

FORMAÇÃO DE PREÇO DO AÇÚCAR CRISTAL EMPACOTADO AO VAREJO DA REGIÃO CENTRO-SUL DO BRASIL

Mirian Rumenos Piedade Bacchi¹
Lucílio Rogerio Aparecido Alves²

RESUMO: Neste trabalho buscou-se analisar o processo de formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da Região Centro-Sul do Brasil, no período de maio de 1998 a dezembro de 2002, considerando os diversos segmentos que compõem a sua cadeia de comercialização. Utilizaram-se, na análise, os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de co-integração de Johansen e o método de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC). Os resultados apontam que os preços do açúcar cristal empacotado ao produtor e ao varejo apresentam relações expressivas tanto no curto como no longo prazo. A renda interna não se mostrou tão importante na explicação do preço do mercado varejista do açúcar cristal empacotado, como já era esperado, em função do caráter essencial do produto e de sua pequena participação nos dispêndios das famílias. No geral, os choques nas variáveis que compõem o modelo são transmitidos rapidamente para o segmento varejista e são de curta duração, desaparecendo após o sexto mês.

Palavras-chave: açúcar, comercialização agrícola, agroindústria canavieira.

RETAIL-PACKED CRYSTAL SUGAR PRICE FORMATION IN THE CENTER-SOUTHERN REGION OF BRAZIL

ABSTRACT: The main objective of the study is to analyze the price formation process of retail crystal sugar in the center-southern region of Brazil, considering the different segments of its commercialization chain. The analysis was carried out over the May 1998-December 2002 period. The Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root tests, Johansen co-integration test and the method of Vector Auto-Regression with Error Correction (VEC) were used. Results indicate that crystal sugar prices both to the producer and in the retail market present expressive relations in the short and long run. Internal income has not proven very important in the explanation of the crystal sugar price in the retail market. This was already expected due to the essentiality of the product and its small participation in the expenses of the families. As a rule, shocks in the variables composing the model are quickly transmitted to the retail segment and short-lasting, disappearing after the sixth month.

Key-words: sugar, sugar-cane agroindustry, agricultural commercialization.

JEL Classification: C22, C51, L11.

¹Economista, Professora do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ/USP) (e-mail: mrpbacch@esalq.usp.br).

²Economista, Mestre (e-mail: lualves@esalq.usp.br).

1 - INTRODUÇÃO

O objetivo do estudo é analisar o processo de formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da Região Centro-Sul do Brasil, considerando os diversos segmentos que compõem a sua cadeia de comercialização. É importante que se esclareça que do total de açúcar utilizado na forma direta na Região Centro-Sul, aproximadamente 50% referem-se ao açúcar cristal empacotado, objeto deste estudo, sendo o restante consumido na forma de açúcar refinado, segundo a União da Agroindústria Canavieira do Estado de São Paulo (UNICA).

Estudos sobre o comportamento dos preços de produtos agropecuários podem gerar parâmetros de interesse para produtores, analistas de mercado e formuladores de políticas que tenham como meta a proteção da renda do setor e/ou o atendimento das necessidades dos consumidores. Dada a grande representatividade da agroindústria canavieira no contexto econômico nacional, a análise do comportamento dos preços de açúcar e álcool é particularmente importante.

Estudos que tratam do processo de formação de preços no mercado de açúcar são escassos no Brasil em decorrência da prolongada intervenção estatal - iniciada em 1933 com a criação do Instituto do Açúcar e do Álcool (IAA). Embora tenham existido, durante o período de intervenção, fases diferenciadas em termos de políticas, o preço foi sempre regulado de modo a assegurar rentabilidade ao setor e, ao mesmo tempo, possibilitar a contenção do processo inflacionário. Dessa forma, em nome da política de estabilização, os preços eram fixados tomando como referencial o valor constante de planilhas de custo de produção, acrescido de um montante que representasse o lucro da atividade, buscando-se estabelecer um nível condizente com o poder aquisitivo da população, de forma a atender as suas necessidades nutricionais básicas. Durante o período de intervenção, o Governo controlava não só os preços, mas também a produção de cana-de-açúcar, de açúcar e álcool, assim como as exportações de açúcar.

Na última década, a agroindústria canavieira

passou por intensa reestruturação em função do desmonte do aparato governamental que gerenciava as suas atividades. A década de 1990 começou com uma conjuntura econômica diferenciada, caracterizada por políticas que sinalizavam a menor intervenção estatal na economia e, dessa forma, o setor foi inserido em um contexto de livre mercado, tendo nessa época sido extinto o IAA. Os preços dos produtos da agroindústria canavieira foram progressivamente liberados e passaram a ser determinados de acordo com regras de livre mercado, iniciando-se com o do açúcar, seguido pelo do álcool anidro e depois pelo do álcool hidratado e da cana-de-açúcar. Conseqüentemente, preocupações relativas ao planejamento da produção e da comercialização começaram a fazer parte do cotidiano dos agentes do setor.

A análise do processo de formação do preço do açúcar deve incorporar duas hipóteses básicas. A primeira trata da existência de relação entre os preços domésticos e internacionais, que se torna mais acentuada nos últimos anos da década passada em função da maior inserção do Brasil nesse mercado. A segunda, diz respeito ao relacionamento dos mercados de açúcar e álcool, produtos que utilizam a mesma matéria-prima: a cana-de-açúcar.

2 - MERCADO DE AÇÚCAR E ÁLCOOL

Nesta seção serão discutidos aspectos relacionados ao mercado de açúcar, particularmente àqueles que dizem respeito à comercialização e preços. Considera-se adequado, no entanto, proceder inicialmente à apresentação de um breve retrospecto sobre a agroindústria canavieira, discutindo alguns pontos considerados de maior relevância.

No contexto mundial, a agroindústria canavieira brasileira tem se destacado tanto como produtora de cana-de-açúcar, de açúcar e de álcool, quanto como exportadora de açúcar. Após meados da década de 1990, o Brasil passou a ser o maior produtor de açúcar do mundo, ultrapassando a produção da Índia e da União Européia e, no ano-safra 1995/96, tornou-se o maior exportador mundial desse produ-

to, posição que mantém até os dias de hoje (safra 2002/03).

A participação do Brasil na produção mundial de cana-de-açúcar passou de 7,5% na década de 1930 para 26,5% no final da década de 1990, o que lhe confere o posto de maior produtor mundial de cana-de-açúcar e a mesma classificação em relação à produção de açúcar e álcool, conforme já citado. Esse grande crescimento observado na agroindústria canavieira foi decorrente, em grande medida, da implantação do Programa Nacional do Álcool em 1975, que tinha como meta atingir a produção anual de 10,7 bilhões de litros de álcool em meados da década de 1980, e da maior inserção do Brasil no mercado internacional de açúcar, após a privatização das exportações efetivada em 1988. Considera-se que o dinamismo observado na agroindústria canavieira brasileira na última década está fortemente relacionado ao desempenho das exportações de açúcar.

Uma característica peculiar à análise de aspectos de produção da agroindústria canavieira brasileira é a sua agregação em termos de duas grandes regiões: a Região Centro-Sul e a Região Norte-Nordeste³. A Região Centro-Sul tem uma posição de destaque no cenário nacional em termos de produção de cana-de-açúcar, de açúcar e de álcool. A participação relativa dessa região na produção nacional de cana, após a safra 1999/2000, ultrapassou 80% do total, sendo verificado, nessa região, os maiores níveis de produtividade da cultura (dados básicos de UNICA, 2003).

A cana-de-açúcar brasileira é cultivada com custos altamente competitivos, com safra de praticamente doze meses. O período de safra na Região Centro-Sul inicia-se em abril/maio e termina em novembro/dezembro, enquanto na Região Norte-Nordeste, a safra estende-se de setembro a março, coincidindo, em grande parte, com a época da co-

lheita de beterraba na Europa, matéria-prima para a produção de açúcar desse continente, grande produtor mundial dessa *commodity*.

