

# ANÁLISE DO PROCESSO DE FORMAÇÃO DE PREÇOS DE AÇÚCAR CRISTAL E REFINADO NO ESTADO DE SÃO PAULO PÓS-DESREGULAMENTAÇÃO DO SETOR SUCROALCOOLEIRO

*Cinthia Cabral da Costa<sup>1</sup>  
Heloisa Lee Burnquist<sup>2</sup>*

## Resumo

No presente artigo, apresenta-se uma análise baseada nas estimativas de um modelo econômico delineado para analisar o comportamento dos preços de açúcares cristal e refinado no mercado do Estado de São Paulo. Considerou-se que os preços se ajustam, por excesso de demanda, em níveis de produtor e atacado, ao passo que no varejo ocorrem ajustamentos parciais do preço esperado. O estudo compreendeu o período de pós-desregulamentação do mercado de açúcar na economia brasileira, englobando abril de 1997 a maio de 2000. Uma análise das séries utilizadas neste estudo foi conduzida, primeiramente, obtendo-se estimativas estáveis das equações de formação dos preços. Os resultados das estimativas indicam sinais dos coeficientes referentes ao modelo proposto, em sua maioria, de acordo com o esperado. A presente análise permitiu concluir que a formação dos preços de açúcares cristal e refinado no mercado analisado pode ser expressa por relações de desequilíbrio no curto prazo.

**Palavras-chaves:** açúcar, desregulamentação, preços e mercado.

---

<sup>1</sup> Engenheira-agrônoma, aluna de doutorado em Ciências – Economia Aplicada – DEAS/ESALQ/USP. Piracicaba, São Paulo, Brasil, Cx. P. 9. E-mail: [cccosta@carpa.ciagri.usp.br](mailto:cccosta@carpa.ciagri.usp.br)

<sup>2</sup> Professora Doutora da Esalq/USP. Departamento de Economia, Administração e Sociologia - DEAS. Piracicaba, São Paulo, Brasil, C.P. 9. Email: [hlburnqu@carpa.ciagri.usp.br](mailto:hlburnqu@carpa.ciagri.usp.br)

## **1. Introdução**

Este trabalho foi voltado para a identificação e análise do processo de formação de preços através dos canais de comercialização para os açúcares cristal e refinado, no âmbito do mercado do Estado de São Paulo. A análise compreendeu o período pós-desregulamentação destes mercados, a fim de verificar como vem-se dando a formação de preços de açúcar num contexto de livre mercado.

A redução progressiva da ingerência governamental e o forte estímulo à gestão da comercialização dos produtos pelo setor privado, processo que começou no início dos anos 90 para o açúcar, tem motivado o desenvolvimento de um número crescente de estudos voltados para análise do desempenho do setor. Nesse contexto, a identificação dos mecanismos que determinam o funcionamento dos mercados tem assumido importância particular. As análises têm buscado prover informações úteis para que a reestruturação do mercado seja conduzida de forma eficiente.

A relevância de estudar o funcionamento do mercado de produtos finais do setor sucroalcooleiro para o Estado de São Paulo reside na representatividade desse setor em termos de produção, tanto no contexto do mercado doméstico quanto no do mercado internacional. No caso do açúcar, O Brasil vem-se destacando como o maior produtor e exportador mundial, sendo um dos países mais competitivos no mercado mundial. Tal competitividade se deve, em grande parte, à eficiência na produção alcançada no Estado de São Paulo, seja em nível da obtenção da cana como matéria-prima, seja na eficiência em nível industrial.

### **1.1 Sistema de comercialização**

Teoricamente, sabe-se que a estrutura de um mercado tem grande influência na determinação dos preços. Além disso, os preços estão sujeitos a choques de oferta e, ou, demanda nos diferentes níveis de mercado. Esses fatores determinam a forma e intensidade de transmissão de preços entre os diferentes níveis de mercado (Burnquist, 1986).

No sistema de comercialização de açúcar, o nível do produtor

(usina com destilaria anexa, produzindo o açúcar juntamente com o álcool combustível) é representado por 135 usinas no Estado de São Paulo, das quais 36 comercializam seu produto em conjunto, através da Cooperativa dos Produtores de Cana, Açúcar e Álcool de São Paulo (Copersucar). Os agentes intermediários ao produtor e consumidor na comercialização do açúcar cristal estiveram restritos ao atacado no presente estudo, em função de restrições na disponibilidade de dados. Ao longo dos últimos anos, o papel desempenhado pelo segmento produtor tem se alterado, e vem absorvendo, progressivamente, as funções dos atacadistas. Existe dominância crescente de empresas/usinas integradas que não apenas produzem o açúcar, como também realizam os serviços de empacotamento. As vendas são comumente realizadas na condição Posto Veículo Usina (PVU), de forma que os serviços de transporte e distribuição são assumidos pelo varejo.

Ao contrário do atacado, o mercado varejista dos açúcares cristal e refinado é bastante pulverizado e heterogêneo, constituído de pequenos armazéns e até hipermercados.

