

# **A RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DE AÇÚCAR NOS MERCADOS DOMÉSTICO E INTERNACIONAL**

**ANDRÉ MASCIA SILVEIRA**

Dissertação apresentada à Escola Superior de  
Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade  
de São Paulo, para obtenção do título de  
Mestre em Ciências, Área de Concentração:  
Economia Aplicada.

**PIRACICABA**

Estado de São Paulo – Brasil

Abril - 2004

# **A RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DE AÇÚCAR NOS MERCADOS DOMÉSTICO E INTERNACIONAL**

**ANDRÉ MASCIA SILVEIRA**

Bacharel em Ciências Econômicas

Orientador: Profa. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Dissertação apresentada à Escola Superior de  
Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade  
de São Paulo, para obtenção do título de  
Mestre em Ciências, Área de Concentração:  
Economia Aplicada.

**P I R A C I C A B A**

Estado de São Paulo – Brasil

Abril - 2004

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)  
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Silveira, André Mascia  
A relação entre os preços de açúcar nos mercados doméstico e internacional /  
André Mascia Silveira. - - Piracicaba, 2004.  
74 p.

Dissertação (mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2004.  
Bibliografia.

1. Açúcar 2. Comercialização 3. Indústria sucro-alcooleira 4. Modelos em séries  
temporais 5. Preço 6. Transmissão I. Título

CDD 338.476641

**“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”**

*Dedico a*

SYLVIO MASCIA

(1914 - 2003)

*Ofereço a*

JOÃO MORAES SILVEIRA

Tietê (SP) – 22/04/1916

## AGRADECIMENTOS

Agradeço meu pai, *José Eduardo Nogueira Silveira*, e minha mãe, *Maria Luiza Mascia Silveira*, responsáveis pela minha educação. Sempre, prontamente, dispensaram-me o carinho, o apoio e os recursos que precisei.

À Professora *Mirian Rumenos Piedade Bacchi*, que me orientou com muita seriedade e abundante conhecimento e que, em todo o tempo, manteve muito bom humor, dedicação e carinho, muitíssimo obrigado. Em especial, agradeço a confiança que me foi concedida no início do trabalho, quando não nos conhecíamos ainda. O resultado do ponto de vista humano foi uma preciosa amizade.

Um obrigado mais que especial à Dra. *Marta Marjotta-Maistro*, que acompanhou todas as etapas desta dissertação, do projeto à defesa, e não poupou esforços para o resultado final fosse o melhor possível. Agradeço também à Professora *Heloísa Burnquist* e aos Professores *Sérgio De Zen* e *João Martines Filho*, cujas sugestões foram importantes para o resultado deste trabalho. Um reconhecimento imprescindível cabe ao amigo *Lucílio Rogério Alves*, que disponibilizou extenso material para a Revisão Bibliográfica e me ensinou algumas das rotinas do RATS.

Agradeço à inesquecível *Maria Maielli*, Secretária de Pós-Graduação, que “cuida” de cada aluno do Departamento com muito carinho. Em especial, obrigado pelos dias que me telefonou dizendo que não haveria aula.

Sou grato aos amigos *Elisson Augusto de Andrade*, *Andréa Ferro*, *Daniela Sampaio* e *César de Castro Alves*, que muitos favores que me prestaram ao longo do Mestrado. À *Daniela*, agradeço também pelo carinho e companheirismo.

Destaco também entre as pessoas que mais me apoiaram nos momentos críticos, *Carlos Alberto Castro Reis* e *Ricardo Paino Beltrame*, além de suas respectivas companheiras, *Denise* e *Nereida*. Registro aqui um abraço para os demais amigos que de alguma forma contribuíram, em especial, *Thelma Harumi*, *Daniel Praça* e *Alexandre Gomes*.

Agradeço meus irmãos *Isabela* e *Rogério Mascia Silveira* e minha querida sobrinha, *Beatriz Camargo Silveira* pelo carinho e apoio.

À *Ligiana Clemente do Carmo*, da Divisão de Biblioteca e Documentação da ESALQ-USP, pela intensa colaboração na formatação deste trabalho e sobretudo pela agilidade e gentileza no atendimento. Muito obrigado.

Por fim, meu agradecimento a Serasa S.A., empresa que manteve vínculos empregatícios ao longo da dissertação e me permitiu flexibilizar horários. Em especial, muito obrigado ao gerente *Marcos Augusto Abreu*, que desde o início apoiou minha iniciativa em desenvolver este mestrado.

## SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS.....	viii
LISTA DE TABELAS.....	ix
RESUMO.....	x
SUMMARY.....	xiii
1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 O problema, sua justificativa e objetivo.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1 Caracterização do setor sucroalcooleiro brasileiro.....	4
2.2 O mercado internacional de açúcar e o desempenho comercial do Brasil....	14
2.3 Os contratos futuros do açúcar e arbitragem.....	21
2.4 Estudos sobre transmissão de preços.....	23
2.5 Referencial teórico.....	28
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	34
3.1 Metodologia.....	34
3.1.1 Momentos.....	34
3.1.2 Estacionariedade e integração.....	35
3.1.3 Modelos estocásticos univariados.....	36
3.1.4 Modelos de função de transferência.....	36
3.1.5 Autocorrelações.....	39
3.1.6 Autocorrelações Parciais.....	40
3.1.7 Função de correlação cruzada.....	41
3.1.8 Relações causais.....	43

3.2	Procedimentos.....	46
3.2.1	Determinação de defasagens auto-regressivas para os teste de raiz unitária.....	46
3.2.2	Teste de estacionariedade.....	47
3.2.3	Sistemática adotada para especificar os modelos para a análise de transmissão de preços.....	48
3.3	Os dados.....	49
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	52
5	CONCLUSÕES.....	63
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	67



## LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Comércio regional sem custo de transferência.....	29
2 O diagrama “ <i>back to back</i> ”.....	30
3 Curvas de excesso de oferta e equilíbrio regional.....	31
4 Efeito do custo de transferência sobre o comércio.....	32
5 Logaritmos das séries de preços utilizadas nos modelos de transmissão, em R\$/tonelada.....	49
6 Função de correlação cruzada dos resíduos de SP e NY.....	55
7 Função de correlação cruzada dos resíduos de SP e LF.....	56

## LISTA DE TABELAS

	Página
1 Mercado internacional de açúcar, em milhões de toneladas.....	14
2 Diferença entre produção e consumo doméstico de açúcar por país, em milhões de toneladas.....	15
3 Quantidade exportada de açúcar por país, em mil toneladas.....	17
4 Quantidade importada de açúcar por país, em mil toneladas.....	18
5 Exportações brasileiras de açúcar bruto por país, em mil toneladas.....	19
6 Exportações brasileiras de açúcar refinado por país, em mil toneladas.....	20
7 Mundial: balanço do mercado de açúcar, em milhões de toneladas.....	51
8 Testes de raiz unitária para séries SP, LF e NY.....	53
9 Modelos auto-regressivos para obtenção dos resíduos.....	54
10 Resultados dos modelos de transmissão de preços.....	58
11 Resumo das elasticidades dos modelos de transmissão de preços.....	59
12 Modelo de determinação de preços no mercado externo.....	61

# **A RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DE AÇÚCAR NOS MERCADOS DOMÉSTICO E INTERNACIONAL**

Autor: ANDRÉ MASCIA SILVEIRA

Orientador: Prof<sup>a</sup>. MIRIAN PIEDADE RUMENOS BACCHI

## **RESUMO**

Com mais de metade de sua produção exportada e participação de aproximadamente um terço do mercado mundial, atualmente o Brasil é o maior exportador de açúcar e, portanto, espera-se que os preços do mercado físico do açúcar no Brasil apresentem algum grau de relacionamento os preços internacionais desta *commodity*, que são representados pelas cotações dos contratos futuros das bolsas de Nova Iorque (NYBOT) e de Londres (LIFFE) – primeiros vencimentos. No presente estudo são analisadas as relações entre os logaritmos das médias semanais dos preços domésticos de açúcar, representados pelo preço do Estado de São Paulo, principal produtor nacional, e preços internacionais convertidos em moeda brasileira. Utilizando os critérios de Akaike e Schwarz, foi determinado o número de defasagens auto-regressivas necessárias para ajustar modelos com a finalidade de testar a existência de raiz unitária, cujos resultados apontam para a estacionariedade das séries em torno de uma tendência determinista. A partir dos resíduos obtidos na estimação de modelos univariados auto-regressivos para cada variável, foram obtidas as funções de correlação cruzada (FCC) para cada par de variáveis usado no teste de causalidade. Os resultados

das FCCs apontam tanto a existência de relação contemporânea significativa, como causalidade dos preços das bolsas internacionais para os preços domésticos do açúcar, sendo mais expressiva a relação causal das cotações dos contratos futuros da bolsa de Nova Iorque para os preços do mercado físico do açúcar no Brasil. Com base nesses resultados, foram especificados modelos que tinham como finalidade analisar o processo de transmissão de preços entre os mercados doméstico e internacional. Para evitar multicolinearidade, optou-se pela não inclusão de defasagens da variável dependente como explicativas nestes modelos e, para contornar problemas associados à correlação de resíduos nas equações ajustadas, as variáveis foram filtradas conforme a metodologia de Cochrane-Orcutt, fundamentando-se nos resultados da função de autocorrelação dos resíduos dos modelos ajustados de forma iterativa. As elasticidades obtidas nas funções de transmissão de preços indicam que os valores passados das cotações da NYBOT são referência para a formação de preço do mercado doméstico de açúcar, e que a influência contemporânea entre os preços das bolsas internacionais e o preço doméstico é pequena. Como a participação do Brasil no mercado internacional de açúcar é elevada, espera-se que de alguma maneira aspectos relativos ao mercado doméstico brasileiro dessa *commodity* afetem os preços internacionais. Dessa forma, buscou-se analisar o impacto que a produção brasileira de açúcar, a qual define o potencial de exportação dessa *commodity* pelo Brasil, tem sobre a formação do preço no mercado internacional. Para isso foi ajustada uma função utilizando como representativo do preço de açúcar no mercado internacional a média das cotações do contrato futuro de açúcar na bolsa de Nova Iorque no ano-safra internacional, isto é, entre setembro de um ano a agosto do subsequente. Como variáveis explicativas foram considerados: o estoque inicial de cada ano-safra, a produção de açúcar do Brasil e a produção de açúcar dos demais países do mundo, também por ano-safra. Os resultados apontam que o direcionamento de mais matéria-prima para a produção de açúcar, considerando as baixas taxas de crescimento do consumo desse produto no mercado interno, tem efeito negativo e significativo no nível de preço a vigorar no mercado internacional. Isto poderia comprometer a rentabilidade do setor, não só porque os preços do açúcar exportado cairiam, mas

também porque os menores preços do mercado internacional estariam afetando os recebidos pelo açúcar comercializado no mercado interno.

# **SUGAR PRICE RELATION BETWEEN INTERNATIONAL AND BRAZIL'S MARKETS**

Author: ANDRÉ MASCIA SILVEIRA

Adviser: Prof<sup>a</sup>. MIRIAN PIEDADE RUMENOS BACCHI

## **SUMMARY**

With more than a half of its production exported and about 30% of market share in the world sugar market, nowadays Brazil is the world's leading exporter of sugar. So, it's expected that the sugar physical prices in the State of São Paulo (CEPEA), Brazil's leading production region, have any sort of relation with the international prices of this commodity. These international prices are represented by the nearby quotes of the sugar contracts at New York Board of Trade (NYBOT) and at London International Financial Futures and Options Exchange (LIFFE), both multiplied by the Brazilian currency exchange rate. The present study analyses the relations between the logarithms of the domestic and international weekly means of sugar prices. The number of auto-regressive lags necessities to ajust models was determined by Akaike and Scharwz criterions, which objective was to test the existence of unit root. The results pointed to stationary series around deterministic trends. Through the residual data of auto-regressive univariate models that were estimated to each of the variables, it was obtained the cross correlation function (CCF) to each pair of variables to which the causality was tested. The CCF results indicated a significative contemporany relation

between the variables and also causality from the international quotes to State of São Paulo domestic prices, mainly from NYBOT. Based on these results, it was obtained the number of lags of the explicative variable to specify the transmission price models between domestic and international sugar prices. To prevent multicollinearity, it was opted to not include lags of dependent variable as explicative variables, and, to skirt problems related to the correlation in the residual data in the adjusted equations, the variables were filtered by the Cochrane-Orcutt methodology, following the indicatives of the autocorrelation function (ACF) of the residual data from adjusted models in an interactive form. The elasticities obtained in the price transmission functions indicated that the past values of NYBOT quotes are reference to CEPEA prices, and that the contemporary influence between domestic and international prices is small. Considering that Brazilian share in the sugar international market is expressive, it's expected that aspects related to Brazilian domestic market should cause any affect in the international prices level. So, to analyze the impact that Brazilian production of sugar, which defines the potential of exportation of this commodity for Brazil, has on the formation of the price in the international market, it was adjusted a function that uses as representative of the sugar price in the international market the mean of NYBOT nearby quotes between September to August (of the subsequent year). The variables international beginning stocks, Brazilian sugar production and rest of the world sugar production, all of them measured in the international sugar-marketing year, were considered as explicative ones. The results pointed that an increase in the Brazilian sugar cane production (in order to produce sugar), considering the low rates of the consumption evolution in the Brazilian domestic market, would have a negative and significant effect in the international sugar prices level. This event would affect the yield of sugar sector, not only because the sugar international price would decrease, but also because the lower prices in the international market would reduce the Brazilian domestic prices.