Nas últimas safras (2001/02 e 2002/03, por exemplo) houve mais de 300 unidades produtoras de açúcar e álcool em atividade no território nacional. A representatividade dessas empresas em cada região ou estado brasileiro guarda uma relação direta com a representatividade relativa à produção, como era de se esperar. No Centro-Sul estão sediadas mais de 70% das usinas/destilarias brasileiras e no Estado de São Paulo mais de 40%. Das empresas do parque industrial sucroalcooleiro brasileiro, aproximadamente 27% são destilarias autônomas, produzindo apenas álcool, sendo que todas as demais têm flexibilidade para produzir açúcar e álcool (ALVES, 2002).

As principais relações estruturais do Complexo Agroindustrial (CAI) sucroalcooleiro podem ser identificadas como aquelas que incorporam a produção da matéria-prima (a cana-de-açúcar), o seu processamento nas usinas/destilarias, a transformação em um caldo misto, que é utilizado tanto para a fabricação de açúcar como de álcool. O bagaço da cana, obtido após a moagem, pode ser utilizado no processo de geração de energia ou como matéria-prima para a produção de celulose. Outros subprodutos comumente aproveitados ao longo do processo são a vinhaça (fertilizante) e o melaço (fermentações). O açúcar e o álcool são absorvidos pelo mercado interno e externo em formas variadas.

A maior parte da cana utilizada na fabricação do açúcar e do álcool é produzida por empresas agrícolas pertencentes às usinas/destilarias (no Estado de São Paulo a cana própria representa aproximadamente 70% da total), cabendo aos fornecedores independentes, em número bastante elevado, a produção do restante. As relações comerciais entre fornecedores de cana e unidades produtoras de açúcar e álcool foram regidas, por muito tempo, por normas estabelecidas pelo Governo, expressas no Estatuto da Lavoura Canavieira, elaborado em novembro de 1941. Entre as principais diretrizes traçadas por esse estatuto estavam a legalização da condição de forne-

³A Região Norte-Nordeste é composta pelos seguintes Estados: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Sergipe e Tocantins. A Região Centro-Sul, por São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Espírito Santo, Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

cedor (o produtor deveria fornecer cana por três anos consecutivos para ser caracterizado como tal) e o estabelecimento de um percentual mínimo de cana de fornecedor a ser recebido pelas usinas/destilarias. Com o setor desregulamentado, o percentual de cana de fornecedor foi se alterando ao longo do tempo.

Diversas características da cultura da cana-de-açúcar fazem com que se verifique uma dependência bilateral bastante grande entre os fornecedores da matéria-prima e as unidades produtoras de açúcar e álcool. Dessa forma, as transações na comercialização da cana devem ser feitas de maneira hierárquica, sendo necessária a existência de vínculos estreitos entre os fornecedores e as unidades produtoras de açúcar e álcool. Atualmente, nos principais estados produtores de açúcar e álcool, a cana de fornecedores é paga com base nos preços recebidos pela venda dos produtos finais do setor, conforme o Sistema Consecana, o que torna as condições de mercado de açúcar e álcool relevantes também para o fornecedor de cana.

A cana-de-açúcar colhida é distribuída para a produção de açúcar e álcool. Em equivalentes de Açúcar Total Recuperável (ATR), a proporção da cana destinada para esses dois produtos nos anos-safras da década de 1990 pode ser visualizada na figura 1, verificando-se que nos anos mais recentes ocorre um estreitamento do diferencial existente em termos de alocação da matéria-prima. No início da década de 1990, mais de 70% da cana moída era direcionada para a produção de álcool, situação que foi progressivamente sendo modificada.

Um mercado externo promissor para o açúcar e a perda da importância relativa do programa do carro a álcool foram os principais responsáveis pelas alterações verificadas na composição da produção nas indústrias de açúcar e álcool. A possibilidade de se definir *mix* diferenciados de produção ao longo do tempo permite ao produtor brasileiro explorar condições mais favoráveis em mercados específicos, podendo direcionar a sua produção mais para o açúcar ou mais para o álcool. É importante lembrar, no entanto, que ele deve conciliar as vantagens dessa

flexibilidade com a necessidade de garantir o abastecimento interno. O açúcar é produto da cesta básica da população brasileira e o álcool faz parte da matriz energética nacional, o que indica a possibilidade de um constante monitoramento dos preços desses produtos por parte do Governo, que deve atuar no sentido de criar instrumentos para garantir o abastecimento interno a níveis de preço condizentes com a manutenção da política anti-inflacionária vigente.

A maior parte da produção brasileira de etanol é utilizada na fabricação de álcool anidro e álcool hidratado combustível. Estima-se que nas últimas safras aproximadamente 85% do álcool hidratado foi usado como combustível, sendo o restante destinado à indústria química, farmacêutica, de bebidas, de cosméticos, embaladoras de álcool para uso doméstico, entre outras, na forma neutra ou original. No caso do álcool anidro, a proporção utilizada como combustível é de aproximadamente 95%.

O álcool anidro vinha sendo produzido em menor volume que o álcool hidratado, posição que se inverteu no ano-safra 2000/01. Nessa safra, foram produzidos, na Região Centro-Sul, aproximadamente 29% a mais de álcool anidro relativamente ao hidratado. Esse comportamento está associado ao aumento do consumo da mistura álcool/gasolina e à queda no consumo de álcool hidratado, em função do sucateamento da frota existente e do inexpressivo aumento das vendas de veículos novos movidos a esse combustível.

O álcool produzido no País é quase que totalmente absorvido no mercado interno. Isso ocorre ainda que sua exportação venha sendo bastante estimulada, particularmente em função da retração da demanda doméstica pelo álcool combustível do tipo hidratado e da expansão considerável da produção de cana verificada nos últimos anos da década de 1990.

A produção brasileira de açúcar tem evoluído consideravelmente ao longo dos últimos anos, passando de 7,368 milhões de toneladas, no ano-safra 1990/91, para aproximadamente 19,2 milhões de toneladas no ano-safra 2001/02, o que representa um aumento, nesse período, de aproximadamente

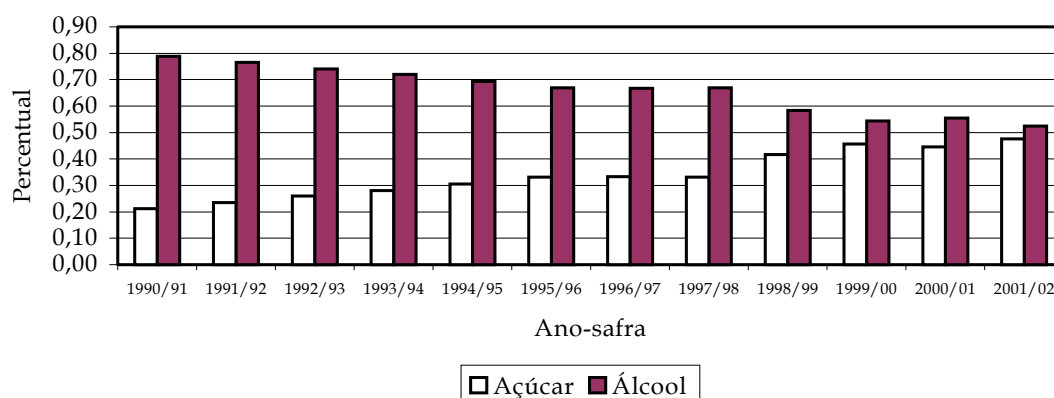


Figura 1 - Proporção da Cana Destinada à Fabricação de Açúcar e Álcool em ATR, Safras 1990/91 a 2001/02.
Fonte: Dados básicos da UNICA (2003).

160,6% (UNICA, 2003). Em relação ao açúcar, observa-se uma maior diferenciação do produto que no caso do álcool. O açúcar produzido em território nacional pode ser classificado em pelo menos três categorias: refinado, que é destinado ao consumo final; cristal, utilizado para consumo final e industrial; e Value High Polarization (VHP) e demerara, os quais deverão sofrer processo de refino antes de serem consumidos.