## **2. Modelo econômico**

A estrutura de mercado de açúcar caracterizada no item anterior sugere que os processos de formação de preços nos mercados deste produto possam ser explicados com base num modelo de desequilíbrio no curto prazo, conforme definido por Heien (1980) e Barros (1990).

Aparentemente, nesses mercados os preços em níveis de produção e atacado se ajustam continuamente de forma a adequar-se ao grau de desequilíbrio entre oferta e demanda. A princípio, considera-se que as mudanças de preços em nível de varejo dão-se por ajustes parciais até atingir o preço de equilíbrio. Dessa forma, o ajuste do preço do açúcar cristal no varejo é representado, no presente estudo, pelas seguintes equações<sup>3</sup>:

---

<sup>3</sup> Os subscritos "f" e "t-1" indicam tempo, em que "t-1" é o período defasado em relação ao período "f".

$$v_t - v_{t-1} = \alpha(v_t^* - v_{t-1}) \quad (1)$$

em que

$$v_t^* = b_1 a_t + b_2 z_{1,t} \quad (2)$$

sendo  $v$  o preço no varejo do açúcar cristal,  $\alpha$  a taxa de velocidade de ajustamento desse preço,  $a$  o preço no atacado,  $z_{1,t}$  o preço do insumo de comercialização no varejo (por exemplo, preço de transporte) e  $b_1$  e  $b_2$  os coeficientes técnicos da produção, com  $b_1$  e  $b_2 > 0$ .

Substituindo a equação (2) em (1) e rearranjando os termos, obtém-se

$$v_t = (1 - \alpha)v_{t-1} + \alpha b_1 a_t + \alpha b_2 z_{1,t} \quad (3)$$

Considera-se ainda que a quantidade demandada ( $V_t^D$ ) de açúcar cristal no varejo é uma função linear do próprio preço no varejo, ou seja:

$$V_t^D = \theta_0 + \theta_1 v_t \quad (4)$$

Pressupondo que a função de demanda seja negativamente inclinada, tem-se  $\theta_1 < 0$ .

O modelo analítico pressupõe, ainda, que o segmento varejista de açúcar refinado pode ser representado de forma semelhante ao descrito anteriormente para o açúcar cristal. Dessa forma, a variável  $v$  também indica o preço no varejo de açúcar refinado e  $z_{1,t}$  o insumo de comercialização no varejo de açúcar refinado.

No modelo proposto na presente análise, considerou-se que os preços de açúcar cristal no atacado, assim como os preços de açúcar cristal e do refinado em nível do produtor, ajustam-se por desequilíbrio entre oferta e demanda, sendo este representado por um excesso de demanda pelo produto, ou seja<sup>4</sup>:

---

<sup>4</sup> Os sobrescritos "D" e "S" indicam, respectivamente, quantidades demandada e ofertada.

$$a_t - a_{t-1} = \delta(A_t^D - A_t^S) \quad (5)$$

$$pac_t - pac_{t-1} = \delta(PAC_t^D - PAC_t^S) \quad (6)$$

$$r_t - r_{t-1} = \delta(R_t^D - R_t^S) \quad (7)$$

em que  $A$  representa a quantidade de açúcar cristal no atacado e, em nível de produtor,  $PAC$  é a quantidade de açúcar cristal,  $R$  a quantidade de açúcar refinado,  $a$  é o preço no atacado,  $pac$  o preço de açúcar cristal e  $r$  o preço de açúcar refinado, sendo  $\delta$  a taxa de velocidade de ajustamento do preço, por excesso de demanda, naqueles níveis dos mercados considerados.

As quantidades demandadas foram obtidas pela conversão da demanda por açúcar no período anterior. Assim, tem-se que

$$A_t^D = b_1 V_{t-1}^D \quad (8)$$

$$PAC_t^D = \beta_1 z_{4,t-1} + \beta_2 a_{t-1} + \beta_3 r_{t-1} \quad (9)$$

$$R_t^D = b_1 V_{t-1}^D \quad (10)$$

em que  $V^D$  é descrita na equação (4), com  $b_1 > 0$ , pressupondo-se que aumento na quantidade demandada no varejo eleve a demanda no atacado no período seguinte, a fim de repor os estoques nesse segundo nível de mercado (equações 8 e 10), enquanto  $z_{4,t-1}$  (equação 9) representa os preços dos produtos industriais finais, defasados de um período, que demandam açúcar cristal como insumo de produção (por exemplo, indústrias de refrigerantes e doces). Pressupõe-se que a demanda por açúcar refinado em nível de produtor, por açúcar cristal no atacado e pelos produtos industriais finais que utilizam o açúcar cristal como insumo de produção aumenta quando há redução nos seus preços. Logo, os parâmetros  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  na equação (9) são menores que zero.

