

CRÉDITO RURAL COMO FATOR DETERMINANTE PARA AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE SOJA EM GRÃO, JUNHO DE 2000 A JANEIRO DE 2010

RURAL CREDIT AS A FACTOR FOR DETERMINING THE EXPORTS OF SOYA BEANS, JUNE 2000 TO JANUARY 2010

Graciela Aparecida Profeta

Universidade Federal Fluminense – RJ – Brasil

Marília Fernandes Maciel Gomes

Universidade Federal de Viçosa – MG – Brasil

Dênis Antônio da Cunha

Universidade Federal de Viçosa – MG – Brasil

Viviani Silva Lório

Universidade Federal de Viçosa – MG – Brasil

Resumo: O crédito rural foi considerado um insumo capaz de aumentar a produção brasileira de soja, deslocando a curva de oferta interna para a direita e gerando excedentes exportáveis do grão. O objetivo principal do trabalho foi analisar os efeitos do crédito rural nas exportações brasileiras de soja em grão no período de junho de 2000 a janeiro de 2010. O suporte teórico utilizado foi a teoria da produção e da oferta de exportação. Os resultados obtidos, por meio do modelo de correção de erros (VEC), indicaram que o crédito rural foi um dos determinantes mais significativos para evolução das exportações brasileiras de soja, ficando atrás somente da taxa de câmbio. O crédito apresentou relacionamento positivo e direto com a quantidade ofertada exibindo o segundo maior coeficiente de elasticidade estimado.

Palavras chave: Crédito rural, exportações brasileiras de soja, VEC

Abstract: Rural credit was considered an input capable of increasing the Brazilian soybean production, shifting the supply curve to the right internal and generating surplus exportable grain. The main objective of this study was to analyze the effects of rural credit in Brazilian exports of soybeans during the period June 2000 to January 2010. The theoretical support was the theory of production and export supply. The results obtained by the model error correction (VEC), indicated that rural credit was one of the most significant determinants for the evolution of Brazilian exports of soybeans, behind only the exchange rate. The credit had positive and direct relationship with the quantity supplied showing the second largest estimated coefficient of elasticity.

Keywords: Rural credit, Brazilian exports of soybeans, VEC

INTRODUÇÃO

Em face do processo de globalização, a exposição dos produtos brasileiros no mercado internacional ocorreu com maior força a partir da década de 1990, com a intensificação da abertura comercial. Esse novo cenário exigiu que os produtores nacionais adotassem uma postura diferente, pautada na produtividade e na redução de custos, como meio de garantir competitividade. Tal mudança se

deu principalmente no mercado de produtos agrícolas, mais especificamente em *commodities* como soja, milho, café, cana-de-açúcar etc.

O Brasil é o segundo maior produtor e exportador mundial de soja, ficando atrás apenas dos Estados Unidos. Segundo dados do Censo Agropecuário de 2006 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2006), a cultura da soja foi a que mais se expandiu no Brasil no período de 1996 a 2006, sendo cultivada em mais de 216 mil propriedades, além de ser o produto mais exportado pelo país. De acordo com informações da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais – ABIOVE (2010), em relação ao complexo da soja, o Brasil exportou, no ano de 2010, cerca de 44 mil toneladas do produto, o que gerou, aproximadamente, US\$ 17 milhões de receita. Esses fatos evidenciam a relevância econômica que essa oleaginosa representa para o agronegócio nacional.

Não obstante o bom desempenho do Brasil no mercado mundial de soja, poucos são os agricultores que conseguem manter a atividade exclusivamente com recursos próprios, devido à elevada exigência de capital. Nesse caso, programas de crédito subsidiados pelo Estado atuam como importante fonte de financiamento. Os recursos disponibilizados permitem acesso à tecnologia e aos insumos, proporcionando ganhos de produtividade e de competitividade.

Atualmente, os instrumentos de política agrícola têm sido utilizados como recompensa aos produtores diante das situações de risco e de incerteza que lhes causam prejuízos, tais como questões macroeconômicas desfavoráveis ou resultantes de condições naturais adversas. Ainda assim, esses têm se mostrado relevantes para o setor, já que possibilitam o investimento em capital fixo e capital humano, insumos básicos da atividade, facilitando o processo de produção, comercialização e inovação (PEREIRA, et. al., 2006). Com isso, o crédito atua como um agente deslocador da oferta de produtos agrícolas que, dependendo da magnitude do deslocamento, pode vir a gerar excedentes exportáveis. Essa relação foi observada por Gasques e Bastos (2003), que mostraram que o crédito de investimento contribui para o aumento da produtividade agrícola e, conseqüentemente, do produto.

Na literatura há outros estudos que ressaltam a importância da política de crédito rural¹; pode-se destacar o trabalho de Kroth *et al.* (2006), que identificaram uma relação entre crédito rural e produto *per capita*. Os autores mostram que o crédito é um importante mecanismo para aumentar a produtividade no campo e gerar crescimento do produto. Ademais, segundo Silva et al. (2008), tendo em vista a escassez de recursos financeiros por parte dos produtores, os recursos via concessão de crédito constituem-se alternativa eficaz para que os agricultores possam aumentar sua eficiência tecnológica.

De acordo com os estudos mencionados, entende-se que o crédito rural é um instrumento propulsor da produção agrícola. Os produtores, ao contratarem o crédito, passam a dispor de recursos extras para investir na produção, na compra de sementes melhoradas, em maquinário, na contratação de mão de obra e no

¹ Pode-se destacar também os trabalhos realizados por Abramovay e Vieiga (1999), Defane et al. (1999), Belik e Paulillo (2001), Gasques et al. (2004) e, mais recente, Constantin (2007).

tratamento do solo. Esses investimentos podem gerar ganhos de produtividade suficientemente altos para garantir excedentes produtivos que poderão ser exportados de forma competitiva.

Pelo exposto, fica evidente a importância do crédito rural para o crescimento do setor agrícola. Conseqüentemente, esse recurso deve ser tratado como um elemento estratégico, tanto para a agricultura comercial quanto para a agricultura familiar. Nesse sentido, torna-se relevante a compreensão de seus efeitos sobre as exportações de soja, haja vista que esse conhecimento poderá contribuir para que os instrumentos de políticas públicas voltadas ao setor possam ser delineados de forma que esses recursos sejam alocados mais adequadamente. Com base na revisão de literatura realizada, entende-se que os recursos do crédito, uma vez bem direcionados, podem propiciar aumentos na produção de forma a gerar excedentes exportáveis.