A maior parte do açúcar cristal consumido pelas famílias brasileiras é empacotado pelas próprias usinas, observando-se um processo de integração vertical a jusante. A participação das empacotadoras independentes no mercado de açúcar destinado ao uso doméstico diminuiu à medida que as unidades produtoras de açúcar sentiram a necessidade de vender um produto com maior valor agregado, buscando maior rentabilidade. Praticamente todo o açúcar comercializado no mercado interno na forma refinada passa pelo processo de refino dentro das unidades produtoras de açúcar ou em empresas a elas ligadas, que buscam, também nesse caso, maior agregação de valor.

No ano-safra 1995/96, quando o Brasil assumiu a liderança no mercado internacional, as exportações nacionais representaram cerca de 6 milhões de toneladas métricas, o que corresponde a uma participação de 24% no total transacionado no mercado livre de açúcar. Entre 1996 e 2000, o Brasil exportou,

em média, 7,8 milhões de toneladas, o que representava aproximadamente 46% da produção nacional. Dentre as exportações de açúcar desse período, 64% foram de açúcar bruto. Segundo os dados do MDIC/SECEX (2001), entre 1997 e 2000, a participação média das receitas provenientes das exportações de açúcar foi de aproximadamente 10% das exportações agropecuárias e 3,3% das exportações totais. No ano-safra 2001/02, o Brasil exportou aproximadamente 11 milhões de toneladas métricas, representando mais de 60% da produção nacional.

2.1 - Estrutura de Comercialização do Açúcar

A figura 2 apresenta as relações de comércio no mercado interno de açúcar da Região Centro-Sul, podendo-se verificar que as negociações são feitas, ou diretamente entre as unidades produtoras e os compradores, ou através de intermediários (corretores). No caso de cooperativas, as negociações são feitas quase que exclusivamente de forma direta.

No caso dos mercados dos açúcares cristal empacotado e refinado, destinados ao consumo final, as relações são praticamente as mesmas, com a diferença que os compradores são, nesse caso, os estabelecimentos varejistas, e os corretores (intermediários) têm menor representatividade no mercado. A comercialização de açúcar é caracterizada, no to-

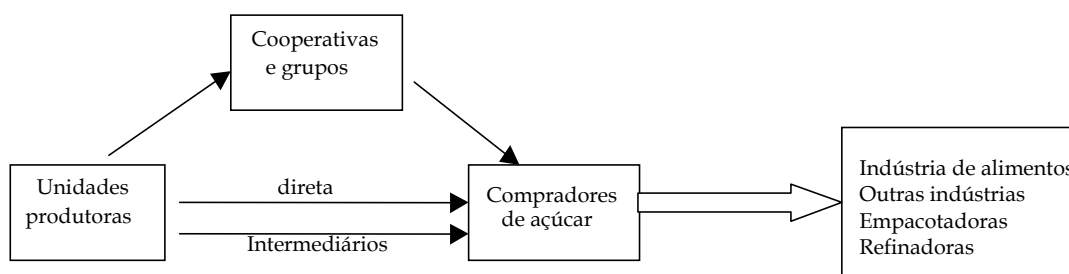


Figura 2 - Relações de Comércio no Segmento do Açúcar da Região Centro-Sul.
Fonte: CEPEA (2003).

cante ao mercado vendedor, pela presença de grandes grupos.

2.2 - Preços de Açúcar e Álcool

Primeiramente deve-se enfatizar que, apesar da concentração existente na agroindústria canavieira, desde a liberalização dos preços no mercado de açúcar esses têm se formado de acordo com as características de mercados concorrenciais. Assim, os fatores determinantes desses preços estão relacionados à oferta e à demanda do produto, tanto no âmbito doméstico como no internacional. Dentre os fatores deslocadores da demanda e da oferta de açúcar, podem ser citados a renda interna, o crescimento vegetativo da população, o uso de substitutos, a taxa de câmbio, a renda externa, o preço no mercado internacional, o preço de produtos alternativos na lavoura e na indústria (álcool), fatores climáticos e os custos de produção (BURNQUIST; BACCHI; MARJOTTA-MAISTRO, 2002). O açúcar para uso industrial guarda relação com o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB).

Segundo Carvalho (2000), o açúcar tem sua demanda interna crescendo à taxa de 1,7% a.a. (de meados dos anos 80s a final dos anos 90s). A distribuição do volume consumido no País é, em grandes números, aproximadamente 64% para uso direto, incluindo os açúcares refinado e cristal empacotado, e 36% para uso industrial (açúcar cristal, comercializado em sacas de 50kg). Segundo Silva e Ramos (1998), o Brasil já apresenta elevado consumo *per capita*, tendo-se registrado níveis médios superiores a 50kg/habitante ao longo dos anos 90s, valor bastante superior ao da média mundial. Entre os fatores

que contribuíram para o acréscimo no consumo, citam-se o crescimento populacional e a melhor distribuição de renda, que permitiram aos consumidores o acesso a uma gama de produtos industrializados nos quais o açúcar é empregado, tais como: balas, refrigerantes, chocolates, etc. (SCHOUCHANA e WIDONSCK, 2001).

O impacto da renda apresenta comportamento distinto sobre os dois segmentos do mercado comprador de açúcar - famílias (consumo final) e indústrias. No primeiro (consumo final), espera-se uma baixa elasticidade-renda, dada a essencialidade do produto e a pequena participação do produto no dispêndio das famílias. Em relação à aquisição de açúcar pelas indústrias alimentícias, espera-se um impacto mais expressivo de variações na renda, uma vez que os produtos alimentícios elaborados, que utilizam açúcar na sua composição, têm maior elasticidade-renda comparativamente ao de açúcar *in natura*.

Segundo Burnquist; Bacchi; Marjotta-Maistro (2002), o mercado brasileiro de produtos dietéticos, que utiliza a sacararina, o ciclamato e o aspartame em substituição ao açúcar, tem crescido de forma acentuada nas últimas décadas. Os produtos ou *blends* com sabor cada vez mais semelhante ao do açúcar estão sendo bem aceitos pelos consumidores, já motivados a utilizar esses produtos em função de fatores relacionados à saúde e à estética. Embora o potencial de expansão do mercado de produtos *diet* no Brasil seja grande, espera-se uma maior estabilidade das taxas de crescimento nos próximos anos, fundamentando-se em aspectos relacionados ao amadurecimento do mercado. Mesmo considerando que vigorem nos próximos anos taxas anuais de crescimento do mercado de produtos dietéticos da mesma

ordem das observadas no passado recente, acredita-se que os efeitos sobre o preço do açúcar não serão tão significativos no curto prazo, dado o tamanho do mercado brasileiro de produtos dietéticos. É importante ressaltar que os produtos *diets* são consumidos, em maior quantidade, pelas classes de renda mais elevadas da sociedade que representam apenas uma pequena parte.

Espera-se que os preços externos e o câmbio tenham impactos expressivos sobre os preços internos de açúcar em função da representatividade das exportações no volume total comercializado pelas unidades produtoras brasileiras. Barros; Bacchi; Burnquist (2002) encontraram elasticidades de 2,8 e 2,5 para a taxa de câmbio e preço externo, respectivamente, ou seja, choques nessas variáveis provocam um aumento mais que proporcional nas exportações.

A possibilidade de arbitragem faz com que ocorra, em algum grau, a convergência dos preços dos mercados interno e internacional. É elevado o grau de relacionamento existente em alguns períodos entre o preço do açúcar cristal no mercado doméstico, representado pelo indicador ESALQ, e o preço internacional do produto, representado pelas cotações dos contratos futuros (primeiro vencimento) da London International Financial Futures and Options Exchange (LIFFE).

Apesar de a cana-de-açúcar ser, comparativamente a outras culturas, menos suscetível a efeitos de fatores climáticos, não se pode negar que eles, em algum grau, são importantes na definição da área colhida e, portanto, no nível de preço de mercado dos produtos da agroindústria canavieira. Os principais fatores climáticos que afetam a produção da cana-de-açúcar são a temperatura, a radiação solar e a umidade. Das condições climáticas, a precipitação pluviométrica e a temperatura são os pontos críticos, dada a sua inconstância. A radiação solar não apresenta grandes limitações entre as latitudes em que se desenvolve a canavieira nacional, sendo, portanto, de menor importância. Embora mais raras que na Região Nordeste, as intempéries observadas na Região Centro-Sul têm afetado a área colhida e os preços.

