Indicador | Custo de liquidez |
| Volume de negócios | Quanto maior | Menor |
| Volume por transação | Quanto maior | Maior |
| Variabilidade do preço | Quanto maior | Maior |
| Tamanho do contrato | Quanto maior | Maior |
| Troca de contratos negociados | Quanto maior | Menor |
| Tempo de maturação do contrato | Quanto maior | Maior |
| Concentração de contratos na bolsa específica | Quanto maior | Menor |
| Tendência dos preços | Quanto maior | Maior |
| Mês do contrato negociado | Indefinido | Indefinido |
| Dias da semana | Indefinido | Indefinido |
| Índices elaborados pelas bolsas | Indefinido | Indefinido |
| Relatório governamental | Quanto maior | Menor |
| A sazonalidade do produto | Quanto maior | Menor |

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos trabalhos de: Demsetz (1968), Thompson *et al.* (1988), Thompson *et al.* (1993), Frank e Garcia (2010) e Wang *et al.* (2012).

Para Brorsen e Freed, *apud* Thompson *et al.* (1988), a sazonalidade também pode interferir no custo de liquidez do mercado futuro, pois pode gerar novas informações, aumentando o risco do mercado e consequentemente o tamanho do *bid-ask spread.* Thompson *et al.* (1993) destacam também o mês do contrato negociado, uma vez que em alguns meses o contrato podem ser mais arriscados devido as expectativas do mercado. Por exemplo, os contratos futuros que expiram durante a estação de crescimento das plantas, podem ser particularmente não líquidos, devido a incerteza sobre o tamanho da nova safra.

Thompson *et al.* (1988) e Thompson *et al.* (1993) destacam também o tempo de maturação do contrato como sendo um dos determinantes do custo de liquidez. O contrato com vencimento muito distante pode apresentar maiores custos de liquidez, pois os participantes do mercado podem optar por ativos com vencimentos mais próximos. Os autores também destacam que a concentração de contratos em uma bolsa específica pode ter forte impactos no custo de liquidez em outras bolsas, pois os contratos que tem opção de escolha de negociação em várias bolsas podem gerar concentração do volume de negociação em uma bolsa específica, o que acaba elevando o custo de liquidez nas demais bolsas[[5]](#footnote-5).

Wang *et al.* (2012) destacam que as datas dos relatórios governamentais de produção do derivativo, que disponibiliza mais informações e afeta o volume e a volatilidade dos negócios, pois criam expectativas quanto a comportamento de estoques, produção, e tendências dos preços da *commodity*, impactam no custo de liquidez do derivativo em mercados futuros. O autor também destaca os índices elaborados pelas bolsas, visto que quando as informações são boas, maiores são as probabilidades de contratos com posições longas, e assim, pode acontecer maior rolagem dos contratos.

Outra abordagem citada por Wang *et al.* (2012) são as tendências dos preços para alta ou para baixa, que pode mudar as expectativas dos participantes do mercado, e assim influenciar a liquidez de um contrato. Segundo Park e Irwin (2007), Park e Irwin (2010) *apud* Wang *et al.* (2012), uma parte importante do volume em mercados futuros são conduzidos por estratégias técnicas de negociação que muitas vezes são baseadas em tendências sobre os preços, tornando assim uma variável importante para os determinantes do custo de liquidez.

Para Frank e Garcia (2010) os dias da semana também podem influenciar os custos de liquidez em mercados futuros, devido às expectativas do mercado, pois em seu trabalho foi detectado que no início da semana os custos de liquidez foram menores, devido a maiores negociações registradas.

1. **METODOLOGIA**
   1. Métodos de mensuração do custo de liquidez em mercado futuro

Para desenvolver uma melhor compreensão da relação entre os custos de liquidez e seus determinantes, usamos como estimadores da proxy do custo de liquidez o *bid-ask spread*. O trabalho de Demsetz (1968) definiu o *bid-ask spread* como sendo a diferença entre a oferta de compra e a oferta de venda de um título, em intervalos muitos curtos, definidos como:

(1)

em que:

- é a diferença entre o preço de oferta de venda e oferta de compra no tempo t;

*-* é o preço de oferta de venda no tempo t;

*-* é o preço de oferta de compra no tempo t;

Conforme Shah *et al.* (2009), a diferença no preço pago por um comprador urgente e recebido por um vendedor urgente é o custo de liquidez, pois todas as transações ocorrem entre o preço da oferta de compra e o preço da oferta de venda, e assim, o *bid-ask spread* da a dimensão dos custos de liquidez no mercado. Com isso, o *bid-ask spread* é uma medida aceitável dos custos de liquidez em contratos futuros. Para Bryant e Haigh (2002), o *bid-ask spread* é a variável mais usada para medir o custo de liquidez de um mercado, no qual apresenta baixo custo de liquidez se o *bid-ask spread* for baixo.

Outras metodologias foram desenvolvidas buscando contornar a falta de informação dos preços de oferta de compra e oferta de venda do contrato, utilizando somente os valores dos preços efetivamente negociados. Um dos pioneiros nos estudos de previsão do valor de *bid-ask spread* foi o trabalho de Roll (1984). Para o autor a existência do *spread* é verificada no mercado pelo negativo da covariância das séries sucessivas de retorno do ativo. O modelo de Roll pode ser apresentado, conforme destacado a seguir.

sRoll = 2 (2)

em que:

SRoll => Medida implícita do *spread*;

Cov => Covariância serial de primeira ordem das variações dos preços observados;

(-s) e (+s) – Valores do *spread*, partindo do preço do *bid* ou do *ask*;

= Variação do preço entre o último negócio efetuado e o anterior ao último negócio efetuado ();

= Variação do preço entre o próximo negócio efetuado ) e o último negócio registrado (.

O modelo de Roll (1984) tem sido estimado em trabalhos recentes envolvendo mercados futuros, tais como Gwilym e Thomas (2002), Bryant e Haigh (2002), Anand e Karagozoglu (2006), Frank e Garcia (2007), Frank e Garcia (2010) e Shah *et al.* (2012), evidenciando a importância desse estimador para análise do custo de liquidez.

O modelo proposto por Chu *et al.* (1996), é uma extensão do modelo de Roll (1984) nos estudos do valor implícito do *spread*, onde incorpora-se a probabilidade (δ) de que a transação ocorra no mesmo preço que a transação anterior, e a probabilidade (α) de que a transação ocorra ao mesmo preço para a próxima transação, pois para os autores, a medida Roll (1984) é muito simplista, e ignora informações incorporadas no *bid-ask spread*.

O modelo CDP proposto por Chu *et al.* (1996) está apresentado a seguir:

sCDP = = (3)

em que:

Modelo sCDP => Medida implícita do *spread*;

Cov => Covariância serial de primeira ordem das variações dos preços observados;

=> Variação do preço entre o último negócio efetuado e o anterior ao último negócio efetuado ();

=> Variação do preço entre o próximo negócio efetuado ) e o último negócio registrado (;

(δ) => probabilidade de a transação ocorrer no mesmo preço da transação anterior;

(α) => probabilidade de a transação ocorrer no mesmo preço da próxima transação;

Para estudos envolvendo mercado futuro, o estimador de Chu *et al.* (1996) foram utilizados nos trabalhos de Bryant e Haigh (2002) e Shah *et al.* (2012). O primeiro, buscou investigar a relação *bid-ask spread* nos mercados futuros através de 5 estimadores diferentes, e o segundo onde buscou mensurar o *bid-ask spread* através de 8 estimadores.