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 O problema, sua justificativa e objetivo

Entre o final da década de 1970 e a primeira metade da década de 1990, as exportações brasileiras de açúcar representavam cerca de 8% do total mundial, conforme Stalder (1997). A partir de então, o País foi favorecido pelo efeito de diversas transformações em sua estrutura de mercado, entre as quais, o Proálcool, a abertura comercial, a desregulamentação estatal e as políticas cambial e antiinflacionária, principalmente o Plano Real. Além disto, os preços do açúcar no mercado internacional estiveram favoráveis e houve o fim do acordo bilateral entre a antiga URSS e Cuba, que favoreceu a oferta brasileira no antigo bloco socialista. Assim, a partir de 1995, o Brasil aumentou sua participação no mercado mundial e se consolidou como o principal exportador da *commodity*.

Os preços do açúcar no mercado internacional são regidos por meio da interação entre a demanda e a oferta dos países. A oferta é relativamente concentrada, pois Brasil, União Européia, Austrália e Tailândia, juntos, respondem, nos dias de hoje, por cerca de 60% das vendas internacionais, sendo a participação brasileira maior que de um quarto do total transacionado internacionalmente. A demanda internacional, por sua vez, é bastante pulverizada, visto que o maior importador mundial, a Rússia, adquire cerca de 12% do total mundial e a participação individual dos demais países não ultrapassa 5%, de acordo com dados do United States Department of Agriculture (USDA) (2003).



Conforme argumentaram Shikida & Bacha (1999), o açúcar é um produto cuja produção é atomizada e realizada nos dois hemisférios, havendo mais de 80 países produtores. A proporção transacionada internacionalmente é bastante inferior ao total produzido, havendo uma tendência gradual para o aumento da auto-suficiência em diversos países. O produto tem enfrentado maior concorrência e crescente substituição por outros tipos de adoçantes, e o mercado de açúcar, dentre os de *commodities*, é um dos que enfrenta maior grau de protecionismo, o qual distorce os preços em relação aos que vigoram em situação de livre comércio.

Dada a representatividade do Brasil no mercado internacional de açúcar e a das exportações no volume total produzido brasileiro, visto que dados da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Indústria e Comércio do Brasil (SECEX/MDIC) e do Departamento de Açúcar e do Alcool do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento do Brasil (DAA/MAPA) apontam que o Brasil atualmente exporta mais da metade de sua produção, espera-se que os preços do mercado interno e internacional desta *commodity* apresentem algum grau de relacionamento. O conhecimento das relações existentes entre os preços do mercado interno e internacional de açúcar, sendo esse último representado pelas cotações de Bolsa de Futuros, é importante no sentido de identificar o potencial que as cotações dos contratos futuros dessas bolsas têm para serem utilizadas como referência dos preços a vigorarem no mercado físico doméstico. Conhecer com que intensidade esses preços se relacionam é importante não só no que diz respeito à definição de políticas setoriais pertinentes ao setor açucareiro, mas também para a tomada de decisão sobre produção e comercialização dos agentes desse setor, tendo-se em vista que os produtores brasileiros dispõem de estrutura para transformar a cana-de-açúcar em açúcar ou em álcool, podendo alocar a matéria-prima para um ou outro produto dependendo das condições de mercado de cada um deles. O conhecimento das relações existentes entre os preços dos mercados interno e internacional de açúcar, sendo este último representado pelas cotações de Bolsa de Futuros, é importante também no sentido de identificar o potencial que as cotações dos contratos futuros dessas bolsas têm para serem utilizados como referência dos preços a vigorarem no mercado físico doméstico.

No presente estudo, buscou-se identificar as relações entre os preços dos mercados doméstico e internacional de açúcar por meio do uso de modelos de séries temporais. Teve-se ainda como objetivo verificar em que grau a produção brasileira de açúcar, que define, em grande parte, o potencial exportador do Brasil, afeta os níveis de preço do mercado internacional, visto que conhecer a magnitude desta relação é também de suma importância para os produtores brasileiros.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

A presente seção está dividida em cinco partes, iniciadas por um breve histórico que caracteriza o setor sucroalcooleiro brasileiro e trata dos aspectos que favoreceram o aumento da participação brasileira no mercado mundial de açúcar. Na parte seguinte, apresentam-se dados do mercado internacional, discutindo-se o desempenho brasileiro neste âmbito. Na terceira parte apresentam-se as especificações dos contratos futuros das bolsas de Nova Iorque, a Coffe, Sugar & Cocoa Exchange Inc. (CSCE), pertencente a New York Board of Trade (NYBOT) e de Londres, a London International Financial Futures and Options Exchange (LIFFE), cujas cotações foram utilizadas no presente estudo como *proxies* dos preços internacionais, e alguns estudos relacionados a elas. Na sequência, há uma subseção na qual são destacados alguns estudos a respeito de transmissão de preços. Por fim, é apresentada a teoria econômica que embasa o presente estudo.

### **2.1 Caracterização do setor sucroalcooleiro brasileiro**

Para se compreender o aumento da participação do Brasil no mercado internacional de açúcar devem ser considerados os efeitos de diversas transformações de natureza interna e externa, já citadas de forma sucinta na parte introdutória dessa dissertação. No âmbito interno, pode-se mencionar, inicialmente, os aspectos relacionados ao Proálcool, que de modo geral fomentou investimentos que propiciaram aumento de infra-estrutura e capacidade das unidades produtoras, e transformou o álcool

em produto de grande expressão na indústria sucroalcooleira. Em segundo lugar, menciona-se, no âmbito do mercado internacional, os impactos do final da Guerra Fria, prejudicando o abastecimento de açúcar do antigo bloco socialista por parte de Cuba e o aumento das importações da Ásia e da África. Por fim, devem ser consideradas as mudanças econômicas e institucionais ocorridas no Brasil a partir dos anos noventa, com destaque para o fim do intervencionismo estatal, abertura comercial, eficácia da política antiinflacionária do Plano Real e a política cambial depois de 1999.

A maturação dos investimentos do programa governamental Proálcool, iniciados na década de 1970 e intensificados na primeira metade da década de 1980, alterou a oferta brasileira de açúcar e “substancialmente o próprio perfil da agroindústria canavieira do Brasil, focado no açúcar e no álcool” (Shikida & Bacha, 1999). Complementarmente, esses autores notaram que “a produção de cana-de-açúcar praticamente cresceu a reboque do Proálcool, face às baixas cotações do açúcar no mercado internacional e contando, sobremaneira, com vultosos subsídios governamentais dados ao Proálcool”.

Em relação ao encerramento dos incentivos do Proálcool na segunda metade dos anos oitenta, Belik et al. (1998) explicam que “(...) tornou-se muito difícil justificar a continuidade do apoio ao Proálcool numa conjuntura de preços de petróleo em queda e de inflação fortemente ascendente, o que aconteceu notadamente a partir do final de 1985”.

Ressalta-se que o Proálcool atendeu ao propósito de produzir, a partir da cana-de-açúcar, um combustível renovável alternativo ao petróleo, tendo expandido consideravelmente tanto a produção de cana-de-açúcar como a capacidade produtiva das empresas do setor. Posteriormente, com a liberalização do setor na década de noventa, o álcool passou a ter importante papel na decisão alocativa das empresas, que passaram a considerar os preços do açúcar e do álcool na otimização de suas receitas, distribuindo a matéria-prima entre produção de açúcar ou de álcool, conforme a conveniência econômica. Por fim, deve-se notar que a produção de um combustível a partir da cana-de-açúcar consolidou a importância do setor, visto que o álcool, em relação à gasolina,

pode ser tanto um bem substituto, em sua forma hidratado que alimenta particular frota de veículos<sup>1</sup>, como um bem complementar, na forma anidro que é misturado à gasolina<sup>2</sup>.

Outro importante impulso à expansão das exportações brasileiras de açúcar ocorreu do ponto de vista externo. De acordo com Veiga Filho (2000), o fim do acordo bilateral URSS-Cuba abriu espaço para o açúcar brasileiro. “Em 1991, o Brasil colocava no mercado internacional o volume de 1,3 milhão de toneladas, 4% do total exportado no mundo, chegando no final de 1999 a exportar 12,1 milhões de toneladas, uma expressiva participação próxima de 30% do volume de açúcar comercializado nos mercados internacionais”.

Stalder (1997) entende que na primeira metade da década de 1990 houve tendência de redução na demanda de açúcar de países importadores tradicionais e crescimento da demanda nos mercados no Sudeste Asiático, Oriente Médio e África, que “são justamente aqueles em que o Brasil vem se expandindo”. Para a autora, a queda das exportações brasileiras de açúcar na segunda metade da década de 1980 se deu em decorrência do País ter concentrado esforços de comercializar com países cujos mercados retraíram e devido a fatores como elevados custos de comercialização e estrutura tributária, além de aspectos institucionais relacionados às políticas de abastecimento de álcool combustível, em detrimento do açúcar para exportação, e da redução do mercado internacional de açúcar. Na primeira metade da década de 1990, a autora notou que o mercado importador expandiu-se e a tendência das exportações tornou-se crescente, permitindo ao Brasil recuperar *market share* através de “ganhos de competitividade decorrentes de investimentos aplicados no desenvolvimento tecnológico do setor ao longo das últimas décadas, elevando a produtividade, reduzindo custos; e, sobretudo, da maior flexibilidade na distribuição das cotas de exportação acompanhada da menor rigidez na sua fiscalização”.

---

<sup>1</sup> Conforme dados da ANFAVEA, a produção de veículos movidos a álcool hidratado teve seu ápice entre 1983 e 1989, quando foram comercializados 3,92 milhões de veículos, 71,1% do total vendido entre 1979 e 2002, sendo que 11,1% foram entre 1979 e 1982, 16% entre 1990 e 1995, 0,9% de 1996 a 2001 e as vendas em 2002 representaram 1,0%.

<sup>2</sup> O percentual de álcool anidro combustível misturado à gasolina é estipulado pelo Poder Executivo do Governo Federal, sendo atualmente de 25%, podendo variar um ponto percentual para cima ou para baixo. A utilização do álcool na mistura com gasolina A ocorreu a partir dos anos 90.

Este último aspecto apontado pela autora está relacionado às mudanças institucionais ocorridas no âmbito interno a partir de 1990, quando se iniciou a abertura comercial brasileira, e com a extinção do Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA), que motivou a desregulamentação do setor sucroalcooleiro. Segundo Veiga Filho (2001), “o governo sinalizava o fim do protecionismo, com a extinção do Instituto do Açúcar e do Alcool, e promulgava, ao longo dos anos seguintes, uma série de medidas direcionadas à formação de um mercado interno de cana-de-açúcar, de açúcar, de álcool e de outros subprodutos, sem a intervenção direta que caracterizou esse setor desde a República Nova, de 1930 em diante. Por causa disso, procederam-se profundas mudanças na estrutura do setor, pois havia que se transformar para estar apto a sobreviver sem a interferência direta do governo na definição das quotas de produção e de exportação e na formação de preços dos produtos dessa agroindústria”.

De acordo com Shikida et al. (2002), “a fragilização da agroindústria canavieira, dada pelas crises financeira e fiscal do Estado nas décadas de 80 e 90, variações dos mercados de açúcar e do álcool e desregulamentação do setor, contribuiu, entre outros aspectos, para a indefinição da política industrial do álcool combustível como componente da matriz energética brasileira e pôs fim aos subsídios que acompanhavam esse produto. Nesse cenário, alguns produtores optaram pelo maior desenvolvimento das capacidades tecnológicas de suas estruturas produtivas, seja no âmbito da operação, do investimento e/ou da inovação, demarcando outra dinâmica nesse processo de evolução da agroindústria canavieira no Brasil”.

Para Belik et al. (1998), com a influência direta no setor canavieiro das mudanças institucionais processadas na economia brasileira a partir da segunda metade dos anos oitenta, a tendência do setor foi “se dividir segundo as características geográficas de suas empresas, as ligações políticas de sua base e segundo a força de seus capitais”. Assim, o processo de particularização dos interesses dos grupos que “já podia ser observado anteriormente, intensifica-se nos anos noventa devido a um movimento de concentração de processadores em função da fragilidade financeira de algumas empresas. Historicamente, para o setor canavieiro a auto-regulação sempre foi

problemática. A presença do Estado e seu papel de mediação foram fundamentais para elaboração de um projeto comum. Assim, com a redução do poder do Estado sobre o setor, este não tem conseguido se emancipar enquanto bloco de interesses constituído. Surge com isso uma série de interesses fragmentados refletindo um enorme conjunto de alternativas estratégicas que se apresentam para diferentes empresas atuantes no setor. Curiosamente, é neste ponto que se observa que as empresas começam a ganhar dinamismo e o panorama do setor canavieiro começa a apresentar uma nova face”.

Um importante aspecto mencionado por Moraes (2000) em relação à desregulamentação do setor sucroalcooleiro foi que com a saída do estado, os exportadores passaram a financiar a expansão da oferta através de operações de adiantamento de contratos de câmbio (ACC).

Em relação às conseqüências do processo de desregulamentação do setor, Burnquist et al. (2002) destacaram que a liberalização dos preços dos álcoois anidro e hidratado em 1997 e 1999, respectivamente, e a suspensão do sistema de quotas tarifárias em julho de 1994 pareceu ter “contribuído para incrementar a importância do açúcar brasileiro no mercado internacional”. E que “o novo contexto de mercados desregulamentados afetou principalmente a forma de comercialização e os preços dos principais produtos finais – o açúcar e o álcool—, e da cana-de-açúcar, matéria-prima básica do setor”. Após a desregulamentação dos preços do álcool, as autoras repararam que “o segmento produtor do mercado organizou-se em grupos para comercialização conjunta tanto de álcool como de açúcar. Essa iniciativa também proporcionou uma concentração relativa na comercialização, tendo-se registrado que em 2001/2002, segundo dados da União da Agroindústria Canavieira do Estado de São Paulo, os cinco maiores desses grupos que se formaram foram responsáveis pela comercialização de cerca de 51% do álcool hidratado e 53% do álcool anidro destinados ao mercado interno da região Centro-Sul”.

