

UMA ANÁLISE ECONOMETRICA PRELIMINAR DAS OFERTAS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL PARANAENSES¹

Pery Francisco Assis Shikida²
Lucilio Rogerio Aparecido Alves³
Elvanio Costa de Souza⁴
Elizângela Mara Carvalheiro⁵

RESUMO: Este trabalho analisa as ofertas de açúcar e álcool paranaenses, a partir de uma modelagem econométrica. Como corolário, a quantidade ofertada de açúcar varia inversamente ao preço do álcool, assim como a quantidade ofertada de álcool varia inversamente ao preço do açúcar, mas este último não foi significativo estatisticamente. Outrossim, considerando apenas os resultados significativos, uma variação de 1% no preço médio do açúcar gera uma variação positiva de 1,2% na quantidade ofertada deste produto, e, se o preço médio do álcool se eleva em 1%, a quantidade ofertada de açúcar sofre uma queda de 2,0%. Um aumento de 1% no preço médio da cana-de-açúcar gera um acréscimo menos que proporcional na oferta do açúcar (0,79%). Diante de tais resultados, pode-se dizer que o dinamismo da agroindústria canavieira do Estado do Paraná tem sido dado, mormente, pela oferta de açúcar, sendo a oferta de álcool mais residual (comparativamente à produção de açúcar).

Palavras-chave: açúcar, álcool, Estado do Paraná, modelagem econométrica.

AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF SUGAR AND ALCOHOL SUPPLY IN THE STATE OF PARANÁ, BRAZIL

ABSTRACT: Using an econometric model, the sugar and alcohol supply in Paraná State is analyzed. It is a corollary that the amount of supplied sugar is inversely related to alcohol price, just as the supplied amount of alcohol varies inversely with sugar price, although this latter part has not been statistically significant. Therefore, taking only significant results into account, it is verified that a variation of 1% in the average price of sugar generates a positive variation of 1.2% in the supplied amount of this product. Also, a 1% increase in the average price of alcohol causes a 2.0% decrease in the supplied amount of sugar. And, additionally, a 1% increase in the average price of sugarcane leads to a less than proportional increment of 0.9% in sugar supply. These results allow concluding that the dynamism of the sugarcane industry in Paraná State is mainly stimulated by the sugar supply, being alcohol supply more residual, as compared to sugar production.

Key-words: sugar, alcohol, Paraná State, econometric model.

Jel Classification: C32, 013, Q11.

¹Este trabalho contou com o apoio do CNPq, sendo parte do Projeto de Produtividade em Pesquisa (PQ) do primeiro autor. Os autores são gratos aos pareceristas desta Revista pelas profícuas sugestões e comentários. Registrado no CCTC, ASP-12/2006.

²Economista, Doutor, Professor Associado do Curso de Ciências Econômicas e do Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da UNIOESTE-Toledo. Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPQ e Pesquisador GEPEC - Grupo de Pesquisa em Agronegócio e Desenvolvimento Regional (e-mail: pfashiki@unioeste.br).

³Economista, Doutor, Departamento de Economia, Administração e Sociologia, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (e-mail: lualves@esalq.usp.br).

⁴Acadêmico do Curso de Ciências Econômicas e Bolsista do Programa PIBIC-CNPQ-UNIOESTE (e-mail: elvanio@unioeste.br).

⁵Economista, Mestre (e-mail: elizangelamara@ibest.com.br).

1 - INTRODUÇÃO

Este trabalho objetiva analisar as ofertas de açúcar e de álcool paranaenses, no período 1980/81 a 2004/05, utilizando-se de uma modelagem econométrica.

O Brasil configura-se como o maior produtor mundial de cana-de-açúcar, açúcar e álcool, tendo produzido, na safra 2004/05, 375.057.481 toneladas de cana-de-açúcar (33,9% da produção mundial), 25.879.422 toneladas de açúcar (18,5% da produção mundial) e 14.916.987 m³ de álcool (36,4% da produção mundial). Da mesma forma, o Brasil é também o maior exportador mundial de açúcar e de álcool, tendo exportado 15.763.929 toneladas de açúcar em 2004 – o que representa 37,4% das exportações mundiais de açúcar – e 2.408.292 m³ álcool (50,4% das exportações mundiais deste produto) (ALCOPAR, 2006; RODRIGUES, 2005).

Quanto ao Estado do Paraná, este pode ser caracterizado como um dos maiores produtores nacionais de cana-de-açúcar, açúcar e álcool. Na safra 2004/05 foram produzidas 29.045.081 toneladas de cana (segunda maior produção no Brasil, representando 7,74% do total produzido), 1.814.020 toneladas de açúcar (terceira maior produção no Brasil – 7% do total produzido) e 1.213.863 m³ de álcool anidro e hidratado (segunda maior produção nacional, representando 8,14% do total produzido no Brasil). O Estado do Paraná exportou 1.157.790 toneladas de açúcar em 2004 (7,34% das exportações brasileiras de açúcar) e 120.000 m³ de álcool etílico (4,98% das exportações brasileiras de álcool) (ALCOPAR, 2006; PORTO, 2004).

Segundo Shikida; Martins; Souza (2005), a agroindústria canavieira do Estado do Paraná conta atualmente com 27 usinas e destilarias – de modo geral de perfil moderno. Essas empresas atingem economicamente 126 municípios no Estado, gerando aproximadamente 74 mil empregos diretos. A produção de cana do Estado do Paraná tem, com sua peculiaridade, acompanhado as vicissitudes da atividade sucroalcooleira, mediante investimentos na ampliação da área de cultivo e no volume de cana

produzida; sua produtividade, embora oscilante, está situada em 79 toneladas/hectares (média do último quinquênio), igual a média paulista e superior à nacional – que é de 71 toneladas/hectares (IBGE, 2005).

