

# Análise das intervenções nas exportações de açúcar bruto do Brasil para a Rússia, de 1997 a 2010<sup>1</sup>

Lucas Oliveira de Sousa<sup>2</sup>  
Marcelo Dias Paes Ferreira<sup>3</sup>  
Leonardo Bornacki de Mattos<sup>4</sup>  
Antônio Carvalho Campos<sup>5</sup>

**Resumo** – O presente trabalho teve por objetivo analisar o efeito de choques internacionais no mercado de açúcar sobre a quantidade exportada e sobre os preços de exportação de açúcar bruto do Brasil para o mercado russo, de janeiro de 1997 a abril de 2010. Como referencial analítico, utilizou-se o modelo de análise de intervenção. Os resultados indicam que os eventos analisados afetaram mais intensamente a quantidade exportada do que o preço de exportação do açúcar brasileiro para a Rússia. Nesse contexto, os estoques russos de açúcar e a pressão política por parte dos produtores domésticos de açúcar de beterraba exercem, provavelmente, importante papel no *quantum* exportado de açúcar do Brasil para a Rússia. A seca que atingiu a Índia em 2009 apresentou impacto significativo sobre o preço e a quantidade de açúcar exportada para a Rússia, uma vez que desviou o comércio para a Índia, o maior consumidor global do produto. Esse evento mais do que compensou os efeitos negativos esperados da crise financeira internacional de 2008/2009.

**Palavras-chave:** açúcar bruto, análise de intervenção, choques internacionais, Rússia.

## Analysis of intervention in exports of raw sugar of Brazil to Russia, from 1997 to 2010

**Abstract** – This study aimed to analyze the effect of shocks in the international sugar market over the amount exported and the export prices of the Brazilian raw sugar to Russia, from January 1997

<sup>1</sup> Original recebido em 23/8/2011 e aprovado em 25/8/2011.

<sup>2</sup> Bacharel em Gestão do Agronegócio e Mestre em Economia Aplicada, pela Universidade Federal de Viçosa, MG, professor Assistente do Departamento de Zootecnia e Extensão Rural, da Universidade Federal de Mato Grosso. DZER/FAMEV, Av. Fernando Corrêa da Cosa, s/n, Coxipó, Cidade Universitária, CEP 78060-900, Cuiabá, MT. E-mail: lucas.agronegocio@gmail.com

<sup>3</sup> Bacharel em Gestão do Agronegócio, pela Universidade Federal de Viçosa, Mestrando em Economia Aplicada, pela Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, Campus Universitário, s/n. CEP 36570-000, Viçosa, MG. E-mail: marcelo\_dpf@yahoo.com.br

<sup>4</sup> Bacharel em Ciências Econômicas, pela Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais, D. S. em Economia Aplicada, pela Universidade Federal de Viçosa, professor-adjunto I do Departamento de Economia Rural, da Universidade Federal de Viçosa. CEP 36570-000, Viçosa, MG. E-mail: lbmattos@ufv.br

<sup>5</sup> Engenheiro-agrônomo, Ph. D. em Economia Agrícola, pela Oklahoma State University (EUA), pós-Doctor em Análise do Equilíbrio Geral Computável, pela Purdue University (USA), professor-titular, do Departamento de Economia Rural, da Universidade Federal de Viçosa. CEP 36570-000, Viçosa, MG. E-mail: accampos@ufv.br

to April 2010. We used the analysis of intervention model as the analytical framework. The results indicate that the events analyzed affected more intensely the quantity exported than the price of Brazilian sugar exports to Russia. In this context, Russian stocks of sugar and political pressure from domestic producers of sugar beet carrying probably important role in the quantum of sugar exported from Brazil to Russia. The drought that hit India in 2009 had significant impact on price and quantity of sugar exported to Russia, since it diverted the trade to India, the largest global consumer of sugar. This event, more than offset the expected negative effects of international financial crisis of 2008/09.

**Keywords:** raw sugar, analysis of intervention, international shocks, Russia.

## Introdução

O açúcar bruto é o principal produto do setor sucroalcooleiro brasileiro e se destaca econômica e socialmente como robusto gerador de divisas e empregos. Em 2009, esse setor foi responsável por 15% das exportações do agronegócio brasileiro, sendo 9,2% referentes ao açúcar bruto<sup>6</sup>, 3,7% ao açúcar refinado<sup>7</sup> e 2,1% ao álcool<sup>8</sup> (BRASIL, 2010). O Brasil ocupa a liderança mundial na produção e na exportação de açúcar. Na safra 2008/2009, o País respondeu por 22% da produção e por 45% do total de açúcar exportado mundialmente. A Índia (11%), a China (9%) e a União Europeia (9%) destacaram-se entre os principais produtores, enquanto a Tailândia (11%) e a Austrália (7%), entre os principais exportadores, além do Brasil (UNITED STATES, 2010). A Rússia destaca-se como o principal importador do açúcar bruto brasileiro.

Entre 1997 e 2010, várias crises econômicas afetaram o comércio internacional de açúcar, a saber: a crise asiática de 1997, a crise russa de 1998 e a crise econômica global de 2008/09. Um dos efeitos mais evidentes de uma crise econômica é a redução da renda nacional, que leva a uma provável retração da demanda. Segundo Mathias (2010), a crise asiática iniciou-se na Tailândia, em julho de 1997, e logo se espalhou pela Indonésia, pelas Filipinas e pela Coreia do Sul, como efeito do comércio intrarregional. Em agosto de 1998, influenciada pela crise asiática, por ataques especulativos à moeda nacional e pela conjuntura econômica interna, a Rússia

também enfrentou uma grave crise financeira. Já a crise econômica internacional de 2008/2009 teve origem no mercado imobiliário dos Estados Unidos e atingiu todos os continentes, em decorrência da vinculação entre as economias mundiais e a estadunidense. As perdas resultantes da crise incidiram mais fortemente sobre o comércio internacional, que sofreu redução de 23% no ano de 2009, em comparação com o de 2008 (ALEM et al., 2009).

Além das crises econômicas, o mercado internacional de açúcar é afetado recorrentemente por fenômenos naturais, sobretudo na Índia e no Brasil, principais produtores mundiais. A Índia é o segundo maior produtor e o maior consumidor mundial de açúcar (UNITED STATES, 2010). Consequentemente, alterações na oferta indiana de açúcar trazem implicações para o mercado internacional do produto. Segundo Narain et al. (2010), as secas na Índia resultam principalmente do atraso ou da ausência das chuvas de monções, que afetam diretamente a produtividade agrícola do país. De acordo com Sphere India (2009), de 1997 a 2009, quatro secas atingiram a Índia: em 1999, 2000, 2002 e 2009; apenas as duas últimas atingiram, com mais intensidade, regiões produtoras de cana-de-açúcar. A produção indiana de açúcar decresceu 43,7% da safra 2007/2008 para a safra 2008/2009 (UNITED STATES, 2010), em decorrência da seca. No Brasil, uma rigorosa seca atingiu áreas de cana-de-açúcar do Centro-Sul, no final de 1999, e afetou a produção de açúcar (AGRIANUAL, 2001).