A definição do volume produzido, compatibilizando a oferta às expectativas de demanda, é sem

dúvida fator essencial para propiciar ao setor níveis de preços que assegurem rentabilidade. Como apontado por Burnquist; Bacchi; Marjotta-Maistro (2002), o preço médio mensal do açúcar cristal no Estado de São Paulo apresenta variações significativas, tanto no que se refere ao nível, em diferentes anos-safras (comportamento tendencial), como em relação aos diferentes meses do ano (sazonalidade). A análise do comportamento tendencial do preço de açúcar mostra um movimento decrescente até meados de 1999 e crescente a partir desse ano.

Segundo Burnquist; Bacchi; Marjotta-Maistro (2002), além das oscilações de preço causadas por fatores conjunturais, ocorrem oscilações estacionais desses preços. Na Região Centro-Sul, a maior oferta de açúcar ocorre no período que corresponde à safra da cana-de-açúcar, quando as necessidades de caixa das empresas são maiores. O consumo, por sua vez, encontra-se distribuído durante o ano todo, seja para utilização direta (uso doméstico), seja para a utilização nas indústrias de alimentos (como as de refrigerantes, doces, etc.). Dada essa falta de ajustamento entre a oferta e a demanda, o preço tende a apresentar oscilações no decorrer do ano. O comportamento sazonal desse preço, apresentado neste estudo, mostra que ele é relativamente maior nos meses de entressafra do que na safra. A maior diferença de preços, 22%, foi observada entre fevereiro e julho. Da mesma forma, a evolução dos preços dos alcoóis anidro e hidratado no Estado de São Paulo indica um elevado grau de relacionamento entre eles (Figura 3).

3 - MODELO ECONÔMICO PROPOSTO

O modelo proposto neste trabalho para análise do processo de formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo tem como base o formulado por Barros (1990) para analisar a formação e transmissão de preços entre segmentos de mercado de um mesmo produto. No entanto, diferente do de Barros (1990), considera-se, neste caso, a existência

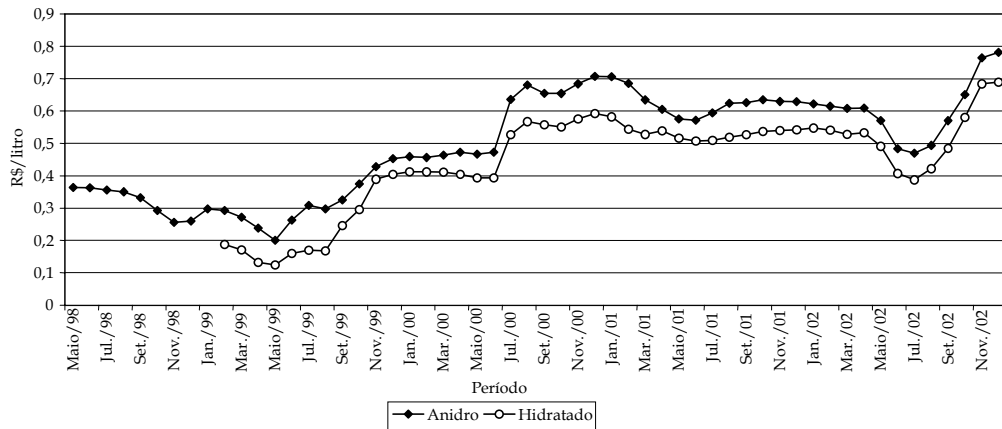


Figura 3 - Evolução dos Preços do Álcool Anidro e Hidratado do Estado de São Paulo, Período de Maio de 1998 a Dezembro de 2002. Fonte: CEPEA (2003).

de apenas dois segmentos de mercado: o de produtor e o de varejo. A suposição de dois níveis de mercado é pertinente, pois embora exista um nível de mercado intermediário, constituído pelas empacotadoras independentes, estas são cada vez menos representativas nesse mercado, sendo a maior parte do açúcar empacotado pelas próprias usinas e vendido diretamente para o mercado varejista.

As principais hipóteses do modelo são descritas a seguir. Considerando a análise de curto prazo, é plausível pressupor proporções fixas de insumos na produção. Desta forma, tem-se como hipótese de que no varejo o agente do mercado opera de acordo com uma função do tipo Leontief:

$$V = \min \left\{ \frac{P}{b_1}, \frac{Z}{b_2} \right\} \quad (1)$$

na qual V e P referem-se, respectivamente, à quantidade de produto no varejo e no segmento produtor, Z é a quantidade do insumo de comercialização usado no varejo (transportes, óleo diesel, energia elétrica, etc.) e b_1, b_2 são coeficientes técnicos.

A quantidade demandada ao varejo (V_t^d) é uma função linear do preço ao varejo (v), do preço de produtos substitutos (s_{it}), com $i = 1, 2, \dots, n$ e da renda do consumidor (R), podendo ser expressa por:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t + \sum_{i=1}^n \theta_i s_{it} + \theta_3 R_t \quad (2)$$

Assumindo-se retornos constantes à escala, ou seja, que os varejistas aplicariam um *markup* sobre os preços pagos pelos insumos e/ou matérias-primas, para definir seu preço de venda, a função de custo das firmas varejistas é:

$$C = f(p, z) V^s \quad (3)$$

na qual p é o preço do produto ao produtor, z é o preço do insumo de comercialização usado no varejo e V^s é a quantidade ofertada no varejo.

A função de custo marginal é:

$$\frac{dC}{dV^s} = g(p, z) \quad (4)$$

Em condições competitivas o agente maximiza lucro igualando o custo marginal ao preço, ou seja:

$$v = g(p, z) \quad (5)$$

na qual v , conforme definido anteriormente, é o preço ao varejo.

A função de Leontief conduz às seguintes demandas por insumo:

$$P = b_1 V \quad \text{e} \quad (6)$$

$$Z = b_2 V \quad (7)$$

A função de custo é, então, dada por:

$$C = (b_1 p + b_2 z) V^s \quad (8)$$

e a de custo marginal por:

$$Cmg = b_1 p + b_2 z \quad (9)$$

O preço no varejo pode ser expresso pela seguinte relação:

$$v_t^* = b_1 p_t + b_2 z_t \quad (10)$$

na qual o asterisco indica que esse preço é considerado como uma meta a ser atingida a longo prazo. Considerando o modelo de defasagem distribuída, pode-se escrever:

$$v_t - v_{t-1} = \sigma (v_t^* - v_{t-1}) \quad (11)$$

Substituindo (10) em (11) tem-se:

$$v_t - v_{t-1} = \sigma (b_1 p_t + b_2 z_t - v_{t-1}) \quad \text{ou} \quad (12)$$

$$v_t = \sigma b_1 p_t + \sigma b_2 z_t + (1 - \sigma) v_{t-1} \quad (13)$$

A quantidade demandada em nível de produtor (P_t^d) é igual à quantidade demanda pelo varejo no período anterior, ou seja:

$$P_t^d = b_1 V_{t-1}^d \quad (14)$$

A quantidade ofertada pelo produtor é dada por:

$$P_t^s = \phi_0 + \phi_1 p_{t-1} + \phi_2 pal_{t-1} + \phi_3 pe_{t-1} \quad (15)$$

na qual pe é o preço recebido pelo produto exporta-

do em moeda nacional e pal é o preço recebido pelo produto alternativo, álcool e açúcar cristal industrial neste estudo, ambos defasados de um período conforme a equação (15).