As equações que representam quantidades ofertadas de açúcar são as seguintes:

$$A_t^S = \varpi_0 pac_t + \varpi_1 a_{t-1} \quad (11)$$

$$PAC_t^S = \gamma_1 pac_{t-1} + \gamma_2 ph_t + \gamma_3 pi_t + \gamma_4 ni_t \quad (12)$$

$$R_t^S = \phi_0 pac_t + \phi_1 r_{t-1} \quad (13)$$

em que  $ph_t$  é o preço de álcool hidratado e  $pi_t$  o preço de álcool anidro, ambos em nível de produtor e no período  $t$ , enquanto  $ni_t$  é o preço do açúcar no mercado internacional.

As expectativas em relação aos sinais dos coeficientes das equações (11), (12) e (13) são as seguintes:

- a) Equação (11):  $\varpi_0 < 0$ , indicando que uma redução do preço do açúcar cristal ao produtor no período atual favorece a aquisição de açúcar cristal pelo segmento atacadista nesse mesmo período. Já para o parâmetro  $\varpi_1$ , espera-se que essa relação seja direta, isto é, que  $\varpi_1 > 0$ , de forma que variações positivas de preços em nível de atacado, no período anterior, estimulam um crescimento da quantidade ofertada de açúcar cristal no próprio atacado no período seguinte.
- b) Equação (12): o preço em nível de produtor de açúcar cristal no período anterior afeta positivamente sua própria quantidade ofertada no período seguinte ( $\gamma_1 > 0$ ). Os preços de álcool anidro e hidratado, no período  $t$ , relacionam-se inversamente com a quantidade ofertada de açúcar no período  $t$  ( $\gamma_2$  e  $\gamma_3 < 0$ ), ou seja, quando ocorrem variações positivas nos preços do álcool anidro e hidratado, a composição de produção do setor é modificada, reduzindo a quantidade produzida de açúcar para produzir mais álcool. Elevações nos preços internacionais do açúcar tendem a expandir a exportação do produto e, conseqüentemente, induzem a queda da quantidade ofertada de açúcar cristal no mercado doméstico ( $\gamma_4 < 0$ ).
- c) Equação (13): alteração no preço de açúcar cristal em nível de produtor é relacionado inversamente com a quantidade comprada de açúcar refinado no próprio período ( $\phi_0 < 0$ ), enquanto aumentos de preços de açúcar refinado no período anterior estimulam a elevação da quantidade ofertada desse açúcar no período imediatamente seguinte ( $\phi_1 > 0$ ).

Considerando-se, portanto, as substituições das equações de demanda e oferta na equação de ajustamento por excesso de demanda, tem-se que os preços são formados de acordo com as seguintes equações:

$$a_t = \delta b_1 \theta_0 + \delta b_1 \theta_1 v_{t-1} - \delta \pi_0 pac_t + (1 - \delta \pi_1) a_{t-1} \quad (14)$$

$$pac_t = -\zeta \gamma_0 + \zeta \beta_1 z_{4,t-1} + \zeta \beta_2 a_{t-1} + \zeta \beta_3 r_{t-1} - \zeta \gamma_2 p h_t - \zeta \gamma_3 p i_t - \zeta \gamma_4 n i_t + (1 - \zeta \gamma_1) pac_{t-1} \quad (15)$$

$$r_t = \lambda b_1 \theta_0 + \lambda b_1 \theta_1 v_{t-1} - \lambda \phi_0 pac_t + (1 - \lambda \phi_1) r_{t-1} \quad (16)$$

A análise da intensidade de transmissão de preços se dá através da estimação da elasticidade de transmissão de preços, a qual mede o impacto percentual de uma variação do preço em um nível de mercado sobre o preço em outro nível. Portanto, a fim de que os coeficientes estimados nos modelos de formação de preço descritos expressem diretamente o valor estimado das elasticidades de transmissão de preços, as séries de preços utilizadas foram logaritmizadas.

### 3. Análise de séries de tempo

#### 3.1 Dados

No Quadro 1 são apresentadas as variáveis utilizadas no presente trabalho e respectivas descrições. As séries temporais dos dados utilizados compreenderam o período de abril de 1997 a maio de 2000. Os preços de açúcar cristal em nível de produtor, de atacado, e os preços ao produtor de açúcar refinado constituem-se nos indicadores de preços levantados e divulgados pelo CEPEA/ESALQ/USP (Centro, 2000).

## Quadro 1 – Variáveis utilizadas na pesquisa

Variáveis	Descrição	Indicações das Variáveis no Modelo Econômico
Lppac	Logaritmo do preço em nível de produtor de açúcar cristal	<i>pac</i>
Lpaac	Logaritmo do preço no atacado de açúcar cristal	<i>a</i>
Lpvac	Logaritmo do preço no varejo de açúcar cristal	<i>v</i>
Lppar	Logaritmo do preço em nível de produtor de açúcar refinado	<i>r</i>
Lpvar	Logaritmo do preço no varejo de açúcar refinado	<i>v</i>
Lpni	Logaritmo do preço de açúcar – Mercado internacional	<i>ni</i>
Lpph	Logaritmo do preço em nível de produtor de álcool hidratado	<i>ph</i>
Lppi	Logaritmo do preço em nível de produtor de álcool anidro	<i>pi</i>
Lpb	Logaritmo do preço de bebidas não-alcoólicas (índice)	<i>z<sub>4</sub></i>
Lptr	Logaritmo do preço de transporte (índice)	<i>z<sub>1</sub></i>

O mercado de açúcar deixou de ser regulamentado no início da década de 90. Entretanto, o período do estudo inicia-se após abril de 1997, em razão de uma revisão da metodologia utilizada para cálculo dos preços nessa década pelo CEPEA.