<sup>6</sup> NCM 1701.11.00.

<sup>7</sup> NCM 1701.99.00.

<sup>8</sup> NCM 2207.10.00 e NCM 2207.10.00.

Como já foi informado, a Rússia é o maior importador mundial de açúcar e líder absoluto na importação do açúcar bruto brasileiro. De janeiro de 1997 a abril de 2010, 31,29% do valor exportado do produto pelo Brasil destinou-se à Rússia, enquanto a participação restante foi fracionada entre dezenas de países. Vale ressaltar ainda que, nesse período, a Rússia destacou-se pela constância e pelo elevado volume das importações, ao passo que os outros países importadores, como o Canadá e a Índia (principalmente), não apresentaram importações regulares do açúcar brasileiro, provocando lacunas nas séries de dados. Por esses motivos, o presente trabalho focou suas análises na Rússia.

Em face dos eventos econômicos e naturais que afetaram o mercado internacional de açúcar e da relevância da Rússia como principal destino do açúcar bruto brasileiro, é preciso investigar quais os efeitos desses eventos sobre as exportações brasileiras de açúcar bruto para a Rússia. Assim, o objetivo geral do presente trabalho foi analisar como as crises financeiras e os fenômenos naturais afetaram o desempenho das exportações brasileiras de açúcar bruto para a Rússia, de janeiro de 1997 a abril de 2010. Especificamente, pretendeu-se analisar como a quantidade exportada e o preço de exportação do açúcar bruto brasileiro para a Rússia comportaram-se diante dos eventos considerados no decorrer do período em análise.

O comércio internacional de açúcar tem sido alvo de diversos estudos. Silveira e Burnquist (2004) analisaram o padrão das exportações brasileiras de açúcar e verificaram que a competitividade foi fator-chave para a significativa participação do açúcar brasileiro no mercado internacional. Fatores macroeconômicos, como a mudança de regime cambial e a estabilização da inflação, influenciaram diretamente a competitividade. Alves e Bacchi (2004), em estudo sobre a oferta de exportação de açúcar do Brasil, concluíram que o *quantum* exportado de açúcar é influenciado mais expressivamente por condições do mercado interno (preço e renda doméstica) e pela taxa de câmbio do que pelo

preço das exportações. Satolo e Bacchi (2009) verificaram, em seu estudo, que os choques de oferta têm impacto acumulado sobre a produção de cana-de-açúcar, enquanto os choques de demanda apresentam efeitos temporários. O diferencial do presente artigo está na análise, ainda não realizada, dos efeitos de eventos climáticos e econômico-financeiros sobre as exportações brasileiras de açúcar bruto para a Rússia, maior importador mundial e brasileiro do produto.

O artigo apresenta cinco seções. Após a seção introdutória, é apresentado o referencial teórico sobre comércio internacional. Em seguida, a metodologia trata do modelo de análise de intervenção e descreve as variáveis utilizadas no trabalho. Depois, são apresentados e discutidos os resultados obtidos. Por fim, a conclusão e as referências encerram o trabalho.

## Referencial teórico

Krugman e Obstfeld (2005) sugerem que, utilizando-se a análise de equilíbrio parcial, é possível examinar efeitos de determinados eventos em mercados específicos. Para isso, duas curvas são utilizadas: a de demanda por importações e a de oferta de exportações. A Figura 1 apresenta graficamente um modelo de equilíbrio parcial de comércio internacional com os dois países, importador e exportador, em que  $P$  é preço da unidade do produto, e  $Q$ , a quantidade. O preço é formado no mercado internacional, sem custos de transporte, nem qualquer barreira ao comércio.

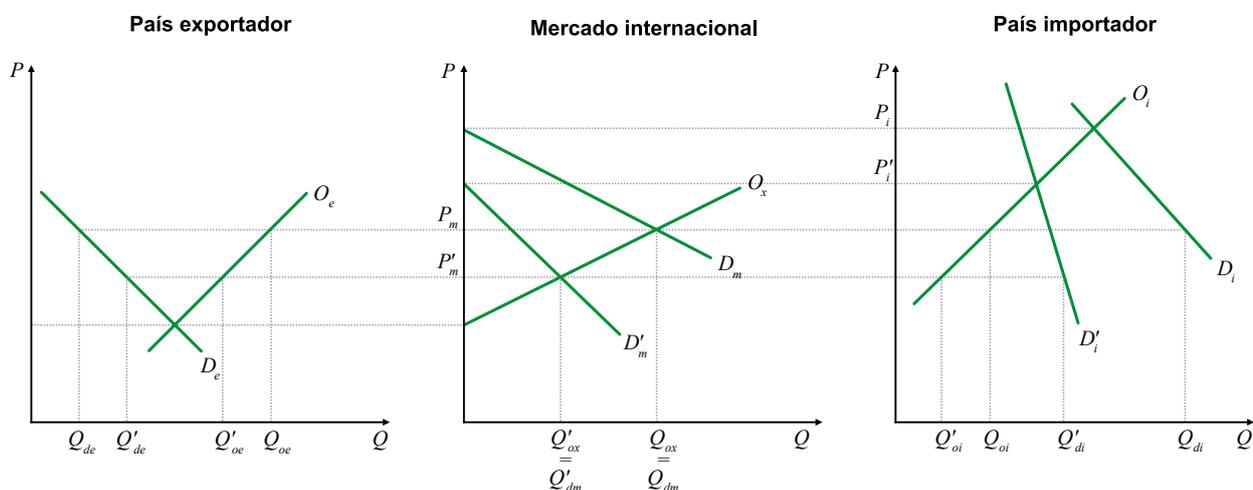
A curva de demanda por importações ( $D_m$ ), na Figura 1, é o excesso do que os consumidores do país importador demandam sobre o que os produtores do país exportador ofertam. Já a curva de demanda de exportações ( $O_x$ ) é o excesso do que é produzido no país exportador e não é consumido por seus habitantes.  $D_m$  é derivada das interações entre demanda ( $D_i$ ) e oferta ( $O_i$ ) no país importador. Em equilíbrio inicial, o preço no país importador é dado por  $P_i$ . Ao se abrir ao comércio exterior, caso o preço no mercado internacional seja inferior a  $P_i$ , o país importador passa a importar o produto, dando origem à

curva de demanda por importações, conforme apresentado na Figura 1. A derivação da curva  $Q_x$  se dá da forma como se explica a seguir. Enquanto o país exportador não se abre para o comércio internacional, as condições de equilíbrio do mercado, entre  $O_e$  e  $D_e$ , resultam no preço  $P_e$ . Ao aderir ao comércio exterior, qualquer preço internacional acima de  $P_e$  gera excedente no país, dando origem à curva de oferta de exportação  $O_x$  (Figura 1). A partir de então, o preço que passa a vigorar é o preço de equilíbrio no mercado internacional, inicialmente  $P_m$ . A esse preço,  $P_m$ , o país importador passa a produzir  $Q_{oi}$  e a consumir  $Q_{di}$ , enquanto o país exportador produzirá  $Q_{oe}$  e consumirá  $Q_{de}$ . As importações do país importador ( $Q_{di} - Q_{oi}$ ) são iguais às exportações do país exportador ( $Q_{oe} - Q_{de}$ ), ou seja,  $Q_{dm} = Q_{ox}$  no mercado internacional.