O preço ao produtor se forma por excesso de demanda, podendo-se escrever:

$$p_t - p_{t-1} = \delta (P_t^d - P_t^s) \quad (16)$$

ou, substituindo (14) e (15) em (16):

$$p_t - p_{t-1} = \delta \left[(b_1 V_{t-1}^d) - \left(\begin{array}{l} \phi_0 + \phi_1 p_{t-1} + \\ + \phi_2 pal_{t-1} + \phi_3 pe_{t-1} \end{array} \right) \right] \quad (17)$$

Considerando (2) e (17) e pressupondo, para simplificar, que não exista produto substituído para o açúcar no segmento de consumo final, tem-se:

$$p_t - p_{t-1} = \delta \left[\begin{array}{l} b_1(\theta_0 + \theta_1 v_{t-1} + \theta_3 R_{t-1}) - \\ - (\phi_0 + \phi_1 p_{t-1} + \phi_2 pal_{t-1} + \phi_3 pe_{t-1}) \end{array} \right] \quad (18)$$

e, re-arranjando os termos:

$$p_t = \delta b_1 \theta_0 - \delta \phi_0 + \delta b_1 \theta_1 v_{t-1} + \delta b_1 \theta_3 R_{t-1} + \\ + (1 - \delta \phi_1) p_{t-1} - \delta \phi_2 pal_{t-1} - \delta \phi_3 pe_{t-1} \quad (19)$$

Pode-se decompor o preço recebido em moeda nacional pelo açúcar destinado ao mercado externo em preço recebido por esse açúcar em moeda estrangeira e câmbio, o que será feito neste estudo. Assim, as equações (13) e (19) compõem o sistema de equações utilizado para analisar o segmento representativo do consumo final.

4 - FONTE DOS DADOS

Com o objetivo de analisar o processo de formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da Região Centro-Sul do Brasil, foram utilizadas sete séries econômicas com dados mensais. As variáveis: preço do açúcar cristal empacotado, preço do açúcar cristal industrial e preço do álcool anidro, todas para o mercado produtor, referem-se aos indica-

dores de preços levantados e divulgados pelo CEPEA (2003). Estes preços foram tomados como *proxies* dos preços vigentes na Região Centro-Sul por ser São Paulo o principal produtor desta região, conforme já mencionado anteriormente. Os preços para o mercado externo são representados pelos valores do primeiro vencimento do contrato de açúcar negociado na LIFFE. São utilizados os valores dessa Bolsa, uma vez que com base nesse contrato o Brasil fixa o preço do açúcar cristal cor 100 e 150, podendo, assim, efetuar comparações com o preço do mercado interno. Para representar o preço do açúcar cristal empacotado ao varejo, utiliza-se um índice em nível nacional divulgado pelo IBGE (2003). Acredita-se que essa série representa bem o preço do mercado varejista na Região Centro-Sul, não só pela representatividade dessa região no mercado brasileiro de açúcar cristal empacotado, mas também devido ao fato de os preços se equalizarem nas diferentes regiões pelo processo de arbitragem. A taxa de câmbio é representada pelo índice divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2003), denominada Taxa de Câmbio Efetiva Real (IPA-OG) - exportações (dez./1998 = 100). Para a renda é usada como *proxy* o índice divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2003) da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física - Indústria Geral, também em nível nacional. O período em análise compreende maio de 1998 a dezembro de 2002, correspondendo ao período após desregulamentação da agroindústria canavieira. Ressalta-se que as variáveis são consideradas em logaritmo nas análises econométricas.

As séries que apresentam dados em valores monetários foram deflacionadas através do Índice Geral de Preços ao Consumidor-Disponibilidade Interna (IGP-DI), calculado e divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Na escolha do índice de inflação utilizado no deflacionamento, considerou-se que os gastos do setor produtor se estendem aos três segmentos (varejo, atacado e construção civil) englobados pelo IGP-DI, com maior representatividade do atacado, que representa 60% desse índice.

5 - PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Os efeitos dinâmicos de alterações nas variáveis incluídas no modelo podem ser estudados através de Análise de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Essa metodologia tem sido amplamente utilizada para modelar séries econômicas, principalmente as macroeconômicas, sendo uma das principais características a sua fácil implementação para fins de previsão. A metodologia VAR tem sido utilizada também em estudos relacionados à economia agrícola, podendo-se citar Myers; Piggott; Tomek (1990), Barros (1994), Burnquist (Coord.), et al. (1994), Aguiar e Barros (1995), Barros e Bittencourt (1997) e Alves (2002), sendo considerada instrumento bastante eficaz para estimar modelos que envolvem inter-relações complexas de variáveis. O uso da metodologia VAR permite a obtenção de elasticidades de impulso para k períodos à frente. Essas elasticidades de impulso possibilitam a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer⁴. A metodologia VAR permite também a decomposição da variância dos erros de previsão, k períodos à frente, em percentagens a serem atribuídas a cada variável componente do sistema, podendo-se assim aferir o poder explanatório de cada variável sobre as demais.

Com o desenvolvimento da abordagem estrutural para o modelo VAR, tornou-se possível analisar as relações contemporâneas entre as variáveis, que são estabelecidas com base na teoria econômica (BERNANKE, 1986, HAMILTON, 1994). Dessa forma, é necessário desenvolver um modelo teórico que conduza a hipóteses que fundamentem as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis, de forma a se obter identificação no mo-

⁴A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques sem manter a pressuposição de condições *ceteris paribus* para as outras variáveis do modelo.

delo empírico⁵.

Um modelo VAR estrutural de ordem p pode ser representado por:

$$\mathbf{B}_0 \mathbf{y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (20)$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor com variáveis de interesse, \mathbf{B}_j são matrizes ($n \times n$) para qualquer j , com \mathbf{B}_0 sendo a matriz de relações contemporâneas e \mathbf{e}_t é um vetor $n \times 1$ de choques ortogonais. Além de se considerar que os componentes de \mathbf{e}_t são não correlacionados serialmente, adota-se a suposição de que eles não têm causa comum, tratando-os como mutuamente não correlacionados, de tal forma que $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t') = \mathbf{D}$.

A equação (20) pode ser re-escrita como:

$$\mathbf{B}(L) \mathbf{y}_t = \mathbf{e}_t \quad (21)$$

onde $\mathbf{B}(L)$ é um polinômio em L ($\mathbf{B}_0 + \mathbf{B}_1 L + \mathbf{B}_2 L^2 + \dots + \mathbf{B}_p L^p$) com L sendo o operador de defasagem tal que $L^j y_t = y_{t-j}$ para j inteiro.

Para fins de estimação, pré multiplica-se (21) por \mathbf{B}_0^{-1} e obtém-se a forma reduzida:

$$A(L) y_t = u_t \quad (22)$$

onde $\mathbf{A}(L) = \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{B}(L)$, $\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_n$ e $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{e}_t$

A matriz de covariância dos resíduos é:

$$\mathbf{\Omega} = \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{D} \mathbf{B}_0^{-1} \quad (23)$$

A equação (23) pode ser estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados. O procedimento de Bernanke (1986), incluído no programa Regression Analysis of Time Series (RATS), estima, através da maximização do logaritmo da função de verossimilhança condicionada em $\hat{\mathbf{\Omega}}$, sob a pressuposição de normalidade dos resíduos, os coeficientes de \mathbf{B}_0 e

\mathbf{D} . Na estimação impõe-se a restrição de que a matriz tenha apenas 1s na diagonal principal, sendo fixado em zero todos os coeficientes que não forem considerados livres.

A estimativa dos parâmetros estruturais é então obtida estimando \mathbf{B}_0 e \mathbf{D} que maximizam a função:

$$L = -(Tn/2) \log(2\pi) + (T/2) \log |\mathbf{B}_0|^2 - (T/2) \log |\mathbf{D}| - (T/2) \text{tr} \left\{ \left(\mathbf{B}_0' \mathbf{D}^{-1} \mathbf{B}_0 \right) \hat{\mathbf{\Omega}} \right\} \quad (24)$$

Se o processo é estacionário⁶, a equação (22) pode ser escrita na forma de média móvel:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L) \mathbf{u}_t \quad (25)$$

onde $\mathbf{C}(L)$, que é estimado conhecendo-se $\mathbf{A}(L)$, é um polinômio de ordem infinita de matrizes \mathbf{C}_j .