Vegro & Carvalho (2001) resumem as transformações da seguinte maneira: “o setor sucroalcooleiro passou por uma profunda reformulação na última década do século XX com a extinção dos organismos oficiais de intervenção no setor e

com o desinteresse governamental, aprofundado pela crise fiscal do Estado, de manutenção do Proálcool. As empresas do setor passaram a depender mais de sua eficiência administrativa e econômica, face à concorrência mais intensa na colocação de seus produtos finais, o açúcar e o álcool”.

A partir de 1994, é relevante contextualizar os impactos do Plano Real, visto que este aumentou a renda interna e impulsionou o crescimento do mercado doméstico, elevando tanto a demanda direta como a indireta por açúcar. No caso da demanda industrial, as empresas alimentícias brasileiras estiveram expostas a um ambiente mais concorrencial, que impôs maior busca por qualidade e competitividade, cujas exigências e procedimentos repercutiram em melhora da qualidade do açúcar refinado nacional. Além disto, como resultado da política cambial do período, que manteve a moeda nacional valorizada até 1998, o preço relativo do álcool combustível frente ao da gasolina aumentou, desestimulando a demanda por aquele produto. Assim, as usinas direcionaram maior quantidade de cana para a produção açúcar.

Conforme observado por Shikida & Bacha (1999), o “governo brasileiro preferiu, na primeira metade da década de 90, estimular a produção de açúcar e incrementar as importações de petróleo do que estimular a produção de álcool combustível no mesmo ritmo que o observado durante a segunda fase do Proálcool (1980 a 1985)”.

Após 1999, com o final do regime de bandas cambiais e início da vigência da taxa de câmbio flutuante, as exportações brasileiras de açúcar tiveram novo impulso. Para se dimensionar a magnitude deste efeito, pode-se citar o estudo de BARROS et al. (2000), que apontou que, mantidas todas as outras variáveis constantes, o efeito da variação de 1% na taxa de câmbio efetiva causa incremento de 2,8% nas exportações de açúcar.

De modo geral, os efeitos da abertura comercial e da desregulamentação estatal resultaram em aumento da competitividade dos produtores brasileiros. Conforme Veiga Filho (2001), “uma dessas transformações diz respeito à adoção de inovações tecnológicas no processo de produção da matéria-prima no campo. Nesse caso, sobressai



a intensificação da mecanização em todas as etapas desse processo, especialmente no Centro-Sul do País. A prática comum é que parte do plantio é mecanizada, enquanto o carregamento e o transporte já podem ser considerados completamente mecanizados e a colheita passa por um ritmo acelerado de substituição do modo manual para o sistema mecanizado. Por sua vez, no segmento industrial, percebem-se sinais de transformação organizacional, estrutural e de adoção de inovações tecnológicas, verificados pela constatação de fusões e incorporações de usinas/destilarias, pelo investimento de capital estrangeiro, e mesmo nacional, na aquisição e instalação de unidades industriais no Centro-Sul do País e pela diversificação da produção e lançamento de novos produtos. Além disso, constata-se a formação de estratégias conjuntas de sobrevivência e a criação de oportunidades visando aumentar a competitividade setorial, através de iniciativas para formar parcerias, tanto no próprio setor privado quanto com o governo”.

Shikida et al. (2002), afirmaram que “no âmbito da operação, as usinas brasileiras há muito estão usufruindo de melhores técnicas agrícolas, mecânicas, administrativas e comerciais, além de aproveitar melhor os subprodutos derivados da cana, seja na esfera da produção, seja na comercial”. Em relação à tecnologia das empresas, complementaram: “a utilização dos mais diferentes recursos no ramo de automação industrial está sendo implementada por algumas usinas nas mais diversas áreas (moenda, tratamento de caldo, cozedores, centrífuga, peneiras, caldeiras, separadores de fermento, esteira de transporte de bagaço, dornas de fermentação e manuseio do açúcar, turbinas etc). Os benefícios da automação são evidentes, tais como: maior estabilidade, precisão e segurança do processo; maior recuperação de Açúcares Totalmente Recuperáveis (ATR); melhorias na eficiência industrial”.

Em termos de custos de produção, conforme Schouchana & Widonsck.(2001), a Região Centro/Sul do Brasil possui o menor custo de produção de açúcar do mundo. Os autores, considerando a paridade cambial de R\$ 2,30/US\$, estimaram o custo no Estado de São Paulo, entre US\$ 170 e US\$ 210 por tonelada, e compararam a estimativas de outros países: África do Sul, US\$ 250/t.; México, US\$

308/t.; EUA, US\$ 525/t.; Itália, US\$ 770/t.; China, US\$ 500/t.; Rússia, US\$ 430/t.; e Índia, US\$ 280/t.

Em relação à estrutura do setor açucareiro no Estado de São Paulo no final da década de noventa, Belik & Vian (2002) classificaram 14 empresas do setor, que representaram 10,7% do universo, como grandes. A capacidade de processamento destas empresas foi estimada em 29,4% do total produzido, ao passo que 75 pequenas unidades (57,6% do universo) respondiam por 30,0% da produção e as médias empresas respondiam pelos 40% restantes. Concluíram que “as grandes guardaram ainda uma enorme distância em termos de tamanho em comparação com as demais” e que o Estado de São Paulo destacava-se do ponto de vista da estrutura de produção e comercialização, “pela baixa concentração do capital, sendo que a composição acionária das usinas é dispersa, embora exista uma tendência recente à concentração de capital via fusões e aquisições, inclusive com a participação do capital estrangeiro”.

Existem atualmente 379 unidades produtoras de açúcar e álcool no Brasil oficialmente cadastradas que produziram em média 15,6 milhões de toneladas de açúcar por ano-safra entre 1994 e 2002, segundo dados do DAA/MAPA. Conforme Belik et al. (1998), na safra 1996/97, foram produzidos 247,25 milhões de sacas de açúcar, sendo que 30% da produção foi exportada, 42% destinada aos consumidores finais e 28% ao segmento industrial. Os autores explicaram que “existem empresas do complexo canavieiro que são acionistas de fábricas de refrigerantes e fornecem grande parte da produção diretamente a estas empresas, caracterizando um mercado interno ao grupo econômico o que permite a redução de riscos e dos custos de transação ligados ao mercado atacadista e industrial. Por outro lado, o complexo canavieiro nacional caracteriza-se por uma baixa concentração técnica da produção, pois aproximadamente 300 usinas controlam cerca de 75% da produção nacional de açúcar”.

Em relação à demanda doméstica brasileira, a principal variável para a expansão do consumo direto é o crescimento vegetativo, enquanto que o consumo indireto depende da renda interna e do crescimento do mercado interno. Caruso (2002) estimou funções de oferta e de demanda de açúcar no Estado de São Paulo durante a

segunda metade da década de 90 através de um sistema de equações simultâneas a fim de obter as elasticidades preço da oferta e as elasticidades preço e renda da demanda. Os resultados obtidos indicavam que a oferta é elástica a preços - uma variação de 1% nos preços do açúcar faz sua oferta variar 1,9% no mesmo sentido, e inelástica em relação a preço internacional - uma variação de 1% no preço do açúcar no mercado internacional faz a oferta de açúcar no mercado interno variar 0,4% no sentido oposto, deslocando parte do açúcar do mercado doméstico para o internacional. Apesar da autora não ter considerado os resultados econométricos obtidos totalmente satisfatórios para a função de demanda de açúcar estimada, estes indicaram que no âmbito interno, a demanda é inelástica a preço e a renda, resultados estes condizentes com as características do açúcar de bem essencial e com pequena representatividade no dispêndio das famílias brasileiras.

Burnquist et al. (2002) apontam que sob mercado concorrencial, os principais fatores deslocadores da demanda e oferta de açúcar são a renda interna, crescimento vegetativo da população, uso de substitutos, taxa de câmbio, renda externa, preço no mercado internacional, preço de produtos alternativos na lavoura e na indústria (álcool), fatores climáticos e custos de produção.

No que se refere à demanda industrial, Marjotta-Maistro & Burnquist (1998 e 1999) destacaram que a maioria das empresas, para escolher seus fornecedores, considera prioritariamente o trinômio preço-qualidade-disponibilidade e adquirem o açúcar ao longo do ano inteiro, sendo cientes da necessidade de acompanhamento de preços. Observaram ainda que mais da metade das empresas faz ao menos quatro cotações de fornecedores antes de fechar contratos. Estas empresas adquirem matéria-prima à medida que a utilizam, sendo que os bimestres com maiores volumes de aquisição são setembro/outubro e novembro/dezembro, sendo pouco freqüente a prática de realizar estoques (as autoras atribuíram o fato à crescente produção brasileira do produto e ao alto custo relativo de armazenar açúcar, considerando a infra-estrutura necessária e as altas taxas de juros internas). Notaram ainda que “as exigências do consumo relativas a qualidade, preço e entrega do açúcar tendem a impulsionar os

ofertantes na adoção de estratégias voltadas ao aperfeiçoamento da produção de matéria-prima (desenvolvimento de *know how*) via investimentos na capacidade produtiva” e que “a importância da qualidade do produto vem despertando a atenção dos fornecedores” e concluíram que existe uma tendência de aumentar os investimentos para a produção de açúcares diferenciados e/ou de melhor qualidade, a fim de atender nichos de mercados específicos.

Em relação a mecanismos de comercialização, é importante notar que em 1995 a Bolsa Mercantil de Futuros de São Paulo (BM&F) passou a realizar contratos futuros de açúcar com liquidação financeira. Embora, inicialmente tenham ficado restritos a investidores brasileiros, o contrato foi reestruturado após 1999, quando a bolsa internacionalizou-se, permitindo a atuação de estrangeiros e alterando a liquidação para entrega física. Conforme Bacchi (1998), “com a diminuição da intervenção governamental e o esgotamento dos estímulos financeiros, a indústria sucroalcooleira deve procurar novos instrumentos de financiamento da produção e da comercialização e utilizar mecanismos para a cobertura de riscos. Os mercados futuros foram criados com o objetivo de proteger compradores e vendedores de determinados ativos contra risco de preço. Neste sentido, os mercados futuros são particularmente úteis para a agropecuária, dadas as grandes variações de preços que seus produtos apresentam. Além da produção agropecuária estar sujeita a incertezas decorrentes de condições edafoclimáticas, as baixas elasticidades de demanda e oferta de seus produtos fazem com que seus preços sejam bastante variáveis.”

Ghobril (2001) menciona dois aspectos que podem influenciar o desenvolvimento do setor sucroalcooleiro nos próximos anos: a tendência de participação crescente de incorporações e entrada de capital externo no setor e o aproveitamento econômico, em maior escala, de energia gerada por bagaço de cana-de-açúcar. Neste segundo aspecto, deve-se notar que o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) financiou a instalação de geradores nas usinas em 2001, quando o Brasil enfrentou dificuldades em seu abastecimento de energia elétrica. Complementarmente, pode-se mencionar que eventuais reduções nas

barreiras comerciais dos países desenvolvidos tenderiam a repercutir de modo favorável às empresas exportadoras brasileiras.

## 2.2 O mercado internacional de açúcar e o desempenho comercial do Brasil

A produção mundial de açúcar entre 1991/1992 e 2000/2001, conforme mostra a Tabela 1, foi em média de 123,4 milhões de toneladas por ano-safra. O total exportado, em média, correspondeu a um terço da produção de cada ano-safra. A taxa de crescimento geométrico<sup>3</sup> da produção nestes dez anos-safra foi de 2,0% a.a., pouco superior à do consumo, de 1,9% a.a.. A taxa de crescimento dos estoques finais foi bastante superior: 5,6% a.a., enquanto que a taxa das exportações foi de 3,4% a.a..

Tabela 1. Mercado internacional de açúcar, em milhões de toneladas.

	1991/ 1992	1992/ 1993	1993/ 1994	1994/ 1995	1995/ 1996	1996/ 1997	1997/ 1998	1998/ 1999	1999/ 2000	2000/ 2001	TGC <sup>1</sup>
Estoque Inicial	35,66	40,52	40,28	37,67	38,25	45,70	46,75	50,23	56,81	60,47	5,6
Produção	117,15	113,02	111,61	116,12	125,60	124,26	128,50	134,71	134,21	129,11	2,0
Importação	31,48	31,42	32,46	35,00	38,63	37,26	39,34	41,31	39,99	39,40	3,2
Consumo aparente	111,18	112,08	112,58	115,01	117,77	120,89	123,13	125,49	128,25	130,33	1,9
Exportação	32,59	32,61	34,09	35,54	39,01	39,58	41,23	43,94	42,30	40,64	3,4
Estoque final	40,52	40,28	37,67	38,25	45,70	46,75	50,23	56,81	60,47	58,01	5,6

Fonte: F.O. Licht (2001)

<sup>1</sup> Taxa geométrica de crescimento por ano-safra, em porcentagem.

<sup>3</sup> Conforme STALDER (1997, pg. 83), dada a equação  $X_t = X_0 (1 + r)^t$ , em que  $X_t$  é uma série temporal com  $t$  períodos, pode-se calcular a taxa geométrica de crescimento (TGC), representada por  $r$ , tomando-se o logaritmo neperiano da referida expressão e rearranjando-se seus termos. Assim, a expressão  $\ln(X_t) = \ln(X_0) + t \cdot \ln(1+r)$  pode ser estimada na forma  $X^* = b_1 + b_2 \cdot t$ , na qual  $X^* = \ln(X_t)$ ,  $b_1 = \ln(X_0)$  e  $b_2 = \ln(1+r)$ . Para obter  $r$ , tem-se  $r = \exp(b_2) - 1$ . Nota-se que tanto nas séries que possuem sinais negativos ou com algum período igual a zero, não é possível o cálculo da TGC, dada a impossibilidade de se calcular o logaritmo dos valores.