Portanto, o presente estudo tem como objetivo principal analisar as relações existentes entre crédito rural e exportações de soja pelo Brasil, no período de junho de 2000 a janeiro de 2010. Especificamente, pretende-se estimar a equação de oferta para a quantidade exportada de soja pelo Brasil, a fim de avaliar os seus principais determinantes, com destaque para o crédito rural.

Em termos estruturais, além desta primeira parte introdutória, o artigo está organizado em mais quatro seções. Na segunda seção, apresenta-se a discussão teórica acerca do tema. A terceira traz a metodologia utilizada no estudo, com destaque para o modelo analítico de estimação da oferta de exportação de soja, os procedimentos econométricos e a fonte de dados. Na quarta, apresentaram-se os resultados e as discussões pertinentes; por fim, a última seção é constituída pelas conclusões do estudo.

2 DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE SOJA: BREVE DISCUSSÃO TEÓRICA

Encontram-se diversos trabalhos na literatura internacional e nacional que versam sobre os determinantes da oferta de exportações. No Brasil existem pesquisas para os mais variados produtos que compõem a pauta de exportações. Dentre esses estudos podem ser citados o de Alves e Bacchi (2004), que trata da oferta de exportação do açúcar; o de Silva, Braga e Campos (2008), cuja preocupação consistiu em estudar os determinantes da oferta de exportação da carne de frango do Brasil no período de 1992 a 2007. Especificamente tratando da soja, pode-se mencionar o estudo de Cassue e Santos (2005), que trataram a questão cambial e a captação de recursos em relação à soja. Esses trabalhos, de modo geral, consideraram como fatores determinantes das exportações os preços interno e externo dos bens em consideração e a taxa de câmbio real efetiva.

Além dessas variáveis comumente usadas, no presente estudo foi inserido o crédito rural como um dos determinantes da oferta de exportação de soja pelo Brasil. A justificativa, de acordo com Magalhães et al. (1999), é que, dada uma restrição ao crédito, a capacidade do agronegócio nacional de aumentar sua produção e sua qualidade com custos menores é afetada. Assim, o crédito agrícola

é considerado um importante insumo, uma vez que permite ao produtor, em caso de restrição orçamentária, recursos extras que serão usados nos gastos referentes à produção, como fertilizantes, sementes, maquinaria, mão de obra, entre outros. Nesse sentido, o crédito rural concedido ao produtor é considerado como o insumo variável da função de produção que permite ao produtor aumentar o nível de produto final de tal maneira que seja possível gerar excedentes exportáveis.

Diante do exposto e considerando a proposta de Bacchi et al. (2003), a especificação da função de oferta de exportação do presente estudo levará em conta o fato de que o *quantum* exportado do produto em questão está associado aos excedentes do mercado doméstico. Nesse caso, as funções de oferta e de demanda interna podem ser representadas da seguinte maneira:

$$S = f(PD, W) \quad (1)$$

$$D = g(PD, Y) \quad (2)$$

em que: PD é o preço doméstico; W representa deslocadores da oferta (crédito rural, por exemplo); e Y representa deslocadores da demanda (renda, por exemplo). Dado que:

$$Q^X = S - D \quad (3)$$

em que Q^X é o *quantum* exportado. Então, ao relacionar o preço das exportações e o preço interno, tem-se uma margem de exportação necessária para cobrir os custos dessa operação, dada por $m = \alpha PD$. Tal que α é a elasticidade capaz de relacionar m a PD . Se o preço de exportação expresso em moeda nacional (PX) é igual ao preço que vigora no mercado interno mais a margem de exportação, então $PD = PX - \alpha PD$. Portanto, considerando (1), (2) e (3), pode-se especificar a função de oferta de exportação como sendo afetada pelas mesmas variáveis que influenciam a oferta e demanda interna. Levando-se em conta o fato de que PD é dado pela diferença entre PX e m , tem-se a função genérica da oferta de exportação:

$$Q^X = h(PD, PX, W, Y) \quad (4)$$

Contudo, sabe-se que $PX = PE \times TC$, em que PE é o preço das exportações em moeda estrangeira e TC é a taxa de câmbio. Sendo assim, pode-se reescrever a equação (4) como:

$$Q^X = h(PD, PE, TC, W, Y) \quad (5)$$

Portanto, com base no arcabouço teórico que envolve a discussão, a expectativa é de que exista relação positiva e direta entre a quantidade exportada (Q^X), o preço externo (PE), a taxa de câmbio (TC) e o crédito rural (W). Nesse caso, *coeteris paribus*, elevações no preço externo da soja implicam incrementos da quantidade exportada, em virtude do aumento da diferença entre o preço externo e o doméstico. Quanto à taxa de câmbio, uma depreciação da moeda nacional diante da moeda estrangeira, ou a valorização da moeda estrangeira diante da moeda nacional, implica maiores volumes exportados da soja. No caso específico do crédito rural, maior disponibilidade desses recursos resulta em elevação da quantidade produzida e, mantido tudo o mais constante, aumentos na quantidade exportada da soja. Por outro lado, espera-se uma relação direta, porém negativa, entre a quantidade exportada, o preço doméstico (PD) e a renda interna (Y). No que concerne ao preço doméstico, um aumento do PD implica direcionar a produção para o mercado interno e, conseqüentemente, retração da oferta destinada ao mercado externo. Em se tratando da renda, aumentos nos níveis de renda interna significam maior consumo interno e, portanto, redução da disponibilidade para a exportação.

3 METODOLOGIA

Para trabalhar com variáveis que apresentam um inter-relacionamento ao longo do tempo, como é o caso do presente estudo, considerou-se conveniente fazer inferências sobre o relacionamento entre crédito rural e oferta de exportação de soja, por meio da aplicação de um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) desenvolvido por Sims (1986). O modelo VAR possibilita a realização de previsões e de análises dinâmicas, sem necessidade de especificar, *a priori*, um modelo teórico. Além disso, todas as variáveis do modelo são tratadas como endógenas.