Em função dessa destacada importância econômica⁶, torna-se premente para os agentes econômicos ligados à agroindústria canavieira entender o comportamento da oferta de açúcar e de álcool no Estado do Paraná, posto que esse setor possuir dois produtos com dinâmicas de mercado muitas vezes excludentes, isto é, o que pode ser vantajoso para a produção de álcool (elevação do preço doméstico do álcool hidratado, por exemplo) pode contribuir para diminuir a oferta de açúcar; ao revés, o que pode ser vantajoso para a produção de açúcar (elevação dos preços internacionais desta *commodity*, por exemplo) pode contribuir para diminuir a oferta de álcool.

Isto posto, este artigo contém quatro partes, incluindo esta introdução. Na seção dois, são expostos o material e os métodos utilizados neste trabalho e, na seção três, os resultados obtidos, assim como a discussão dos mesmos.

Fechando este trabalho, seguem as considerações finais.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

2.1 - Modelo Econômico

Este trabalho busca estimar as curvas de oferta de açúcar e de álcool da agroindústria canavieira paranaense, para o período que vai de 1980/81 a 2004/05. Diversas são as variáveis que influenciam a quantidade ofertada, sendo a principal delas o nível de preço.

Além do preço do bem, o preço dos insumos utilizados em sua produção, a tecnologia empregada (inovações tecnológicas reduzem custos, permitindo uma oferta maior ao mesmo custo) e o preço de ou-

⁶Para um breve histórico da agroindústria canavieira no Brasil e no Estado do Paraná, ver: Ramos e Belik (1989); Shikida (1998 e 2001); Moraes (2002); Vian (2003); Porto (2004); Carvalheiro e Shikida (2004); Shikida; Martins; Souza (2005); Novo (2005); e Rissardi Júnior (2005).

tros bens (isso acontece quando o produtor tem a opção de produzir mais de um produto) influenciam também a quantidade ofertada. Este último se observa particularmente na maioria das agroindústrias canavieiras, que podem optar entre produzir álcool ou açúcar, prezando pela produção daquele produto que ofereça maior retorno.

Dessa forma, o rendimento agrícola foi utilizado neste modelo como representante da tecnologia empregada na produção, uma vez que quanto maior for a produção por hectare plantado, menor é o custo com matéria-prima (cana) para fabricação de álcool e açúcar (fato que indica boa produtividade, o que está relacionado positivamente com o uso de práticas agrícolas modernas). O resultado de uma melhor inserção tecnológica no setor também deve ser analisado também em termos de produtividade industrial, com dados, por exemplo, do rendimento de Açúcar Total Recuperável (ATR). Entretanto, sua inserção no modelo adotado neste trabalho não se fez necessária, além da indisponibilidade de uma série histórica que proporcione análises econométricas.

A seguir, são apresentados os modelos teóricos (matemáticos) utilizados neste trabalho. A oferta de açúcar (OAC) é uma função do preço médio do açúcar (PMA), do preço médio do álcool (PML), do preço médio da cana (PMC) e do rendimento agrícola (REA).

$$OAC = f(PMA, PML, PMC, REA) \quad (1)$$

A oferta de álcool total (OAT), ou seja, a produção de álcool anidro somada à produção de álcool hidratado (opções de produção de que as destilarias dispõem) é uma função do preço médio do álcool (PML), do preço médio do açúcar (PMA), do preço médio da cana (PMC) e do rendimento agrícola (REA).

$$OAT = f(PML, PMA, PMC, REA) \quad (2)$$

As funções matemáticas (1) e (2) foram transformadas em logaritmos para o ajustamento do mo-

delo, obtendo-se o modelo econométrico de regressão múltipla, através do qual se fará a estimação, visando a explicação do comportamento das variáveis oferta de açúcar e oferta de álcool. Antes de colocar os dados em formato de logaritmo, as variáveis também foram transformadas em índice, com base 1980/81 = 100.

2.2 - Dados

Os dados utilizados têm periodicidade anual, sendo que os preços da cana-de-açúcar, do açúcar e do álcool para o período de abrangência do trabalho (1980/81 a 2004/05) foram obtidos a partir de compilações feitas junto à ALCOPAR⁷. Os preços foram deflacionados através do Índice Geral de Preços da Fundação Getúlio Vargas (IGP-FGV) (base agosto 2005 = 1,00). Para se chegar ao rendimento agrícola (toneladas de cana produzidas por hectare), dividiram-se os dados de quantidade produzida de cana-de-açúcar pelos dados de área colhida com cana-de-açúcar no Estado do Paraná, ambos divulgados pela ALCOPAR.

A evolução anual das séries utilizadas neste trabalho pode ser analisada por meio das figuras 1 e 2. Observa-se que os preços decresceram de forma expressiva desde a safra 1981/82, com os preços de açúcar e álcool alcançando seu menor nível na safra 1999/2000, e a cana na safra 2000/01. Nas safras seguintes os preços se recuperaram, mas voltaram a decrescer nas safras posteriores.

Pela figura 2 observa-se que a evolução da produção de açúcar e de álcool estava descolada até a safra 1998/99. A partir da safra 1999/2000, a produção destes produtos apresentou a mesma tendência,

⁷Embora a abrangência geográfica de alguns dados primários utilizados (dos preços disponíveis) fosse para o Estado de São Paulo, o seu similar no Estado do Paraná praticamente foi o mesmo, conforme consulta feita a usineiros e fornecedores paranaenses (sobre isso, ver: SHIKIDA et al., 2005). Frisa-se, portanto, que a fonte utilizada é a ALCOPAR. Maiores considerações sobre indicadores de preços e estatísticas disponíveis do setor, ver ÚNICA, 2006.