Na Tabela 2, através da diferença entre os totais consumido e produzido de cada país entre os anos-safra 1991/1992 e 2000/2001, pode-se identificar aqueles mais relevantes para a formação dos preços no mercado internacional, tanto pelo lado da oferta como pelo da demanda.

Tabela 2. Diferença entre produção e consumo doméstico de açúcar por país, em milhões de toneladas.

	1991/ 1992	1992/ 1993	1993/ 1994	1994/ 1995	1995/ 1996	1996/ 1997	1997/ 1998	1998/ 1999	1999/ 2000	2000/ 2001	TGC <sup>1</sup>
Brasil	2,11	3,64	2,77	4,68	6,80	5,65	8,84	12,23	8,76	6,45	16,6
UE(15) <sup>4</sup>	2,61	3,90	4,40	2,56	3,08	4,03	4,75	3,43	4,76	3,68	3,3
Austrália	2,57	3,55	4,17	3,84	4,73	4,94	4,81	3,69	3,89	3,32	1,9
Tailândia	3,85	2,47	2,58	3,90	4,64	4,34	2,45	3,73	4,00	3,28	1,4
Cuba	6,14	3,50	3,31	2,86	3,92	3,54	2,54	3,15	3,47	2,92	-4,4
Índia	2,28	-1,47	-2,19	2,53	3,77	-0,90	-2,10	0,34	2,58	1,99	-
Guatemala	0,75	0,73	0,74	0,92	0,94	1,17	1,42	1,18	1,22	1,25	7,5
África Sul	0,84	-0,03	-0,01	0,37	0,81	0,93	2,22	1,35	1,23	1,11	-
Colômbia	0,48	0,67	0,71	1,00	0,86	0,94	0,90	1,01	0,95	0,92	6,1
Turquia	0,49	0,33	0,34	-0,20	-0,39	-0,30	0,52	1,03	0,54	0,77	9,9
Paquistão	-0,03	0,00	0,41	0,32	-0,36	-0,52	0,71	0,60	-0,62	-0,75	-
Argélia <sup>2</sup>	-0,88	-0,89	-0,90	-0,89	-0,91	-0,92	-0,92	-0,93	-0,94	-0,95	-0,8
Malásia <sup>2</sup>	-0,63	-0,68	-0,74	-0,87	-0,97	-0,94	-0,87	-0,95	-1,02	-1,05	-5,3
Irã <sup>2</sup>	-0,85	-0,75	-0,77	-0,84	-0,85	-1,06	-1,04	-1,02	-0,93	-1,09	-3,7
Canadá <sup>2</sup>	-1,00	-1,08	-1,20	-0,98	-1,06	-1,03	-1,13	-1,14	-1,12	-1,12	-0,9
EUA <sup>2</sup>	-1,61	-1,11	-1,59	-1,25	-1,98	-2,21	-1,80	-1,58	-1,00	-1,29	1,0
Indonésia <sup>2</sup>	-0,28	-0,24	-0,24	-0,78	-0,94	-0,88	-1,24	-1,67	-1,67	-1,53	-27,5
Japão <sup>2</sup>	-1,79	-1,67	-1,79	-1,86	-1,72	-1,73	-1,66	-1,62	-1,60	-1,74	0,8
China	1,08	0,75	-0,90	-2,08	-1,28	-0,93	0,22	1,06	-1,06	-2,10	-
Rússia <sup>2</sup>	-3,45	-3,06	-2,94	-3,75	-3,20	-3,68	-3,69	-4,60	-4,50	-4,20	-4,2

Fonte: elaborado a partir de F.O. Licht (2001)

<sup>1</sup> Taxa geométrica de crescimento por ano-safra, em porcentagem;

<sup>2</sup> A Taxa Geométrica de Crescimento para estes países foi calculada com os valores em módulo. Assim, os valores calculados tiveram o sinal invertido.

Entre os países cuja produção de açúcar evoluiu acima do consumo interno, isto é, que possuem excedentes, deve-se notar o crescimento do potencial

<sup>4</sup> A União Européia, bloco econômico que une tanto países exportadores como importadores, será considerada para efeito de análise como um único país. Os países são: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal, Reino-Unido e Suécia.

exportador do Brasil, visto que seus excedentes aumentaram à taxa de 16,6% ao ano, enquanto que na União Européia, na Austrália e na Tailândia, as respectivas taxas de crescimento anual dos excedentes foram de 3,3%, 1,9% e 1,4%. Outros países em que as taxas de crescimento dos excedentes foram expressivas são Turquia, Guatemala e Colômbia: 9,9%, 7,5% e 6,1%, respectivamente.

Os principais países em que a quantidade consumida ficou abaixo da produzida foram<sup>5</sup>: Cuba (17,5%), Austrália (20,6%), Guatemala (29,2%), Tailândia (32,3%), Suazilândia (36,9%), Colômbia (59,6%), Brasil (60,4%) e África do Sul (67,1%). Na Índia, o consumo representou cerca de 97,7% da produção do período, denotando que apesar do País ser um grande produtor de açúcar, é apenas auto-suficiente.

Entre os demandantes, observa-se que as importações da Rússia aumentaram à taxa de 4,2% ao ano. Na Indonésia, esta taxa foi de 27,5% e na Malásia, de 5,3%. Dentre os países que apresentam necessidade de importar açúcar, destacam-se: Nigéria (2806,1%), Canadá (943,3%), Malásia (920,9%), Rússia (302,3%), Japão (298,9%), Irã (206,5%), Marrocos (178,0%), Egito (154,2%), Indonésia (150,0%), EUA (121,9%) e China (109,3%).

Na Tabela 3 são apresentados dados que permitem analisar a representatividade dos principais exportadores de açúcar. Nota-se que entre os anos-safra 1999/2000 e 2002/2003, em termos físicos, as exportações mundiais aumentaram cerca de 5 milhões de toneladas, sendo que o Brasil foi responsável por 2,9 milhões de toneladas deste total, e Índia e Tailândia, por aproximadamente 1,7 milhão e 1,0 milhão de toneladas, respectivamente. Observa-se também que as exportações de Cuba tiveram retração de 1,9 milhão de toneladas e as da União Européia permaneceram no mesmo patamar.

Em termos de participação percentual dos países, os maiores exportadores foram Brasil, União Européia, Tailândia e Austrália, com os respectivos

---

<sup>5</sup> Os valores que seguem nos parênteses representam o percentual do consumo sobre a produção de cada país.

*market share* de 26,9%, 14,0%, 10,1% e 9,0%, respectivamente. Cuba, África do Sul, Guatemala, Colômbia e Índia participaram, respectivamente, com 6,6%, 3,5%, 3,0%, 2,5% e 2,5%. Deve-se atentar para o fato de que os quatro maiores exportadores concentraram 60,0% das vendas internacionais, e os oito maiores três quartos delas.

Tabela 3. Quantidade exportada de açúcar por país, em mil toneladas.

	1999/2000	2000/2001	2001/2002	2002/2003
Brasil	11.300,0	7.700,0	11.600,0	14.230,0
UE(15)	6.138,0	6.607,0	4.459,0	6.094,0
Tailândia	4.147,0	3.394,0	4.157,0	5.100,0
Australia	4.123,0	3.056,0	3.594,0	4.219,0
Índia	25,0	1.360,0	1.130,0	1.700,0
Cuba	3.400,0	2.980,0	3.100,0	1.550,0
África do Sul	1.410,0	1.580,0	1.235,0	1.550,0
Guatemala	1.140,0	1.190,0	1.310,0	1.335,0
Colômbia	959,0	965,0	1.085,0	1.109,0
Outros	8.829,0	8.842,0	9.078,0	9.691,0
Total	41.471,0	37.674,0	40.748,0	46.578,0

Fonte: USDA (2003)

Pelo lado da demanda, conforme mostra a Tabela 4, a Rússia foi o principal importador mundial de açúcar entre os anos-safra 1999/2000 e 2002/2003, adquirindo 13,6% do total comercializado no mercado internacional, seguida por Paquistão, União Européia e Indonésia, com as respectivas participações de 8,3%, 5,3% e 4,5%. Os quatro maiores importadores<sup>6</sup> juntos responderam por apenas 31,7% das aquisições e os oito maiores por 45,4%, confirmando que a demanda internacional é pouco concentrada.

Um importante aspecto a ser considerado no mercado internacional de açúcar relaciona-se ao elevado grau de protecionismo vigente em importantes mercados importadores. A respeito destas políticas intervencionistas, sobretudo nos Estados Unidos e na União Européia, Burnquist & Bacchi (2002) observaram que uma das conseqüências tem sido relacionada ao isolamento destes mercados domésticos, pois “à

<sup>6</sup> Considerando-se apenas os países presentes nos dados disponibilizados pela fonte. Nota-se que a fonte não discriminou os dados para importantes países importadores como Coréia do Sul, Malásia, Sri Lanka e Arábia Saudita.



medida que os países impedem que suas respectivas ofertas e demandas internas respondam a movimentos de preços no mercado internacional, a produção doméstica tem resultado, sistematicamente, em níveis superiores aos que prevaleceriam na ausência da intervenção governamental”. Concluíram ainda que “os países com mercados historicamente mais protegidos mantêm-se entre os maiores importadores no *ranking* mundial, denotando que a liberalização das políticas que sustentam a produção de açúcar nos Estados Unidos e na União Européia certamente proporcionaria um incremento da intensidade de comércio mundial de açúcar”.

Tabela 4. Quantidade importada de açúcar por país, em mil toneladas.

	1999/2000	2000/2001	2001/2002	2002/2003
Rússia	5.170,0	5.650,0	4.850,0	4.500,0
Paquistão	2.595,0	2.648,0	3.453,0	3.670,0
UE(15)	1.786,0	1.839,0	2.087,0	2.100,0
Indonésia	1.949,0	1.591,0	1.600,0	1.600,0
EUA	1.484,0	1.443,0	1.385,0	1.510,0
Japão	1.650,0	1.486,0	1.407,0	1.466,0
Canadá	1.207,0	1.211,0	1.239,0	1.190,0
Egito	292,0	946,0	1.102,0	1.100,0
China	687,0	1.083,0	1.375,0	540,0
Outros	19.303,0	18.786,0	19.319,0	20.372,0
Total	36.123,0	36.683,0	37.817,0	38.048,0

Fonte: USDA (2003)

Em relação às exportações brasileiras de açúcar, entre 1996 e 2002 foram exportadas em média 5,7 milhões de toneladas de açúcar bruto e 3,4 milhões de toneladas de açúcar refinado por ano, observando-se um crescimento de 86,5% e 344,6% para as exportações de açúcar bruto e refinado, respectivamente, nesse período. Em termos de receita de exportação, a arrecadação média anual do País foi de US\$ 1,11 bilhão com o açúcar bruto e US\$ 718,85 milhões com o refinado (Tabelas 5 e 6). A participação das vendas externas de açúcar sobre o total de receita com exportações obtida pelo País nos sete anos analisados foi de 3,4%. Em termos de evolução, os volumes exportados de açúcar bruto entre 1996 e 2002 cresceram 11,3% a.a., enquanto que para os embarques de açúcar refinado, a taxa foi ainda maior, 19,2% a.a.

Deve-se notar que no mercado de açúcar bruto, a Rússia foi o principal comprador do produto brasileiro, tendo adquirido 40,6% do total exportado pelo País entre 1996 e 2002. Na sequência dos principais importadores do produto brasileiro estão Emirados Árabes Unidos, Egito, Irã, Canadá e Marrocos, cujas participações foram de 6,0%, 5,5%, 4,9%, 4,6% e 4,5%, respectivamente. Assim, oito países adquiriram 73,2% das exportações brasileiras no período. Deve-se notar que não apenas as aquisições russas, cuja taxa de crescimento foi de 35,3% ao ano, aumentaram consistentemente, mas também as iranianas, romenas e canadenses, cujas taxas de acréscimo ao ano foram de 45,6%, 35,8% e 30,6%, respectivamente.

Tabela 5. Exportações brasileiras de açúcar bruto<sup>7</sup> por país, em mil toneladas.

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	TGC <sup>1</sup>
Rússia	473,1	1.071,0	1.644,3	4.087,8	1.704,4	3.579,8	3.512,2	35,3
Emirados Árabes	179,8	479,9	429,3	427,5	405,0	174,4	265,9	-3,2
Egito	296,4	351,1	348,9	444,1	0,0	302,0	439,7	-
Irã	42,9	142,9	167,0	276,6	357,7	403,5	553,7	45,6
Canadá	110,1	114,5	115,1	416,0	173,1	307,7	599,4	30,6
Marrocos	235,7	272,6	316,2	235,3	240,1	268,3	200,5	-2,8
Eua	363,2	241,3	275,2	107,7	195,6	152,4	118,6	-15,2
Romênia	235,1	7,0	106,0	167,2	279,2	391,0	202,8	35,8
Arábia Saudita	11,0	0,0	177,5	206,5	272,2	202,7	230,5	-
Malásia	0,0	0,0	78,4	270,4	99,3	191,4	276,3	-
Indonésia	0,0	39,2	349,6	181,4	0,0	45,1	69,6	-
Outros	2.143,1	1.124,8	784,9	1.006,5	617,5	1.071,3	1.161,1	-7,5
Todos	4.090,4	3.844,2	4.792,2	7.827,0	4.344,1	7.089,9	7.630,3	11,3

Fonte: Brasil (2003b)

<sup>1</sup> Taxa geométrica de crescimento por ano-safra, em porcentagem.