O modelo de equilíbrio parcial também é útil para explicar como as crises econômicas afetam o comércio internacional. Supondo que a crise tenha atingido apenas a renda do país importador, haveria uma retração da demanda, que passaria de  $D_i$  para  $D'_i$ . Isso alteraria o preço de equilíbrio, de  $P_i$  para  $P'_i$ , fazendo a demanda internacional passar a ser  $D'_m$ , e não mais  $D_m$ , o que, conseqüentemente, diminuiria o preço no mercado internacional, de  $P_m$  para  $P'_m$ . Os resultados dessas mudanças são a diminuição da

quantidade negociada no mercado internacional para  $Q'_{ox} = Q'_{dm}$ , e a redução do consumo e da produção no país importador para  $Q'_{di}$  e  $Q'_{oi}$ , respectivamente; e no país exportador, para  $Q'_{de}$  e  $Q'_{oe}$ . A condição de equilíbrio no mercado internacional é mantida, ou seja, a quantidade exportada por um país ( $Q'_{oe} - Q'_{de}$ ) é igual à quantidade importada pelo outro país ( $Q'_{di} - Q'_{oi}$ ).

Eventos climáticos adversos também podem ser analisados por meio de um modelo de equilíbrio parcial. Partindo de uma condição de equilíbrio inicial, caso o país importador sofra uma retração na oferta, sua curva de oferta será deslocada para a esquerda, elevando o preço de equilíbrio sem comércio no país importador. A elevação do preço de equilíbrio interno provoca o deslocamento da demanda de importação ( $D_m$ ) para cima, como o movimento de  $D'_m$  para  $D_m$ , na Figura 1. Como efeito desse deslocamento, o preço no mercado internacional eleva-se, resultando no aumento da quantidade produzida e na diminuição da quantidade consumida no país exportador, provocando a elevação da quantidade negociada no mercado internacional. No país importador, ocorre redução da quantidade produzida, por conta da ocorrência do evento climático, e da quantidade consumida, em decorrência do aumento de preços, porém as importações do país aumentam.



**Figura 1.** Modelo de equilíbrio parcial do comércio internacional.

Fonte: adaptado de Krugman e Obstfeld (2005).

## Metodologia

A análise de séries temporais de variáveis econômicas realizada por meio da metodologia de modelos univariados da classe Arima, também conhecida como metodologia de Box e Jenkins, utiliza as informações contidas apenas na série analisada. A versão mais completa desses modelos, denominada Sarima, acrescenta o componente de análise sazonal. Entretanto, é possível incluir outras variáveis nos modelos Sarima. No caso de variáveis quantitativas, tem-se o modelo de função de transferência, e, quando as variáveis incluídas são binárias, tem-se o modelo de intervenção. O modelo Arima e suas ramificações é criticado, entre outros motivos, por ser ateuórico. Entretanto, o modelo de função de transformação e a análise de intervenção agregam teoria econômica aos modelos da classe Arima.

Dados os objetivos deste trabalho, fez-se uso do modelo de intervenção. Segundo Morettin e Toloí (2004), a construção de um modelo de intervenção deve ser precedida da identificação de um modelo sazonal, autorregressivo, integrado e de médias móveis – Sarima. Esse modelo, por sua vez, exige que as séries temporais sejam estacionárias. Para testar a estacionariedade das séries, utilizou-se o teste Augmented Dickey-Fuller (Dickey-Fuller Aumentado – ADF)<sup>9</sup>, que identifica a ordem de integração de séries temporais. Para identificar os componentes de médias móveis (MA) e autorregressivos (AR), utilizou-se o método de identificação de Box e Jenkins, em que a Função de Autocorrelação (FAC) e a Função de Autocorrelação Parcial (FACP) indicam os componentes MA e AR, respectivamente, a serem utilizados no modelo (LÜTKEPOHL, 2004).

### Análise de intervenção

A análise de intervenção permite modelar a ocorrência dos eventos que afetam o comportamento da série, por meio de variáveis *dummies*. Normalmente, esses eventos aparecem na

série temporal como observações discrepantes, também denominadas *outliers*. Dos quatro tipos de especificação de *outliers* (MORETTIN; TOLOI, 2004), optou-se pelo *Additive Outliers* (AO), pois essa especificação é estimada de forma simples, linear nos parâmetros, e vem sendo utilizada em trabalhos recentes (ALVES, 2008; JUNQUEIRA, 2006). As intervenções são classificadas como *pulse* ou *step* (MORETTIN; TOLOI, 2004). A intervenção do tipo *pulse* é usada para representar eventos que mudam a série apenas no momento em que ocorre, ou seja, a variável assume valor 1 no período referente ao evento e 0 para os demais períodos. A do tipo *step* é aquela que muda o comportamento da série de maneira permanente, ou seja, a variável assume valor 0 antes do período do evento e 1 após o evento.

No presente trabalho, o modelo de intervenção pode ser assim representado:

$$X_{i,t} = \sum_1^p \phi_p X_{i,t-p} + \sum_1^q \gamma_q M_{i,t-q} + \sum_1^w \omega_w INT_w + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $X_{i,t}$  é a variável a ser analisada, com  $i$  representando o tipo de série (volume exportado de açúcar bruto, em kg, ou preço de exportação de açúcar bruto do Brasil para a Rússia, em US\$/kg), e  $t$  representando a série no instante  $t$ ;  $X_{i,t-p}$  é o componente autorregressivo (AR) de ordem  $p$ ;  $\phi_p$  representa os coeficientes dos componentes AR;  $M_{i,t-q}$  é o componente de média móvel (MA) identificado de ordem  $q$ ;  $\gamma_q$  representa os coeficientes dos componentes MA;  $INT_w$  representa as  $w$  intervenções (Tabela 1);  $\omega_w$  corresponde aos coeficientes das  $w$  intervenções; e  $\varepsilon_t$  representa um termo de erro de ruído branco. Se uma das variáveis representadas por  $X_{i,t}$  não for estacionária, essa deverá ser diferenciada tantas vezes quantas forem necessárias para torná-la estacionária, sendo utilizada a variável diferenciada na análise.