Basicamente, o VAR permite que se observem empiricamente as respostas em uma variável diante da ocorrência de um choque em outro componente do modelo, ou mesmo verificar, por meio da decomposição histórica do erro de previsão, qual a participação de cada variável no entendimento das alterações ocorridas nas outras. A estimação do VAR requer que as séries temporais sejam estacionárias em nível. Em termos práticos, o sistema VAR especifica variáveis movimentadas por choques correlacionados. De acordo com Enders (1995), nesse caso há uma simultaneidade entre o conjunto de variáveis, não devendo haver qualquer distinção *a priori*. Como se trata de séries temporais, são necessários procedimentos preliminares à estimação do VAR, quais sejam, teste de estacionariedade, definição do número de defasagens para o VAR, teste de autocorrelação sobre os resíduos, teste de causalidade de Granger e teste de estabilidade do VAR para obter o modelo com melhor ajuste.

Se os resultados do teste de estacionariedade das séries apontarem que as mesmas são integradas de ordem maior ou igual a 1, deve-se verificar, por meio do teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990), se as mesmas são cointegradas no longo prazo. Na presença de pelo menos um vetor de

cointegração deve-se, então, estimar um VEC (*Vector error-correction*) a partir do VAR ajustado².

3.1 Fonte de dados

No presente trabalho todas as variáveis foram construídas a partir de séries temporais, de periodicidade mensal, correspondendo ao período de junho de 2000 a janeiro de 2010, o que compreende 116 observações. As variáveis utilizadas foram:

- i. **Exportação brasileira de soja (Q^x) e preço externo da soja (PE):** obtidas no Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior por meio do sistema Alice-Web (códigos da nomenclatura comum do Mercosul (NCM): 12010010 – soja para semeadura e 12010090 – outros grãos de soja, mesmo triturados). As séries estão apresentadas com valores em toneladas.
- ii. **Crédito rural (W):** obtido na base de dados do Banco Central do Brasil, Seção Moeda e Crédito (BCB Boletim/Moeda). Os valores, cotados em R\$/milhões, referem-se à soma das operações contratadas do crédito rural pelo setor público e privado para o rural e para o rural e agricultura, em conformidade com as normas específicas do crédito rural.
- iii. **Preço doméstico da soja (PD):** *proxy* para o Brasil e diz respeito à média dos preços médios (R\$) de venda no atacado da soja em farelo e em grão por tonelada, no Estado do Paraná, obtido na Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Estado do Paraná, Departamento de Economia Rural (Seab-PR). Essas séries estão disponíveis na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEAdata). Ressalta-se ainda que a opção por usar os preços do Paraná se deu em razão da indisponibilidade de dados fornecidos gratuitamente, que permitisse construir uma variável em nível de Brasil. Além disso, considera-se que os preços do Estado do Paraná refletem bem o que ocorre no mercado interno, visto que esse é o segundo maior produtor nacional, com participação de 20% da produção interna da safra de 2010/2011, de acordo com dados do oitavo levantamento da safra de grãos 2010/2011, realizado pela Companhia Nacional de Abastecimento(Conab).
- iv. **Taxa de câmbio (TC):** refere-se à taxa de câmbio efetiva real do setor agropecuário, obtida na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEAdata).
- v. **Renda interna (Y):** variável formada a partir da estimativa do Banco Central do Brasil para a série histórica do Produto Interno Bruto (PIB), dado em milhões de reais, cuja fonte é o Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Atividade Econômica (BCB Boletim/Ativ. Ec.)

² Mais detalhes sobre a metodologia proposta podem ser obtidos em Enders (1995).

Destaca-se que, além das séries históricas referidas, foi incluída também uma variável *dummy* (*D*) para verificar os efeitos da crise econômica ocorrida em 2008. Para a construção da *dummy*, considerou-se zero (0) para o período de junho de 2000 a maio de 2008 e um (1) para o período de junho de 2008 a janeiro de 2010. Ademais, deve-se esclarecer que devido à estabilidade da economia brasileira no que diz respeito à inflação, no período em análise, julgou-se desnecessário o deflacionamento das séries de preço. Além disso, o deflacionamento poderia adicionar uma tendência comum aos dados e isso, de certa forma, poderia influenciar o comportamento comum das séries a longo prazo. Por fim, trabalhou-se com as séries em logaritmo natural, pois os resultados obtidos podem ser analisados diretamente em termos de elasticidades.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Apresentam-se na Tabela 1 as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no presente estudo. O que se deve ressaltar é o fato de que, em média, o preço externo apresentou-se mais elevado do que o preço interno. Tal constatação sugere que os produtores brasileiros optam por exportar sua produção, visto que o preço externo tem se apresentado mais atrativo se comparado ao interno. Além disso, esse comportamento dos preços (externos e internos) pode, inclusive, justificar a posição alcançada pelo Brasil de grande exportador mundial de soja.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis usadas no estudo do crédito rural e seus efeitos nas exportações brasileiras de soja - junho de 2000 a janeiro de 2010.

| Estatísticas | LQ ^x | LW | LPD | D02 | LTC | LY | LPED |
|--------------|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Média | 6,407 | 4,950 | 2,731 | 0,172 | 2,005 | 5,232 | 3,587 |
| Máximo | 7,036 | 5,236 | 2,921 | 1,000 | 2,162 | 5,487 | 3,786 |
| Mínimo | 5,350 | 4,618 | 2,467 | 0,000 | 1,902 | 4,986 | 3,286 |

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LQ^x (Logaritmo da quantidade exportada de soja), LW (Logaritmo das operações contratadas de crédito rural), LTC (Logaritmo da taxa de câmbio), LPD (Logaritmo do preço doméstico da soja), LY (Logaritmo da renda interna), D02 (*dummy* para captar os efeitos da crise econômica mundial de 2008) e LPE (Logaritmo do preço externo da soja).

Para verificar, formalmente, o comportamento quanto à estacionariedade das séries, aplicou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF). Os

resultados do teste estão apresentados na Tabela 2 e permitiram compreender como o processo estocástico gerador das séries em estudo se deu ao longo do período analisado.