Em relação aos mercados mais protegidos, as exportações brasileiras de açúcar bruto para os Estados Unidos e União Européia representaram 3,7% e 0,8% do total, respectivamente, e tiveram taxas de crescimento negativas: -15,2% e -7,9%, respectivamente, no período 1996 a 2002.

<sup>7</sup> Foram considerados os valores da NCM 17.01.1100, conforme a classificação da fonte.

Na Tabela 6, pode-se observar que o mercado comprador de açúcar refinado brasileiro é menos concentrado que o do açúcar bruto, visto que os oito maiores importadores responderam por 58,0% do total entre 1996 e 2002. A Nigéria foi o principal importador do produto brasileiro, com participação de 19,6%, seguida por Egito (9,9%), Iêmen (6,8%) e Emirados Árabes (6,5%). As participações de Marrocos e Rússia foram de 4,1% e 4,0%, respectivamente.

Tabela 6. Exportações brasileiras de açúcar refinado<sup>8</sup> por país, em mil toneladas.

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	TGC <sup>1</sup>
Nigéria	454,4	485,4	825,9	595,6	455,9	914,6	903,3	10,3
Egito	51,7	155,5	424,0	567,5	284,1	425,6	432,1	33,0
Iêmen	58,7	250,1	97,2	274,6	244,4	301,3	380,6	28,0
Emirados Árabes	0,0	18,9	0,0	11,4	172,0	601,2	723,9	-
Marrocos <sup>2</sup>	0,0	111,9	153,6	6,5	60,0	172,7	471,3	32,2
Rússia	47,6	391,4	75,7	174,5	155,3	99,5	9,0	-22,2
Jordânia	46,7	190,1	487,4	90,6	0,0	7,0	18,0	-
Sri Lanka	86,0	46,1	159,2	303,9	45,0	71,3	113,6	1,6
Gana	66,3	98,9	229,2	116,0	63,5	8,0	161,5	-12,2
Somália <sup>2</sup>	0,0	43,5	70,6	183,0	116,3	141,0	153,3	25,4
Argélia	70,0	67,7	57,4	132,6	111,5	68,5	172,9	12,9
Outros	406,1	671,9	998,9	1.816,9	450,3	1.272,6	2.184,5	21,8
Total	1.287,5	2.531,4	3.579,1	4.273,1	2.158,3	4.083,3	5.724,0	19,2

Fonte: Brasil (2003b)

<sup>1</sup> Taxa geométrica de crescimento por ano-safra, em porcentagem;

<sup>2</sup> A taxa geométrica de crescimento para estes países foi calculada entre 1997 e 2002.

Em relação ao mercado comprador de açúcar refinado brasileiro, é importante notar a rápida expansão das quantidades adquiridas pelos principais compradores externos. Comparando-se os volumes embarcados entre 2002 e 1996, as importações nigerianas evoluíram 98,8%, as egípcias 735,8%, as do Iêmen, 548,4% e no caso das importações dos Emirados Árabes, a magnitude foi ainda maior, crescendo de cerca de 19 mil toneladas em 1997 para 723,9 mil em 2002. Entre 1996 e 2002, as

<sup>8</sup>Foram considerados os valores da NCM 17.01.9900, conforme a classificação da fonte.

importações de açúcar brasileiro refinado por parte dos três principais compradores, Nigéria, Egito e Iêmen cresceram 10,3% a.a., 33,0% a.a. e 28,0% a.a., respectivamente.

### 2.3 Os contratos futuros do açúcar e arbitragem

Na presente dissertação optou-se pela utilização das cotações dos contratos futuros das duas principais bolsas de mercadorias do setor açucareiro mundial como *proxies* dos preços internacionais. As especificações destes contratos são apresentadas abaixo.

Na bolsa de Nova Iorque, a Coffe, Sugar & Cocoa Exchange Inc. (CSCE), pertencente à New York Board of Trade (NYBOT) são negociados contratos futuros de açúcar desde 1970. Cada contrato especifica a entrega de açúcar centrífugo de cana-de-açúcar, bruto (demerara), com polarização média de 96 graus, proveniente de 29 países cadastrados<sup>9</sup>. A unidade de negociação é de 50 toneladas (112.000 libras-peso), sendo as cotações em centavos de dólar por libra-peso (US\$/lp); o preço é FOB; a variação mínima de apregoação é de US\$ 0,01/lp, equivalente a US\$ 11,20/contrato e não há limite para oscilação máxima. A entrega é no porto ou local tradicionalmente destinado à exportação no país de origem e ocorre nos meses de março, maio, julho e outubro. O último dia de negociação é o último dia útil do mês precedente ao da entrega prevista no contrato.

O contrato futuro de açúcar branco da London International Financial Futures and Options (LIFFE) estabelece como volume a ser transacionado por contrato 50 toneladas de açúcar branco de beterraba ou açúcar branco de cana. A polarização mínima é de 99,8 graus, com umidade máxima de 0,06%, cor máxima de 45 unidades do

---

<sup>9</sup>Os países são: África do Sul, Antilhas Francesas, Argentina, Austrália, Barbados, Belize, Brasil, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Ilhas Fiji, Filipinas, Guatemala, Honduras, Índia, Jamaica, Malawi, Ilhas Maurício, México, Nicarágua, Peru, República Dominicana, Suazilândia, Taiwan, Tailândia, Trinidad, Estados Unidos e Zimbábue.

índice ICUMSA<sup>10</sup>. Os meses para entrega física são março, maio, agosto, outubro e dezembro. Os contratos são cotados em dólares por tonelada FOB (US\$/t) para embarcações atracadas nos portos credenciados<sup>11</sup> e devem ser aplicados diferenciais de fretes para portos não europeus. A variação mínima do preço é de US\$ 0,10/tonelada. As negociações encerram-se dezesseis dias (corridos) antes do primeiro dia do mês especificado para entrega (se não for um dia comercial, ocorre no primeiro dia útil posterior à data) e a notificação é feita quinze dias antes do início do mês de entrega, sendo que a entrega pode ser feita em qualquer dia do mês previsto ou do seguinte a este.

Entre as condições necessárias para a existência e o funcionamento adequado de um mercado futuro para um produto agrícola, Bacchi (1998) destacou a possibilidade do produto ser padronizado e a existência de mercado competitivo, com livre fluxo de oferta do produto para o mercado e com a oferta e a demanda do produto incertas e passíveis de flutuações. No caso do mercado de açúcar, reparou que existe sazonalidade em produção e preços, pois embora seja um bem armazenável, “a necessidade de um maior volume de recursos financeiros durante a safra faz com que haja maior oferta nesse período, provocando desajustes no mercado e ocasionando grandes variações de preço. Isto se acentua em um cenário de altas taxas de juros no mercado financeiro”.

De modo geral, os agentes do mercado, para tomarem suas decisões sobre comercialização consideram as cotações internacionais, fazem o ajuste em relação à qualidade do produto a ser exportado tendo como referência as cotações dos diferentes contratos futuros e contabilizam os custos de exportação.

---

<sup>10</sup> Abreviatura de International Commission for Uniform Method for Sugar Analysis

<sup>11</sup> Os portos são: Amsterdã, Antuérpia, Bangkok/Kohsichang, Bilbao, Bremen, Buenaventura, Buenos Aires, Cadiz, Calais, Delfzijl, Dunkirk, Durban, Eemshaven, Flushing, Gdansk, Gdynia, Gijon, Guangzhou, Hamburg, Huangpu, Imbituba, Immingham, Inchon, Itajai, Jebel Ali, Laemchabang/Sri Racha, Le Havre, Leixões, Lisboa, Maceió, Marselha, Matanzas, Natal, Nova Orleans, Paranaguá, Penang, Porto Kelang, Puerto Quetzal, Recife, Rostock, Roterdã, Rouen, Santander, Santos, Savannah, Shekou, Cingapura, Szczecin, Ulsan, Xiamen, Zeebrugge.

## 2.4 Estudos sobre transmissão de preços

Estudos focando a transmissão entre preços domésticos e internacionais em mercados agrícolas são bastante freqüentes na literatura brasileira da última década. A respeito de preços de açúcar, destacaram-se os trabalhos de Sampaio & Lima (1999a e 1999b), que utilizaram um modelo dinâmico para analisar a relação entre os preços domésticos (deflacionados e convertidos para dólares) e internacionais, utilizando dados mensais do período compreendido entre 1981 e 1995. No modelo ajustado pelos autores,  $Y_t$  é o preço doméstico e  $X_t$  o preço no mercado internacional, conforme a equação (1).

$$Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=0}^s \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

A soma dos coeficientes das variáveis  $X_{t-i}$  (sendo  $i=0, 1, 2$ ) foi 0,026 e o coeficiente da variável auto-regressiva  $Y_t$  de 0,903. Este resultado apontou a influência muito pequena dos preços internacionais nos domésticos, sugerindo que a influência da própria memória auto-regressiva é bastante grande. Os autores também ajustaram um modelo univariado do tipo ARMA ( $p,q$ ) de previsão de preços, conforme a equação (2), em que  $Y_t$  é o preço doméstico do açúcar.

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2)$$

Os termos defasados de  $Y_t$  constituem a parte auto-regressiva do modelo [AR( $p$ )], os termos defasados do erro aleatório  $\varepsilon$  constituem a parte de média móvel do modelo [MA( $q$ )]. Se a série temporal é não estacionária ela deve ser diferenciada  $d$  vezes até adquirir estacionariedade e o modelo é ajustado com a série transformada. Nesse caso, tem-se um ARIMA ( $p,d,q$ ). Os autores concluíram que o grande intervalo de confiança obtido em ambos modelos representou uma limitação para a utilização dos valores previstos para tomada de decisões.

Sampaio & Lima (1999b), para verificar as fontes de formação dos preços no mercado doméstico, usaram uma função de transferência especificada com

defasagens dos preços domésticos e dos internacionais, conforme mostra a equação (3), que representa um modelo do tipo ARMAX.

$$Y_t = \delta + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \beta_1 X_t + \dots + \beta_{k+1} X_{t-k} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

Este modelo foi reescrito de modo parcimonioso, conforme as equações (4) e (5), onde  $A(L)$ ,  $B(L)$ , e  $C(L)$  são polinômios do operador de defasagem para as variáveis  $Y_t$ ,  $X_t$  e para o termo de erro  $\varepsilon_t$ , respectivamente.

$$A(L) Y_t = \delta + B(L) X_t + C(L) \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Y_t = \alpha + \frac{B(L)}{A(L)} X_t + \frac{C(L)}{A(L)} \varepsilon_t \quad (5)$$

onde  $\alpha = \delta / A(L)$ . No caso das séries serem não estacionárias, o modelo é ajustado após elas serem diferenciadas. Os autores estimaram (5) por Mínimos Quadros Ordinários e confirmaram “a hipótese de que a formação dos preços domésticos do açúcar depende principalmente da memória auto-regressiva, e que a transmissão de preços do mercado externo para o mercado doméstico não se dá de forma expressiva. Este resultado pode ser um indicador de que as políticas do governo foram eficazes no controle de preços do açúcar”. Nota-se que na série mensal utilizada, referente aos anos 1980 e 1995, dois terços do período correspondem ao de intervencionismo no mercado doméstico.

A respeito dos preços internacionais de açúcar, Gjolberg (2001) analisou a relação entre as cotações dos contratos futuros da NYBOT e da LIFFE (primeiros vencimentos), tanto no curto como no longo prazo, através de séries de tempo mensais do período compreendido entre 1985 e 1997 e concluiu que os preços desses contratos são co-integrados. O autor encontrou relação positiva e significativa entre as variações dos preços dos açúcares nas bolsas consideradas e observou que mudanças no preço do açúcar bruto têm efeito significativo no preço do refinado durante um a três meses subsequentes.

Não especificamente considerando o processo de transmissão de preços, mas tratando do mercado de açúcar, Castro & Rossi Junior (2000) ajustaram modelos de

Auto-Regressão Vetorial (VAR) para diferentes *commodities* exportadas pelo Brasil, nos quais foram estimadas equações para os valores exportados. Além de serem considerados os preços externos dos produtos nos modelos, os autores testaram a inclusão de variáveis explicativas como: importação de países desenvolvidos, taxa de juros Libor e taxa de câmbio efetiva. Posteriormente compararam o poder preditivo dos modelos alternativos. O período considerado na análise do mercado de açúcar foi de 1982 e 1998 e o mercado foi mencionado entre os que “estão ou estiveram sujeitos à intervenção governamental por parte de países produtores e/ou consumidores”, tendo a modelagem desenvolvida apresentado problemas de diagnósticos, com a incapacidade do conjunto de variáveis explicar a dinâmica dos preços. Em comparação aos demais modelos estimados, o do açúcar foi o que incluiu maior número de defasagens, sinalizando que o produto tinha maior tempo de resposta a alterações de mercado. De acordo com os autores, “os testes de diagnóstico do VAR apresentaram indícios de autocorrelação serial difícil de ser eliminada mesmo após a inclusão de muitas defasagens”. Além disto, testes de causalidade apontaram que os movimentos do preço dessa *commodity* não precedem as exportações do produto e vice-versa. Por fim, o coeficiente da taxa Libor não se mostrou significativo e os testes de co-integração realizados pelos autores apontaram a existência de um vetor de co-integração, mostrando que as variáveis consideradas no modelo têm uma relação de longo prazo.