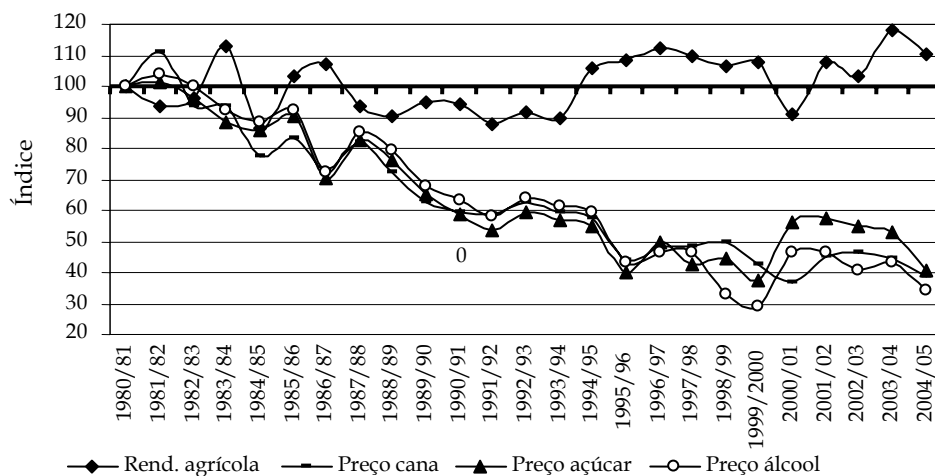


Figura 1 - Evolução do Índice do Preço da Cana, do Preço do Açúcar, do Preço do Álcool e do Rendimento Agrícola, 1980/81 a 2004/05.

Fonte: Elaborada a partir de ALCOPAR.

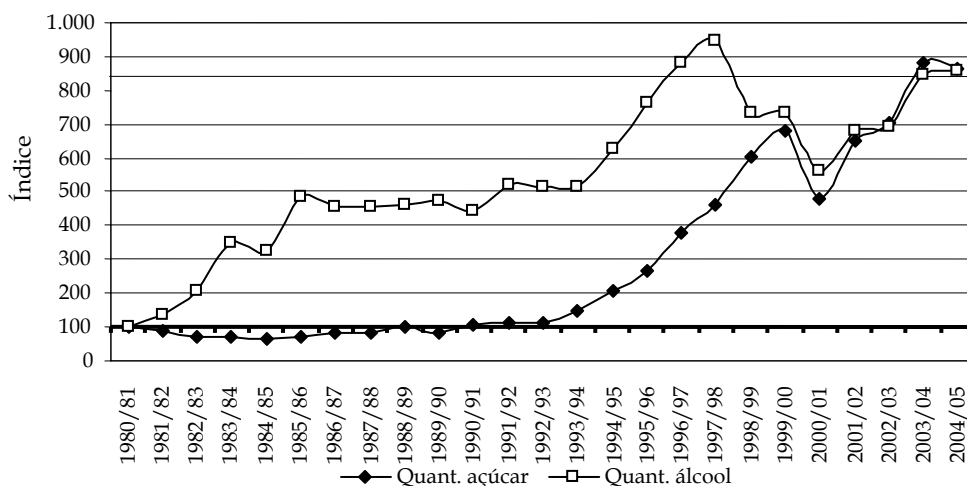


Figura 2 - Evolução do Índice da Quantidade Produzida de Açúcar e da Quantidade Produzida de Álcool no Estado do Paraná, 1980/81 a 2004/05.

Fonte: Elaborada a partir de ALCOPAR.

período em que o mercado estava totalmente desregulamentado. Contudo, vale ressaltar que a produção de álcool no Estado do Paraná pode ser considerada como residual, sendo o açúcar o produto principal das unidades produtivas.

2.3 - Metodologia

Para alcançar os objetivos propostos, a metodologia empregada neste estudo inicia com os testes de raiz unitária em séries temporais. Essa metodolo-

gia foi proposta inicialmente nos trabalhos de Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1979; 1981), sendo completada posteriormente pelos trabalhos de Phillips e Perron (1988). A segunda parte é composta pelos testes de co-integração entre as variáveis, desenvolvidos por Engle e Granger (1987) e por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Esses testes serão realizados utilizando-se o *software Regression Analysis Time Series* (RATS).

A ordem de integração de uma variável diz respeito ao número de vezes que a série deve ser diferenciada (diferença do tipo $x_t - x_{t-1}$) para que ela se torne estacionária⁸. Conforme definem Engle e Granger (1987), uma série sem componente determinístico, com representação ARMA (processos Auto-Regressivos de Médias Móveis), estacionária, invertível, após d diferenças, é dita ser integrada de ordem d , denotada por $x_t \sim I(d)$. Portanto, a ordem de integração de uma variável representa o número de vezes que uma série precisa ser diferenciada para se tornar estacionária, ou seja, se uma variável é integrada de ordem 1, ela precisa ser diferenciada uma vez para atingir a estacionariedade.