A série de preços de açúcar refinado no varejo corresponde ao índice de preços de açúcar que compõem o Índice de Preços ao Consumidor – IPC, publicado pelo DIEESE em seu informativo mensal (Departamento, 2000). Os preços de açúcar cristal no varejo foram obtidos também do DIEESE, na tabela de preços dos produtos da cesta básica do município de São Paulo (Departamento, 2000).

Para representar os preços internacionais do açúcar demerara, utilizou-se uma série publicada pela “International Sugar Organization – ISSO”, referente a preço “spot” Nova York. Tais preços foram convertidos em moeda nacional, tendo-se utilizado valores de média mensal da taxa de câmbio, publicada pelo Banco Central do Brasil (Conjuntura, 2000).

O preço de transporte, calculado pela FIBGE (Instituto, 2000), foi utilizado como “proxy” para preço de insumo de comercialização no

varejo. A relação do preço de açúcar cristal em nível de produtor e as indústrias consumidoras desse açúcar foi especificada, empregando-se o índice de preços de bebidas não-alcoólicas como variável “proxy”, tomado na revista Conjuntura Econômica – FGV (Conjuntura, 2000). Considera-se que a maior parte dos produtos incluídos como bebida não-alcoólica utiliza o açúcar como insumo de produção. Apenas os refrigerantes consomem 38% do consumo industrial de açúcar (Carvalho, 2000).

Os preços do álcool anidro e hidratado ao produtor foram calculados a partir dos indicadores de preços levantados e divulgados pelo CEPEA. Dado que essas séries passaram a ser publicadas a partir de abril de 1998, calculou-se, para o período anterior, uma série com base nos preços de varejo desses produtos, considerando-se margem fixa e igual à margem calculada para maio de 1998<sup>5</sup>.

### 3.2 Testes de raiz unitária

Para se obter a existência de tendência estocástica nas séries temporais das variáveis incluídas no modelo econométrico, foram utilizados testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), descrito por Dickey e Fuller (1981).

Os testes de raiz unitária consistem na estimação das seguintes equações<sup>6</sup>:

$$a) \quad \Delta x_t = \alpha + \theta T + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta x_{t-j} + e_t$$

$$b) \quad \Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta x_{t-j} + e_t$$

$$c) \quad \Delta x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta x_{t-j} + e_t$$

<sup>5</sup> Margem de maio de 1998 = (preço de varejo de maio/98) - (preço ao produtor de maio/98).

<sup>6</sup> O símbolo “D” corresponde a primeira diferenciação das séries de preço estudada. O subscrito “-j” com j variando de 1 a n, representa as n defasagens da variável x diferenciada.

**em que**

$x$  = uma série de preço considerada no modelo proposto,  $\alpha$  = termo constante estimado,  $\theta$ ,  $\beta$  e  $\gamma_j$  = coeficientes estimados, em que

$$\beta = \sum_{j=1}^n \gamma_j - 1 ; \quad T = \text{tendência determinística do modelo e } e_t =$$

termo correspondente aos resíduos da equação estimada. O valor de  $n$  deve ser tal, que torne a série dos resíduos ( $e_t$ ) uma série “ruído branco” (série estacionária).

Um procedimento que tem sido muito utilizado para determinação do valor de  $n$  são os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Esses critérios escolhem o valor de  $n$  que apresenta menor variância dos resíduos.

Para a realização do teste, procede-se à escolha de uma versão de melhor ajuste para o modelo econométrico, partindo-se de uma especificação geral do modelo, incluindo constante e tendência. A escolha envolve a identificação de especificações mais parcimoniosas, procedendo-se à eliminação progressiva dos termos que se apresentam não significativos, segundo procedimento apresentado por Enders (1995).

Os resultados do teste de raiz unitária são sintetizados na Tabela 1. Pode-se verificar que, para a maioria das variáveis incluídas no modelo, aceita-se a hipótese de estacionariedade, a 1% de significância, somente quando essas estão expressas nas suas primeiras diferenças, indicando a existência de raiz unitária. Para todas as variáveis analisadas foram encontrados altos níveis de significância da estatística “Q” do teste de Box-Pierce, rejeitando-se a hipótese de nulidade deste teste, que considera a existência de autocorrelação entre os resíduos.