Escrevendo a equação (25) em termos de e_t , tem-se:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L) \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{e}_t \quad (26)$$

que pode ser usada para analisar a intensidade e o perfil temporal dos impulsos (efeitos dos choques ortogonais) e a decomposição da variância do erro de previsão, isto é, a importância de cada variável em termos da capacidade de explicar a variância dos erros das demais.

Supondo-se agora que cada série do vetor \mathbf{y}_t seja integrada de ordem d [$I(d)$], ou seja, seja não estacionária devido à presença de raiz unitária (tendência estocástica), então um VAR nas diferenças deve ser estimado. O VAR nas diferenças pode assim ser representado:

$$\mathbf{A}^*(L)(1-L) \mathbf{y}_t = \mathbf{u}_t \quad (27)$$

onde $\mathbf{A}^*(L) = \mathbf{I} + \mathbf{A}_1^* L + \dots + \mathbf{A}_{p-1}^* L^{p-1}$ e

$$\mathbf{A}_j^* = - \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j$$

⁵Discussão de condições para a identificação de modelos é apresentada em Harvey (1990) e Hamilton (1994).

⁶Condição de estacionariedade é discutida em Lütkepohl (1991).

Estimando-se o modelo (22) quando os dados são gerados pelo modelo (27), pode-se ter séries consecutivas para as propriedades estatísticas dos estimadores e testes estatísticos, como demonstrado na literatura sobre “regressões espúrias” (HAMILTON, 1994). Além disso, se o processo for não estacionário, o modelo auto-regressivo de ordem elevada não pode ser representado na forma de média móvel de pequena ordem, o que impossibilita as simulações baseadas nas funções de impulso-resposta do VAR.

Contudo, é preciso também testar se as variáveis são co-integradas. Conforme definem Engle e Granger (1987), componentes de um vetor \mathbf{y}_t são considerados co-integrados de ordem d, b , denotado por $\mathbf{y}_t \sim CI(d, b)$, se: 1) todos os componentes são $I(d)$; e, 2) existe um vetor $\boldsymbol{\beta} \neq 0$ tal que $\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_t$ é $I(d-b)$, $b > 0$. No caso em que $d = b = 1$, todos os componentes do vetor \mathbf{y}_t são $I(1)$ e existe uma combinação linear desses componentes que é $I(0)$, ou seja, estacionária.

Se existir co-integração entre as variáveis, a equação (27) deve ser escrita como:

$$\mathbf{A}^*(L)(1-L)\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\lambda} \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (28)$$

onde $\boldsymbol{\lambda}$ é uma matriz $n \times r$, com r sendo o número de relações de co-integração. Essa equação representa um modelo de **Correção de Erro**.

Diversos estudos tratam de estabelecer procedimentos para determinar a ordem de integração de uma variável (número de raízes unitárias)⁷. Dentre esses procedimentos os de Fuller (1976) (complementados pelos de DICKEY e FULLER, 1979 e 1981) têm sido bastante utilizados. As estatísticas τ_τ , τ_μ e τ de Fuller (1976), correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} da equação (29), respectivamente para os casos: a) com constante e com tendência, b) apenas com constante e c) sem tendência e sem constante, conforme o procedimento sequencial proposto por Enders (1995). A seguinte equação deve ser estimada para esse teste:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \left(\sum_{i=1}^p p_i - 1 \right) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (29)$$

onde $\lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$, sendo p a ordem do modelo

auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal. Os testes de AIC (AKAIKE Information Criterion) e SC (SCHWARZ Criterion) numa versão uni-equacional podem ser utilizados para a determinação do valor de p , de forma a se obter resíduos não correlacionados (LÜTKEPOHL, 1991).

Dickey e Fuller (1979, 1981) obtiveram também as distribuições para as estatísticas $\tau_{\beta\tau}$ ($H_0: \beta = 0$ na equação 29), $\tau_{\alpha\tau}$ ($H_0: \alpha = 0$ na equação 29), $\tau_{\alpha\mu}$ ($H_0: \alpha = 0$ no modelo que corresponde à estatística τ_μ) e as distribuições das estatísticas $F_s - \phi_1, \phi_2$ e ϕ_3 - que testam, respectivamente, se a constante e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente não diferentes de zero na equação 29 (considerando a versão sem tendência), se a constante, o coeficiente da variável tendência e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente não diferentes de zero na equação 29 e se o coeficiente da tendência e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente não diferentes de zero na equação 29. As estatísticas τ_τ e τ_μ só são válidas sob a pressuposição de que a constante e a tendência são iguais a zero. Se esses termos forem diferentes de zero, a distribuição do teste “t de Student” deve ser utilizada (ENDERS, 1995). Nesse sentido, é essencial o uso das estatísticas $\tau_{\beta\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$ na definição da existência de raiz unitária.

Contudo, em séries que apresentam quebra estrutural não é indicado efetuar os testes de ADF, pois podem conduzir a resultados viesados em relação à estacionariedade ou não das séries. Nesse contexto, pode-se aplicar os testes de raiz unitária com quebras estruturais desenvolvidos por Perron (1989, 1993 e 1994) e Franses e Haldrup (1993). O primeiro é mais indicado na presença de uma quebra estrutural e o segundo na presença de mais de uma quebra estrutural.

O procedimento, utilizado no presente estu-

⁷Discussão dessa literatura é apresentada em Hendry (1991) e Campbell; Perron (1991), entre outros.

do, é o proposto por Franses e Haldrup (1993)⁸ que consiste na inclusão de variáveis binárias na auto-regressão do teste de ADF, de acordo com a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \left(\sum_{i=1}^p p_i - 1 \right) Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^k \omega_{ij} D_{t-i}^j + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (30)$$

onde: D_i representa cada variável binária do tipo *pulse*, a qual assume valor igual a um no momento da ocorrência de determinado evento e valor zero fora do tempo de ocorrência do evento. O número de defasagens (valor p) é igual às da variável dependente que se está analisando. Termos deterministas também podem incluídos na estimação da regressão.

O teste de co-integração e a estimativa dos vetores de co-integração podem ser feitos utilizando-se a metodologia de Johansen (1988). O procedimento desse autor baseia-se na seguinte versão reparatizada de um modelo VAR(p).

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\mu} + \varphi \mathbf{d}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (31)$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor com k variáveis, $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma})$ e $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_s') = \mathbf{D}$ para qualquer t diferente de s e \mathbf{d}_t é um vetor de variáveis representando termos determinísticos.

Considerando que r seja o posto 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 $\boldsymbol{\alpha}$ e $\boldsymbol{\beta}$ de dimensão $k \times r$ tais que $\Pi = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$ e o vetor $\boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_t$ é estacionário, havendo, portanto, r vetores de co-integração (as r colunas de $\boldsymbol{\beta}$). 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 como seus valores críticos, para identificar o número de vetores de co-integração: teste do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do máximo autovvalor (λ_{max}). O teste do traço é dado por:

$$-2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (32)$$

e o teste λ_{max} é simplesmente a diferença entre estatísticas-traço consecutivas. Os critérios AIC (AKAIKE Information Criterion) e SC (SCHWARZ Criterion), num contexto multi-equacional, são utilizados para a determinação do valor de p .

6 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Apresentam-se inicialmente os resultados dos testes de raiz unitária, seguidos dos de co-integração e, por fim, os do modelo de Auto-regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC). Os resultados dos testes de raiz unitária (Tabela 1) indicam que todas as séries são integradas de ordem um $[I(1)]$. Todas as equações apresentam a constante e o coeficiente da variável representando a tendência não significativos, de forma que o modelo indicado para o teste é aquele no qual esses termos são omitidos, conforme recomenda Enders (1995). As séries mostraram-se ser não estacionárias no nível, mas estacionárias na primeira diferença, uma vez que a estatística τ apresentou-se significativa no Modelo 2 em todos os casos. Os resultados não se alteram ao utilizar como referência os valores críticos de Mackinnon (1991), os quais são apresentados em Margarido (2000). Como a série referente à taxa de câmbio apresenta duas quebras estruturais (janeiro de 1999, devido à mudança no sistema de taxa cambial do País e, em maio de 2002, à instabilidade econômica causada pelas incertezas políticas em função da eleição presidencial), efetuou-se o teste de raiz unitária proposto por Franses e Haldrup (1993).