Diversos estudos tratam de estabelecer procedimentos para verificar a ordem de integração de uma série temporal. Dentre os procedimentos existentes, os de Fuller (1976), complementados pelos de Dickey e Fuller (1979; 1981), têm sido bastante utilizados. Pressupondo que a série é gerada por um processo auto-regressivo de ordem p [AR(p)], o seguinte modelo pode ser utilizado para testar raiz unitária:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T + \eta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Sendo:

$$\eta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1; \theta_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j; \text{ e } T = \text{tendência determinista do modelo.}$$

Utilizando o procedimento proposto por En-

ders (1995), os testes consistem na utilização das estatísticas $\tau_{\beta\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$, que avaliam a significância dos coeficientes da variável tendência (β) do modelo que inclui essa variável e da constante no modelo em que a tendência é excluída. São utilizadas as estatísticas τ_τ , τ_μ e τ , que correspondem aos coeficientes da variável defasada (η) do modelo com constante e tendência, apenas constante e sem constante e tendência, respectivamente. O teste é repetido, quando necessário, fazendo-se diferenças sucessivas da série. O número de raiz unitária (ordem de integração) é dado pelo número de vezes que a série deve ser diferenciada para se tornar estacionária.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, um próximo passo seria testar a existência de co-integração entre elas (existência de relação de longo prazo entre as variáveis). A metodologia indicada para modelos com mais de duas variáveis explicativas ou para aqueles em que existe endogeneidade dos regressores é a proposta de Johansen (1988). No caso das variáveis serem integradas e co-integradas, termo(s) de correção de erro deve(m) ser utilizado(s) no modelo ajustado com as séries nas diferenças (ENGLE e GRANGER, 1987; JOHANSEN e JUSELIUS, 1990).

O procedimento de Johansen baseia-se no seguinte modelo:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mu + \varphi \mathbf{d}_t + \varepsilon_t$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor com k variáveis, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_s') = 0$ para qualquer t diferente de s e \mathbf{d}_t é um vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

Considerando que r seja oposto da matriz Π , então Π tem r autovalores diferentes de zero. Três situações podem ocorrer: se $r = k$, então \mathbf{y}_t é estacionário; se $r = 0$, então $\Delta \mathbf{y}_t$ é estacionário; finalmente, se $0 < r < n$, existem matrizes α e β de dimensão $k \times r$ tais que $\Pi = \alpha\beta'$ e o vetor $\beta\mathbf{y}_t$ é estacionário, havendo, portanto, r vetores de co-integração (as r colunas de β). Johansen e Juselius (1990) mostraram como se pode tomar decisão sobre o valor de r com base nas séries temporais observadas. Esses autores apresentaram dois testes, bem

⁸Estacionariedade implica que a série tem média e variância constantes ao longo do tempo e covariância, dependendo apenas do intervalo de tempo (GUJARATI, 2000).

como seus valores críticos, para identificar o número de vetores de co-integração: teste do traço e do λ_{max} . Os critérios AIC (AKAIKE Information Criterion) e SC (SCHWARZ Criterion), em um contexto multi-equacional, são utilizados para a determinação do valor de p .

Na sessão seguinte são apresentados e discutidos os resultados das regressões efetuadas.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para determinar as ordens dos processos autorregressivos a serem adotados nos testes de raiz unitária, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Esses resultados estão na tabela 1, indicando que todas as séries são descritas por um processo autorregressivo de ordem um [AR(1)].

Após a identificação da ordem do processo autorregressivo das séries, realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Adotou-se o procedimento proposto por Enders (1995) para identificar o modelo específico a ser considerado no teste, utilizando o sistema seqüencial descrito na metodologia.

Os testes de ADF, cujos resultados podem ser analisados na tabela 1, indicam que os elementos deterministas tendência e constante não devem ser incluídos no modelo construído com a finalidade de testar a presença de raiz unitária e que as séries não são estacionárias em nível. Repetiu-se o ajustamento para verificar se as séries tornam-se estacionárias quando analisadas nas primeiras diferenças. Esses resultados são apresentados na última coluna da Tabela 1 (Modelo 2), onde se verifica que todos os coeficientes são significativos. Assim, as variáveis são integradas de ordem um [I(1)] e na especificação do modelo devem ser consideradas nas diferenças de primeira ordem.

Sendo as variáveis integradas de mesma ordem, deve-se fazer os testes de co-integração para analisar as relações de longo prazo entre elas. O método utilizado foi o proposto por Johansen (1988), e os resultados constam na tabela 2 para o modelo

em que se analisa a oferta de açúcar, e na tabela 3 para a oferta de álcool.

O número de defasagem utilizado (uma) foi definido de acordo com os critérios de AIC e SC, para uma versão multi-equacional. Os testes do máximo autovalor (λ_{max}) e do traço (λ_{trace}) apresentaram valores significativos a partir da hipótese nula de que há pelo menos um vetor de co-integração ($r \leq 1$), contra a hipótese alternativa de que há dois vetores de co-integração ($r = 2$). Dessa forma, devem ser considerados no modelo dois vetores de co-integração. Em suma, os resultados mostram que há relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O modelo a ser ajustado deve, portanto, ser um modelo com **Correção de Erro**, para considerar os aspectos tanto de curto quanto de longo prazos.

3.1 - Oferta de Açúcar

Os resultados da regressão da oferta de açúcar da agroindústria canavieira do Estado do Paraná são apresentados na tabela 4, com os valores dos desvios-padrão, valor do teste "t" de Student, assim como o nível de significância. Inicialmente, destacam-se os valores dos testes Q e F , em que o primeiro aponta que o modelo não apresenta autocorrelação de resíduos e, o segundo, que o modelo é estável, onde pelo menos uma das variáveis explicativas exerce influência sobre a variável dependente.

Os parâmetros, conforme visto, apresentaram os sinais esperados, ou seja, estão em consonância com a teoria econômica. Ao analisar a significância do teste "t", observa-se que neste modelo há influência de preços defasados do açúcar e do álcool sobre a produção de açúcar. Preços atrativos do açúcar da safra anterior, por exemplo, favorecem uma produção maior no período atual.