Entre janeiro de 1997 e abril de 2010, diversos eventos afetaram o mercado internacional de açúcar, direta ou potencialmente. A Tabela 1 apresenta as dez intervenções aqui consideradas, algumas das quais estão relacionadas mais

<sup>9</sup> Os procedimentos do teste ADF estão descritos em Enders (1995, p. 221-223) e Lütkepohl (2004, p. 54-57).

diretamente com a Rússia, por se tratarem do objeto de estudo deste trabalho. Todos os eventos considerados como intervenções no mercado internacional de açúcar, principalmente no que se refere às exportações brasileiras do produto para a Rússia, têm motivações empíricas, as quais serão brevemente apresentadas.

A primeira variável que aparece na Tabela 1 é a CAMBIOFIX, que se refere ao sistema cambial brasileiro no período de análise. Diversos autores atestaram a relevância da taxa de câmbio no desempenho das exportações brasileiras de açúcar, entre os quais Alves e Bacchi (2004), Ferreira et al. (2009), Satolo e Bacchi (2009) e Silveira e Burnquist (2004). Segundo Alves e Bacchi (2004), a adoção do regime de

câmbio flexível em detrimento do regime de bandas cambiais, em janeiro de 1999, foi acompanhada por profunda desvalorização da moeda brasileira, que elevou a competitividade do açúcar brasileiro no mercado internacional. Silveira e Burnquist (2004) corroboram essa constatação ao dizerem que, a partir de 1999, com a desvalorização do Real, verificou-se um grande salto na posição do Brasil no mercado mundial de açúcar. Assim, espera-se que o coeficiente da variável CAMBIOFIX seja negativo para quantidade, refletindo o aumento das exportações, com o fim do câmbio fixo, e seja positivo para preço, já que a valorização da moeda, de 1997 a 1998, fazia o preço do açúcar brasileiro ser mais caro no exterior.

**Tabela 1.** Variáveis binárias representativas das intervenções consideradas.

| Evento                                 | Descrição  |
|--|--|
| CAMBIOFIX                              | Representa o sistema cambial de bandas fixas vigente de janeiro de 1997 a dezembro de 1998. Nesses meses, assumem valor 1, e, no restante, valor 0   |
| CRISE_ASIA                             | Representativa da crise financeira asiática. Assume valor igual a 1, de julho de 1997 a janeiro de 1998, e 0, nos demais meses   |
| CRISE_RUSSIA                           | Faz referência à crise financeira enfrentada pela Rússia em 1998. De agosto a outubro de 1998, assume valor 1, e, no restante, valor 0   |
| SECA_BRASIL                            | Seca que atingiu áreas produtoras de açúcar na região Centro-Sul do Brasil, em 1999. Assume valor 1, de outubro a dezembro desse ano, e valor 0, nos demais meses da série   |
| GEADA_BRASIL                           | Variável pulso referente à geada na região Centro-Sul do Brasil, em julho de 2000, quando recebe valor igual a 1. Nos demais meses da série, tem valor 0   |
| RESTRICAO_RUS                          | Medidas protecionistas adotadas pela Rússia, no ano 2000. De março a setembro de 2000, assume valor 1, e, nos outros meses, valor igual a 0  |
| DSVCAMBIO                              | Desvalorização cambial ocorrida no segundo semestre do ano 2002. Recebe valor 1, nos meses de julho a outubro de 2002, e valor 0, nos outros meses da série  |
| SECA_02_03                             | Seca que afetou regiões produtoras de açúcar na Índia, nos anos de 2002 e 2003. Assume valor igual a 1, nos meses de junho a setembro de 2002 e de 2003. Nos demais meses, assume valor igual a 0  |
| CRISE_08_09                            | Crise econômica mundial. Assume valor 1, de outubro de 2008 a novembro de 2009. Nos demais meses, tem valor igual a 0  |
| SECA_09                                | Seca que assolou a Índia no ano de 2009. No modelo referente à quantidade, a variável assume valor igual a 1, de junho a novembro de 2009, e, nos demais meses, valor 0. No modelo que analisa o preço, a variável assumiu valor 1 apenas no mês de novembro de 2009 |
| <i>Dummies mensais de sazonalidade</i> | <i>Dummies mensais que buscaram captar a sazonalidade presente nas séries. Os valores têm como referência o mês de maio, que marca o início da safra brasileira de cana-de-açúcar</i>  |

A variável *CRISE\_ASIA* faz parte deste trabalho, pois tem implicações diretas sobre importantes países importadores de açúcar, incluindo a Rússia. A crise asiática teve origem na Tailândia, em julho de 1997, alastrando-se em seguida para a Malásia, a Indonésia, as Filipinas, a Coreia do Sul e Hong Kong. Seus reflexos, porém, contagiaram de maneira mais ou menos expressiva as economias dos países em desenvolvimento e dos desenvolvidos (LOBÃO, 2009). Neste trabalho, o período no qual a variável *CRISE\_ASIA* assume valor 1 tem início em julho de 1997, baseado no consenso que existe em torno do início da crise, e finda em janeiro de 1998, tomando por base o período final adotado por Lobão (2009). Com relação ao sinal do coeficiente dessa variável, é esperado que seja negativo para quantidade e preço, em virtude da redução de renda e do possível deslocamento para baixo da demanda por açúcar.

A variável *CRISE\_RUSSIA* refere-se à crise financeira que incidiu sobre a economia russa em 1998, resultante, segundo Carvalho (1998), do desequilíbrio provocado pela demanda por elevados volumes de financiamento por parte do setor público, num momento em que a receita de impostos estava reduzida pela queda de exportações, não tendo o governo sido capaz de compensar essas perdas com novas fontes de impostos. De acordo com Lobão (2009), o período compreendido entre 6 de agosto de 1998 (data do choque inicial nos mercados financeiros do país) e 15 de outubro do mesmo ano (data da redução de taxas por parte do Federal Reserve – o Banco Central dos EUA) marca o período de crise na Rússia. Com base nisso, a variável *CRISE\_RUSSIA* assume valor igual a 1 no período de agosto a outubro de 1998, e 0 no período restante. Pela mesma justificativa dada à variável anterior, espera-se sinal negativo para o coeficiente nas análises de quantidade e preço.

As variáveis *SECA\_BRASIL* e *GEADA\_BRASIL* referem-se a fenômenos climáticos que atingiram áreas produtoras de cana-de-açúcar na região Centro-Sul do Brasil, nos últimos me-

ses de 1999 e em julho de 2000, respectivamente, e que provocaram queda na produção da matéria-prima do açúcar (AGRIANUAL, 2001). O período de outubro a dezembro de 1999 recebe valores iguais a 1 para a variável *SECA\_BRASIL*, da mesma forma que o mês de julho de 2000 para a variável *GEADA\_BRASIL*. Por se tratar de eventos que tendem a reduzir a oferta de açúcar, esperam-se sinais negativos para a análise da quantidade, e positivos para a análise dos preços.