Os testes de co-integração feitos utilizando a metodologia de Johansen (1988) (Tabela 2) indicam a existência de um vetor de co-integração, tanto no caso do λ_{max} como no caso do $\lambda_{\text{traço}}$. 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 de Auto-Regressão Vetorial com **Correção de Erro** (VEC).

⁸Maiores informações sobre aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural podem ser obtidas em Margarido (2001).

Tabela 1 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller para as Séries de Preços do Açúcar Cristal Empacotado ao Produtor (emp), do Açúcar Cristal Empacotado ao Varejo (emv), da Renda (ren), do Álcool Anidro (ani), do Açúcar Cristal Industrial (ind), do Açúcar Cristal Exportado (exp) e da Taxa de Câmbio (tx)

Variável	Valor de $p-1$	Modelo 1 ¹					Modelo 2 ²
		τ_τ	$\tau_{\beta\tau}$	τ_μ	$\tau_{\alpha\mu}$	τ	
emp	1	-3.26	2.28	-2.30	-1.97	-1.21	-4.32*
emv	1	-2.73	2.95	-1.12	-0.99	-0.88	-2.68*
ren	10	-0.41	-0.47	-1.25	1.26	0.61	-5.08*
ani	1	-2.40	1.40	-1.93	-1.57	-1.13	-5.31*
ind	1	-2.59	1.98	-1.68	-1.37	-1.14	-5.89*
exp	0	-2.22	0.39	-2.28	-2.31	0.19	-6.73*
Tx ³	1	-1.71	-0.67	-2.68	2.66	-0.88	-6.51*
Valores críticos a 1% de significância		-4.15	3.60	-3.58	3.28	-2.62	-2.62*

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

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

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

³Ajustado com duas quebras estruturais (janeiro de 1999 e maio de 2002).

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

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2 - Resultados dos Testes de Co-integração de Johansen entre as Séries de Preços do Açúcar Cristal Empacotado ao Produtor, do Açúcar Cristal Empacotado ao Varejo, da Renda, do Álcool Anidro, do Açúcar Cristal Industrial, do Açúcar Cristal Exportado e da Taxa de Câmbio

Hipótese nula	Hipótese alternativa	λ_{\max}	Valor crítico a 1% (λ_{\max})	λ_{trace}	Valor crítico a 1% (λ_{trace})
$r \leq 6$	$r = 7$	2.277	12.97	2.277	12.97
$r \leq 5$	$r = 6$	7.774	20.20	10.051	24.60
$r \leq 4$	$r = 5$	9.755	26.81	19.806	41.07
$r \leq 3$	$r = 4$	19.381	33.24	39.188	60.16
$r \leq 2$	$r = 3$	25.081	39.79	64.269	84.45
$r \leq 1$	$r = 2$	37.985	46.82	102.254	111.01
$r \leq 0$	$r = 1$	64.225*	51.91	166.479*	143.09

Significativo a 1% [valores críticos em Osterwald-Lenum (1992) – Tabela 1]. Modelo com constante restrita, ajustado com duas defasagens.

Fonte: Dados da pesquisa.

Considerando o modelo proposto para a análise do processo formador de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo, tem-se que a única relação contemporânea estimada no modelo VEC é a existente entre o preço ao produtor e ao varejo. A estimativa obtida para essa relação, apesar de apresentar sinal de acordo com o esperado (lembrar que a interpretação de coeficientes da matriz de relações contemporâneas é feita com sinal trocado), indica que

variação no preço ao produtor não causa variação contemporânea no preço do açúcar cristal empacotado ao varejo, pois o coeficiente apresentou-se estatisticamente não significativo (Tabela 3).

O resultado da decomposição da variância dos erros de previsão para doze períodos à frente para o preço do açúcar cristal industrial ao varejo é apresentado na tabela 4. Os resultados mostram que esse preço recebe maior influência do preço do açúcar cristal

Tabela 3 - Estimativa da Matriz de Coeficientes de Relações Contemporâneas do Modelo VEC Considerando o Efeito do Açúcar Cristal Empacotado ao Produtor sobre o Preço do Açúcar Cristal Empacotado ao Varejo (emv)

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão
emv	-0,031	0,064

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 4 - Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão para o Preço do Açúcar Cristal Empacotado ao Varejo - Modelo VEC

Mês	Desvio-padrão	Decomposição da variância devida a choques em %						
		Cristal empac.	Empac. varejo	Renda	Álcool anidro	Cristal indust.	Cristal export.	Câmbio
1	0.023	0.443	99.557	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.031	39.627	55.382	0.119	0.206	0.118	0.472	4.075
3	0.045	59.863	27.677	1.998	3.304	0.668	4.039	2.450
4	0.047	60.322	26.999	1.857	3.070	1.409	3.758	2.586
5	0.050	54.079	23.856	1.624	3.082	11.800	3.297	2.263
6	0.050	53.614	24.044	1.653	3.307	11.679	3.457	2.246
7	0.050	53.417	23.969	1.673	3.341	11.599	3.536	2.464
8	0.051	53.248	23.825	1.662	3.322	11.697	3.511	2.735
9	0.051	53.161	23.775	1.694	3.393	11.724	3.514	2.739
10	0.051	53.031	23.713	1.753	3.518	11.696	3.529	2.761
11	0.051	53.014	23.702	1.759	3.525	11.711	3.528	2.762
12	0.051	53.015	23.682	1.762	3.534	11.703	3.527	2.777

Fonte: Dados da pesquisa.

empacotado ao produtor (média de 48,9% nos doze períodos), seguido da parcela explicada pelo preço do açúcar cristal industrial (média de 8%). O comportamento auto-regressivo do preço do açúcar cristal empacotado ao varejo é elevado, explicando ele próprio, em média, mais de 33% da variância da série.

Pode-se visualizar que o fato de o segmento-varejista ser menos concentrado que o produtor possibilita que os movimentos de preço que se iniciam nesse último segmento sejam transmitidos com intensidade para o varejista, conforme o esperado. A partir do quinto período, o preço do açúcar cristal empacotado ao produtor passa a explicar aproximadamente 53% daquela variância, e o do açúcar industrial aproximadamente 11,5% (Tabela 4). Todas as outras variáveis explicam pouco as variações do preço do açúcar cristal empacotado ao varejo.

As respostas do preço do açúcar cristal empacotado ao varejo a choques nas principais variáveis que compõem o modelo são apresentadas na figura

4. Alguns efeitos de choque deixaram de ser representados na figura em função dos inexpressivos valores observados, o que ocorreu no caso do câmbio e do álcool anidro.

De maneira geral, observa-se que os efeitos dos choques apresentados são de curta duração e expressivos. Os maiores efeitos de uma variação no preço do açúcar cristal empacotado ao produtor (EMV/EMP), do açúcar cristal exportado (EMV/EXP) e na renda (EMV/REN) ocorrem no terceiro período após o choque, com elasticidades⁹ de 0,57%, 0,14% e 0,19%, respectivamente, para cada unidade de variação percentual nesses preços. O maior impacto de uma variação no preço do açúcar cristal industrial (EMV/IND) ocorre no quinto período após o choque,

⁹Conforme definição apresentada por Barros (1990), o conceito de elasticidade de impulso mede a variação da variável *i* sobre a variável *j* como razão entre o impacto experimentado pela variável *j* e o impacto experimentado pela variável *i*.