Tabela 2. Teste de raiz unitária ADF para as séries de tempo no período de junho de 2000 a janeiro de 2010.

| Série ^a | Lag ^b | Estatística de teste ^c | Valor crítico | | | Decisão | |
|--------------------|------------------|-----------------------------------|---------------|--------|--------|---------------------------|------------------------------|
| | | | 1% | 5% | 10% | Quanto à estacionariedade | Quanto à ordem de integração |
| LQ ^x | 12 | -1,887*** | -4,049 | -3,454 | -3,153 | Não estacionária | I(1) |
| DQ ^x | 11 | -3,942 | | | | Estacionária | |
| LW | 1 | -1,796*** | -4,041 | -3,450 | -3,150 | Não estacionária | I(1) |
| DW | 0 | -8,258 | | | | Estacionária | |
| LPD | 1 | -2,736*** | -4,041 | -3,450 | -3,150 | Não estacionária | I(1) |
| DPD | 0 | -6,729 | | | | Estacionária | |
| LTC | 1 | -3,227** | -4,041 | -3,450 | -3,150 | Não estacionária | I(1) |
| DTC | 0 | -7,661 | | | | Estacionária | |
| LY | 12 | -1,146*** | -4,050 | -3,454 | -3,150 | Não estacionária | I(1) |
| DY | 11 | -4,580 | | | | Estacionária | |
| LPE | 2 | -2,603*** | -4,041 | -3,450 | -3,150 | Não estacionária | I(1) |
| DPE | 0 | -8,668 | | | | Estacionária | |

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Nota : ^a LQ^x (Logaritmo da quantidade exportada de soja), DQ^x (Logaritmo da quantidade exportada de soja em sua primeira diferença) LW (Logaritmo das operações contratadas de crédito rural), DW (Logaritmo das operações contratadas de crédito rural em sua primeira diferença), LTC (Logaritmo da taxa de câmbio), DTC (Logaritmo da taxa de câmbio em sua primeira diferença), LPD (Logaritmo do preço doméstico da soja), DPD (Logaritmo do preço doméstico da soja em sua primeira diferença), LY (Logaritmo da renda interna), DY (Logaritmo da renda interna em sua primeira diferença), LPE (Logaritmo do preço externo da soja) e DPE (Logaritmo do preço externo da soja em sua primeira diferença).^b Definido de acordo com o critério de Schwarz.^c Conforme modelo com intercepto e tendência. (*), (**) e (***) significam não rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que as séries não são estacionárias em nível, mas são integradas de ordem um (1), ou seja, suas primeiras diferenças são estacionárias com pelo menos 5% de significância estatística. Isso significa afirmar que as séries possuem a mesma ordem de integração e, portanto, os procedimentos para analisar a importância do crédito rural sobre as exportações brasileiras de soja devem seguir a estimação de um

modelo VEC, se houver cointegração entre as séries I(1) ou um VAR em sua primeira diferença, caso a cointegração não se verifique.

Nesse sentido, o próximo passo da análise consistiu em ajustar um modelo VAR e a partir dele verificar a existência de cointegração por meio do teste de cointegração proposto por Johansen e Juselius, (1990). Os resultados dos procedimentos adotados para ajustar o modelo VAR foram apresentados no apêndice das Tabelas 1A e 2A e na Figura A1. Depois de realizados os procedimentos preliminares de ajustamento do modelo VAR, deve-se definir qual o ordenamento das variáveis que compuseram a função de oferta de exportação de soja do Brasil, visto que, *a priori*, o modelo VAR pressupõe que todas as séries são endógenas. Além de definir a presença de relação de causalidade entre as variáveis que determinam a oferta brasileira de exportação de soja, o teste de Granger subsidia a tomada de decisão quanto ao ordenamento das variáveis para a o teste de cointegração e estimação do VEC³. A ordem das variáveis no processo de estimação é muito importante, uma vez que, em caso de escolha aleatória do ordenamento, a análise dos resultados empíricos poderá ficar comprometida. Para identificar a relação causal entre as variáveis e, posteriormente, ordená-las de acordo com a relação de causalidade apresentada e respeitando a teoria, evidentemente, aplicou-se o teste de causalidade de Granger em blocos sobre os resultados da estimação de um VAR (2). O teste de Granger em blocos é um teste de causalidade conjunto para as variáveis do modelo. Na Tabela A3 do apêndice, estão os resultados do teste de Granger para a equação de oferta de exportação brasileira de soja.

Os resultados desse teste mostraram que a quantidade exportada de soja (Q^x) foi causada, individualmente, apenas pelo crédito rural. Porém, constatou-se que, no conjunto, as variáveis independentes apresentaram poder de explicar as variações na quantidade exportada de soja pelo Brasil a 5% de significância estatística. Além da quantidade exportada, a renda interna (Y) e o preço externo da soja (PE) também foram causados pelo conjunto de variáveis explicativas a 1% de significância estatística. Quanto ao crédito rural (W), esse não foi causado no sentido de Granger por nenhuma variável individualmente, nem pelo conjunto de determinantes. Isso indicou que de fato o crédito rural, enquanto instrumento de política agrícola, é uma variável determinada exogenamente. No que diz respeito ao preço doméstico (PD) e à *dummy* (D), pode-se dizer que também não foram causadas por nenhum determinante individualmente, nem pelo conjunto de variáveis. Da mesma forma, a taxa de câmbio (TC) foi outro determinante das exportações de soja pelo Brasil que não foi causada por nenhuma variável, nem pelo conjunto delas a 5% de significância; mesmo porque trata-se de uma variável estratégica de política macroeconômica e, portanto, com alterações na TC muito mais relacionadas a outros fatores, como taxa de juros, do que com os determinantes utilizados aqui. No caso da renda interna (Y), notou-se que essa foi causada individualmente pela quantidade exportada (Q^x), pelo crédito rural (W), pelo preço interno (PD) e pelo conjunto de variáveis a 1% de significância

³Em caso de se constatar que existe pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis do modelo.

estatística. Por fim, tem-se que o preço externo (PE) foi causado pela quantidade exportada (Q^x), pelo preço interno (PD) e pela taxa de câmbio (TC), bem como pelo conjunto de variáveis explicativas a 1% de significância. Portanto, com base nos resultados do teste de Granger entre as variáveis e com respaldo no conhecimento do mercado e no conhecimento teórico, seguiu-se o seguinte ordenamento: $LQ^x LW LPD D LTC LY LPE$.

O próximo passo da análise consistiu no exame da cointegração por meio do teste de cointegração de Johansen, aplicado sobre o VAR (2) previamente ajustado. Os resultados do teste de cointegração estão apresentados na Tabela 3 a seguir e mostraram que existiam pelo menos duas relações de cointegração entre as variáveis da equação de oferta de exportação e que, portanto, a análise via VEC procedia e era recomendável.