No estudo de Alves (2002) foi analisada a transmissão de preços entre os mercados dos principais produtos do setor sucroalcooleiro paulista por meio de modelos do tipo VAR com correção de erro (VEC) e a modelagem baseou-se nos resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de co-integração de Johansen. O estudo apontou a existência de relações contemporâneas entre os preços do açúcar cristal industrial no mercado interno e os recebidos pela exportação, e também entre os preços do açúcar cristal empacotado ao produtor e ao varejo. No entanto, o autor não obteve valores significativos quando testou a relação contemporânea entre os preços do álcool anidro e os dos açúcares cristal industrial para mercado interno e exportado. Por meio de funções de impulso-resposta, notou que um choque no preço do açúcar cristal industrial causa impacto positivo sobre os preços do álcool anidro e do açúcar



cristal empacotado ao produtor com um período de defasagem, assim como um choque no preço do álcool anidro impacta positivamente os preços do açúcar cristal industrial e do cristal exportado no quarto período após o choque.

Modelos de séries temporais têm sido também bastante aplicados em análises sobre o processo de formação de preços de outros produtos do setor agropecuário. Em estudo a respeito de séries de preços mensais de bezerro, de boi magro e da arroba do boi gordo, Kassouf (1988) utilizou a metodologia de Box & Jenkins (1976) para ajustar modelos ARIMA de previsão de preços. Bacchi (1994) também utilizou a metodologia proposta por Box & Jenkins e ajustou modelos de previsão para preços de bovinos, suínos e frango para o Estado de São Paulo. Para orientar a especificação dos modelos de função de transmissão desenvolvidos, testou a causalidade entre as séries utilizando a função de correlação cruzada entre as variáveis. Couto (1996) utilizou modelos estruturais de séries temporais para a análise do processo de formação de preços na bovinocultura de corte no Estado de São Paulo.

Dentre os estudos de relações causais entre duas variáveis, menciona-se o de Granger (1969), que propôs um teste para se considerar a existência de precedência temporal entre movimentos de variáveis. Segundo esse autor, causalidade pode ser constatada se, e somente se, valores passados de  $X$  ajudam a explicar  $Y$ . No modelo especificado para o teste são consideradas como variáveis explicativas defasagens da variável dependente, assim como valores defasados da variável cujo efeito sobre a dependente se pretende testar. De outro lado, Sims (1972) propôs um teste cuja equação é especificada de forma a considerar como argumento os valores futuros e passados da variável explicativa. O teste de causalidade, nesse caso, baseia-se na significância conjunta dos coeficientes associados aos valores futuros da variável explicativa. Se o teste for significativo, conclui-se que a sentido de causalidade é da variável dependente para a explicativa, já que o futuro não pode causar o presente. Bishop (1979), complementarmente a estes autores, enfatizou que as possíveis relações de causalidade (entre duas variáveis) são a unicausalidade, a bicausalidade e a independência entre as variáveis estudadas.

Entre os estudos de causalidade que testaram relações de produtos agrícolas por meio do método de Sims, a maioria utilizou dados com periodicidade mensal, e, em geral, o número de variáveis passadas e futuras incluídas nos testes foi arbitrado em 12. Entre estes estudos pode-se citar: Burnquist (1986) e Barros & Burnquist (1987), que analisaram a causalidade dos preços de feijão, cebola e batata entre atacado e varejo; Aguiar & Barros (1989), cujo assunto foi a transmissão entre os preços internos da laranja e os externos do suco de laranja; Ozaki & Shirota (2000) que a testaram a existência de causalidade entre os preços do mercado doméstico do café brasileiro e os do mercado de futuros da bolsa de Nova Iorque.

Entre os estudos que utilizaram o método de Sims, destaca-se o realizado por De Zen (1997), que examinou as relações existentes entre os preços de boi gordo nas diversas regiões do Centro-Sul do Brasil e os da carne bovina na região da Grande São Paulo, utilizando dados com periodicidade diária.

Dentre os trabalhos que utilizaram causalidade do tipo Granger, apontam-se os de Silvestrini Júnior (1994), Mafioletti (2000) e Moraes (2002). Mafioletti (2000) estudou as relações entre os preços mensais da soja em grão, farelo e óleo em diferentes níveis de mercado: produtor, atacado e varejo (domésticos) e mercado externo. Para realizar o teste de Granger, o autor estabeleceu 12 valores passados para as variáveis explicativas e dependentes e utilizou nos modelos variáveis binárias para controlar o efeito da sazonalidade. Concluiu pela existência de relação causal das séries do mercado internacional para as do mercado interno, principalmente na década de 1990, quando esta relação teria se intensificado devido à abertura comercial brasileira.

Moraes (2002), buscando analisar o processo de formação do prêmio de exportação de soja em grão no porto de Paranaguá, estudou o padrão sazonal e as principais variáveis responsáveis pelas oscilações diárias e mensais, além de determinar qual contrato futuro da bolsa de Chicago e prêmio (preço FOB) estão mais relacionados com os preços do mercado interno. Para determinar as defasagens da variável dependente a serem incluídas nos modelos utilizou os critérios de Akaike e Schwarz e, para as defasagens das explicativas, partiu de uma especificação geral e foi testando os

coeficientes das defasagens de maior ordem. Considerou como válido o modelo cujo coeficiente do último termo mostrou-se significativo estatisticamente. Concluiu que diversas variáveis apresentam relação causal positiva com o prêmio da soja em grão, entre as quais os prêmios do grão e do óleo defasados, o prêmio do farelo e o percentual exportado através do porto de Paranaguá para a Europa e Ásia. Concluiu ainda que as variáveis relacionadas ao preço no mercado interno do farelo, ocorrência de chuva no porto, e estoques no Brasil, na Argentina e nos Estados Unidos, são negativamente relacionadas ao prêmio.

## **2.5 Referencial teórico**

Barros (1987), em estudo referente à dimensão espacial dos preços no processo de comercialização, apresentou alguns fundamentos de comércio intra-regional, nos quais considera a existência de duas regiões produtoras de um determinado bem, que no caso do presente trabalho trata do açúcar nos mercados doméstico e internacional.

Conforme o autor, dado que um bem é produzido em duas regiões separadas  $Z$  e  $W$ , na situação de não ocorrer comércio entre elas, o preço de cada região é determinado em função das curvas de oferta e demanda de cada região. Na situação em que ocorre comércio entre as duas regiões, desconsiderando-se inicialmente o custo de transferência do produto, é lucrativo transferir o produto da região onde o preço é menor para a outra, até que o suprimento desta, onde o preço é maior, aumente a ponto do preço em ambas regiões se igualar, conforme ilustrado na Figura 1.

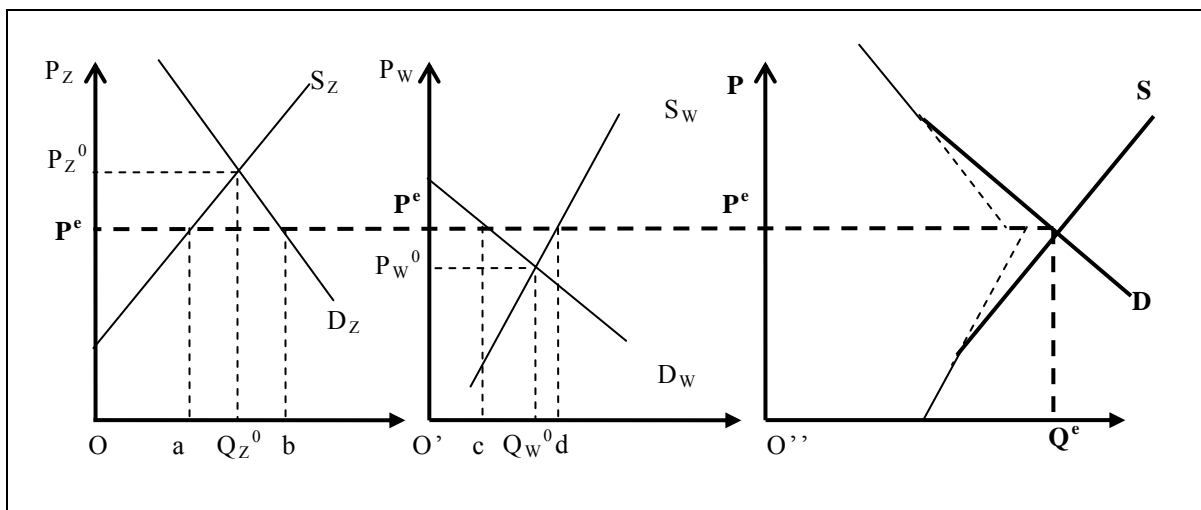


Figura 1 – Comércio regional sem custo de transferência.

Fonte: Barros (1987)

Nota-se que no mercado representado mais à direita na Figura 1 estão apresentadas tanto a soma horizontal das curvas de oferta como a das de demanda, ou seja, são as curvas de demanda e oferta combinadas, as quais correspondem à relação entre os preços comuns às duas regiões e ao total demandado e produzido em conjunto nas regiões. A interseção das curvas combinadas determina o preço de equilíbrio  $P^e$  comum às duas regiões e também a quantidade total de produto vendido, ou comprado, nas duas regiões conjuntamente, isto é,  $O''Q^e$ . O preço de equilíbrio  $P^e$  determina, em cada uma das curvas de oferta regional, a quantidade produzida em cada região, e, nas curvas de demanda regional, o volume demandado em cada região. Assim, com o comércio intra-regional, nota-se que na região  $Z$ , onde o preço é maior, a demanda do produto aumenta de  $OQ_Z^0$  para  $Ob$  e a quantidade produzida passa a ser  $Oa$ , fazendo com que o fluxo de produto procedente da outra região atenda ao déficit  $ab$ . Na região  $W$ , de menor preço, a quantidade demandada recua de  $O'Q_W^0$  para  $O'c$  e a produção aumenta para  $O'd$ , resultando no superávit de produto  $cd$ . Neste método descrito, tem-se que  $ab=cd$ .

Outro modo de representar o impacto do comércio entre duas regiões está ilustrado no diagrama que o autor denomina “back to back”, ilustrado na Figura 2. À

direita do eixo vertical aparecem as curvas de oferta e demanda para a região  $W$  e, à esquerda do eixo, as curvas da região  $Z$  invertidas, estando as quantidades para a região  $Z$  medidas da direita para a esquerda a partir do ponto  $O$ .

Na Figura 2, pode-se traçar as curvas de excesso de oferta para cada região ( $ES_Z$  e  $ES_W$ ), as quais relacionam diferentes níveis de preços comuns a ambas as regiões, assim como os respectivos montantes pelos quais as ofertas regionais excedem as demandas regionais, conforme representado na Figura 3. Para a obtenção gráfica das curvas de excesso de oferta  $ES_Z$  e  $ES_W$ , toma-se para cada nível de preço, a diferença horizontal entre as curvas de oferta e demanda de cada região.

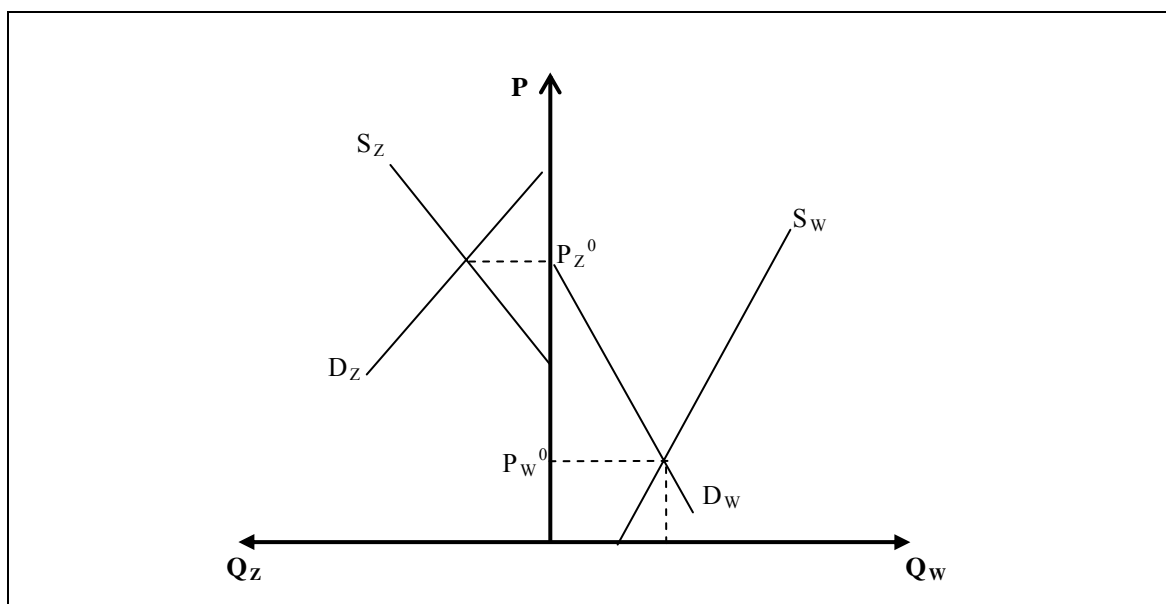


Figura 2 – O diagrama “back to back”.

Fonte: Barros (1987)

Devido ao posicionamento das curvas de oferta e demanda regionais, as curvas de excesso de oferta se cruzam de um dos lados. Nota-se, na Figura 3, que a intersecção ocorre no lado direito, ou seja, ao preço de equilíbrio  $P^e$  há excesso de demanda (ou conforme o autor “excesso de oferta negativo”) na região  $Z$ , a qual possuía

maior preço de mercado na situação em que não ocorre comércio entre as regiões. Na Figura 3, este excesso é representado pela quantidade  $Oe$ , que equivale às quantidades  $ab$  e  $cd$ . Com comércio entre as regiões, a tendência é de que a produção se expanda na região de preço menor e se retraia na região com preço maior. Assim, na região  $W$ , de menor preço, a quantidade produzida eleva-se de  $Oe$  para  $Od$ , atraindo recursos de outros setores para este fim. Na região  $Z$ , a produção do bem diminui e libera recursos produtivos para outros fins.