Tabela 1 – Resultado do teste de raiz unitária, estatísticas  $\tau$ ,  $\tau$  e  $\tau^7$ 

Variáveis	Defasagens (n)	Modelo (a) $H_0: \beta = 0$	Modelo (b) $H_0: \beta = 0$	Modelo (c), com mais uma diferença da variável estudada	
				Modelo (c) $H_0: \beta = 0$	$H_0: \beta = 0$
lppac	1	-2,01	-2,04	-0,47	-3,55*
lpaac	1	-2,21	-2,23	-0,66	-3,41*
lpvac	1	-2,06	-2,05	-0,93	-2,98*
lppar	1	-2,02	-2,07	-0,83	-3,40*
lpvar	1	-1,95	-2,02	-0,99	-2,74*
lpni	1	-3,55**	-3,30**	-0,44	-5,02*
lpph	1	-1,6	-1,38	-0,77	-2,98*
lppi	1	-1,62	-1,58	-0,63	-4,66*
lpb	1	-2,04	-1,001	2,23**	-3,98*
lpitr	1	-1,60	-0,26	1,61	-2,41**

Fonte: resultados da pesquisa.

\*Significativo a 1%, cujo valor crítico = -2,65, para o modelo (c).

\*\*Significativo a 5%, cujo valor crítico = -1,95, para o modelo (c).

### 3.3 Análise de co-integração

Conforme o método descrito por Engle e Granger (1987), verificar a presença de co-integração entre duas variáveis que compõem o vetor  $y_t$  com as variáveis integradas de ordem 1 consiste em testar a estacionariedade de  $u_t$  de uma equação da seguinte forma:

$$y_{1t} = \theta + \lambda y_{2t} + u_t \quad (17)$$

em que  $u_t$  representa os resíduos da regressão, ou seja, aplica-se o teste

de estacionariedade descrito anteriormente para  $u_t = y_{1t} - \theta - \lambda y_{2t}$ .

Quando os resíduos da equação de co-integração forem estacionários (I(0)), significa que, apesar de individualmente as duas variáveis serem integradas de ordem, a sua combinação linear é estacionária e, conseqüentemente, elas são co-integradas, indicando que existe relacionamento de longo prazo entre ambas. Neste caso,  $u_{t-1}$  é o termo

<sup>7</sup> Os valores críticos para os testes realizados são descritos em: FULLER, W. A. *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley et al. (1976). Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, Illinois, v.49, n.4, p.1057-72, 1981.

de correção de erro, que recupera as informações de longo prazo perdidas na diferenciação.

Foram, então, realizados os testes de co-integração para o conjunto de variáveis envolvidas nos modelos de formação de preços nos diversos níveis de mercado, conforme definido nas equações (3), (14), (15) e (16). Na Tabela 2 são descritas as estimativas dessas regressões, juntamente com o teste de estacionariedade nos resíduos das mesmas. Os resultados são descritos na Tabela 2, em que o valor de n corresponde ao número de defasagens aplicado na equação (c) para verificar raiz unitária no resíduo.

Tabela 2 – Resultado do teste de co-integração

Regressão estimada para testar co-integração entre as variáveis do modelo	Resultado dos testes de estacionariedade aplicado no resíduo estimado da Regressão - teste de co-integração <sup>8</sup>	
$lppac = 1,2 + 1,35 lpaac - 0,55 lppar + 0,27 lpmi - 0,19 lpb + 0,09 lpph + 0,04 lppi$ (15) $R^2 = 0,95$	$t = - 5,55519^*$ $Q (\%) = 0,911$ $n = 1$	VC(5%) = -5,15
$lpaac = 0,0424 + 0,532 lppac + 0,603 lpmi$ (14) $R^2 = 0,97$	$t = - 4,7606^*$ $Q (\%) = 0,796$ $n = 1$	VC(5%) = -3,5
$lppar = 0,072 + 0,375 lppac + 0,856 lpmi$ (16) $R^2 = 0,95$	$t = - 3,167^{**}$ $Q (\%) = 0,75$ $n = 1$	VC(10%) = -3,16
$lpmi = 0,025 + 0,7008 lpaac + 0,0002 lptr$ (3) $R^2 = 0,88$	$t = - 3,02^{***}$ $Q (\%) = 0,85$ $n = 6$	VC(25%) = -2,63
$lpmi = 0,66 lppar + 0,006 lptr$ (3) $R^2 = 0,90$	$t = - 3,5^*$ $Q (\%) = 0,99$ $n = 4$	VC(5%) = -3,5

\*Significativo até 5%.

\*\*Significativo até 10%.

\*\*\*Significativo até 25%.

<sup>8</sup> Os valores críticos do teste de co-integração são indicados por MacKinnon (1991) e Banerjee et al. (1992) e descritos por: HARRIS, R. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. 1. ed. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995. 176 p. Esses valores são diferentes conforme se varia o número de variáveis a serem co-integradas, ou seja, conforme varia o número de regressores no modelo.

Verifica-se a existência de co-integração tomando os resíduos das regressões e aplicando o teste de raiz unitária (Equação c), para avaliar suas características de estacionariedade. É importante observar que o valor do teste “t” utilizado refere-se aos valores críticos determinados para o teste de co-integração.