Tabela 3. Teste^a de cointegração entre as variáveis da função de oferta de exportação de soja pelo Brasil para o período de junho de 2000 a janeiro de 2010.

| Hipótese nula | Teste do traço ^b | Valor crítico ^c | Teste do máximo ^b | Valor crítico ^c |
|---------------|-----------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|
| $r = 0$ | 174,958* | 125,615 | 71,782* | 46,231 |
| $r \leq 1$ | 103,177** | 95,754 | 49,837* | 40,078 |
| $r \leq 2$ | 53,340 ^{NS} | 68,819 | 21,642 ^{NS} | 33,877 |

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa

Nota: ^a Usou-se o modelo 3 do *EViews* para a realização do teste de cointegração. Esse modelo refere-se à especificação com tendência linear determinística nos dados e intercepto na equação de cointegração. ^b (*), (**) e (NS), reportam-se, respectivamente, a significativo a 1%, 5% e a não significativo. ^c Considerou-se o valor crítico de 5%.

A seguir apresentam-se na Equação 6 os resultados da oferta de exportação de soja, estimados por meio de um modelo VEC (1).

$$LQ^x = -10,62 + 2,23^{**}LW - 0,03^{NS}LPD + 0,07^{NS}D + 2,62^{**}LTC - 0,83^{NS}LY + 1,43^{***}LPE(6)$$

$$(1,88)(0,03)(-0,41)(-1,86)(0,44) \quad (-1,36)$$

Nota: (*), (**), (***), (NS), referem-se respectivamente a 1%, 5% e 10% de significância estatística e não significativo.

Os valores entre parêntese da Equação (6) representam os testes t de cada coeficiente estimado da oferta de exportação de soja e esses indicaram que o logaritmo do crédito rural (LW), o logaritmo da taxa de câmbio (LTC) e o logaritmo do preço externo (LPE) foram significativos em pelo menos 10% de significância estatística. Quanto aos demais determinantes, esses não foram significativos nem a 10% de significância. No que se refere aos sinais, de modo geral, também foram coerentes com a teoria, à exceção da *dummy* (D). Porém,

essa contradição não compromete as análises, visto que o seu coeficiente estimado não foi estatisticamente significativo nem a 10% de significância.

A variável utilizada para medir os efeitos da política agrícola nas exportações de soja do Brasil, logaritmo do crédito rural (LW), se mostrou uma das mais representativas dentre os determinantes da oferta de exportação de soja aqui considerados, tanto em termos de significância estatística quanto em termos da magnitude da elasticidade apresentada. Observou-se que, dado um aumento de cerca de 10% no volume de crédito concedido ao produtor rural, tudo o mais mantido constante, a oferta de exportação de soja deve aumentar em cerca de 22%. Portanto, constatou-se que a política agrícola representada pelo crédito rural tem efeitos importantes e expressivos sobre a inserção da soja brasileira no mercado externo. Além disso, sendo essa *commodity* considerada um dos principais produtos da pauta de exportação do agronegócio brasileiro, projetos que possibilitem aumentar o volume e a disponibilidade desses recursos aos produtores podem garantir supremacia brasileira no mercado mundial de soja e aumentar a renda rural e urbana no País como um todo.

Ademais, considerando o modelo teórico fundamentado na função de produção e na equação da oferta (Equação 5), tal relação entre o crédito rural e a exportação de soja já era esperada, uma vez que a maior disponibilidade de recursos via crédito permite ao produtor investimentos em tecnologia, fertilizantes, sementes melhoradas e maquinário, a fim de auferir ganhos de produtividade e, conseqüentemente, aumentos em sua produção, o que gera excedentes exportáveis (SOUZA, 2007). Os ganhos de produtividade, além de aumentar a produção por área plantada, também reduzem os custos produtivos. Nesse caso, os excedentes gerados tornam-se competitivos diante do mercado internacional, de modo a serem, de fato, exportáveis. No Gráfico 1 apresenta-se a evolução da produção e das exportações brasileiras de soja, e da disponibilidade dos recursos do crédito rural, no período de 2001 a 2009.

Pode-se notar que a produção, as exportações e o crédito rural apresentaram comportamento similar, com tendência de crescimento ao longo do período de 2001 a 2009. Assim, de acordo com a análise gráfica, verifica-se que maiores recursos disponíveis permitiram aos produtores investimentos no seu sistema produtivo, de tal forma a gerar aumentos de produção. Esses aumentos na produção, por sua vez, se transformaram em excedentes, que geralmente se destinaram ao mercado externo. Nesse caso, pode-se dizer que maiores volumes de recursos do crédito disponibilizados permitiram também maiores volumes de soja exportados no período, como mostra o Gráfico 1.

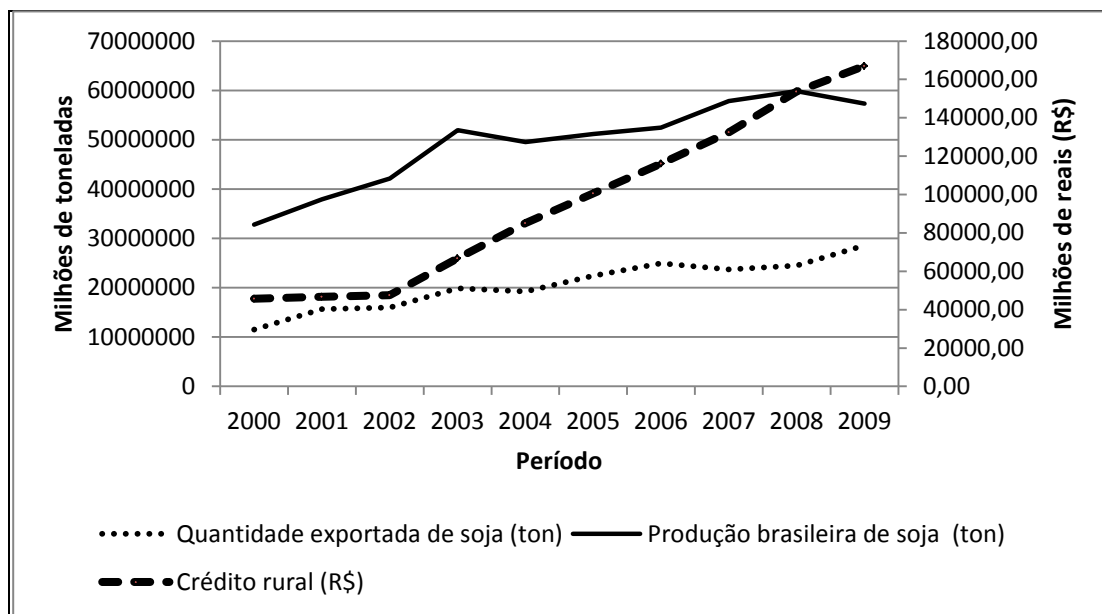


Gráfico 1. Evolução da quantidade exportada de soja pelo Brasil, produção brasileira e do crédito rural no período de 2000 a 2009.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados obtidos no Ipeadata.