Thompson *et al.* (1987) desenvolveram um estimador para medir o custo de execução da negociação, que conforme os autores, está diretamente relacionado com o *spread bid-ask*. O modelo é baseado somente na média das variações intradiárias de preços efetivamente negociados. A fórmula de TWM está apresentada na equação (4) a seguir:

TWM = (4)

em que:

= Variação dos preços do último negócio efetuado e do anterior ao último negócio efetuado ();

T = número de séries de alterações nos preços diferente de zero.

Este modelo é um dos mais utilizados em trabalhos envolvendo mercados futuros, tais como Thompson *et al.* (1988), Thompson *et al.* (1993), Lazzarini *et al.* (1998), Gwilym e Thomas (2002), Bryant e Haigh (2002), Anand e Karagozoglu (2006), Frank e Garcia (2007), Frank e Garcia (2010) e Shah *et al.* (2012), evidenciando a importância desse estimador para a medição do custo de liquidez.

Outra forma de abordagem de mensuração de custo de liquidez é proposto por Wang *et al.* (1997) que visam buscar reduzir o viés do estimador de Thompson *et al.* (1987). Os autores utilizam apenas aquelas observações em que há uma reversão nos preços, e a média de preços de tais mudanças compreende o estimador *bid-ask spread*. Essa modificação é projetada para reduzir a chance de atribuir variabilidade devido a novas informações, pois alterações de preços que exibem sequencia de mudanças no mesmo sinal dos preços podem ser devido a novas informações.

O modelo de Wang *et al.* (1997) é usado pela U.S. Commodity Futures Trading Commission (CFTC), e está demonstrado na equação (5) a seguir:

CFTC = (5)

em que:

= Variação dos preços do último negócio efetuado e do anterior ao último negócio efetuado () que ocorre inversões nos preços.

T = número de séries de alterações nos preços diferente de zero, que ocorre inversões nos preços.

Esse modelo foi utilizado em trabalhos que envolvem mercados futuros, tais como Bryant e Haigh (2002) e Shah *et al.* (2012). No trabalho de Bryant e Haigh (2002), o modelo de CFTC ficou entre os melhores estimadores investigados, pois, segundo os autores, os modelos de série de variações nos preços absolutos apresentaram melhores resultados quando comparados aos modelos de série de covariância na investigação do *bid-ask spread* em mercados futuros.

## Modelo Analítico para análise dos determinantes do custo de liquidez

Além da mensuração do custo de liquidez, a identificação dos determinantes do custo de liquidez também se torna importante para os agentes que operam no mercado. Dessa forma, alguns principais determinantes discutidos na literatura são abordados, a partir da seguinte especificação:

(6)

em que:

: é o logaritmo da média do custo de liquidez diário estimado para o dia t, para o contrato com vencimento no mês h; : é a variabilidade diária dos preços dos negócios realizados, sendo representado pelo logaritmo do desvio padrão diário dos preços dos negócios efetivamente realizados, do contrato de vencimento no mês h; : é o logaritmo do volume diário de negociação do contrato de vencimento no mês h; : é o logaritmo do número de contratos em aberto com vencimento no mês h; : número de dias úteis que faltam para expiração do contrato do mês h; : *dummy*, recebendo valor 1 quando ocorre evolução positiva dos preços dos negócios realizados em 5 fechamentos seguidos, para o contrato de vencimento no mês h, caso contrário assume valor zero; : *dummy*, recebendo valor 1 quando ocorre evolução negativa dos preços dos negócios realizados em 5 fechamentos seguidos, para o contrato de vencimento no mês h, caso contrário assume valor zero; : é o logaritmo do volume médio transacionado para o dia t, para o contrato com vencimento no mês h, onde espera-se que maiores volume médio transacionado apresenta uma relação positiva com o custo de liquidez; = erro aleatório.

A estratégia de estimação foi baseada nos contratos que registraram os maiores números de negociações no período, que inclui os contratos com vencimento em maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12) e maio de 2013 (SFIK13), contendo 607 observações diárias, apresentando 83% das negociações realizadas de setembro de 2010 até fevereiro de 2013. Esses contratos apresentaram as maiores porcentagens de dias úteis negociados em relação ao número de dias em que estiveram disponíveis para negociação, conforme verificado pelos autores.

Os demais contratos existentes no período de análise foram excluídos da amostra, pois as porcentagens de dias úteis negociados em relação ao número de dias em que estiveram disponíveis para negociação foram baixos, o que resultava em muitas variáveis com valores zero, tais como volume diário de negociação (), desvio padrão diário dos preços de cotação do contrato ( e volume médio transacionado (), que resultava em estimações com baixos coeficientes significativos.

A estratégia da utilização da base de dados foi de uma cotação por dia útil, de forma que para a mesma data não seja analisado 2 contratos, iniciando a partir do primeiro registro de negócios efetuados até a data do vencimento, e posteriormente com as informações do contrato com vencimento mais próximo, e assim sucessivamente.

A equação (6) foi estimada utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e realizado o teste de endogeneidade de Hausman[[6]](#footnote-6), tendo como hipótese nula que as variáveis são exógenas. Os resultados apontaram a presença de endogeneidade para as variáveis volume diário de negociação (), desvio padrão diário dos preços de cotação do contrato ( e volume médio transacionado ( Dessa forma, devido a presença de endogeneidade, utilizou-se o Método dos Momentos Generalizados (GMM), proposto por Hansen (1982).

Além do teste de endogeneidade de Hausman, o teste de Hansen[[7]](#footnote-7) de validade dos instrumentos também é realizado. Esse teste se baseia na ideia de que os resíduos devem ser não correlacionados com o conjunto de variáveis exógenas e que a exclusão dos instrumentos é feita corretamente na equação. Neste teste, a estatística J de Hansen possui distribuição assintótica *chi-quadrado*, tendo como hipótese nula que os instrumentos são validos. Outro teste de relevância dos instrumentos utilizado é a estatística *Shea partial*, do primeiro estágio da estimação, que é uma medida que toma as intercorrelações entre os instrumentos utilizados. Conforme Baum *et al.* (2003, p.15), um pequeno valor da medida da estatística de *Shea*, pode-se concluir que os instrumentos não possuem relevância suficientes para explicar todos os regressores endógenos do modelo. A estimação do modelo foi feita através do programa STATA 11.

Os dados “*tick-by-tick*” intradiários de preços utilizados para análise foram obtidos juntos a BM&FBOVESPA, através do serviço de informação, onde foram disponibilizados dados analíticos, oferta por oferta, dos negócios fechados do derivativo agropecuário soja. As informações disponibilizadas são referentes ao período de primeiro de setembro de 2010 a 28 de fevereiro de 2013, divididas em três partes, sendo os de negócios, os de oferta de compra e os de oferta de venda.

# RESULTADOS E DISCUSSÕES

## 4.1. Análise da base de dados utilizada

As estatísticas descritivas dos contratos de soja da BM&FBOVESPA apresentadas na Tabela 3 evidenciam alguns pontos que devem ser destacados. O primeiro ponto está na grande concentração das negociações no período de análise, que ocorre principalmente em 5 contratos, sendo eles maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12), julho de 2012 (SFIN12) setembro de 2012 (SFIU12), e maio de 2013 (SFIK13). Esses 5 contratos representam 96% das negociações ocorridas nos 2 anos e meio de análise, o que gera problema para os demais contratos, pois baixo número de negociação pode resultar em elevados custos de liquidez, uma vez que são menores as contrapartes dispostas a negociar.