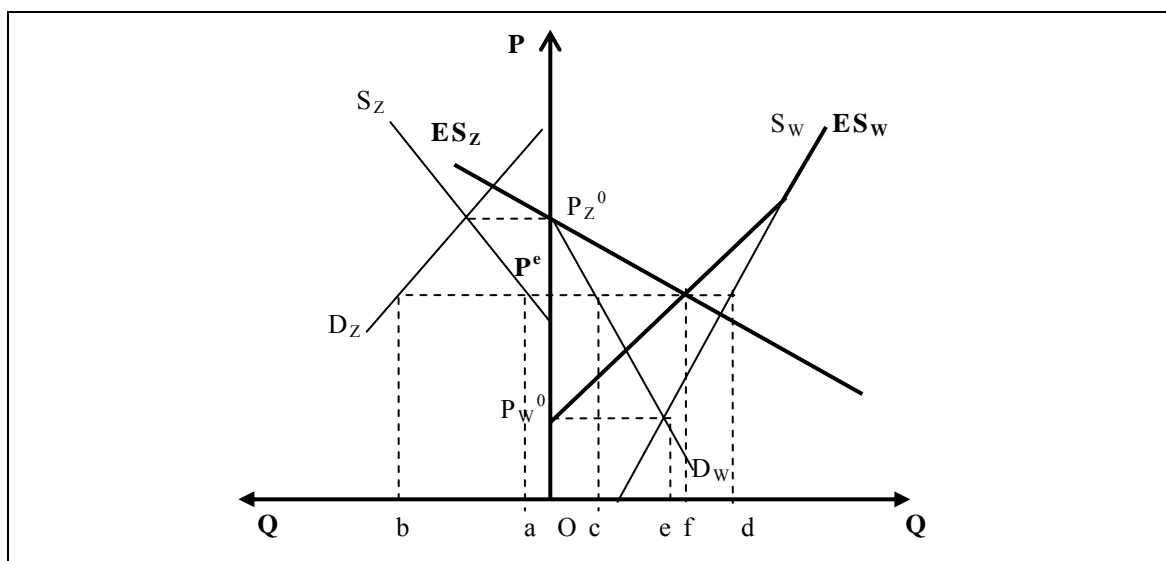


Figura 3 – Curvas de excesso de oferta e equilíbrio regional.

Fonte: Barros (1987)

Analisando-se a região  $Z$  pelo lado dos demandantes, com a queda do preço decorrente do comércio, há um aumento de consumo do bem em questão. Na região  $W$  ocorre a situação inversa, permitindo-se concluir que da existência de comércio entre as duas regiões resulta uma realocação das rendas regionais entre os diferentes bens de consumo. A realocação de recursos produtivos pode descontentar os produtores que tiveram redução de produção decorrente da importação proveniente da região de mais baixo preço, que podem pressionar as autoridades por medidas protecionistas.

A Figura 4 apresenta um diagrama “back to back” que ilustra um modelo de curvas de excesso de oferta e equilíbrio regional que considera os custos de transferência entre as diferentes regiões. Neste caso, tem-se que a transferência de produtos da região de menor preço para a de maior prossegue até que a diferença entre os preços seja maior ou igual ao custo de transferência ( $CT$ ), ou seja,  $P_Z^0 - P_W^0 \geq CT$ . Nesta representação gráfica, é obtida a curva de diferença de excessos de oferta por meio da distância vertical entre as curvas de excesso de oferta nos dois mercados, isto é,  $ES_Z - ES_W$ . Na curva de diferença de excessos de oferta ( $ES_Z - ES_W$ ) estão relacionadas a quantidade transacionada e a respectiva diferença de preços que prevalece entre as regiões  $Z$  e  $W$ .

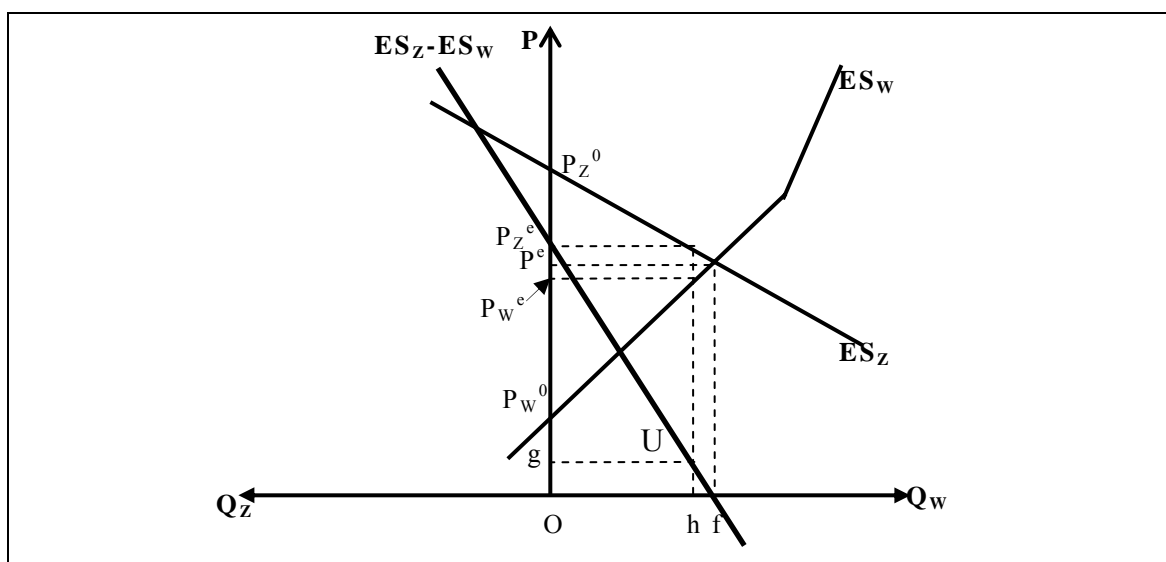


Figura 4 – Efeito do custo de transferência sobre o comércio.

Fonte: Barros (1987)

A linha horizontal de ordenada  $Og$  representa o custo de transferência entre as regiões. Na intersecção de  $Og$  com  $ES_Z - ES_W$  obtém-se o ponto  $U$ , no qual o custo de transferência iguala-se à diferença entre os preços ( $CT = P_Z^0 - P_W^0$ ) e cuja abscissa indica a quantidade  $Oh$  de produto comercializado da região  $W$  para a  $Z$ . Para a

obtenção dos preços regionais, projeta-se o ponto  $h$  sobre as curvas  $ES_Z$  e  $ES_W$ , obtendo-se  $P_X^e$ , que é a ordenada do ponto sobre  $ES_Z$ , e  $P_W^e$ , a ordenada do ponto sobre  $ES_W$ . Por fim, pode-se notar que quando o custo de transferência é nulo, a quantidade transacionada é  $Of$ , pois  $ES_Z-ES_W$  cruza o eixo horizontal.

O autor conclui que com comércio entre as regiões, a diferença entre os preços destas tende a se reduzir, sendo o limite dado pelo custo de transferência, e que quanto maior o custo de transferência entre as regiões, maior é a diferença de preços que prevalece, e menor a quantidade comercializada entre estas.

É importante mencionar que atualmente se reconhece que a simples possibilidade de ocorrer comércio de um produto entre regiões distintas, não sendo necessário que ele ocorra de fato, é suficiente para que se espere algum grau de relacionamento entre os preços do produto dessas regiões.



### 3 MATERIAL E MÉTODOS

A presente seção está dividida em três partes: metodologia, procedimentos e dados. Na primeira, está apresentado o arcabouço teórico que sustenta a elaboração dos modelos econométricos desenvolvidos no presente estudo. No tópico seguinte, referente aos procedimentos, explicita-se a sequência adotada para a aplicação da metodologia. Por fim, são apresentados dados do trabalho.

#### 3.1 Metodologia

A subseção metodologia contém definições de cunho estatístico que foram utilizadas na dissertação. O objetivo foi dispor todo o referencial teórico e conceitual que delimitou o estudo.

##### 3.1.1 Momentos

Dada a série temporal  $Y_t$ , seus momentos de baixa ordem podem ser assim definidos:

Média:  $E(Y_t) = \mu_y$ ;

Variância:  $E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma_y^2$ ;

Autocovariância com defasagem  $k$ :  $E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_y(k) = \gamma_y(-k)$ ;

Autocorrelação com defasagem  $k$ :  $E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] / E[(Y_t - \mu)^2] = \rho_y(k) = \rho_y(-k)$

### 3.1.2 Estacionariedade e integração

Um processo de série de tempo é considerado estacionário se sua média e variância são constantes ao longo do tempo e se a autocorrelação considerando dois períodos de tempo depende somente da distância entre os pontos no tempo e não do período de tempo efetivo para o qual a variância é computada. A utilização de séries não estacionárias em modelos econômicos pode resultar em relações espúrias. Assim, as condições para que um processo estocástico, com média e variância finitas, apresente-se estacionário, são que  $\mu_y$ ,  $\sigma_y^2$  e todos os  $\gamma_y$  nas equações abaixo sejam constantes para todo  $t$ .

$$(i) E(Y_t) = E(Y_{t-s}) = \mu_y;$$

$$(ii) E[(Y_t - \mu)^2] = E[(Y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2;$$

$$(iii) E[(Y_t - \mu)(Y_{t-s} - \mu)] = E[(Y_{t-j} - \mu)(Y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_y;$$

Partindo-se um processo auto-regressivo de primeira ordem, obtêm-se as equações (7) e (8) subtraindo-se o termo  $Y_{t-1}$  dos dois lados da equação (6). A estacionariedade ou não da série pode ser verificada através da estimação de  $\delta$  sob a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária, ou seja,  $\delta = 0$ .

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = (\alpha - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Para eliminar o problema da raiz unitária em séries não estacionárias, podem ser necessárias  $d$  diferenças até a obtenção de séries estacionárias. Se a série for estacionária na primeira diferença, ou integrada de ordem 1, será utilizada para ela a

notação  $I(1)$ . Dessa forma, o número de diferenças necessárias para tornar o coeficiente do termo defasado significativo determina a ordem de integração da série. Assim, se a série for  $I(d)$ ,  $d$  diferenças são necessárias para que a série adquira estacionariedade.

Duas ou mais séries temporais integradas de mesma ordem  $I(d)$  (séries inicialmente não estacionárias) podem apresentar relação de longo-prazo estável, isto é, serem co-integradas. Supondo que um vetor de variáveis  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$  tenha uma relação de equilíbrio de longo prazo dada por  $c y_t = c_1 y_{1t} + \dots + c_k y_{kt} = 0$ , com  $c \neq 0$ . Pode ocorrer, em algum período particular, desta relação não se verificar e observar-se  $c y_t = w_t$ , onde  $w_t$  é uma variável estocástica representando o desvio do equilíbrio. Quando isto acontece diz-se que há co-integração entre as variáveis, ou seja, que elas se movem juntas no longo prazo, sendo  $w_t$  estacionária.

### 3.1.3 Modelos estocásticos univariados

Dada uma série de tempo  $Y_t$ , é possível representá-la através de um modelo auto-regressivo integrado com média móvel ou ARIMA  $(p,d,q)$ . Os termos defasados de  $y_t$  constituem a parte auto-regressiva do modelo  $[AR(p)]$ , os termos defasados do erro aleatório  $\varepsilon$  constituem a parte de média móvel do modelo  $[MA(q)]$  e  $d$  representa o número de vezes que  $Y_t$  deve ser diferenciada até a obtenção da série estacionária  $y_t$ . Portanto, o modelo univariado de uma série estacionária pode ser resumido em um modelo do tipo ARMA  $(p,q)$ , conforme a equação (9), que contém os valores prévios da série e os valores corrente e prévios do termo de ruído branco.

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (9)$$

### 3.1.4 Modelos de função de transferência

Um modelo de função de transferência é um modelo estocástico que incorpora mais de uma série de tempo. Em geral, são modelos de defasagens

distribuídas, em que a variável dependente  $Y_t$  é uma função dos valores passados da variável explicativa  $X_t$ . A equação (10) descreve uma função de transferência.

$$Y_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} + \dots + e_t \quad (10)$$

$$\text{ou} \quad Y_t = v(B) X_t + e_t \quad (11)$$

onde  $v(B) = v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots$ ; com  $B$  sendo o operador auto-regressivo definido por  $B^j X_t = X_t - X_{t-j}$ ; e  $e_t$  é uma variável aleatória com média zero, covariância constante e independente de  $X_{t-i}$ , para  $i = 0, 1, 2, \dots$ ;

O valor finito  $g$  obtido na equação (12) representa a variação total em  $Y_t$  para uma alteração unitária em  $X_t$ . A soma dos coeficientes  $v_k$  corresponde ao efeito impulso propiciado pela variável explicativa na dependente.

$$\sum_{k=0}^{\infty} v_k = g \quad (12)$$

Dois importantes aspectos para serem observados na construção de modelos de função de transferência são: determinar o número de defasagens próximo ao verdadeiro e seguir o princípio da parcimônia, em que o número de parâmetros desconhecidos deve ser o menor possível. Na equação (11), o polinômio  $v(B)$  pode ser aproximado pela relação entre dois outros polinômios finitos, o operador de média móvel  $\omega(B)$ , e o operador auto-regressivo  $\delta(B)$ , conforme mostra a equação (13).

$$v(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} \quad (13)$$

$$\text{onde} \quad \omega(B) = w_0 - w_1 B - \dots - w_l B^l \text{ e } \delta(B) = \delta_0 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r \quad (14)$$

O coeficiente  $\delta_0$  é normalizado em 1 e  $\omega(B)$  e  $\delta(B)$  são séries estacionárias, pois para que o sistema seja estável é preciso que  $v(B)$  seja convergente e portanto as raízes características  $\omega(B)=0$  e  $\delta(B)=0$  precisam estar fora do círculo unitário. Substituindo-se (13) em (11) e considerando que o impulso-resposta da variável explicativa para a dependente pode não ser imediato, ocorrendo com intervalo de alguns períodos, tem-se a equação (15), na qual  $b$  indica o número de períodos necessários para

que o choque em  $X_t$  afete  $Y_t$ . Multiplicando-se os dois lados de (15) por  $\delta(B)$ , obtém-se (16) e (17), onde  $\varepsilon_t = \delta(B) e_t$ .