*RESTRICAO\_RUS* diz respeito à imposição de tarifas restritivas sobre as importações de açúcar bruto no ano de 2000, resultantes de reivindicações do setor produtor russo de beterraba-açucareira, que provocaram redução da quantidade exportada de açúcar para a Rússia naquele ano (PEREZ; TORQUATO, 2006). O período compreendido entre março e setembro de 2000 foi escolhido para a variável ser igual a 1, por ter sido esse o período mais atingido pela medida restritiva adotada pela Rússia. Dadas as características dessa medida, espera-se sinal negativo para o coeficiente dessa variável na análise da quantidade, e também negativo no modelo que trata dos preços de exportação, em face da redução da demanda russa.

A variável *DSVCAMBIO* marca a desvalorização cambial verificada no segundo semestre de 2002, assumindo valor igual a 1 no período de julho a outubro desse ano. Conforme mencionado, verifica-se estímulo às exportações de açúcar quando a moeda nacional sofre desvalorização em relação à moeda americana (ALVES; BACCHI, 2004); logo, espera-se que o sinal do coeficiente seja positivo para quantidade e negativo para preço.

A seca que afetou a produção de açúcar na Índia nos anos de 2002 e 2003 é representada pela variável *SECA\_02\_03*. Segundo Kostka et al. (2009), as secas que atingiram a Índia e a China, em 2002 e 2003, causaram a redução de 4% na produção mundial de cana-de-açúcar, o que tende a afetar, principalmente, a demanda mundial do açúcar, uma vez que a Índia é o maior consumidor mundial desse produto. A va-

riável apresentou valor igual a 1 no período de junho a agosto de 2002 e de 2003, por serem esses os períodos típicos de chuva na Índia. Espera-se sinal negativo para o coeficiente dessa variável na análise da quantidade, pois supõe-se que houve desvio das exportações da Rússia para a Índia. No que se refere ao coeficiente dessa variável no modelo que trata do preço de exportação, espera-se sinal positivo em virtude do possível aumento da demanda pelo açúcar brasileiro.

A crise econômica global dos anos de 2008 e 2009 aparece nos modelos como a variável *CRISE\_08\_09*. Essa crise tem início marcado para o final de setembro de 2008, com a falência do banco de investimento estadunidense Lehman Brothers, e desenrolou-se durante o ano seguinte. O período no qual a variável assume valor 1 neste trabalho vai de outubro de 2008 até novembro de 2009, em virtude do fato de que, em dezembro de 2009, a economia já apresentava clara tendência de recuperação, resultante principalmente das intervenções públicas nas economias dos países desenvolvidos e em desenvolvimento. Assim como para as demais crises aqui tratadas, espera-se sinal negativo para o coeficiente em ambos os modelos de quantidade e preço.

Por fim, tem-se a variável *SECA\_09*, referente à severa seca que atingiu a Índia no ano de 2009 e provocou uma quebra superior a 10 milhões de toneladas de açúcar na safra de 2008/2009 (AGRIANUAL, 2010). No modelo referente à quantidade, a variável assume valor igual a 1, de junho de 2009 (mês típico inicial das chuvas de monções) até novembro de 2009 (mês de abrandamento da seca). No modelo que trata do preço de exportação, a variável *SECA\_09* assume o valor 1 apenas no mês de novembro, por ser esse o mês em que a seca se refletiu mais significativamente no preço. Para suprir a elevada demanda interna, a Índia lança mão do açúcar brasileiro, o que infla os preços e o volume para lá exportado. Assim, é esperado que o sinal do coeficiente seja negativo para quantidade, já que essa tende a ser deslocada para o mercado india-

no, e positivo para preço, dado o acirramento da demanda pelo açúcar brasileiro.

Quando utilizadas, as *dummies* de sazonalidade, que têm como referência o mês de junho, que marca o início da safra brasileira, buscam captar efeitos da sazonalidade sobre a quantidade ou preço de exportação.

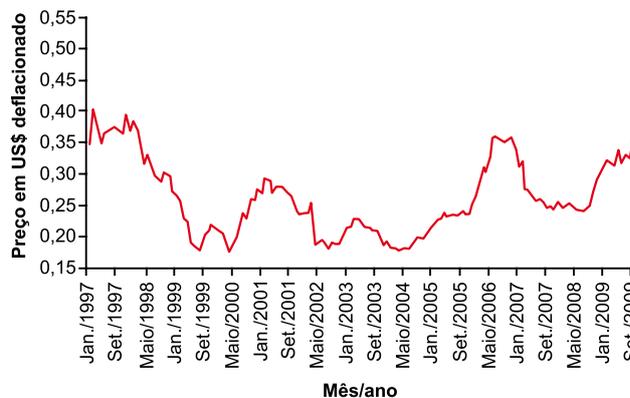
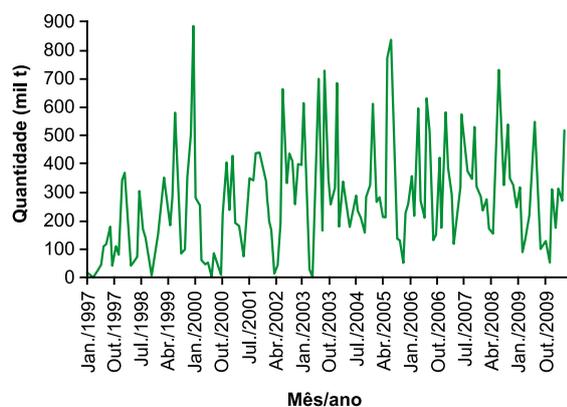
Uma vez explicadas as intervenções, o próximo passo é apresentar e explicar os modelos desenvolvidos. Primeiramente, tratar-se-á do modelo de análise de intervenção sobre a quantidade exportada para Rússia e, em seguida, do modelo de análise de intervenção sobre os preços de exportação do açúcar brasileiro para aquele país. Os modelos econométricos foram elaborados na quinta versão do software Eviews®.

### Fonte de dados

O volume (kg) e o valor (US\$) das exportações de açúcar bruto do Brasil para Rússia, de janeiro de 1997 a abril de 2010, foram obtidos do sistema AgroStat do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. De posse desses valores, calculou-se o preço de exportação (US\$/kg) como a razão do valor (US\$) pelo volume (kg) das exportações. Dos 160 meses analisados, em três deles não houve exportação de açúcar brasileiro para a Rússia. Nesses períodos, os preços foram calculados por meio de interpolação dos preços nos meses imediatamente anteriores e posteriores. Para deflacionar os preços de exportação – quociente do valor pelo volume mensal exportado –, foi utilizado o Índice de Preço Atacado dos Estados Unidos (IPA), oriundo do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). As demais informações foram obtidas da literatura que trata das questões aqui abordadas.

### Resultados e discussões

As séries temporais de quantidade e de preço de exportação de açúcar bruto do Brasil para a Rússia, de janeiro de 1997 a abril de 2010, estão apresentadas na Figura 2.