Sobre os preços médios analisados, observa-se grande aumento nos valores para os contratos com vencimento em julho de 2012 (SFIN12), setembro de 2012 (SFIU12), novembro de 2012 (SFIX12) e março de 2013 (SFIH13). Essa elevação nos preços foi devido, principalmente, a diminuição na produção dos cultivos provocada pela seca nos Estados Unidos, além de várias regiões da América Central ter apresentado condições de seca, afetando a produção agrícola (INSTITUTO INTERAMERICANO DE COOPERAÇÃO PARA A AGRICULTURA, 2012).

Em relação ao desvio padrão apresentado nos preços negociados, os valores ficaram entre 0,53 e 3,13, sendo que para o contrato mais negociado (SOJK11) o valor apresentou 2,04. Como o desvio padrão representa a volatilidade dos preços, esses resultados são importantes para os especuladores que pretendem atuar no mercado, pois quanto maior é a volatilidade, maiores são as oportunidades de lucro dos especuladores com o movimento dos preços. Quando a média dos preços foram mais elevadas, como os contratos com vencimentos SFIU12 e SFIX12, as volatilidades foram maiores.

A despeito da média de contratos por negociação, para os vencimentos que possuíram maiores negociações totais, como os contratos de maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12), julho de 2012 (SFIN12) setembro de 2012 (SFIU12), e maio de 2013 (SFIK13), os valores médios ficaram em torno de 5 contratos por negociação, o que representa volume de 2.300 sacas de 60 kg de soja, equivalente a produção de uma propriedade de aproximadamente de 48 hectares[[8]](#footnote-8). O contrato que possuiu a maior média de quantidade de contrato por negócio foi com vencimento em novembro de 2011 (SFIX11), com média de 63 contratos por negociação, representando volume de aproximadamente 28.500 sacas de 60 kg, equivalente à produção de uma propriedade de aproximadamente 600 hectares.

O volume médio negociado apresentou uma relação negativa com o número de negociações por contrato, pois os registros maiores de negociações foram os que apresentaram menores médias de volume financeiro por negócio. Esse resultado gera indício que o minicontrato futuro de soja pode ser bem demandado, pois representam uma fração do tamanho do contrato-padrão, e assim menores volumes financeiros podem atrair mais participantes no mercado. Outra possibilidade seria a diminuição do tamanho de cada contrato, que são 450 sacas de 60 kg de soja, o que também diminui o volume financeiro por negociação.

O número de lances de compra para cada negócio efetuado apresentou uma média total de 6,06, enquanto a quantidade de lance de venda para cada negócio efetuado apresentou uma média total de 5,62. Em mercados com elevadas quantidades de lances para cada negócio efetuado, tanto de compra como de venda, é característico de mercados que apresentam elevados custos de liquidez, uma vez que existem poucas contrapartes dispostas a negociar pelos preços ofertados. O contrato que possuiu a menor média de custo de liquidez, que foi com vencimento em maio de 2011 (SOJK11), apresentou média total de 4,18 lances de compra para cada negócio, enquanto a quantidade de lance de venda para cada negócio efetuado apresentou uma média total de 4,17. O vencimento que possuiu um número maior de lances de compra e venda por negócio foi o contrato de maio de 2013 (SFIK13), com respectivamente 14,6 e 12, apresentando custo de liquidez médio de 0,60 dólares por saca de 60 kg.

A média geral apresentada de preço de lance para compra foi de U$$ 31,44 enquanto o preço de lance para venda foi de U$$ 32,57, apresentando uma diferença de U$$ 1,13. Essa distância entre as médias de preços de lance para compra e preço de lance para venda mostram a dimensão do custo de liquidez do mercado, uma vez que para contratos com baixos custos de liquidez, essa diferença é menor. O contrato que possuiu a maior diferença entre os preços médios de lance de compra e venda foi o contrato com vencimento em março de 2013 (SFIH13), apresentando U$$ 5,53, o que justifica o baixo número de negociações. O contrato que possuiu a menor diferença foi o contrato maio de 2011 (SOJK11), com U$$ 0,20, sendo este o contrato mais negociado no período de análise.

Assumindo-se que o *bid-ask spread* é a proxy mais adequada para a variável custo de liquidez[[9]](#footnote-9), os resultados apresentados na Tabela 3 mostram que o contrato futuro de soja da

Tabela 3 - Resumo estatístico dos principais contratos de soja referentes ao período de setembro de 2010 a fevereiro de 2013.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | SOJH11 | SOJK11 | SFIK11 | SOJM11 | SFIN11 | SFIQ11 | SFIX11 | | SFIK12 | | SFIN12 | | SFIU12 | | SFIX12 | SFIH13 | SFIK13 |
| (1) | 45 | 11.304 | 392 | 127 | 143 | 60 | 28 | 7.961 | | 1.681 | | 1.957 | | 240 | | 163 | 4.245 |
| (2) | 28,59 | 29,37 | 30,07 | 29,99 | 30,33 | 30,60 | 29,46 | 29,03 | | 32,49 | | 38,29 | | 40,91 | | 32,39 | 30,73 |
| (3) | 3,13 | 2,04 | 0,53 | 1,40 | 0,54 | 0,58 | 1,82 | 1,91 | | 0,94 | | 2,75 | | 2,39 | | 1,62 | 1,20 |
| (4) | 18,64 | 4,98 | 4,98 | 11,23 | 19,95 | 49,06 | 63,21 | 6,49 | | 5,49 | | 4,52 | | 4,21 | | 3,59 | 4,04 |
| (5) | 239,9 | 65,9 | 67,4 | 151,6 | 272,3 | 675,6 | 838 | 84,8 | | 80,3 | | 77,90 | | 77,62 | | 52,41 | 56 |
| (6) | 1.094 | 47.275 | 2.318 | 1.330 | 1.242 | 828 | 312 | 39.602 | | 6.822 | | 7.050 | | 1.478 | | 1.462 | 62.255 |
| (7) | 660 | 47.155 | 2.238 | 971 | 956 | 387 | 245 | 38.731 | | 6.474 | | 7.278 | | 1.667 | | 1.511 | 51.205 |
| (8) | 24,3 | 4,1 | 5,9 | 10,4 | 8,6 | 13,8 | 11,1 | 4,9 | | 4,0 | | 3,6 | | 6,1 | | 8,9 | 14,6 |
| (9) | 14,6 | 4,1 | 5,7 | 7,6 | 6,6 | 6,4 | 8,7 | 4,8 | | 3,8 | | 3,7 | | 6,9 | | 9,2 | 12 |
| (10) | 27,66 | 29,26 | 30,23 | 30,25 | 30,13 | 30,29 | 29,72 | 28,84 | | 32,28 | | 37,78 | | 40,20 | | 31,97 | 30,15 |
| (11) | 29,44 | 29,46 | 30,52 | 30,51 | 30,54 | 30,76 | 30,60 | 29,11 | | 32,56 | | 38,30 | | 41,46 | | 37,50 | 32,72 |
| (12) | 2,20 | 0,73 | 0,89 | 1,57 | 1,56 | 1,86 | 2,20 | 1,90 | | 0,91 | | 1,96 | | 1,96 | | 2,36 | 2,55 |
| (13) | 0,05 | 0,03 | 0,00 | 0,04 | 0,02 | 0,00 | 0,01 | 0,04 | | 0,10 | | 0,11 | | 0,11 | | 0,06 | 0,00 |
| (14) | 0,79 | 0,16 | 0,29 | 0,45 | 0,41 | 0,46 | 0,88 | 0,26 | | 0,28 | | 0,46 | | 0,80 | | 0,79 | 0,60 |
| (15) | 0,79 | 0,18 | 0,29 | 0,45 | 0,41 | 0,46 | 0,82 | 0,21 | | 0,28 | | 0,46 | | 0,80 | | 0,79 | 0,29 |
| (16) | 0,76 | 0,20 | 0,29 | 0,44 | 0,41 | 0,50 | 0,96 | 0,20 | | 0,28 | | 0,46 | | 0,80 | | 0,73 | 0,29 |
| (17) | 0,47 | 0,07 | 0,19 | 0,34 | 0,30 | 0,35 | 0,68 | 0,23 | | 0,14 | | 0,41 | | 0,43 | | 0,45 | 0,55 |