A variável preço médio do açúcar, como se esperava, apresentou parâmetro positivo, indicando que uma variação de 1% no preço médio do açúcar gera uma variação de 1,2% na mesma direção sobre a quantidade ofertada desse produto. Mas vale ressaltar que o preço do açúcar do período anterior

Tabela 1 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller para as Séries de Preço Médio do Açúcar, Preço Médio do Alcool, Preço Médio da Cana, Quantidade Produzida de Açúcar, Quantidade Produzida de Alcool Total e Rendimento Agrícola

Variáveis	Valor de $p-1$	Modelo 1 ¹					Modelo 2 ²
		τ_r	$\tau_{\beta\tau}$	τ_μ	$\tau_{\alpha\mu}$	τ	τ
PMA	1	-2,683	-2,190	-1,441	1,354	-1,268	-6,270 ³
OAC	1	-2,757	3,286	0,656	-0,250	2,483	-3,464 ³
OAT	1	-3,410	1,419	-3,946	4,187	1,952	-3,808 ³
PML	1	-3,401	-3,190	-0,996	0,877	-1,415	-5,175 ³
PMC	1	-3,659	-3,419	-1,084	0,962	-1,722	-5,855 ³
REA	1	-4,021	1,941	-3,339	3,343	0,132	-8,196 ³

¹Modelo 1 $\Rightarrow \Delta x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, nas versões com constante e tendência, sem tendência e sem tendência e constante.

²Modelo 2 $\Rightarrow \Delta \Delta x_t = \gamma \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, definido após constatado a não existência de termos deterministas.

Obs: não houve presença de autocorrelação serial, conforme o teste Q de Ljung Box.

³Significativo ao nível de 1% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981)].

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2 - Modelo em que se Analisa a Oferta de Açúcar - Resultados dos Testes de Co-Integração de Johansen entre as Séries de Preço Médio do Açúcar, Preço Médio do Alcool, Preço Médio da Cana, Quantidade Produzida de Açúcar e Rendimento Agrícola

Hipótese nula	Hipótese alternativa	λ_{\max}	λ_{trace}
$r \leq 4$	$R = 5$	4,61	4,61
$r \leq 3$	$R = 4$	11,40	16,01
$r \leq 2$	$R = 3$	15,09	31,10
$r \leq 1$	$R = 2$	20,89 ¹	51,99 ¹
$r \leq 0$	$R = 1$	26,13 ¹	78,12 ¹

¹Significativo a 5% de significância [valores críticos em Osterwald-Lenum (1992)]. Modelo com constante restrita, ajustado com uma defasagem.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3 - Modelo em que se Analisa a Oferta de Alcool - Resultados dos Testes de Co-Integração de Johansen entre as Séries de Preço Médio do Açúcar, Preço Médio do Alcool, Preço Médio da Cana, Quantidade Produzida de Alcool Total e Rendimento Agrícola

Hipótese nula	Hipótese alternativa	λ_{\max}	λ_{trace}
$R \leq 4$	$r = 5$	6,02	6,02
$R \leq 3$	$r = 4$	9,09	15,11
$r \leq 2$	$r = 3$	15,36	30,47
$r \leq 1$	$r = 2$	21,62 ¹	52,10 ¹
$r \leq 0$	$r = 1$	40,62 ¹	92,72 ¹

¹Significativo a 5% de significância [valores críticos em Osterwald-Lenum (1992)]. Modelo com constante restrita, ajustado com uma defasagem.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 4 - Resultados da Regressão da Oferta de Açúcar (*LnOAC*)

Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	Valor "t" Student	Nível de significância "t"
Constante	-0,557	1.411	-0.395	0.699
LnPMA	1,239	0.478	2.594	0.021
LnPMA(1)	1,146	0.392	2.923	0.011
LnPML	-1,976	0.525	-3.764	0.002
LnPML(1)	-1,202	0.421	-2.856	0.013
LnPMC	0,789	0.309	2.555	0.023
LnREA	0,200	0.350	0.571	0.577
Vetor 1 ¹	-0,022	0.027	-0.827	0.422
Vetor 2 ¹	0,297	0.098	3.023	0.009
Nível de significância do teste Q		0,519		
Nível de significância do teste F		0,004		

¹Vetores de correção de erro.

Fonte: Dados da pesquisa.

LnPMA(1) também apresenta impacto na mesma direção sobre a produção de açúcar do período corrente, com coeficiente expressivo – se o preço da safra anterior variou 1%, a produção de açúcar do período corrente varia 1,2% na mesma direção. Os coeficientes do preço do açúcar do período corrente e com uma defasagem apontando que a oferta de açúcar é relativamente elástica ao preço.

O preço médio do álcool também apresenta influência contemporânea e defasada *LnPML(1)*. O parâmetro contemporâneo foi de -2,0, o que também corrobora a teoria econômica, segundo a qual o produtor que pode optar em produzir mais que um bem escolherá produzir maior quantidade daquele cujo preço se eleva, diminuindo a produção do outro produto concorrente. Assim, se o preço médio do álcool se eleva em 1%, a quantidade ofertada de açúcar pela agroindústria canavieira paranaense sofre uma queda de 2,0%. O coeficiente do preço do álcool com uma defasagem foi próximo do obtido na defasagem do preço do açúcar, novamente realçando a inter-relação entre ambos. Se o preço do álcool da safra anterior foi atrativo, os agentes esperam que esse movimento permaneça e a oferta de açúcar se reduza em 1,2% para cada acréscimo de 1% no preço do álcool.