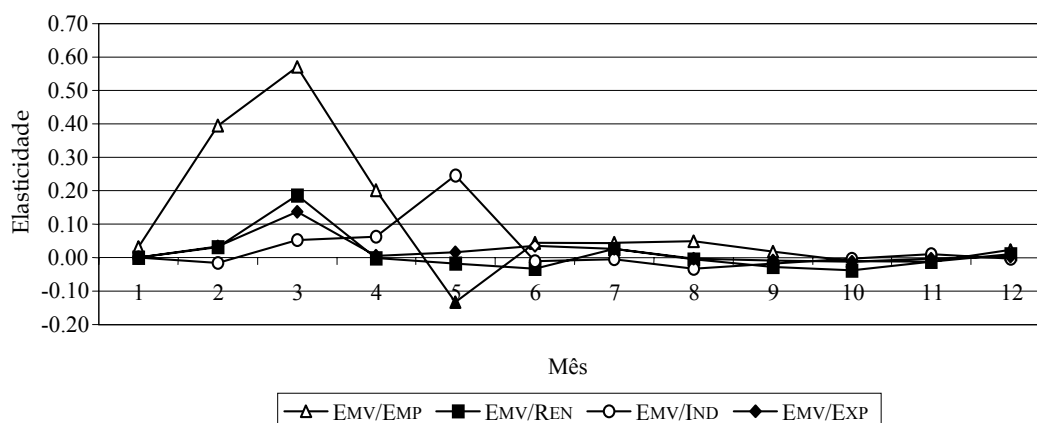


Figura 4 - Função de Resposta do Preço do Açúcar Cristal Empacotado ao Varejo (emv), a Impulso no Preço do Açúcar Cristal Empacotado ao Produtor (emp), na Renda (ren), no Preço do Açúcar Cristal Industrial (ind) e no Preço do Açúcar Cristal Exportado (exp) - Modelo VEC.

Fonte: Dados da pesquisa.

com elasticidade de 0,25%.

Esses resultados indicam que mais da metade do aumento do preço ao produtor do cristal empacotado é repassado ao mercado varejista desse produto num período de até três meses de defasagens. O aumento nos preços dos açúcares cristal destinado para a indústria e para exportação faz com que uma maior quantidade de açúcar cristal total seja destinada a esses mercados, provavelmente em detrimento do empacotamento desse produto, conduzindo a aumento do preço ao varejo em períodos posteriores. Da mesma forma, o aumento de renda dos consumidores conduz em acréscimo na demanda por açúcar e acréscimo no preço ao varejo do açúcar cristal empacotado devido, provavelmente, à oferta menor que a demanda.

7 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos na decomposição dos erros de previsão e elasticidades de impulso resposta apontam que os preços do açúcar cristal empacotado ao produtor e ao varejo apresentam relações expressivas tanto no curto como no longo prazo, apesar de a estimativa da relação contemporânea não ser significativa estatisticamente. O preço do açúcar cristal empacotado ao produtor é, entre as variáveis do modelo, aquele que tem maior influência no preço do açúcar cristal empacotado ao varejo.

A renda interna não se mostrou tão importante na explicação do preço do mercado varejista do açúcar cristal empacotado. Esse fato pode estar associado ao caráter essencial do produto estudado e à pequena participação dos gastos com açúcar no dispêndio total das famílias, o que o faz ter demanda inelástica. O choque no preço do açúcar cristal industrial causa o maior impacto no preço do mercado varejista do açúcar cristal empacotado com cinco meses de defasagem. Os choques nas demais variáveis que compõem o modelo são transmitidos mais rapidamente para o segmento varejista, causando o maior impacto após três meses. Em todos os casos, os efeitos praticamente desaparecem seis meses após o choque. Dessa forma, os resultados apontam para inter-relações entre as variáveis do modelo, uma vez que choque em quaisquer das variáveis tem impacto na mesma direção sobre o preço do mercado varejista, principalmente após um pequeno período de tempo de ajustamento.

Por fim, acredita-se que os resultados obtidos possibilitam fazer inferências sobre o processo de transmissões de preços no mercado do açúcar cristal empacotado, apesar da limitação relacionada ao pequeno número de observações da amostra. Contudo, outros estudos dessa natureza devem ser conduzidos no futuro, buscando maior compreensão do processo de formação de preços na agroindústria canavieira.

LITERATURA CITADA

- AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. A. de C. Análise dinâmica de margens de comercialização: uma aplicação aos mercados de arroz e de feijão no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 4, p. 583-610, out./dez. 1995.
- ALVES, L. R. A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do estado de São Paulo**. 2002. 107 p. Dissertação (M.S.) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- BARROS, G. S. A. de C. **Formação de preços no setor de frango de corte no Brasil**. Piracicaba: ESALQ, 1994. 87 p. (Relatório de Pesquisa).
- _____. Transmissão de preços pela Central de Abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, p. 5-20, jan./mar. 1990.
- _____; BITTENCOURT, M. V. L. Formação de preços sob oligopsonia: o mercado de frango em São Paulo. _____, Rio de Janeiro, v. 51, n. 2, p. 181-199, abr./jun. 1997.
- _____; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. São Paulo: IPEA, 2002. p. 9-50. (Texto para Discussão, n.865).
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986.
- BURNQUIST, H. L. (Coord.), et al. Liberalização comercial: um fator de desenvolvimento do setor agrícola brasileiro. **Estudos de Política Agrícola**, São Paulo, n. 14, p. 1-126, mar. 1994.
- _____; BACCHI, M. R. P.; MARJOTTA-MAISTRO, M. C. Análise da comercialização dos produtos do setor sucroalcooleiro brasileiro: evolução, contexto institucional e desempenho. In: MORAES, M. A. F. D. de; SHIKIDA, P. F. A. (Orgs.). **Agroindústria canavieira no Brasil: evolução, desenvolvimento e desafios**. São Paulo: Atlas, 2002. cap. 8, p. 182-198.
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Eds.). **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, Mass.: MIT Press. 1991.
- CARVALHO, L. C. C. Pesos diferentes. **Agroanalysis**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 41-45, mar. 2000.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA **Indicadores de preços**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 15 fev. 2003.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autorregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integração and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. **The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration**. Florence: European University Institute, 1993. 24 p. (EUI Working Paper ECO, n.93/16).
- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 424 p.
- HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.
- HARVEY, A. **The econometric analysis of time series**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press. 1990. 387p.
- HENDRY, D. F. Econometric modelling with co-integrated variables: an overview. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Eds.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford; New York; Toronto and Melbourne: Oxford University Press, 1991. p. 51-63. (Advanced Texts in Econometrics).
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Indústria**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 fev. 2003.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Indicadores IPEA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 fev. 2003.
- 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.
- LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Verlag, Berlin, Springer, 1991. 545 p.
- MACHINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.
- MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 7-22, abr. 2001.
- _____. **Transmissão de preços agrícolas internacionais**

sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil. Piracicaba, 2000. 173 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO/SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR - MDIC/SECEX. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br>>. Acesso em: 15 nov. 2001.

MYERS, R. J.; PIGGOTT, R. R.; TOMÉK, W. G. Estimating sources of fluctuations in the Australian wool market: an application of VAR methods. *Australian Journal of Agricultural Economics*, v. 34, n. 3, p. 242-262, Dec. 1990.

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.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis: erratum. *Econometrica*, v. 61, n. 1, p. 248-249, Jan. 1993.

PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. *Cointegration for the applied economist*. New York, ST. Martin's Press, 1994. p. 113-146.

SCHOUCHANA, F.; WIDONSCK, C. A. Formação do preço do açúcar e do álcool na BM&F. *Resenha BM&F*, São Paulo, n. 145, p. 67-88, maio/jun. 2001.

SILVA, L. M. DA; RAMOS, P. Os mercados do *agribusiness* do açúcar e do álcool: produtos concorrentes, situação atual, tendências e perspectivas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., Poços de Caldas, 1998. *Anais...* Brasília: SOBER, 1998. p. 547-557.

UNIÃO DA AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA DE SÃO PAULO - UNICA. *Estatística*. Disponível em: <<http://www.unica.com.br/pages/estatisticas.asp>>. Acesso em: 15 fev. 2003.

Recebido em 17/06/2003. Liberado para publicação em 30/01/2004.