Os modelos utilizados para verificar raiz unitária nos resíduos não apresentaram problema de má especificação, pois os níveis de significância do teste “Q” apresentaram-se altos, rejeitando a hipótese de autocorrelação entre os resíduos naqueles modelos.

## **4. Metodologia de modelagem - modelo com correção de erro**

Se as séries de preços utilizadas no presente estudo forem não estacionárias, os modelos de formação de preços formulados (equações (3), (14), (15) e (16)) devem ser estabelecidos na primeira diferença, a fim de obter estimadores eficientes e não viesados. Ao estabelecer os modelos propostos, se as séries forem I (1) e a relação de longo prazo entre as variáveis existe, os parâmetros estimados com as variáveis na primeira diferença são também viesados. Tendo-se identificado a existência de co-integração entre as variáveis para cada equação, a inclusão de um componente que recupera este desvio da trajetória de longo prazo das variáveis, denominado termo de correção de erro, soluciona este problema. O termo de correção de erro consiste no resíduo defasado da regressão de co-integração e é incluído como uma variável determinística na estimação do modelo econométrico principal, dando origem ao chamado modelo com correção de erro.

### **4.1 Resultados**

As equações foram estimadas, empregando-se o método de equações simultâneas com variáveis instrumentais, uma vez que o modelo pressupõe a formação dos preços de forma simultânea, por excesso de demanda, nos níveis de produtor de açúcar cristal e de açúcar refinado e

no de atacado do açúcar cristal. Os resultados são apresentados nas Tabelas 3 e 4, para os mercados de açúcares cristal e refinado, respectivamente<sup>9</sup>. Os valores entre parênteses abaixo dos coeficientes estimados dessas equações são os respectivos valores do nível de significância do teste “t”, de Student.

Nas colunas da Tabela 3 são apresentados os coeficientes estimados das equações (3), (14) e (15). Os valores de R<sup>10</sup> indicam bom ajustamento das equações, exceto para a equação referente à formação do preço em nível de produtor de açúcar cristal. Os altos níveis de significância da estatística “Q” de Box e Pierce evidenciam baixa probabilidade de autocorrelação nos resíduos daquelas equações.

Os sinais dos coeficientes estimados na equação de formação do preço do produtor de açúcar cristal se apresentaram de acordo com o proposto pelo modelo econômico (descrito nas equações (9) e (10), no item 2). Pelo lado da demanda, verifica-se o sinal negativo para os coeficientes estimados para as variáveis defasadas de um período, que representam o atacado desse mercado ( $\Delta lpaac$ ) e o produto industrial que utiliza o açúcar cristal como insumo de produção ( $\Delta lpb$ ). Pelo lado da oferta, os coeficientes estimados apresentaram-se positivos para as variáveis preço ao produtor ( $\Delta lppac$ ) defasado, preço ao produtor de hidratado ( $\Delta lpph$ ) e preço do açúcar no mercado internacional ( $\Delta lpni$ ). Entretanto, a baixa qualidade do ajustamento observado na estimação dessa equação pode ser o motivo dos sinais contrários às expectativas do modelo para as variáveis  $\Delta lppar$  (do lado da demanda) e  $\Delta lppl$  (do lado da oferta). Uma possível explicação para o problema de especificação desse modelo é o grande número de variáveis explicativas que pode resultar em problemas de multicolinearidade. Além disso, a extensão relativamente restrita das séries de dados disponíveis nesta análise constitui-se em uma limitação à utilização de muitas variáveis. Portanto, o resultado relativo à formação de preço em nível de produtor

---

<sup>9</sup> Embora as equações de formação de preço de açúcar cristal e de refinado estejam sendo apresentadas em tabelas diferentes, as cinco equações foram estimadas simultaneamente.

Fonte: dados da pesquisa.

<sup>10</sup> As variáveis  $ep_{t-1}$ ,  $ea_{t-1}$  e  $evc_{t-1}$  representam os termos de correção de erro referente aos modelos em níveis de produtor, de atacado e de varejo, respectivamente.

de açúcar cristal não será explorado neste trabalho.

Na equação de formação do preço de açúcar cristal no atacado, descrita pelo modelo econômico na equação (8), têm-se os sinais dos coeficientes positivos, de acordo com o previsto, para as variáveis que representam o produtor de açúcar cristal ( $\Delta lppac$ ) e o próprio atacado ( $\Delta lpaac$ ) defasado. Assim, a elasticidade de transmissão do preço do produtor para o atacado de açúcar cristal, no curto prazo, foi estimada em 45%. A elasticidade de transmissão, no curto prazo, do preço do atacado defasado de um período foi de 37%. O sinal positivo da variável que representa o nível do varejo de açúcar cristal ( $\Delta lpvac$ ) defasado, contrário ao esperado na descrição dos sinais das equações (4) e (6), no item (2), pode ser justificado pelo fato de que o açúcar cristal é mais acessível, em termos de preço, do que o açúcar refinado. Assim, mesmo havendo variação positiva do preço do açúcar cristal no varejo, não se tem, de maneira geral, preço superior ao do açúcar refinado em valor absoluto. Portanto, acredita-se que aumento na demanda de açúcar cristal no varejo influencia o preço de atacado, no curto prazo, numa magnitude de 25%.