Vale destacar a inter-relação acumulada entre

os preços do açúcar e do álcool sobre a oferta de açúcar. Os coeficientes da relação contemporânea e com uma defasagem dessas variáveis apontam para a maior sensibilidade da oferta de açúcar sobre os preços do álcool, comparativamente ao preço do açúcar, no curto prazo.

A variável preço médio da cana apresentou parâmetro de valor de 0,789, indicando que um aumento de 1% no preço médio da matéria-prima para a produção de açúcar gera um acréscimo na oferta do produto menos que proporcional. Este também é um resultado interessante. Primeiramente, é preciso destacar que, nos últimos, anos a cana-de-açúcar ao produtor é paga com base na rentabilidade dos produtos finais, açúcar e álcool, e assim há certa interdependência entre essas variáveis. Conforme se analisou na análise gráfica, os preços dos produtos da cadeia apresentaram tendências semelhantes ao longo do tempo. Segundo, com demanda crescente por açúcar e álcool, as indústrias precisavam atrair novos produtores para o setor, e os preços melhores da cana não tenderiam a afetar a produção de açúcar, cuja produção e acréscimo de custo provavelmente estava sendo repassado para os compradores deste produto. Além disso, a influência positiva dos preços da cana sobre a produção de açúcar foi corroborada pelo período de preço decrescente e oferta

relativamente estável do produto na década de 1980 – com efeito essa oferta só se recuperou nos anos seguintes (Figura 2).

O rendimento agrícola (toneladas produzidas por hectare) apresentou parâmetro de valor 0,20, mas não é significativo em explicar a variação da oferta. À primeira vista, esse resultado comportou-se ao contrário do esperado. Entrementes, a análise gráfica apontou que a produtividade agrícola apresentou oscilação expressiva no período sob análise, com médias crescentes somente em anos recentes.

Poder-se-ia questionar, entrementes, se o rendimento industrial, através do Açúcar Total Recuperável (ATR), não poderia conduzir a resultados diferentes. Contudo, usando como *proxy* dados de ATR para o Estado de São Paulo (Figura 3), observa-se uma ligeira estabilidade dessa variável nos últimos anos, mas com tendência crescente, apontado pela linha de tendência plotada no gráfico (os dados de ATR estão disponíveis apenas desde a safra 1998/99, período de maior regulamentação do setor e adoção do Sistema Consecana para pagamento da matéria-prima).

Os resultados, de forma geral, apontaram para as condições de preços dos produtos como principais fatores que influenciam a oferta de açúcar no Estado do Paraná. Isto pode estar ligado ao alto grau de tecnificação da cultura desde a década de 1980, que resultou em pequeno grau de explicação da variável rendimento agrícola, principalmente.

3.2 - Oferta de álcool

Os resultados da regressão da oferta de álcool da agroindústria canavieira do Estado do Paraná estão apresentados na tabela 5, detalhados com os valores dos desvios-padrão, valor do teste “t” de Student, assim como o nível de significância. Para essa equação, os valores dos testes *Q* e *F* também estão estatisticamente significativos.

Os sinais dos coeficientes apresentaram-se de acordo com o esperado, apontando que a oferta de álcool varia na mesma direção de seu preço, do preço da matéria-prima e do rendimento agrícola. O

preço do açúcar influencia negativamente a oferta de álcool.

Apesar dos testes de co-integração sugerirem a utilização de dois vetores de **Correção de Erro**, somente o primeiro se mostrou significativo no modelo. As variáveis defasadas de preços também não foram significativas em explicar as variações da oferta de álcool no Estado do Paraná e foram excluídas do modelo. Além disso, os coeficientes das variáveis de preços de açúcar, de álcool e de cana mostraram-se não significativos.

A explicação para essa não significância das variáveis preços – diferentemente do que foi visto para o açúcar – deve-se ao fato das instabilidades que afetaram o mercado do álcool, sobretudo a partir de fins da década de 1980; conseqüentemente, as empresas do setor passaram a dar maior atenção à produção de açúcar, produzindo o álcool mais de forma residual. Cabe salientar que a fase de revigor do álcool combustível, dado mormente em função da introdução de veículos com tecnologia bicom bustível, é mais recente, não sendo suficiente para reverter esse quadro.

Dessa forma, a crise do PROÁLCOOL⁹, a queda dos preços internacionais do petróleo, a crise interna de abastecimento de álcool e as novas expectativas do mercado do açúcar fizeram com que os produtores passassem a dar maior atenção à produção de açúcar a partir do início da década de 1990. Outrossim, se se observarem os dados de produção de açúcar e de álcool no Estado do Paraná apresentados pela ALCOPAR (2006) vê-se que durante o período de intervenção estatal no setor a produção de álcool deu um grande salto no Paraná (de 141.633m³ na safra 1980/81 foi para 627.079 m³ na safra 1990/91), enquanto a produção de açúcar ficou ligeiramen-

⁹A produção de açúcar veio compensar, em parte, a crise que o mercado do álcool estava enfrentando, diante da falta de confiança dos usuários de veículos movidos a álcool e dos fabricantes de veículos quanto à garantia de abastecimento desse combustível, diante do aumento gradativo do preço do álcool hidratado em relação ao da gasolina e diante da diminuição do estímulo de menor IPI. Portanto, a crise do PROÁLCOOL e a recuperação do mercado de açúcar levaram as empresas da agroindústria canavieira do Paraná a empregarem maiores esforços na produção de açúcar a partir do início da década de 1990.