**Figura 2.** Séries temporais da quantidade e dos preços de exportação de açúcar bruto do Brasil para a Rússia, de janeiro de 1997 a abril de 2010.

Fonte: Brasil (2010) e Ipea (2010).

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste ADF para as séries analisadas. A série de quantidade exportada de açúcar bruto para a Rússia (QRU) é estacionária, já que a hipótese nula de haver raiz unitária na série QRU foi rejeitada em nível de significância de 1%. Entretanto, a equação do teste ADF indicou que a série QRU apresentava tendência determinística, que foi retirada da série, gerando uma nova série de quantidade livre de tendência – QLTD. Diferentemente, a série de preços de exportação de açúcar bruto para a Rússia (PRU) não se mostrou estacionária, conforme indica a estatística do teste ADF na Tabela 2. Assim, a série foi diferenciada (DPRU) e passou a atender à premissa de estacionariedade a 1% de significância.

A identificação dos componentes MA e AR para a série da quantidade (QLTD) foi feita a partir dos correlogramas da série QLTD. Os componentes identificados como formadores dessa série foram AR(1) e MA(1); contudo, ao estimar o

modelo, verificou-se que a série de resíduos não apresentou característica de ruído branco, uma vez que possuía FAC e FACP significativos. Esse problema foi contornado com a introdução dos componentes AR(2) e MA(2), que, além de tornar a série de resíduos ruído branco, minimizou o critério de Schwarz. No caso da série DPRU, não foram utilizados componentes autorregressivos e de média móvel, por se tratar de uma série do tipo ruído branco. A Tabela 3 traz os resultados da análise de intervenção para a série QLTD, com os respectivos coeficientes estimados.

Pela Tabela 3, percebe-se que o modelo utilizado ajustou-se bem aos dados. O teste F de significância global indicou rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes, em conjunto, sejam estatisticamente iguais a zero, e o  $R^2$  igual a 62,26%, indicando elevado poder explicativo do modelo. Nove variáveis apresentaram coeficientes estatisticamente significativos, das quais três referem-se a *dummies* de sazonalidade,

**Tabela 2.** Teste de raiz unitária ADF para as séries QRU, PRU e DPRU.

| Série | Equação de teste       | Número de defasagens | Estatística de teste | Valor crítico |         |
|-------|------------------------|----------------------|----------------------|---------------|---------|
|       |                        |                      |                      | 5%            | 1%      |
| QRU   | Com const. e com tend. | 0                    | -8,3967              | -3,4383       | -4,0168 |
| PRU   | Sem const. e sem tend. | 4                    | 0,0629               | -1,9429       | -2,5800 |
| DPRU  | Sem const. e sem tend. | 3                    | -4,2773              | -1,9430       | -2,5800 |

**Tabela 3.** Resultados da análise de intervenção para a quantidade de açúcar bruto exportada para a Rússia – série QLTD.

| Variável             | Coefficiente         | Estatística t  | Prob.         |
|----------------------|----------------------|----------------|---------------|
| <b>CAMBIOFIX</b>     | <b>-91.152.313*</b>  | <b>-2,5074</b> | <b>0,0134</b> |
| CRISE_ASIA           | 59.394.482           | 0,7992         | 0,4256        |
| CRISE_RUSSIA         | 18.298.678           | 0,1681         | 0,8667        |
| <b>SECA_BRASIL</b>   | <b>337.000.000*</b>  | <b>5,6237</b>  | <b>0,0000</b> |
| GEADA_BRASIL         | 15.342.960           | 0,1063         | 0,9155        |
| <b>RESTRICAO_RUS</b> | <b>-185.000.000*</b> | <b>-5,7489</b> | <b>0,0000</b> |
| DSVCAMBIO            | 17.480.603           | 0,3208         | 0,7488        |
| <b>SECA_02_03</b>    | <b>154.000.000*</b>  | <b>3,4946</b>  | <b>0,0006</b> |
| <b>CRISE_08_09</b>   | <b>-91.377.224*</b>  | <b>-3,7100</b> | <b>0,0003</b> |
| <b>SECA_09</b>       | <b>-100.000.000*</b> | <b>-1,6546</b> | <b>0,1004</b> |
| <b>JUN</b>           | <b>202.000.000*</b>  | <b>4,0498</b>  | <b>0,0001</b> |
| JUL                  | 22.170.658           | 0,3757         | 0,7077        |
| AGO                  | -36.899.633          | -0,5631        | 0,5743        |
| SET                  | -47.534.091          | -0,6688        | 0,5048        |
| OUT                  | -37.798.409          | -0,5061        | 0,6137        |
| NOV                  | -23.673.283          | -0,3141        | 0,7539        |
| DEZ                  | 93.917.291           | 1,2665         | 0,2076        |
| JAN                  | 15.735.232           | 0,2228         | 0,8241        |
| FEV                  | -54.873.472          | -0,8439        | 0,4003        |
| <b>MAR</b>           | <b>-99.908.236*</b>  | <b>-1,7593</b> | <b>0,0808</b> |
| <b>ABR</b>           | <b>-111.000.000*</b> | <b>-2,2664</b> | <b>0,0251</b> |
| C                    | 30.588.599           | 0,6886         | 0,4923        |
| AR(1)                | 1,5917               | 1,5395         | 0,0000        |
| AR(2)                | -0,7765              | -9,3251        | 0,0000        |
| MA(1)                | -1,6151              | -1,1121        | 0,0000        |
| MA(2)                | 0,6184               | 4,2659         | 0,0000        |
| R <sup>2</sup>       | 0,622636             |                |               |
| Estatística F        | 8,711811             |                |               |
| Prob. (estat. F)     | 0,000000             |                |               |

mais especificamente os meses de março, abril e junho. Dessas nove variáveis, apenas uma não apresentou sinal esperado.

A variável CAMBIOFIX representa os diferentes regimes cambiais verificados no período de análise, quais sejam: o de bandas cambiais ou “fixo”, até dezembro de 1998, e o flutuante, a partir de janeiro de 1999. O coeficiente, signi-

ficativo em nível de significância de 1% e com sinal conforme esperado, indica que a quantidade mensal exportada de açúcar do Brasil para a Rússia, no período de câmbio fixo, era, em média, 91,15 mil toneladas inferior ao volume médio exportado após a flexibilização cambial. Esse resultado corrobora outros estudos que indicam melhora do posicionamento do Brasil

no mercado internacional de açúcar a partir de 1999. A não significância estatística das variáveis *CRISE\_ASIA* e *CRISE\_RUSSIA* indica que esses eventos não afetaram as exportações brasileiras para o mercado russo, possivelmente por conta da reduzida competitividade resultante do regime brasileiro de câmbio fixo.