Ainda de acordo com estudos realizados pelo Fundo de Apoio à Cultura da Soja, a evolução da produção de soja no Brasil esteve fortemente relacionada ao desenvolvimento de tecnologias que possibilitaram o aumento da área de cultivo, mantendo-se a produtividade estabilizada ou até mesmo com pequenos aumentos. Esse incremento da produtividade decorreu da introdução de variedades de soja melhoradas, de técnicas de controle de pragas, doenças e plantas daninhas, do aprimoramento das técnicas de cultivo, do uso do plantio direto, da evolução das técnicas de fertilização e do maquinário agrícola (TOLLEFSON, 2010). Esses são os principais determinantes da competitividade brasileira no comércio internacional.

Segundo estudo sobre a Cadeia Produtiva da Soja, coordenado pelo Ministério da Agricultura – MDA (2007), pôde-se verificar a evolução da participação brasileira no mercado internacional da soja. No início da década de 1990, o país detinha aproximadamente 15% do mercado, ao passo que na safra de 2004/2005 essa participação cresceu e atingiu cerca de 40% do mercado. Tal expansão ocorreu em razão da evolução da área plantada, principalmente nas regiões de fronteira agrícola, impulsionada pelo domínio das tecnologias de produção, pela abundância de crédito para a compra de máquinas e equipamentos e também pelo crédito privado para o custeio da produção. Portanto, o crédito se mostrou significativo para as exportações de soja do Brasil, como já era esperado.

Em se tratando do logaritmo da taxa de câmbio (LTC), o coeficiente estimado foi o mais representativo entre os demais determinantes da oferta de exportação de soja pelo Brasil. Notou-se que uma desvalorização cambial de cerca de 10% implicaria ganho de competitividade para o produto brasileiro frente aos principais países exportadores, e isso permitiria um aumento de cerca de 26% na quantidade exportada de soja pelo Brasil, tudo o mais mantido constante. Além

disso, de acordo com Bacchi et al. (2003), a taxa de câmbio foi um fator importante para o estímulo às exportações de soja em grãos em 2003, haja vista que no período de 2002 a 2003 o País sofreu forte desvalorização cambial, o que conferiu maior competitividade ao produto brasileiro diante dos concorrentes no mercado internacional. Contudo, há de se destacar que uma política monetária de desvalorização cambial com a finalidade de favorecer as exportações de soja, ou de qualquer outra *commodity*, tem efeitos colaterais sobre outros setores da economia brasileira como o setor industrial, por exemplo, que se torna menos competitivo. Portanto, deve-se ter cautela ao se adotar esse tipo de política para favorecer o setor agrário.

No que tange ao coeficiente estimado para o logaritmo do preço interno (LPD), esse não se mostrou estatisticamente significativo. Tal constatação pode estar relacionada ao fato de que a formação do preço doméstico é fortemente atrelada às cotações da bolsa de Chicago (CME). O logaritmo da renda interna (LY) também não apresentou significância estatística, o que pode estar ligado ao fato de as famílias brasileiras não terem como hábito alimentar o consumo direto do grão. Todavia, sabe-se que derivados da soja, como o farelo de soja, são importantes insumos produtivos para outras fontes de alimentos, como as carnes bovina, suína e de frango, bastante consumidas no Brasil.

Por fim, tem-se que o coeficiente estimado para o logaritmo do preço externo (LPE) se mostrou estatisticamente significativo. Nesse caso, dado um aumento de 10% no preço internacional da soja, a quantidade do produto ofertado pelo Brasil aumentaria em aproximadamente 14%, tudo o mais mantido constante.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo principal examinar os determinantes da oferta de exportação brasileira de soja em grão no período de junho de 2000 a janeiro de 2010, com especial atenção para o relacionamento entre o crédito rural, importante determinante da oferta, e as exportações de soja. Notou-se que de fato o crédito rural, juntamente com a taxa de câmbio e o preço externo, foram as variáveis que apresentaram maiores elasticidades, sendo, portanto, os determinantes mais significativos para a oferta de exportação de soja pelo Brasil no período. Assim, concluiu-se que o crédito rural foi um instrumento relevante para a ampliação da produção brasileira de soja e, conseqüentemente, para o aumento das exportações.

Ressalta-se, ainda, que os resultados do presente artigo estão em conformidade com outros trabalhos, cujo foco era estudar as relações entre crédito e produção agrícola. Freitas e Pereira (2008) analisaram a relação entre produção e crédito rural para o período de 1999 a 2005 e obtiveram resultados que mostraram o relacionamento positivo entre a produtividade do crédito rural e a sua taxa de crescimento para o arroz, o fumo e a soja. Spolador e Meyer (2009) analisaram os efeitos do crédito rural e da geração de patentes sobre a produção

agrícola brasileira, para o período de 1973 a 2005, e concluíram que o crédito foi um fator determinante para o crescimento da produção agrícola no país.

Concluiu-se, portanto, que as expectativas de que o crédito rural apresentasse efeitos positivos na oferta de exportações de soja do Brasil se confirmaram. Nesse sentido, destaca-se, mais uma vez, a necessidade de planejamento de longo prazo dessa importante política de desenvolvimento rural, de forma a garantir maiores volumes desse recurso, acesso facilitado para os produtores e aplicação adequada do recurso no setor agrícola. O crédito rural uma vez acessível e aplicado coerentemente pode de fato se tornar um instrumento de política pública estratégico para os planos hegemônicos do Brasil enquanto potência agrícola não só para a soja como para demais *commodities* como milho, café, açúcar, carnes, entre outras.