**Fonte:** dados da pesquisa e BM&FBOVESPA (2012).

**Legenda:** **(1)** Negociações; **(2)** Preço Médio (U$$); **(3)** Desvio Padrão do preço negociado; **(4)** Média de quantidade de contrato por negócio; **(5)** Média do volume por negócio em mil dólares; **(6)** Quantidade de lances de oferta para compra; **(7)** Quantidade de lances de oferta para venda; **(8)** Quantidade de oferta de compra / negócios; **(9)** Quantidade de oferta de venda / negócios; **(10)** Média do preço de lance de oferta para compra; **(11)** Média do preço de lance de oferta para venda; **(12)** Maior média de custo de liquidez diário (U$$/saca); **(13)** Menor média de custo de liquidez diário (U$$/saca); **(14)** Média geral do custo de liquidez diário (U$$/saca); **(15)** Média do custo de liquidez diário de até 6 meses antes do vencimento (U$$/saca); **(16)** Média do custo de liquidez diário de até 3 meses antes do vencimento (U$$/saca); e **(17)** Desvio Padrão do custo de liquidez.

**Legenda :** Os contratos analisados são com vencimento em março de 2011 (SOJH11), maio de 2011 (SOJK11), maio de 2011 (SFIK11), junho de 2011 (SOJM11), julho de 2011 (SFIN11), agosto de 2011 (SFIQ11), novembro de 2011 (SFIX11), maio de 2012 (SFIK12), julho de 2012 (SFIN12), setembro de 2012 (SFIU12), novembro de 2012 (SFIX12), março de 2013 (SFIH13) e maio de 2013 (SFIK13).

**Observação :** O custo de liquidez utilizado é definido pelo *bid-ask spread*, sendo a diferença entre a média da oferta de compra diária e a média da oferta de venda diária do contrato.

BM&FBOVESPA apresentam custos bastante heterogêneos, com registros entre zero e U$$ 2,55. A menor média de custo de liquidez do contrato foi de U$$ 0,16 e a maior foi de U$$ 0,88, com variação de 450%. Esse resultado é importante para os agentes que pretendem atuar neste mercado, pois os mesmos devem ficar atentos ao contrato a ser utilizado, a fim de não resultar em grande perda do retorno esperado, devido o alto custo de liquidez.

Os contratos que tiveram menores custos de liquidez, antecedendo 3 e 6 meses para o vencimento, foram os contratos que tiveram maiores negócios efetuados, menores médias de contratos por negócio, menores quantidades de ofertas de compra e venda para cada negócio efetuado. Fica evidente que a maior participação dos agentes de mercado em determinados contratos acabam gerando maiores contrapartes dispostas a negociar, ocorrendo em menor custo de liquidez do contrato.

Embora os contratos que registraram os menores custos de liquidez também apresentaram as menores médias de quantidades de contratos por negociação e menores médias de volume em dólares por negociação, não se pode afirmar se essas são características para menores custos de liquidez, pois o grande número de negociações podem ter levado a média das quantidades para baixo, uma vez que aumentam a probabilidade de nessas negociações estarem incluídos os pequenos produtores, que negociaram baixas quantidades.

Quando analisado o custo de liquidez do contrato em relação ao volume financeiro, para os contratos com menores negociações no período de análise, o valor médio de custo de liquidez chegou a atingir em média 2,76%, 0,96%, 1,50%, 1,35%, 1,50%, 2,98%, 1,95% e 2,43% do total volume do contrato, para os contratos de março de 2011 (SOJH11), maio de 2011 (SFIK11), junho de 2011 (SOJM11), julho de 2011 (SFIN11), agosto de 2011 (SFIQ11), novembro de 2011 (SFIX11), novembro de 2012 (SFIX12) e março de 2013 (SFIH13) respectivamente.

Para os contratos com maiores negociações, o preço médio de custo de liquidez chegou a atingir em média de 0,54%, 0,89%, 0,86%, 1,20% e 1,95% do total volume do contrato, para os contratos de maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12), julho de 2012 (SFIN12), setembro de 2012 (SFIU12), e maio de 2013 (SFIK13) respectivamente. Porém, para o de maio de 2013 (SFIK13) a porcentagem caiu de 1,95% para 0,94% quando o tempo de maturação é de até 6 meses para o vencimento do contrato.

Quando comparados os valores dos custos de liquidez dos contratos futuro de soja da BM&FBOVESPA com os trabalhos internacionais, conclui-se que o contrato brasileiro possui custos de liquidez elevados, uma vez que o estudo de Thompson *et al.* (1993) estimou os custos de liquidez entre U$$ 0,54 e U$$ 14,01 por contrato de trigo, que possui 5 mil bushels. A porcentagem do custo de liquidez comparado ao volume financeiro foi de aproximadamente 0,08% para o contrato de trigo. Para Bryant e Haigh (2002) os resultados dos custos de liquidez foram de U$$ 1,97 e U$$ 2,07 por tonelada para o contrato de café, correspondendo aproximadamente 0,19% e 0,20% de custo de liquidez em relação ao volume do contrato. Já para o contrato de cacau, o custo de liquidez médio apresentado foi de aproximadamente U$$ 4,29 por toneladas, equivalente a aproximadamente 0,47% do volume do contrato. Para Wang *et al*. (2012) os contratos de milho tiveram uma média de 0,31 e 0,37 cents/bushel, correspondente a 0,07% e 0,08% do volume do contrato, que conforme os autores, o contrato de milho é altamente liquido. Para Martinez *et al.* (2011) *apud* Wang *et al*. (2012) foram encontrados custo de liquidez de 0,25 cents/bushel para o contrato de milho, equivalente a 0,05% do volume total do contrato.

Na seção a seguir são abordados a eficiência dos modelos de Roll, CDP, TWM e CFTC para a estimação do custo de liquidez do mercado futuro de soja da BM&FBOVESPA.

## 4.2. Análise das metodologias de Roll, CDP, TWM e CFTC com o custo de liquidez estimado através do *bid-ask spread*, para o contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA.

Assumindo-se que o *bid-ask spread* é a proxy mais adequada para a variável custo de liquidez, este tópico busca comparar a estimação dessa proxy com as metodologias de Roll, CDP, TWM e CFTC, buscando investigar a eficiência dessas metodologias na estimação do custo de liquidez dos contratos futuros de soja da BM&FBOVESPA.