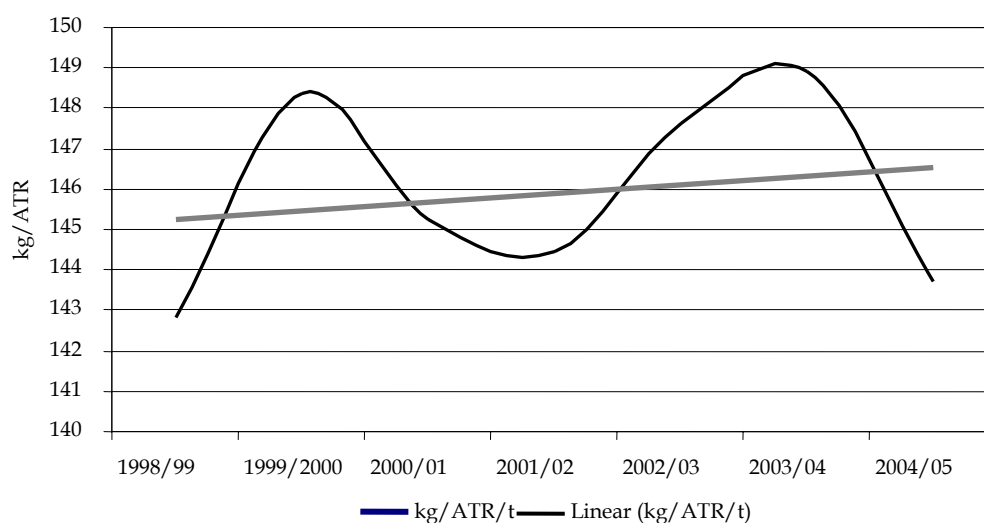


Figura 3 - Evolução do Rendimento de Açúcar Total Recuperável (ATR), Estado de São Paulo, 1998/99 a 2004/05.

Fonte: Elaborada a partir de dados da Organização de Plantadores de Cana da Região Centro-Sul do Brasil (ORPLANA).

Tabela 5 - Resultados da Regressão da Oferta de Álcool ($LnOAT$)

Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio padrão	Valor "t" Student	Nível de significância "t"
Constante	-2,633	0,722	-3,645	0,002
$LnPML$	0,246	0,298	0,825	0,420
$LnPMA$	-0,321	0,355	-0,905	0,378
$LnPMC$	0,359	0,284	1,262	0,223
$LnREA$	0,517	0,288	1,797	0,089
Vetor 1 ¹	-0,343	0,091	-3,781	0,001
Nível de significância do teste Q		0,472		
Nível de significância do teste F		0,001		

¹vetor de correção de erro.

Fonte: Dados da pesquisa.

te estagnada (de 4.200.600 sacas na safra 1980/81 foi para 4.422.256 sacas na safra 1990/91). A partir do início da década de 1990, no entanto, a situação passa a se inverter, com um crescimento superior da produção de açúcar frente à produção de álcool. De 4.422.256 sacas na safra 1990/91, a produção de açúcar atingiu 36.280.400 sacas na safra 2004/05 (cerca de oito vezes mais), enquanto a produção de álcool, que era de 627.079 m³ na safra 1990/91, chegou a 1.213.863 m³ na safra 2004/05 (quase duplicando).

Outro fator impulsionador para o maior dinamismo do Paraná na produção açucareira, às ex-

pensas do álcool, está relacionado com o atrativo comercial do mercado externo dessa *commodity* para o Paraná, cujo processo de crescimento de suas exportações foi notório (de 60 toneladas exportadas de açúcar em 1992, passou-se para 1.157.790 toneladas exportadas em 2004).

Neste tocante, Novo (2005), por meio de um estudo em que foram aplicados questionários aos usineiros exportadores do Paraná, ressalta os principais motivos que levaram as usinas à exportação de açúcar: é uma estratégia para obtenção de divisas; é uma opção diante da falta de perspectiva no merca-

do interno (estratégia de diversificação); há o baixo custo da produção paranaense *vis-à-vis* os outros países exportadores; existe incentivo fiscal por parte do governo estadual para elevação das exportações de açúcar. Ao revés, as dificuldades que obstaculizam as exportações de açúcar foram apontadas pela pesquisa na seguinte ordem das respostas: problemas de logística, problemas de infra-estrutura física da usina, incerteza quanto ao futuro da taxa de câmbio e burocracia.

São com essas considerações que se justificam os resultados não significativos dos coeficientes dos preços médios do açúcar, do álcool e da cana, em explicar variações da oferta de álcool no Paraná. Diante disso, percebe-se que a oferta de álcool da agroindústria canavieira paranaense é menos elástica aos preços que a oferta de açúcar.

Contudo, os resultados da regressão demonstram também que a variação de 1% no rendimento agrícola produz uma variação de 0,52%, no mesmo sentido, na quantidade ofertada de álcool pela agroindústria canavieira do Paraná. Este é o único parâmetro significativo na equação da oferta de álcool, além da variável constante. Novamente, estes resultados comprovam que a produção de álcool no Paraná é vista como residual, no sentido de que somente com excedente de matéria-prima há variação da produção.

Nesse sentido, corroboram Carvalheiro e Shikida (2004, p. 231): “[...] o álcool na maioria das unidades paranaenses é marginal à produção de açúcar. Assim, observa-se que após a saída do Estado do controle da agroindústria canavieira houve uma elevação da produção do álcool, mas o impacto maior se deu na produção de açúcar que é um produto que apresenta melhores condições de comercialização”.

4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou analisar as ofertas de açúcar e de álcool paranaenses, a partir de uma modelagem econométrica.