Os sinais dos coeficientes na equação referentes à formação do preço de açúcar cristal no varejo apresentaram-se de acordo com o previsto. A elasticidade de transmissão de preço, no curto prazo, do preço de açúcar cristal no atacado ( $\Delta lpaac$ ), do preço de transporte ( $\Delta lptr$ ) e do próprio preço de açúcar cristal no varejo ( $\Delta lpvac$ ) defasado foi de, respectivamente, 18%, 1% e 53% sobre aquele preço de varejo. O insumo de comercialização do varejo não foi bem representado pelo preço de transporte ( $\Delta lptr$ ), o que é indicado pelo baixo nível de significância desse coeficiente estimado.

Tabela 3 – Estimativas de formação dos preços em níveis de produtor, atacado e varejo do mercado de açúcar cristal no Estado de São Paulo, no período de abril de 1997 a maio de 2000<sup>10</sup>

Variáveis Exógenas e Estatísticas	Variáveis Endógenas		
	Taxa de Crescimento do Preço ao Produtor $\Delta p_{pac,t}$	Taxa de Crescimento do Preço ao Atacado $\Delta p_{aac,t}$	Taxa de Crescimento dos Preços no Varejo $\Delta p_{vac,t}$
$\Delta p_{pac,t}$	-	0,45 (0,00)	-
$\Delta p_{pac,t-1}$	0,86 (0,01)	-	-
$\Delta p_{aac,t}$	-	-	0,23 (0,00)
$\Delta p_{aac,t-1}$	-0,88 (0,06)	0,37 (0,00)	-
$\Delta p_{par,t-1}$	0,30 (0,53)	-	-
$\Delta p_{vac,t-1}$	-	0,23 (0,13)	0,41 (0,00)
$\Delta p_{b,t-1}$	-1,64 (0,33)	-	-
$\Delta p_{ni,t}$	0,08 (0,63)	-	-
$\Delta p_{ph,t}$	0,54 (0,04)	-	-
$\Delta p_{pi,t}$	-0,26 (0,40)	-	-
$\Delta p_{ptr,t}$	-	-	0,007 (0,70)
$ep_{t-1}$	-0,592 (0,22)	-	-
$ea_{t-1}$	-	-0,67 (0,00)	-
$evc_{t-1}$	-	-	-0,27 (0,01)
$R^2$	0,44	0,88	0,71
Q (%)	4,49 (0,87)	12,84 (0,17)	5,94 (0,74)

Fonte: dados da pesquisa.

<sup>10</sup> As variáveis  $ep_{t-1}$ ,  $ea_{t-1}$  e  $evc_{t-1}$  representam os termos de correção de erro referente aos modelos em níveis de produtor, de atacado e de varejo, respectivamente.

Na Tabela 4 são apresentadas as estimativas dos coeficientes dos modelos de formação de preços em níveis de produtor e de varejo do açúcar refinado, na segunda e terceira colunas, respectivamente. Os coeficientes apresentaram os sinais de acordo com o previsto no modelo econômico. Dessa maneira, as variáveis do preço do açúcar cristal em nível de produtor ( $\Delta\text{ppac}$ ) e do preço do açúcar refinado em nível de produtor ( $\Delta\text{lppar}$ ) defasado são positivamente relacionadas na formação do preço no nível do produtor de açúcar refinado, como previsto na equação (16).

Tabela 4 – Estimativas de formação dos preços nos níveis de produtor e varejo do mercado de açúcar refinado no Estado de São Paulo, no período de abril de 1997 a maio de 2000<sup>11</sup>

Variáveis Exógenas e Estatísticas	Variáveis Endógenas	
	Taxa de Crescimento do Preço ao Produtor - $\Delta\text{lppar}_t$	Taxa de Crescimento do Preços no Varejo - $\Delta\text{lpvar}_t$
$\Delta\text{ppac}_t$	0,38 (0,00)	-
$\Delta\text{lppar}_t$	-	0,34 (0,00)
$\Delta\text{lppar}_{t-1}$	0,72 (0,00)	-
$\Delta\text{lpvar}_{t-1}$	-0,29 (0,28)	0,28 (0,00)
$\Delta\text{lptr}_{t-1}$	-	0,006 (0,64)
$\text{epr}_{t-1}$	-0,35 (0,02)	-
$\text{evr}_{t-1}$	-	-0,26 (0,01)
$R^2$	0,67	0,82
Q (%)	5,96 (0,74)	3,81 (0,92)

Fonte: dados da pesquisa.

<sup>11</sup> As variáveis  $\text{epr}_{t-1}$  e  $\text{evr}_{t-1}$  representam os termos de correção de erro referente aos modelos em níveis de produtor e de varejo, respectivamente.