Como os contratos abordados apresentam grande concentração, optou-se em utilizar somente os contratos com maiores números de negociações, tais como os de maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12) e maio de 2013 (SFIK13) onde representaram 83% das negociações que ocorreram no período de análise proposto neste estudo.[[10]](#footnote-10) As estimativas estão apresentadas na Figura 1.

Figura 1 – Média quinzenal da eficiência da mensuração do custo de liquidez das metodologias de Roll, CDP, TWM e CFTC, em dólares, para os contratos com vencimentos em maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12) e maio de 2013 (SFIK13) respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa

Pela análise da Figura 1, observa-se que nas quatro metodologias adotadas, as metodologias subestimam o valor do custo de liquidez, pois apresentam estimativas muito inferiores, indicando que tanto as correlações entre as covariâncias das variações de preços (Roll e CDP) quanto às variações absolutas nos preços (TWM e CFTC) não são tão precisas para captar o custo de liquidez do contrato da soja.

Além das metodologias subestimarem o custo de liquidez, outra análise está na oscilação que ocorre no custo de liquidez que não é captado pelas metodologias, tais como no contrato com vencimento em maio de 2011 (SOJK11) para o mês de março, onde o custo teve uma leve queda seguido de uma leve alta. Para as metodologias de TWM e CFTC as variações para o mês de março foram opostas, e para Roll e CDP as variações foram duas quedas seguidas. Assim, na Tabela 4, estão apresentadas as correlações das metodologias adotadas.

Tabela 4 - Correlação das estimativas de custo de liquidez das metodologias de Roll, CDP, TWM e CFTC, em dólares, para os contratos de maio de 2011, maio de 2012, julho de 2012, setembro de 2012 e maio de 2013.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Custo de liquidez | Roll | CDP | TWM | CFTC |
| Custo de liquidez | 1 | - | - | - | - |
| Roll | 0,54 | 1 | - | - | - |
| CDP | 0,51 | 0,96 | 1 | - | - |
| TWM | 0,64 | 0,81 | 0,80 | 1 | - |
| CFTC | 0,56 | 0,75 | 0,72 | 0,82 | 1 |

Fonte: Dados da pesquisa

As correlações entre os resultados obtidos a partir dos modelos de covariância das variações de preços (Roll e CDP) foram elevadas, o que também acontece entre os modelos de variações absolutas nos preços (TWM e CFTC). Quando analisadas as correlações entre as metodologias de covariância de variações de preços (Roll e CDP) e de variações absolutas nos preços (TWM e CFTC) todas apresentaram um coeficiente maior que 0,72. Esses resultados estão de acordo com os trabalhos internacionais, tais como Frank e Garcia (2007) e Frank e Garcia (2010).

Conforme a Figura 3, as correlações entre as 4 metodologias e o custo de liquidez não foram elevadas, sendo o modelo de TMW que apresentou a maior correlação, de 0,64, sendo que as demais ficaram em torno de 0,55. Esse resultado indica que as metodologias apresentam uma correlação moderada, e não são muito precisas para análise das variações nos custos de liquidez.

Para uma comparação mais específica da eficiência, na Tabela 5 a seguir estão apresentados um resumo das médias das metodologias abordadas.

Tabela 5 - Média do custo de liquidez e das metodologias de Roll, CDP, TWM e CFTC e sua eficiência, em dólares, para os contratos de maio de 2011, maio de 2012, julho de 2012, setembro de 2012 e maio de 2013.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Vencimento** | **Custo de liquidez** | **Roll** |  | **CDP** |  | **TWM** |  | **CFTC** |  |
| **SOJK11** | **0,16** | **0,06** | -62,5 | **0,07** | -56,2 | **0,06** | -62,5 | **0,08** | -50,0 |
| **SFIK12** | **0,26** | **0,13** | -50,0 | **0,14** | -46,1 | **0,09** | -65,3 | **0,09** | -65,3 |
| **SFIK13** | **0,32** | **0,09** | -71,8 | **0,08** | -75,0 | **0,10** | -68,7 | **0,12** | -62,5 |
| **Média** | **0,25** | **0,09** | -61,4 | **0,10** | -59,1 | **0,08** | -65,5 | **0,10** | -59,2 |

Fonte: Dados da pesquisa

Legenda: Vencimentos: maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12) e maio de 2013 (SFIK13).

Conforme a Tabela 5, de uma maneira geral, as 4 metodologias apresentaram uma média de -60% na estimação do custo de liquidez, subestimando o mesmo. A metodologia que mais se aproximou do custo de liquidez foi a CDP para o contrato de maio de 2012, com - 46%. Como o método de CDP foi um ajuste no método de Roll, onde incorporou as probabilidades que a transação ocorra no mesmo preço que a transação anterior e que a transação ocorra ao mesmo preço para a próxima transação, esse ajuste tornou o método um pouco mais eficaz na estimação, porém não foi eficiente.

Da mesma forma para a metodologia de CFTC, onde foi um ajuste do método de TWM, utilizando somente alterações nos preços que ocorre inversões nos valores, a fim de reduzir a chance de atribuir variabilidade devido a novas informações. Essa modificação também tornou o método um pouco mais eficaz na estimação, porém não foi eficiente.

A utilização dos modelos de covariância de variação dos preços (Roll e CDP) pode estar subestimando o custo de liquidez para o mercado futuro de soja da BM&FBOVESPA devido o forte pressuposto que os modelos possuem do mercado ser informacionalmente eficiente. Após o advento da teoria de assimetria informacional, onde a capacidade dos participantes em analisar todas as informações disponíveis diminui, o pressuposto que os preços observados no mercado contem todas as informações relevantes não pode ser confirmado, tornando o modelo duvidoso para o mercado futuro de soja brasileira.

Para os modelos de variações nos preços (TWM e CFTC) o pressuposto que mudanças nos preços em muitos mercados são iguais ao tamanho do custo de liquidez, não ocorre em todos os casos para o contrato futuro brasileiro, uma vez que foram verificados casos em que o custo de liquidez estava elevado, pois as ofertas de compra e venda registradas estavam longe uma da outra, e não ocorreram negociações. Para o período seguinte, as ofertas de compra e venda ficaram mais próximas, até ocorrer o negócio. Assim os modelos de TWM e CFTC captaram o momento da variação do custo de liquidez menor e não captaram o dia que o custo de liquidez estava maior e não ocorreu negociação, estimando assim o custo de liquidez menor do que ocorrido.

A fim de destacar os principais determinantes do custo de liquidez dos contratos futuros de soja da BM&FBOVESPA, no tópico a seguir são apresentados as estimativa através do Métodos dos Momentos Generalizados – *Generalized Method of Moments* (GMM).

## 4.3. Análise dos determinantes do custo de liquidez do contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA

O modelo utilizado foi baseado em alguns trabalhos que lidaram com custo de liquidez e seus determinantes para mercados futuros, tais como Thompson *et al.* (1988), Thompson *et al.* (1993), Anand e Karagozoglu (2006), Frank e Garcia (2010), Shah *et al.* (2012) e Wang *et al.* (2012).

O modelo proposto está definido na equação (6), apresentada na seção 3, onde a estratégia de estimação é baseada nos contratos que registraram os maiores números de negociações no período, que inclui os contratos com vencimento em maio de 2011 (SOJK11), maio de 2012 (SFIK12) e maio de 2013 (SFIK13), contendo 607 observações diárias, apresentando 83% das negociações realizadas de setembro de 2010 até fevereiro de 2013.