Os resultados demonstraram que a quantidade ofertada de açúcar varia inversamente ao preço

do álcool, assim como a quantidade ofertada de álcool varia inversamente ao preço do açúcar, mas este último foi não significativo estatisticamente. Dessa forma, a oferta de açúcar possui elasticidade-cruzada mais alta que a oferta de álcool, ou seja, a quantidade ofertada de açúcar responde negativamente quando de uma variação no preço médio do álcool.

Os indicadores de rendimento agrícola para o foco desta pesquisa praticamente não apresentaram influência na quantidade ofertada de açúcar para a agroindústria canavieira paranaense. A oferta de álcool, no entanto, foi mais sensível a variações no rendimento agrícola, apontando para o fato de que um excedente de matéria-prima favorece o crescimento da oferta de álcool. Este resultado, atrelado à não-resposta da oferta do álcool em relação aos preços considerados, realça a consideração de que a oferta desse produto é residual no Estado, comparativamente à produção de açúcar.

Em suma, os apontamentos ora apresentados são, de certo modo, coerentes com a maior orientação da produção canavieira paranaense para o açúcar, estimuladas sobremaneira pelo crescimento de suas exportações (que saíram de 60 toneladas exportadas de açúcar em 1992 para 1.157.790 toneladas exportadas em 2004) e pelas oscilações do mercado de álcool combustível (que indubitavelmente acabaram influenciando negativamente o comportamento do consumidor do veículo movido exclusivamente a álcool).

Por último, mas não menos importante, vale dizer que os novos contornos que estão surgindo na agroindústria canavieira (como a introdução de motores bicompostíveis, que afeta a demanda potencial por álcool hidratado; a co-geração de energia elétrica, que dá ao bagaço um *status* de produto nobre derivado da matéria-prima cana-de-açúcar; ou a volatilidade cambial, que prejudica as exportações de açúcar) poderão impor vicissitudes tanto na oferta de álcool como na oferta de açúcar, seja no Paraná ou em outro estado de expressão na economia canavieira. Destarte, como agenda de pesquisa, sugere-se que mais trabalhos possam ser implementados para examinar novas contextualizações em níveis que o escopo deste estudo não possibilitou conclusões.

LITERATURA CITADA

- ASSOCIAÇÃO DE PRODUTORES DE ÁLCOOL E AÇÚCAR DO ESTADO DO PARANÁ - ALCOPAR. Disponível em: <<http://www.alcopar.org.br>>. Acesso em: 1 fev. 2006.
- CARVALHEIRO, E. M.; SHIKIDA, P. F. A. Reflexos da desregulamentação no processo de desenvolvimento da agroindústria canavieira no estado do Paraná. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 9, n. 2, p. 209-234, maio/ago. 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.
- _____; _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Willer, 1976.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. (2005). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 1 fev. 2006.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.
- _____; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- MORAES, M. A. F. D. Desregulamentação da agroindústria canavieira: novas formas de atuação do estado e desafios do setor privado. In: _____. SHIKIDA, P. F. A. (Orgs.). **Agroindústria canavieira no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2002. p. 21-42.
- NOVO, J. P. **Notas sobre as exportações de açúcar do Paraná**. 2005. 17 f. (Especialização em Economia do Agronegócio) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2005.
- ORGANIZAÇÃO DE PLANTADORES DE CANA DA REGIÃO CENTRO-SUL DO BRASIL - ORPLANA. Disponível em: <http://www.orplana.com.br>. Acesso em: 30 jul. 2006.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 53, n. 3, p. 461-472, 1992.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biométrica**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- PORTO, G. Paraná deve dobrar exportações de álcool. **Estado de S. Paulo**, São Paulo, 8 fev. 2004. Caderno de Economia. Disponível em: <<http://www.estadao.com.br/economia/noticias/2004/fev/08/19.htm>>. Acesso em: 1 dez. 2005.
- RAMOS, P.; BELIK, W. Intervenção estatal e a agroindústria canavieira no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 27, n. 2, p. 197-214, abr./jun. 1989.
- RISSARDI JÚNIOR, D. J. **A agroindústria canavieira do Paraná pós-desregulamentação: uma abordagem neoschumpeteriana**. 2005. 124 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo.
- RODRIGUES, A. P. **Etanol combustível: balanço e perspectivas**. 2005. Palestra apresentada na Unicamp sobre os 30 anos de Proálcool. Campinas, 16 nov. 2005. Disponível em: <www.portalunica.com.br/files/publicacoes/publicacoes3067.PPT>. Acesso em: 2 dez. 2005.
- SHIKIDA, P. F. A. **A dinâmica tecnológica da agroindústria canavieira do Paraná: estudos de caso das Usinas Sabarálcool e Perobálcool**. Cascavel: Edunioeste, 2001. 117 p.
- _____. **A evolução diferenciada da agroindústria canavieira no Brasil de 1975 a 1995**. Cascavel: Edunioeste, 1998. 149 p.
- _____; MARTINS, J. P.; SOUZA, E. C. Matriz de capacidades tecnológicas da agroindústria canavieira do Paraná. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto, 2005. 1 CD-ROM.
- _____. et al. Impactos das transformações institucionais e do progresso técnico sobre os fornecedores de cana do estado do Paraná. **Revista de Ciências Empresariais da UNIPAR**, Umuarama, v. 6, n. 1, p. 45-75, jan./jun. 2005.
- UNIÃO DA AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA DE SÃO PAULO - UNICA. Disponível em: <<http://www.portalunica.com.br/portalunica/>>. Acesso em: 1 fev. 2006.
- VIA, C. E. de F. **Agroindústria canavieira: estratégias competitivas e modernização**. Campinas: Átomo, 2003. 216 p.

Recebido em 15/03/2006. Liberado para publicação em 01/09/2006.