REFERÊNCIAS

ABRAMOVAY, R.; VEIGA, J. E. *Novas instituições para o desenvolvimento rural: o caso do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF)* – in Guedes, V. G. F. e Silveira, M. A. – A agricultura familiar como base do desenvolvimento rural sustentável. EMBRAPA/CNPMA, Jaguariúna, São Paulo. 1999.

ALVES, L. R. A., BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, DF, v. 42, n. 1, jan-mar. 2004.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE OLEOGINOSAS-ABIOVE2010. Complexo soja-Exportações. Disponível em: <http://www.abiove.com.br/exporta_br.html>. Acesso em 12 de setembro de 2012.

BACCHI, M. R. P.; BARROS, G. S. C.; BURNQUIST, H. L. *Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)*. Texto para discussão nº 865, Rio de Janeiro, Instituto de Pesquisa Economica Aplicada (Ipea). 2003.

BELIK, W., PAULILLO, L. F. *Mudanças no financiamento da produção agrícola brasileira*. In: Leite. S. (Org). *Políticas públicas e agricultura no Brasil*. Porto Alegre: Editora Universidade UFRGS, p. 95-20. 2001.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Cadeia produtiva da soja*. Secretaria de Política Agrícola, Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura. Brasília: IICA: MAPA/SPA. 2007.

CASSUE, F. C. C.; SANTOS, M. L. dos. Desvalorizações cambiais e captação de divisas: o caso brasileiro de soja em grão. *Revista Organizações Rurais e Agroindústrias*, Lavras, v. 7, n. 3, p. 298-311. 2005.

CONAB. - Companhia Nacional de Abastecimento. *8º Levantamento de safra de Grãos* 2010/11.

<http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/11_06_02_10_59_38_graos_-_boletim_maio-2011..pdf>. Acesso em: 29 novembro, 2012.

CONSTANTIN, P. D. *Condicionantes da produtividade agrícola no Brasil período de 1970 a 2005*. 164p. Tese de Doutorado em Administração de empresas. Universidade Presbiteriana de Mackenzie, São Paulo.2007.

DEFANTE, M.; Et AL. O Papel do Crédito Agrícola Brasileiro e sua Distribuição por Estratos de Produtores. *Revista Teoria e Evidências Econômicas*, Passo Fundo, v. 7, n. 12, p. 87-110, maio.1999.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, Inc. 2nd ed. USA. 1995.

FREITAS, C. A; PEREIRA, A. S. O crédito rural ainda desempenha no Brasil papel importante na produção de algodão, arroz, feijão, milho, soja e trigo? Uma aplicação de dados de painel (1999/2005). In: XLVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural 46, Rio Branco. *Anais...* Rio Branco, SOBER, nº46, 2008.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E. T. Crescimento da agricultura. IPEA – *Nota Técnica – Boletim de Conjuntura* 60, Brasília, março.2003.

GASQUES, G. J.; VILLA VERDE, C. M.; OLIVEIRA, J. *Crédito Rural e Estruturas de Financiamento*. Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 44 p.2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Censo Agropecuário 2006. Resultados Preliminares*. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/2006/agropecuario.pdf>> Acesso em 13 de março de 2011.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. *Oxford Bulletin on Economics and Statistics*, v. 52, n. 1, p. 169-210. 1990.

KROTH, D. C; DIAS, J; GIANNINI, F. A. A importância do crédito agrícola e da educação na determinação do produto per capita rural: um estudo dinâmico em painéis de dados dos municípios paranaenses. In: XLIV Congresso da SOBER, 44, 2006, Fortaleza. *Anais...* Fortaleza, SOBER, nº 44.2006.

MAGALHÃES, L. C. G; TOMICH, F.A; SILVEIRA, F. G. Competitividade e políticas públicas para o agronegócio brasileiro: desafios e perspectivas. *Indicadores Econômicos FEE*, Porto Alegre, v.6, nº4, mar. 1999, p. 196- 217. Disponível em <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/viewFile/1722/2091>> Acesso em 21 de julho de 2011.

PEREIRA, S. E; FIGUEIREDO, A. S; LOUREIRO, P. R. A. Avaliação do impacto da utilização de crédito, da educação e da escolha do canal de comercialização na horticultura: caso do núcleo rural do Distrito Federal. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Rio de Janeiro, vol. 44, nº 04, p. 773-799, out/dez. 2006.

SILVA, M. A. P; BRAGA, M. J; CAMPOS, A. C. Determinantes da oferta de exportação de carne de frango no período de 1992 a 2007. In: XLVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural 46, 2008, Rio Branco. *Anais...* Rio Branco, SOBER, nº46.2008.

SILVA. M. A. P; GOMES, M. F. M; SANTOS, M. L. Análise da eficiência tecnológica dos agricultores familiares e sua comparação com a distribuição dos recursos do Pronaf. *Informe Gepec*. Vol. 12, nº1, jan./jun. 2008.

SOUZA, M. A. A. O crédito como instrumento de política agrícola à atividade pesqueira no Rio Grande do Sul. *Rev. Bras. Agroecologia*, v.2, n.1, fev. 2007.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*.1986.

SPOLADOR, H.F.S; MEYER, R, L. O crédito rural e a geração de patentes sobre a produção agrícola brasileira. In: XLVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural 47, 2008, Porto Alegre. *Anais...* Porto Alegre, SOBER, nº47.2009.

TOLLEFSON, J. The global farm. *Nature*, v. 466, p. 554-556, 2010.

Submetido em 04/12/2012

Aprovado em 05/02/2014

Sobre a autora

Graciela Aparecida Profeta

Professora Assistente I, Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense - Campos dos Goytacazes-RJ-MG.