A equação (6) foi estimada primeiramente pelo método de Mínimos Quadrados Ordinário (MQO), sendo realizado o teste de endogeneidade de Hausman. Conforme sugerido por Frank e Garcia (2010) e Wang *et al.* (2012), o teste foi realizado para as variáveis volume diário de negociação (), desvio padrão diário dos preços de cotação do contrato ( e volume médio transacionado (. Os resultados do teste de Hausman estão apresentados na Tabela 6, indicando a rejeição da hipótese nula que as variáveis são exógenas, o que inviabiliza a utilização do método MQO.

Dessa forma, utilizou-se do Método dos Momentos Generalizados (GMM), utilizando como instrumentos para as variáveis (), ( e ( suas respectivas primeiras diferenças, sendo elas D(), D( e D(. Também foi incluído como instrumento as quantidades de negócios diárias realizadas no período, pois essa variável possui correlação elevada principalmente com o volume negociado, satisfazendo a condição do instrumento ser correlacionado com a variável explicativa endógena.

Após a escolha dos instrumentos, foi realizado o teste de validade dos instrumentos, através da estatística J de Hansen, tendo como hipótese nula que os instrumentos são válidos. O resultado encontrado foi a não rejeição da hipótese nula, conforme apresentado da Tabela 6. Pelo teste *Shea partial* do primeiro estágio da estimação, os resultados foram elevados, indicando que os instrumentos possuem relevância suficiente para explicar todos os regressores endógenos do modelo (BAUM *et al.*, 2003, p.15).

Os resultados da estimação estão apresentados na Tabela 6, onde o modelo utilizado foi corrigido para a heterocedasticidade e autocorrelação a partir da estimação dos erros padrão pelo procedimento de *Newey-West*.

Na estimação apresentada na Tabela 6, foram testadas outras variáveis no modelo, tais como *dummies* da semana de divulgação dos relatórios governamentais (brasileiro e americano) e dias da semana. As primeiras *dummies* foram testadas a fim de verificar se os efeitos dos relatórios governamentais da produção agrícola no custo de liquidez, pois disponibilizam novas informações no mercado, e assim poderiam afetar as expectativas dos agentes. As segundas *dummies* foram testadas a fim de verificar se algum dia da semana poderia ter alguma influencia no custo de liquidez. Porém, os resultados dessas *dummies* não foram significativos, e assim, optou-se em retira-las do modelo.

Tabela 6 - Estimação dos determinantes do custo de liquidez, através do Método de GMM.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | **GMM** | |
| Variáveis Explicativas | Parâmetro | P-valor |
| LOGVAR | 0,017287 ns | 0,4389 |
| LOGVOL | -0,809494\*\*\* | 0,000 |
| LOGCONTRABER | -0,249205\*\* | 0,0156 |
| EXPIRACAO | -0,002911\*\*\* | 0,000 |
| TENDPOS | -0,096128\* | 0,0615 |
| TENDNEG | 0,032841 ns | 0,7129 |
| LOGVOLMED | 0,789035\*\*\* | 0,000 |
| C | 0,83022\*\* | 0,0388 |
| Coeficiente de determinação (R²) | 0,5257 | - |
| Número de Observações | 607 | - |
| Teste de Endogeneidade Wu-Hausman | 19,3725 | P = 0,0002 |
| Hansen J. | 0,348908 | P = 0,5547 |
| *Shea partial* | 0,55 | - |

Fonte: Resultado da Pesquisa

**Nota:** ns - não significativo, \*\*\*significativo a 1%, \*\*significativo a 5%, \*significativo a 10%.

Instrumentos: D(log), D(log, D(log) e negócio diário.

**Legenda:** LOGVARP – log do desvio padrão diário dos preços; LOGVOL – log do volume diário de negociações; LOGCONTRABER: log do número diário de contratos abertos; EXP - dias úteis que faltam para expiração do contrato; TENDPOS - *dummy* da evolução positiva dos preços cotados em 5 fechamentos seguidos, caso contrário zero; TENDNEG - *dummy* da evolução negativa dos preços cotados em 5 fechamentos seguidos, caso contrário zero; e LOGVOLMED – log do volume médio transacionado diário.

Conforme os resultados da Tabela 6, a variável volume diário negociado foi negativamente relacionado com o custo de liquidez, conforme indicado na teoria. Isso acontece, principalmente, devido as maiores quantidades de contratos negociados e número de negócios diários, que indica que o mercado possui bastantes agentes negociando, facilitando em achar uma contraparte. O resultado mostra que à medida que aumenta o volume em 1%, o custo de liquidez cai 0,81%. Frank e Garcia (2010) indicam que maiores volumes implicam menos risco de manter contratos, uma vez que quando o volume diminui, os compradores (vendedores) têm dificuldade em preencher suas ordens, e o custo de liquidez aumenta.

O resultado do volume ser negativamente relacionado com o custo de liquidez, conforme apresentado na teoria e neste trabalho, demonstra o porque a bolsa americana é o contrato de soja mais líquido do mundo, pois suas negociações chegaram a atingir até 18 vezes a produção mundial da oleaginosa em 2009 (USDA, 2012 e CME Group, 2009). Já para a bolsa brasileira, no período de análise, as negociações foram de aproximadamente 2,5% da produção nacional. Essa informação demonstra que para o contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA ser mais líquido, deve-se estimular a entrada de novos agentes do mercado, aumentando assim o volume transacionado do contrato e consequentemente diminuindo o custo de liquidez.

O número de contratos diários abertos é de se esperar uma relação negativa com custo de liquidez, uma vez que quanto maior o número de contratos abertos, maiores as chances de existir uma contraparte disposta a negociar. Esse resultado foi observado na estimação, uma vez que se o contrato aberto aumenta em 1% o custo de liquidez diminui em 0,25%.

A variável número de dias úteis para a expiração do contrato apresentou sinal negativo, uma vez que conforme Thompson *et al.* (1988) e Thompson *et al.* (1993), o contrato com vencimento muito distante pode apresentar maiores custos de liquidez, pois os participantes do mercado podem optar por ativos com vencimentos mais próximos.

Para a variável média de volume por transação é de se esperar um sinal positivo, que segundo Thompson *et al.* (1988), quanto maior é a quantidade média negociada maior é o custo de liquidez, pois ordens maiores criam riscos maiores para os agentes do mercado, dificultando assim em achar uma contraparte disposta a negociar. Esse resultado foi observado no modelo, que apresentou sinal positivo, indicando que se o volume médio aumenta em 1%, o custo de liquidez aumenta em 0,78%. Esse resultado gera indício que o minicontrato futuro de soja pode ser bem demandado, pois menores volumes financeiros por negociação apresentam menores custos de liquidez, e assim poderia atrair número maior de participantes no mercado.

Para a variável desvio padrão dos preços era esperado uma relação positiva com o custo de liquidez, que conforme Thompson *et al.* (1993), esta variável reflete o grau de incerteza informacional no mercado de futuros, e quanto maior a incerteza maiores são os custos de liquidez. Porém, o coeficiente não foi significativo, e assim o grau de variabilidade dos preços não influenciou na determinação do custo de liquidez do contrato futuro.