O coeficiente da variável *SECA\_BRASIL* foi significativo a 1%, porém não apresentou o sinal esperado. Segundo o modelo, nos três meses de seca, o volume de açúcar exportado para a Rússia foi, em média, 337 mil toneladas superior à quantidade média exportada nos demais meses. Duas possíveis explicações para o sinal positivo desse coeficiente são: a) o fato de que, aliado ao consumo crescente de açúcar, a Rússia estava formando estoques, aproveitando-se dos baixos preços do açúcar nos últimos meses de 1999 (Figura 3); e b) recesso de uma retração na oferta de açúcar, o país intensificou as importações, visando evitar uma possível escassez do produto.

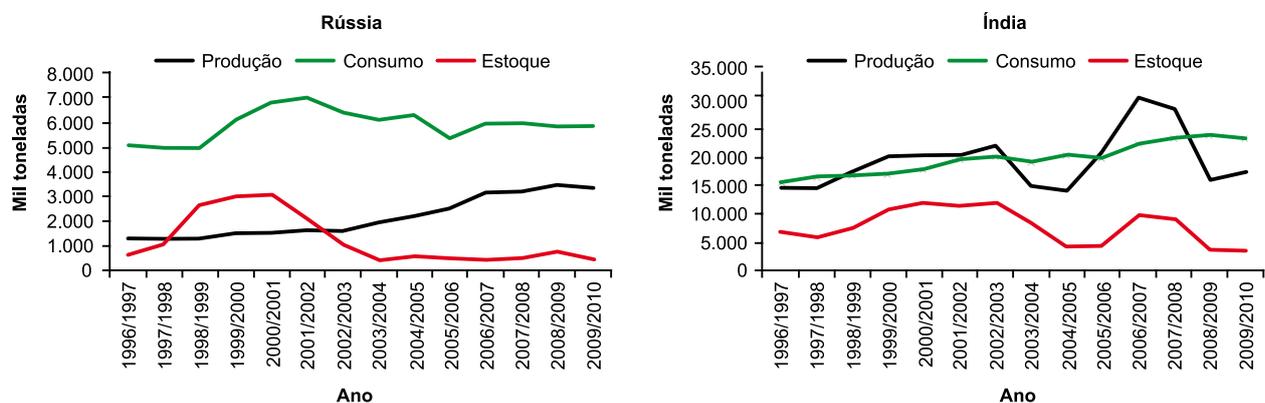
No caso da variável *RESTRICAO\_RUS*, também estatisticamente significativa a 1%, o sinal foi condizente com o esperado. As medidas restritivas adotadas pela Rússia naquele período, de março a setembro do ano de 2000, fizeram que, em média, a quantidade exportada de açúcar do Brasil fosse 185 mil toneladas menor, como forma de beneficiar os produtores internos

de açúcar, conforme ressaltam Perez e Torquato (2006).

A seca indiana de 2002 e 2003, representada pela variável *SECA\_02\_03*, afetou positivamente o volume exportado para a Rússia. Em média, a quantidade exportada para esse país foi superior em 154 mil toneladas nos meses de seca. Portanto, não foi observada a transferência de exportações para a Índia, uma vez que esse país obteve produção superior à demanda interna naquela safra, e os níveis de estoques eram altos, conforme mostra a Figura 3.

Segundo o modelo, a crise financeira global de 2008 e 2009 afetou a quantidade exportada de açúcar para a Rússia, conforme prevê a teoria, ou seja, de forma negativa. O coeficiente da variável *CRISE\_08\_09*, estatisticamente significativo a 1%, aponta que, nos meses de crise, de outubro de 2008 a novembro de 2009, a quantidade exportada de açúcar para a Rússia foi, em média, 91,37 mil toneladas menor do que nos demais meses.

De forma semelhante, a variável *SECA\_09* mostrou coeficiente estatisticamente significativo a 1% e sinal negativo, conforme esperado. A explicação para esse efeito está na necessidade de açúcar que o mercado indiano teve, em decorrência da quebra de safra naquele país. Dessa forma, no período da seca, o Brasil exportou, em média, 100 mil toneladas a menos do que nos demais meses.



**Figura 3.** Produção, consumo e estoque de açúcar na Rússia e na Índia.

Fonte: United States (2010).

Por fim, há as variáveis de sazonalidade, março, abril e junho, que não só foram estatisticamente significativas, como também tiveram sinais conforme o esperado. Maio é o mês de referência para as variáveis sazonais, por se tratar do início da safra. Assim, o modelo indica que nos meses de março e abril o volume de exportação de açúcar bruto para a Rússia é, respectivamente, de 99,91 mil toneladas e 111 mil toneladas inferior ao volume de maio, o que faz sentido, já que são meses de entressafra. Já no mês de junho, exportam-se, em média, 202 mil toneladas a mais do que em maio, refletindo o segundo mês da safra do produto. A seguir, a Tabela 4 apresenta os resultados para a série DPRU.

O modelo de intervenção especificado para o preço de exportação não se ajustou tão bem quanto o de quantidade, porém o teste F garante a significância global do modelo, e o R<sup>2</sup> de 29,11 % indica um poder explicativo moderado. Apenas duas entre as dez variáveis foram

estatisticamente significativas: CRISE\_08\_09 e SECA\_09.

Era de se esperar que o coeficiente da variável CRISE\_08\_09 fosse negativo, dada a redução na renda da economia mundial. Entretanto, a escassez de açúcar bruto no mercado internacional, resultante da quebra de safra na Índia e dos baixos estoques mundiais, pressionou os preços para cima, mesmo no momento da crise econômica. Segundo o modelo, o preço diferenciado (dp) elevou-se em média US\$ 0,0116 por mês, indicando que o preço aumentou cerca de US\$ 0,14 nos meses de crise.

O sinal positivo do coeficiente da variável SECA\_09 condiz com o esperado, uma vez que a elevada demanda do maior consumidor mundial de açúcar, a Índia, de fato elevou os preços do produto nos meses da seca de 2009, notadamente em novembro. Esse fato é refletido no coeficiente da variável, que aponta um aumento de US\$ 0,0115 no preço.