A elasticidade de transmissão do preço das variáveis  $\Delta p_{pac}$  e  $\Delta p_{par}$ , defasada de um período, foi estimada em 38% e 72%, respectivamente, sobre o preço de açúcar refinado em nível de produtor, no curto prazo. O coeficiente estimado para o preço do açúcar refinado no varejo ( $\Delta p_{var}$ ) apresenta sinal negativo, também conforme o proposto na equação (3), e com elasticidade de transmissão do preço de varejo para o preço de produtor de açúcar refinado, no curto prazo, estimada em -29%. Observou-se, então, que os ajustamentos no mercado de açúcar refinado diferem daquele do mercado de açúcar cristal. O açúcar refinado tem maior sensibilidade dos preços no varejo sobre a demanda do consumidor.

Observou-se também, comparando as Tabelas 3 e 4, que o preço do açúcar cristal no atacado ( $\Delta p_{aac}$ ) é formado, no curto prazo, predominantemente pela variável correspondente ao preço do açúcar cristal em nível de produtor ( $\Delta p_{pac}$ ), com grau de ajustamento de 88%, e o preço do açúcar refinado em nível de produtor ( $\Delta p_{par}$ ) é formado predominantemente por sua própria série defasada, com menor participação do preço ao produtor do açúcar cristal ( $\Delta p_{pac}$ ), e apresenta menor grau de ajustamento (67%). Uma possível explicação para esse resultado é o fato de que os serviços adicionados, em nível do mercado atacadista do açúcar cristal, são de menor valor que aqueles incluídos no nível de produtor de refinado, ambos oriundos do produtor do açúcar cristal.

Como ocorreu com o açúcar cristal, o insumo de comercialização do varejo, representado pelo preço de transporte ( $\Delta p_{ptr}$ ), apresentou baixo nível de significância desse coeficiente estimado.

O preço no varejo do açúcar refinado, ao contrário do que ocorreu com o cristal, teve maior influência do nível de mercado anterior ( $\Delta p_{par}$ ), com valor estimado da elasticidade de transmissão de preço do produtor para o varejo, no curto prazo, de 34%. Os sinais dos coeficientes estimados na equação referente à formação do preço nesse nível do mercado apresentaram-se positivos para preço do açúcar refinado em nível de produtor, preço de transporte e do próprio nível de varejo defasados, o que corrobora o modelo econômico proposto no item 2.

A relação de longo prazo entre as variáveis explicativas na

formação do preço tido como dependente, que é representada pelo termo de correção de erro, foi significativa na formação dos preços em todos os níveis considerados neste estudo para o mercado de açúcar (Tabelas 3 e 4). Assim, considerando as variáveis explicativas de cada equação agrupadas, tem-se que a influência delas no longo prazo foi de 59%, 67%, 27%, 35% e 26% na formação dos preços de açúcar cristal em níveis de produtor, atacado e varejo e do açúcar refinado em níveis de produtor e varejo, respectivamente.

## **5. Conclusões**

Os resultados obtidos permitiram concluir que, de maneira geral, a formação dos preços no mercado de açúcar pode ser explicada, ao longo do período analisado, utilizando-se um modelo de desequilíbrio no curto prazo, segundo o qual choques de oferta e demanda causam alterações iniciais nos preços em níveis de produtor e atacado, simultaneamente. A equação estimada referente à formação de preço em nível de produtor de açúcar cristal não apresentou resultados satisfatórios, considerando o curto prazo. Nas demais equações estimadas, exceto o preço de transporte, todas as variáveis incluídas como explicativas nos modelos propostos foram significativas. Nesse sentido, este trabalho permite aos agentes do mercado de açúcar conhecer a magnitude estimada da influência de cada nível de mercado na formação de seus preços.

Recomenda-se, entretanto, que sejam realizadas novas estimativas dos modelos econômicos formulados para estudo desse mercado, compreendendo períodos mais extensos dos dados à medida que estes se tornam disponíveis, uma vez que o curto período deste estudo constituiu uma das limitações à interpretação dos resultados obtidos. Além disso, é importante destacar que, no período inicial da desregulamentação de um mercado, os preços podem se comportar de forma não representativa, quanto à forma de reestruturação que se estabelece nesse mercado.

## Referências Bibliográficas

BARROS, G. S. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.44, n.1, p.5-20, jan./mar.1990.

BURNQUIST, H. L. **A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas**. Piracicaba: ESALQ, 1986. 83 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1986.

CARVALHO, J. C. C. Pesos diferentes. *Agroanalysis*, v.20, n.3, p.41-45, mar. 2000.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **Indicadores. Açúcar. Álcool**. Disponível em: <http://www.ciagri.usp.br/~cepea> (julho de 2000).

CONJUNTURA ECONÔMICA, Fundação Getúlio Vargas: 1997-2000. v.51-54.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SÓCIO-ECONÔMICOS. **Boletim mensal**. São Paulo: DIEESE, 1997-2000. n.193-219.

DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Illinois, v.49, n.4, p.1057-72, 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley. 1995. 433 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987.

HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, v.62, p.10-18, 1980.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Ipeadata. Tema: Preços. IBGE/SNIPC. Transportes. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/> (agosto de 2000).