As *dummies* que tentaram captar o efeito das tendências dos preços no custo de liquidez, apresentou coeficiente significativo e negativamente associado quando os preços apresentaram tendência positiva. No período de análise, ocorreram elevações nos preços da *commodity*, devido principalmente à diminuição na produção dos cultivos provocada pela seca nos Estados Unidos, além de várias regiões da América Central têm apresentado condições de seca (INSTITUTO INTERAMERICANO DE COOPERAÇÃO PARA A AGRICULTURA, 2012). Como as expectativas do mercado em relação ao preço da *commodity* eram altista, a tendência positiva dos preços acabou gerando diminuição no custo de liquidez.

Quando comparado o resultado do modelo aos trabalhos de Thompson *et al.* (1988), Thompson *et al.* (1993), Anand e Karagozoglu (2006), Frank e Garcia (2010), Shah *et al.* (2012) e Wang *et al.* (2012), verificou-se bastante resultados dos coeficientes semelhantes, porém para o contrato brasileiro bastante variáveis *dummies* não foram significativas.

# CONCLUSÕES

A análise do custo de liquidez do contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA se mostra fundamental para os agentes que utilizam este contrato como gerenciamento de risco, pois em um país que a produção de soja é a segunda maior do mundo, e com a possibilidade de utilizar os contratos de soja da bolsa CME/Chicago Board of Trade Company, o estudo do custo de liquidez na bolsa brasileira se torna ainda mais relevantes para a decisão dos agentes do mercado. Dessa forma, o presente trabalhos procurou analisar o custo de liquidez do contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA, seus determinantes e a eficiência de metodologias tradicionais na estimação do custo de liquidez, tais como Roll, CDP, TWM e CFTC.

Na análise dos contratos de soja da BM&FBOVESPA verificou-se elevada concentração de negócios em poucos contratos, sendo as negociações ocorridas principalmente para os contratos com vencimento em maio de cada ano. Para esses contratos, o custo de liquidez apresentou os menores valores, principalmente quando se aproxima da data de vencimento. Esse resultado é esperado, uma vez que os contratos com maiores números de negociações são os que apresentaram maiores lances de oferta para compra e lances de oferta para venda, o que resulta na maior facilidade de achar uma contraparte disposta a negociar, resultando em menor custo de liquidez.

Quando comparados os valores dos custos de liquidez dos contratos futuro de soja da BM&FBOVESPA com os trabalhos internacionais, conclui-se que o contrato brasileiro possui custos de liquidez elevados, pois a proporção de custo de liquidez em relação ao volume financeiro para cada negociação foi de 0,54% a 2,98%. Esses valores são muito superiores aos resultados dos trabalhos internacionais, tais como para a *commodity* milho, que atingiu de 0,07% a 0,08% do total do volume do contrato, sendo este considerado altamente líquido.

Quando analisados a eficiência das metodologias de Roll, CDP, TWM e CFTC, para a mensuração do custo de liquidez, verificou-se que as 4 metodologias subestimam o custo de liquidez, apresentando estimações em média de -60%. As correlações apresentadas entre as metodologias e o custo de liquidez foram em torno de 0,55, não sendo muito precisas para análise das variações nos custos de liquidez.

Quanto aos determinantes estimados através do Método dos Momentos Generalizados – *Generalized Method of Moment* (GMM), conclui-se que o volume negociado, dias para expiração do contrato, quantidades de contratos em aberto, e tendência positiva dos preços foram significativas e negativamente associadas com o custo de liquidez, enquanto a média de quantidade negociada por contrato foi positivamente associado, o que aceita a hipótese desse estudo. A teoria confirma a relação negativa entre essas variáveis e o custo de liquidez, uma vez que: quanto maiores os volumes e os contratos em aberto, maiores são as chances de achar contrapartes dispostas a negociar; contratos com expiração muito longa tendem a ter custo de liquidez maiores, devido as expectativas do mercado; a tendência positiva dos preços foi significativa, uma vez que os preços no período elevaram-se, devido as estiagens que provocaram queda na produção em alguns países produtores; e quanto maior a quantidade negociada por contrato, menores são as chances de inverter sua posição no mercado.

Destaca-se algumas limitações desta pesquisa, sendo primeiramente a base de dados. A grande concentração das negociações em poucos contratos período fixo de tempo antecedendo os vencimentos dos contratos. Nos trabalhos internacionais, os períodos fixados foram, por exemplo, 80 dias úteis antecedendo o vencimento de cada contrato, dando suporte para os investidores em relação ao tempo, independente do contrato. Para os contratos da bolsa brasileira, esse período fixo de tempo antecedendo o vencimento do contrato não foi possível para análise, uma vez que existe uma grande concentração dos negócios em poucos contratos, sendo analisados os determinantes para os principais contratos negociados.

Quanto a sugestões para os agentes que atuam neste mercado estão principalmente à utilização dos contratos com maiores volumes negociados, pois foram os que apresentaram menores custos de liquidez. Esses contratos, antecedendo 7 meses para seu vencimento, já apresentavam elevados números de negociações, tais como verificados para os contratos de maio. Além do volume, os agentes devem ficar atentos para a quantidade de contratos negociados, quantidades de contratos em aberto e o número de dias para a expiração dos contratos.

Vale ressaltar que, as análises aqui desenvolvidas se baseiam na média que ocorreu no passado, servindo de base para o planejamento do agente que utiliza o mercado futuro como gerenciamento. Porém, os resultados aqui não devem ser tomados como regra de decisão, pois diversas variáveis podem afetar o custo de liquidez nos contratos futuros de soja, e assim influenciar nos custos de liquidez no futuro.

# REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIOVE – Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. **Estatística Mensal do Complexo Soja.** Disponível em: <[http://www.abiove.org.br/site/index.php?page=estatistica &area=NC0yLTE=](http://www.abiove.org.br/site/index.php?page=estatistica%20&area=NC0yLTE=)>; Acesso em junho de 2013.

ANAND A.; KARAGOZOGLU A. K.; Relative performance of bid–ask spread estimators: Futures market evidence. **Journal of international financial markets, institutions & money,** Amsterdam, v. 16, p. 231–245, 2006.

BARROS, Á. de M.; AGUIAR, Danilo R. D. Gestão do Risco de Preço de Café Arábica: uma análise por meio do comportamento da base. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 43, nº03, p.443-464, jul/set. 2005.

BAUM, C. F. SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. **Instrumental variables and GMM: Estimation and testing.** The Stata Journal, 3, Number 1, pp. 1-31, 2003.

BAUM, C. F. SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. **Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing.** The Stata Journal, 7, Number 4, pp. 465-506, 2007.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Futuros de soja e milho.** Jun. 2005. Disponível em: <[http://www.investorbrasil.com/investor/public/files/FuturodeSojae Milho..pdf](http://www.investorbrasil.com/investor/public/files/FuturodeSojae%20Milho..pdf)>; Acesso em: 21 set. 2012.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Mercadorias e Futuros, dados históricos e recuperação de informações.** Disponível em:< http://www.bmfbovespa.com.br /pt-br/mercados/mercadorias-e-futuros.aspx?idioma=pt-br>; Acesso em: maio de 2013.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Volume Geral.** Disponível em:<http://www.bmfbovespa.com.br/shared/iframeBoletim.aspx?altura=3200&idioma=ptbr&url=www.bmf.com.br/bmfbovespa/pages/boletim1/VolumeGeral/VolumeGeral.asp>; Acesso em: mar. 2013.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. Histórico de Negociação, segmento BM&F. [DVD]. São Paulo - SP. 2013.