**Tabela 4.** Resultados da análise de intervenção para o preço de exportação do açúcar bruto para a Rússia – série DPRU.

| Variável           | Coefficiente    | Estatística t   | Prob.         |
|--------------------|-----------------|-----------------|---------------|
| CAMBIOFIX          | -0,006008       | -1,159922       | 0,2480        |
| CRISE_ASIA         | 0,009694        | 1,176380        | 0,2414        |
| CRISE_RUSSIA       | 0,009093        | 0,807643        | 0,4206        |
| SECA_BRASIL        | 0,004198        | 0,407638        | 0,6841        |
| DSVCAMBIO          | 0,000548        | 0,056553        | 0,9550        |
| GEADA_BRASIL       | 0,010932        | 0,575803        | 0,5656        |
| RESTRICAO_RUS      | 0,002819        | 0,381722        | 0,7032        |
| SECA_02_03         | -0,002263       | -0,283441       | 0,7772        |
| <b>CRISE_08_09</b> | <b>0,011628</b> | <b>2,244908</b> | <b>0,0263</b> |
| <b>SECA_09</b>     | <b>0,115113</b> | <b>6,310925</b> | <b>0,0000</b> |
| C                  | -0,001291       | -0,737499       | 0,4620        |
| R <sup>2</sup>     | 0,291137        |                 |               |
| Estatística F      | 5,914225        |                 |               |
| Prob. (estat. F)   | 0,00000         |                 |               |

## Conclusões

As exportações brasileiras de açúcar bruto para a Rússia mostraram-se sensíveis a eventos, tanto econômicos quanto climáticos, que incidiram sobre esse setor, de 1997 a 2010. Em comparação, esses eventos não tiveram efeitos relevantes sobre os preços de exportação de açúcar bruto para a Rússia. Percebe-se, portanto, que os preços possuem certa estabilidade e/ou são formados fora do fluxo de comércio entre Brasil e Rússia. Esses resultados levam a crer, também, que a demanda de importação russa de açúcar do Brasil é afetada por outros fatores, além do preço do produto. Nesse contexto, os estoques russos de açúcar e a pressão política por parte dos produtores domésticos de açúcar de beterraba exercem, provavelmente, importante papel no *quantum* exportado de açúcar do Brasil para a Rússia.

Constatou-se também que as quantidades exportadas foram afetadas mais por choques de oferta do que por choques de demanda. Eventos como as crises no final da década de 1990, que são choques de demanda, não afetaram as exportações em quantidade, sendo a única exceção a crise de 2008/2009. Ainda assim, esta última crise coincidiu com a severa seca que assolou a Índia em 2009. Do lado da oferta, eventos climáticos e o regime cambial fixo – este último reduzindo a competitividade das exportações brasileiras – afetaram sobremaneira a quantidade exportada para a Rússia. Quanto ao preço, observou-se que o choque de oferta na Índia, representado pela seca de 2009, foi fundamental para a elevação dos preços no período de crise econômica.

Apesar de os eventos considerados no trabalho serem imprevisíveis e/ou de difícil controle por parte dos líderes do setor exportador de açúcar, fica clara a necessidade de buscar outros mercados para o açúcar bruto brasileiro, a fim de amenizar efeitos negativos sobre a quantidade e o preço de exportação do açúcar. Cabe ao setor público atuar em colaboração com o empresariado, efetuando prospecções de novos mercados.

As limitações da pesquisa dizem respeito à dificuldade de inserir outros países na análise,

pelo fato de os demais países importadores apresentarem diversos períodos nulos em termos de importação do açúcar bruto brasileiro. Sugere-se, para trabalhos futuros, determinar como outros países importadores afetam o *quantum* e o preço de exportação do açúcar bruto brasileiro diante de eventos diversos.

## Referências

- AGRIANUAL 2001: anuário estatístico da agricultura brasileira. 6. ed. São Paulo: FNP Consultoria & AgrolInformativos, 2001.
- AGRIANUAL 2010: anuário estatístico da agricultura brasileira. 15. ed. São Paulo: FNP Consultoria & AgrolInformativos, 2010.
- ALEM, A. C.; CATERMOL, F.; MADEIRA, R.; SAISSE, S.; BRANDÃO, R. **Sinopse Internacional**, n. 12, 2009. Disponível em: <[http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes\\_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/sinopse\\_int/SI12.pdf](http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/sinopse_int/SI12.pdf)>. Acesso em: 12 jan. 2010
- 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, p. 9-33, 2004.
- ALVES, M. C. **Identificação e efeitos das barreiras não-tarifárias às exportações brasileiras de carne de frango**. 2008. 132 f. Dissertação (Mestrado em Economia)– Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- BRASIL. Secretaria de Relações Internacionais do Agronegócio. **AgroStat Brasil**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 12 jan. 2010.
- CARVALHO, F. C. A crise financeira mundial e seus reflexos sobre o Brasil. **Boletim de Conjuntura**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, 1998.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Nova York: John Wiley, 1995. 433 p.
- FERREIRA, M. A. S.; SOUZA, M. C.; TEIXEIRA, E. C. Determinantes da receita de exportação brasileira de açúcar e álcool. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 56, n. 2, p. 47-59, 2009.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Dados macroeconômicos e regionais**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?991206562>>. Acesso em: 13 jan. 2010.
- JUNQUEIRA, B. A. **Identificação e análise de barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. 2006. 138 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)–Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

KOSTKA, G.; POLZIN, C.; SCHARRER, J. The future of sugar cane in (the) People's Republic of China and India: supply constraints and expansion potential. **Applied Energy**, Amsterdam, NL, v. 86, p. S100-S107, nov. 2009. Suplemento 1.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558 p.

LOBÃO, J. F. S. S. M. **Contágio entre mercados de ações de países desenvolvidos: um estudo de processos de transmissão de choques de rentabilidade num contexto de episódios de crises financeiras**. 2009. Disponível em: <<http://www.eumed.net/tesis/2009/jfssml/index.htm>>. Acesso em: 17 jan. 2010.

LÜTKEPOHL, H. Univariate time series analysis. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed.). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. p. 8-85.

MATHIAS, J. F. C. M. **Crises financeiras e cambiais: uma análise comparativa das crises asiática, russa e brasileira**. Disponível em: <[www.moraesjunior.edu.br/.../crises\\_financeiras\\_cambiais.doc](http://www.moraesjunior.edu.br/.../crises_financeiras_cambiais.doc)>. Acesso em: 18 jan. 2010.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535 p.

NARAIN, P.; RAO, A. S.; ABROL, I. P. **Managing droughts and desertification in India: lessons from the past and future strategies**. Disponível em: <<http://www.wg-crop.icidonline.org/32doc.pdf>>. Acesso em: 18 jan. 2010.

PEREZ, L. H.; TORQUATO, S. A. Evolução das exportações brasileiras de açúcar, 1996 a 2005. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 43-60, 2006.

SATOLO, L. F.; BACCHI, M. R. P. Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 3, p. 377-397, 2009.

SILVEIRA, L. T.; BURNQUIST, H. L. Uma análise da competitividade brasileira no mercado internacional de açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2003, Cuiabá. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2004. 1 CD-ROM.

SPHERE INDIA. **Drought Bulletin - 2009**, n. 1, sept. 2009. Disponível em: <[http://www.reliefweb.int/rw/RWFiles2009.nsf/FilesByRWDocUnidFilename/AHHD-7VHLJY-full\\_report.pdf/\\$File/full\\_report.pdf](http://www.reliefweb.int/rw/RWFiles2009.nsf/FilesByRWDocUnidFilename/AHHD-7VHLJY-full_report.pdf/$File/full_report.pdf)>. Acesso em: 18 jan. 2010.

UNITED STATES. Department of Agriculture. **Foreign agricultural service: production, supply and distribution online**. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdquery.aspx>>. Acesso em: 15 jan. 2010.