Endereço: Rua José do Patrocínio, nº 71, Centro, Campos dos Goytacazes. 28010-385 - RJ – Brasil.
graciela_profeta@yahoo.com.br

Marília Fernandes Maciel Gomes

Professora Associada, Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa-MG

E-mail: mfmgomes@ufv.br

Dênis Antônio da Cunha

Professor Adjunto, Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa-MG

E-mail: denis.cunha@ufv.br

Viviani Silva Lírio

Professora Associada, Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa-MG

E-mail: vslirio@ufv.br

Apêndices

Tabela 1A. Seleção de defasagens⁴ para o Modelo VAR⁵, a partir dos critérios LR, FPE, AIC, SIC e HQ, junho de 2000 a janeiro de 2010.

| Defasagens | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|------------|----------|----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0 | 724,759 | NA | 5,070E-15 | -13,050 | -12,878 | -12,980 |
| 1 | 1627,957 | 1675,022 | 9,140E-22 | -28,581 | -27,206* | -28,023 |
| 2 | 1707,839 | 137,978 | 5,270E-22 | -29,143 | -26,565 | -28,096* |
| 3 | 1737,816 | 47,963 | 7,640E-22 | -28,797 | -25,016 | -27,263 |
| 4 | 1798,228 | 88,970 | 6,530E-22 | -29,004 | -24,021 | -26,983 |
| 5 | 1870,055 | 96,640 | 4,700E-22 | -29,419 | -23,233 | -26,910 |
| 6 | 1929,588 | 72,521* | 4,43e-22* | -29,610* | -22,221 | -26,613 |

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Nota:^a (*) indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério.

Tabela 2A. Resultados do teste de autocorrelação do multiplicador de Lagrange sobre o VAR (1) e VAR (2), junho de 2000 a janeiro de 2010.

| Defasagens | Var (1) | | Var (2) | |
|------------|----------------|---------------|----------------|---------------------------|
| | Estatística LM | Probabilidade | Estatística LM | Probabilidade |
| 1 | 144,641 | 0,000* | 46,143 | 0,590 |
| 2 | 60,784 | 0,121 | 49,619 | 0,448^{NS} |

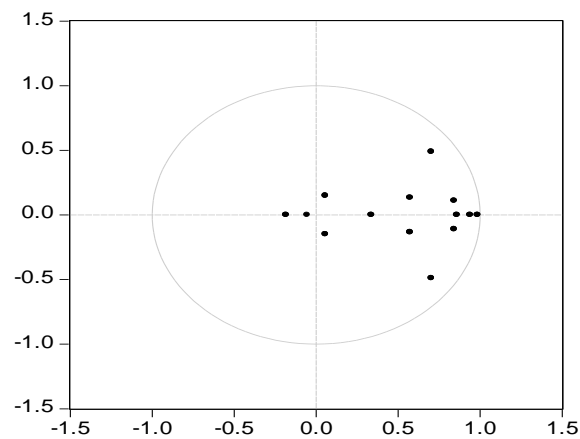
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: ^a(*) indica que o VAR (1) apresenta problemas relacionados à autocorrelação serial em seus resíduos a 1% de significância estatística. (NS) significa que o VAR (2) está livre de problemas de autocorrelação nos resíduos.

⁴Em caso de indecisão do número de defasagens a ser usado, recomenda-se que a escolha deve considerar em primeiro lugar o que foi indicado pelos critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), visto que estes são considerados mais parcimoniosos.

⁵Na estimação do VAR convencional, foram consideradas como variáveis exógenas apenas a constante.

Figura 1A. Teste de estabilidade^a sobre o VAR (2)



Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: ^a O resultado do teste mostrou que todas as raízes unitárias inversas dentro do círculo unitário e isso implica em afirmar que o modelo VAR(2) ajustado está estável e pôde ser usado para demais procedimentos necessários à obtenção das estimativas das elasticidades da oferta de exportação de soja pelo Brasil.

Tabela 3A- Teste de causalidade de Granger para as variáveis que compõem a função de oferta de exportação de soja pelo Brasil, para o período junho de 2000 a janeiro de 2010.

| Variáveis Independentes | Variáveis Dependentes ^a | | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------|------------------------------------|--------------|-----------------------|--------------|-----------------------|--------------|-----------------------|--------------|-----------------------|--------------|-----------------------|--------------|-----------------------|--------------|
| | LQ ^x | | LW | | LPD | | D | | LTC | | LY | | LPE | |
| | χ^2 ^b | Prob | χ^2 ^b | Prob | χ^2 ^b | Prob | χ^2 ^b | Prob | χ^2 ^b | Prob | χ^2 ^b | Prob | χ^2 ^b | Prob |
| LQ ^x | - | - | 1,68 | 0,432 | 3,34 | 0,118 | 1,74 | 0,418 | 4,28 | 0,118 | 22,10* | 0,000 | 7,06** | 0,025 |
| LW | 9,59* | 0,008 | - | - | 2,80 | 0,247 | 1,79 | 0,409 | 1,97 | 0,374 | 7,61** | 0,022 | 1,81 | 0,404 |
| LPD | 3,04 | 0,219 | 0,12 | 0,943 | - | - | 0,89 | 0,640 | 1,40 | 0,496 | 7,29** | 0,026 | 38,86* | 0,000 |
| D | 1,84 | 0,399 | 4,49 | 0,106 | 0,12 | 0,940 | - | - | 0,70 | 0,704 | 0,23 | 0,891 | 2,40 | 0,301 |
| LTC | 1,61 | 0,448 | 0,26 | 0,880 | 2,04 | 0,360 | 1,27 | 0,530 | - | - | 0,242 | 0,140 | 23,13* | 0,000 |
| LY | 3,09 | 0,213 | 1,98 | 0,372 | 3,16 | 0,206 | 1,17 | 0,556 | 4,38 | 0,112 | - | - | 0,91 | 0,634 |
| LPE | 2,38 | 0,305 | 1,48 | 0,476 | 0,43 | 0,808 | 7,40** | 0,025 | 3,08 | 0,214 | 3,62 | 0,164 | - | - |
| Todas em conjunto | 23,74** | 0,022 | 11,68 | 0,472 | 11,80 | 0,462 | 16,03 | 0,190 | 18,86*** | 0,092 | 40,98* | 0,000 | 70,33* | 0,000 |

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: ^a LQ^x (Logaritmo da quantidade exportada de soja), LW (Logaritmo das operações contratadas de crédito rural), LPD (Logaritmo do preço doméstico da soja), D (variável *dummy* para captar os efeitos da crise economia mundial ocorrida em 2008), LTC (Logaritmo da taxa de câmbio), LY (Logaritmo da renda interna) e LPE (Logaritmo do preço externo da soja). ^b (*), (**) e (***), representa significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Nesse caso aceita-se a hipótese de causalidade no sentido de Granger.