BRYANT, H. L.; HAIGH, M. S. **Bid-Ask Spreads in Commodity Futures Markets.** Department of Agricultural and Resource Economics. The University of Maryland, College Park. 2002.

BRYANT, H. L.; HAIGH, M. S. Estimating Actual Bid-Ask Spreads in Commodity Futures Markets. Department of Agricultural Economics, Texas A&M University. **Paper presented at the annual meeting of the American Agricultural Economics Association Chicago**, Illinois, Aug. 5-8, 2001.

CHU, Q. C., DING, D. K., PYUN, C. S.: Bid –Ask and Spreads in the Foreign Exchange Market. **Review of Quantitative Finance and Accounting.** v. 6, p. 19-37. 1996.

CME GROUP - **Number of agricultural contracts traded on exchanges. 2009. Disponível em: <** <http://www.cmegroup.com/>>. Acesso em: 5 set. 2012.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. **Séries Históricas.** Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2&Pagina_objcmsconteudos=3#A_objcmsconteudos>>; Acesso em: 21 mar. 2013.

DEMSETZ, H. “The Cost of Transaction”. **The Quarterly Journal of Economics***,* v. 82, Nº 1, pp. 33-53, Feb. 1968.

FAGAN, S. **Large Traders and Liquidity in Futures Markets.** Job Market Paper. Department of Economics, Simon Fraser University, University Drive, Burnaby, British Columbia, Canada, v. 5, 2010.

FRANK, J.; GARCIA P. Bid-ask spreads, volume, and volatility: Evidence from livestock markets. **American Journal of Agricultural Economics**, .v. 93, p. 209–225. Jan. 2010.

FRANK, J.; GARCIA P. Measuring Liquidity Costs in Agricultural Futures Markets. **Paper presented at the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**, Chicago, Illinois, Apr. 16-17, 2007.

GWILYM O.; THOMAS S.; An empirical comparison of quoted and implied bid–ask spreads on futures contracts. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money,** v. 12, nº1, p. 81–99. 2002.

HANSEN, L. P. **Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.** Econometrica, vol. 50, Nº 4, pag. 1029-1054, jul. de 1982.

INSTITUTO INTERAMERICANO DE COOPERAÇÃO PARA A AGRICULTURA - IICA. **Aumento do preço de produtos agrícolas é temporário.** Disponível em: <[http://www.iica.int/Esp/regiones/sur/brasil/Lists/Noticias/Disp Form.aspx?ID=548](http://www.iica.int/Esp/regiones/sur/brasil/Lists/Noticias/Disp%20Form.aspx?ID=548)>; Acesso em junho de 2013.

LAZZARINI, S. G.; ZYLBERSZTAJN, D.; TAKAKI, F. S. Inovações Contratuais em Mercados Futuros: o Caso do Boi Gordo na BM&F. **Revista de Administração Contemporânea**, v.2, n.3, p. 07-26, Set./Dez. 1998.

ROLL, R. A Simple Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market. **The Journal of Finance**, v. 39, nº. 4. p. 1127-1139. Sep. 1984.

SHAH, S., BRORSEN, B. W., and ANDERSON, K. B. Effective Bid-Ask Spreads in Futures versus Futures Options. **Journal of Agricultural and Resource Economics** 37(3):455–468. December, 2012.

SHAH, S., BRORSEN, B. W., and ANDERSON, K. B. **Liquidity Costs in Futures Options Markets.** Paper presented at the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**,** St. Louis, Missouri, Apr. 21-22, 2009.

SILVA, V. A. da; SONAGLIO, C. M. Estratégia de *Hedge* através de Contratos Futuros de Soja na BM&FBOVESPA. **48º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural** **– SOBER,** Campo Grande – MS, 25 - 28 de jul. 2010.

#### THOMPSON, S.; WALLERS, M. L.; FINNERTY, J. E.; Determinants of Liquidity Costs in Futures Markets. Faculty Working Paper nº 114, [College of Commerce and Business Administration, University of Illinois at Urbana-Champaign](http://openlibrary.org/publishers/College_of_Commerce_and_Business_Administration,_University_of_Illinois_at_Urbana-Champaign), p. 44, Jul. 1988.

THOMPSON, S.; EALES, J. S.; SEIBOLD, D. Comparison of Liquidity Costs Between the Kansas City and Chicago Wheat Futures Contracts. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.18, nº 2, p. 185-197. Dec. 1993.

THOMPSON, S. R.; WALLES, M. L. **The execution cost of trading in commodity futures markets.** Food Research Institute Studies. Vol. XX, nº 2, 141-163; 1987.

USDA - UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Table 07: Soybeans: World Suppy and Distribution.** Disponível em: < http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdReport.aspx?hidReportRetrievalName=Table+07%3a+Soybeans%3a+World+Supply+and+Distribution+++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++&hidReportRetrievalID=706&hidReportRetrievalTemplateID=8 >. Acesso em: 02 de dezembro de 2012.

WANG, X., P. GARCIA, AND S. H. IRWIN. The Behavior of Bid-Ask Spreads in the Electronically Traded Corn Futures Market. **Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**. St. Louis, Missouri, Apr. 2012.

WANG, H. K. W., YAU, J., & BAPTISTE, T. Trading Volume and Transaction Costs in Futures Markets. **Journal of Futures Markets**, v. 17, p. 757-780. 1997.

1. \* Mestrando em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa (UFV), Viçosa, MG, Brasil. E-mail: charles.marquezin@ufv.br [↑](#footnote-ref-1)
2. \*\* Professor do Departamento de Economia Rural (DER), Universidade Federal de Viçosa (UFV), Viçosa, MG, Brasil. E-mail: lbmattos@ufv.br [↑](#footnote-ref-2)
3. Alguns estudos sobre o risco de base para os derivativos agropecuários brasileiros estão disponíveis, por exemplo, em Barros e Aguiar (2005) e Silva e Sonaglio (2010). [↑](#footnote-ref-3)
4. Na seção 3 deste trabalho serão discutidos com mais detalhes as metodologias de Roll (1984), Chu *et al.* (1996), Thompson *et al.* (1987) e Wang *et al.* (1997). [↑](#footnote-ref-4)
5. Esse é um caso que ocorre com a CME/Chicago Board of Trade Company, que tem volume de contratos negociados correspondente a 18,7 vezes a produção mundial em 2009, sendo a principal bolsa de soja do mundo. [↑](#footnote-ref-5)
6. Ver, por exemplo, Baum *et al.* (2007, p. 482). [↑](#footnote-ref-6)
7. Ver, por exemplo, Baum *et al.* (2007, p. 476, 477 e 481). [↑](#footnote-ref-7)
8. Conforme a Conab (2012), a média brasileira de produção de soja nas safras 2010/11 e 2011/12 foram de 48 sacas de 60 kg por hectare. [↑](#footnote-ref-8)
9. Ver, por exemplo, trabalhos de Thompson *et al.* (1993), Bryant e Haigh (2002), Shah *et al.* (2009) e Shah *et al.* (2012). [↑](#footnote-ref-9)
10. Os modelos de Roll, CDP, TWM e CFTC adotam as variações nos preços negociados em suas metodologias, e conforme a Tabela 3, os demais contratos apresentaram poucas negociações, impossibilitando a utilização das metodologias propostas. [↑](#footnote-ref-10)