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + e_t \quad (15)$$

$$\delta(B) Y_t = \omega(B) X_{t-b} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$Y_t = \delta_l Y_{t-l} + \dots + \delta_r Y_{t-r} + \omega_0 X_{t-b} - \omega_1 X_{t-b-1} - \dots - \omega_{\perp} X_{t-b-l} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Como o termo de erro  $e_t$  em (15) não é necessariamente ruído branco, utiliza-se um processo univariado ARIMA para representá-lo, conforme (18), no qual  $e_t$  é estatisticamente independente de  $X_t$  e  $\Delta$  é o operador de diferenças consecutivas até obtenção de estacionariedade. Os polinômios  $\theta(B)$  e  $\phi(B)$  em (19) representam, respectivamente, os operadores de média móvel e de auto-regressão na modelagem dos erros.

$$\Delta^d e_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad \text{ou} \quad \phi(B) \Delta^d e_t = \theta(B) a_t \quad (18)$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \quad \text{e} \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \quad (19)$$

Substituindo (18) em (15), obtém-se o modelo ARIMA  $(p, d, q)$  representado pela equação (20). Sendo as séries individualmente diferenciadas até a obtenção de estacionariedade, o modelo de função de transferência entre duas variáveis é resumido no modelo ARMA $(p, q)$  da equação (21), onde  $y_t = \Delta^d Y_t$  e  $x_t = \Delta^d X_t$ .

$$\Delta^d Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} \Delta^d X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (20)$$

$$\text{ou} \quad y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (21)$$

### 3.1.5 Autocorrelações

A autocorrelação  $\rho_y(k)$  de uma série temporal pode ser estimada através da equação (22), onde  $y_t = Y_t - \bar{Y}$ , sendo  $\bar{Y}$  a média da série  $Y_t$ .

$$r_y(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n y_t y_{t-k}}{\sum_{t=1}^n y_t^2} \quad (22)$$

A estimativa do desvio-padrão para a autocorrelação estimada  $r_y(k)$  é dada por  $\hat{\sigma}_{r_y(k)}$ , conforme a equação (23), onde  $k$  é o número de defasagens e  $N$  o tamanho da amostra.

$$\hat{\sigma}_{r_y(k)} = \sqrt{\frac{1}{N} \left( 1 + 2 \sum_{v=1}^{k-1} r_v^2 \right)} \quad (23)$$

Para  $k=1$ , tem-se  $\hat{\sigma}_{r_y(1)} = \sqrt{1/N}$ . O valor  $r_y(k)$  é considerado diferente de zero se  $|r_y(k)| > t_\gamma \cdot \hat{\sigma}_{r_y(k)}$ , onde  $t_\gamma$  é o valor da estatística  $t$  de Student com  $n-1$  graus de liberdade, com probabilidade de 95%. Por meio da função de autocorrelação é possível identificar se de fato uma série de tempo é estacionária. Neste caso, seus coeficientes, para diferentes valores de  $k$ , diminuem em poucos períodos de tempo para zero (caso isto não ocorra, é possível utilizar diferenças para tornar a série estacionária). Através da autocorrelação também se identifica a existência de padrão sazonal da série (se ocorrer um dado padrão sazonal  $s$ , os coeficientes de autocorrelação com defasagens  $s, 2s, 3s, \dots$  serão relativamente altos). Embora a função de autocorrelação possa ser utilizada como um método auxiliar na definição de estacionariedade ou não de uma série temporal, os testes de raiz unitária são mais indicados para esse fim, não estando sujeitos à subjetividade.

### 3.1.6 Autocorrelações parciais

Dado um modelo auto-regressivo de ordem  $p$ , representado pela equação (24), onde  $y_t = Y_t - \bar{Y}$  e  $\bar{Y}$  é média de  $Y_t$ ; multiplicando-se os dois lados da equação por  $y_{t-k}$  e aplicando esperança, obtém-se (25), sendo  $E[(y_{t-k} a_t)] = 0$  para  $k > 0$ .

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad (24)$$

$$\psi_k = \phi_1 \psi_{k-1} + \phi_2 \psi_{k-2} + \dots + \phi_p \psi_{k-p} \quad \text{para } k > 0 \quad (25)$$

Dividindo-se (25) por  $\psi_0$ , o resultado é a equação (26), que pode ser reescrita como a equação (27). Para  $j = \{1, 2, \dots, k\}$ , indica-se por  $\phi_{kj}$  o  $j$ -ésimo coeficiente de um processo auto-regressivo de ordem  $k$ , de modo que  $\phi_{kk}$  é o seu último coeficiente.

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad \text{para } k > 0 \quad (26)$$

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \phi_{k2} \rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk} \rho_{j-k} \quad \text{para } k > 0 \quad (27)$$

Considerando (27) e pressupondo um sistema com  $k$  equações, pode-se reescrevê-lo na forma matricial (28). Denomina-se este sistema de equações de YULE-WALKER.

$$\begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} \\ \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \phi_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_k \end{pmatrix} \quad (28)$$

$$\text{Segue-se que: } \phi_{11} = \rho_1; \phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}; \phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \text{ etc.}$$

Em geral, tem-se  $\phi_{kk} = \frac{P_k^*}{P_k}$ , onde  $P_k$  é o determinante da matriz de autocorrelações e  $P_k^*$  é o determinante da matriz de autocorrelações com a última coluna substituída pelo vetor obtido no resultado de (28). Assim,  $\phi_{kk}$  corresponde à correlação parcial entre as variáveis  $Y_t$  e  $Y_{t-k}$  ajustadas às variáveis intermediárias  $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k+1}$ , de modo que  $\phi_{kk}$  mede a correlação remanescente entre  $Y_t$  e  $Y_{t-k}$  após a influência de  $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k+1}$  ter sido eliminada. Estima-se a autocorrelação parcial  $\hat{\phi}_{kk}$  substituindo-se  $\rho_k$  pelas estimativas  $r_k$  (calculadas na equação 22) e avalia-se a significância das estimativas, considerando  $\phi_{kk}$  diferente de zero se o módulo de sua estimativa for superior ao dobro de seu desvio-padrão, conforme (29) e (30).

$$\hat{\sigma}[\hat{\phi}_{kk}] = 1/\sqrt{n} \text{ para } k > p \quad (29)$$

$$\phi_{kk} \neq 0 \text{ se } \left| \hat{\phi}_{kk} \right| > 2\hat{\sigma}[\hat{\phi}_{kk}] \text{ para } k > p \quad (30)$$

### 3.1.7 Função de correlação cruzada

A função de correlação cruzada entre uma variável explicativa  $X_t$  e uma dependente  $Y_t$  mede a correlação entre as séries em diferentes períodos do tempo e é uma importante ferramenta analítica para a identificação de modelos de transmissão de preços. Em (31),  $\gamma_{xy}$  é a função de covariância cruzada de  $x_t$  e  $y_t$ , e em (32),  $\rho_{xy}$



representa a função de correlação cruzada de  $X_t$  e  $Y_t$ . Em ambas, tem-se  $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ ; sendo que  $\mu_x$  e  $\mu_y$  são as médias e  $\sigma_x$  e  $\sigma_y$  os desvios-padrão das séries estacionárias  $X_t$  e  $Y_t$ .

$$\gamma_{xy}(k) = E[(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y)] \quad (31)$$

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (32)$$

Valores positivos para  $k$  denotam períodos passados (*lags*) e valores negativos correspondem a períodos futuros (*leads*)<sup>12</sup>. A função de correlação cruzada  $\rho_{xy}(k)$  não é simétrica, sendo calculada tanto para valores positivos como para negativos de  $k$ . As correlações significativas para cada valor de  $k > 0$  indicam que  $X_t$  é o preditor de  $Y_t$ , ocorrendo o inverso se forem observados valores significativos para correlações significativas para valores de  $k < 0$  (Vandaele, 1983).

Para as amostras de duas séries independentes de ruído branco, o desvio-padrão aproximado para a correlação cruzada é dado por (33).

$$DP[r_{xy}(k)] = \frac{1}{\sqrt{N}} \quad (33)$$

Considerando um intervalo de confiança de 95% na distribuição  $t$ , têm-se como significativos os valores da correlação cruzada que atenderem à condição expressa em (34).

$$|r_{xy}(k)| \geq \frac{1,96}{\sqrt{N}} \quad (34)$$

A metodologia de séries temporais indica que a função de correlação cruzada construída para verificar a existência de causalidade entre as variáveis deve ser obtida com as séries pré-filtradas, de forma a se eliminar o comportamento auto-regressivo, sem o que poderia se obter relações espúrias.

---

<sup>12</sup> Observa-se que  $\gamma_{xy}(-k) = \gamma_{yx}(k)$ .

### 3.1.8 Relações causais

Para a especificação de modelos de função de transferência utilizados no estudo da transmissão de preços é recomendado que seja feita identificação prévia de causalidade entre as variáveis. No teste de causalidade proposto por Granger, a causalidade entre duas variáveis é avaliada por meio da estimação dos coeficientes  $\alpha_i$  em (35) e de  $\beta_i$  em (36). As variáveis dependentes são explicadas por seus próprios valores passados e pelos valores passados e presente da variável a que se testa a causalidade<sup>13</sup>. Para Granger, a variável  $X_t$  causa  $Y_t$ , se o conjunto de coeficientes dos valores passados de  $X_t$  for estatisticamente diferente de zero como um grupo.

$$Y_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (35)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (36)$$

As quatro conclusões possíveis para a causalidade são: unidirecional de  $Y_t$  para  $X_t$ , isto é, se os coeficientes associados aos valores passados da variável  $Y_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (36) e os coeficientes associados aos valores passados da variável  $X_t$  forem estatisticamente não diferentes de zero na equação (35); unidirecional de  $X_t$  para  $Y_t$ , quando os coeficientes associados aos valores passados da variável  $X_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (35) e os coeficientes dos valores passados de  $Y_t$  forem estatisticamente não diferentes de zero na equação (36); bicausalidade, que ocorre se os coeficientes associados aos valores passados da variável  $Y_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (36) e os coeficientes associados aos valores passados da variável  $X_t$  forem estatisticamente diferentes de zero

---

<sup>13</sup> Em caso de tornar o modelo mais bem ajustado, esta modelagem permite a inclusão de outras variáveis exógenas pertinentes. A modelagem das equações (35) e (36) considera as relações contemporâneas entre as variáveis, embora esta não seja uma imposição. Nota-se também que alguns estudos consideram  $n = m$ , e outros consideram que o número de defasagens da variável dependente não precisa ser o mesmo da variável explicativa.

na equação (35); e independência entre as variáveis se  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = 0$  e  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$ .

No teste de causalidade proposto por Sims (1972), as variáveis  $X_t$  e  $Y_t$  são estimadas apenas em função dos valores passados, presentes e futuros da outra, conforme mostram as equações (37) e (38). Para Sims,  $X_t$  causa  $Y_t$  se conjunto de coeficientes dos valores futuros de  $Y_t$  em (37) for estatisticamente diferente de zero como um grupo.

$$X_t = \sum_{i=-k_1}^{k_2} \beta_i Y_{t-i} + u_t \quad (37)$$

$$Y_t = \sum_{i=-k_1}^{k_2} \alpha_i X_{t-i} + v_t \quad (38)$$

No teste de Sims, as situações de causalidade, dado  $i < 0$ , são: unidirecional de  $X_t$  para  $Y_t$ , quando os coeficientes associados aos valores futuros da variável  $Y_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (37) e os coeficientes associados aos valores futuros da variável  $X_t$  forem estatisticamente não diferentes de zero na equação (38); unidirecional de  $Y_t$  para  $X_t$ , que ocorre se os coeficientes associados aos valores futuros da variável  $X_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (38) e os coeficientes associados aos valores futuros da variável  $Y_t$  forem estatisticamente não diferentes de zero na equação (37); bicausalidade, detectada quando os coeficientes associados aos valores futuros da variável  $X_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (38) e os coeficientes associados aos valores futuros da variável  $Y_t$  forem estatisticamente diferentes de zero na equação (37); e independência entre as variáveis, que ocorre em caso de  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$  e  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ .

Por meio dos testes Durbin-Watson e  $Q$  de Ljung-Box pode ser detectada a autocorrelação nos resíduos da regressão, cujas defasagens podem ser verificadas através da estimação das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos

resíduos<sup>14</sup>. Neste caso, as variáveis precisam ser previamente filtradas pelo método de Cochrane-Orcutt. Tomando (37) como exemplo, este método consiste em estimar esta equação por mínimos quadrados ordinários, obter a série dos resíduos dada por  $v_1, v_2, \dots, v_n$ , calcular  $\hat{\rho}$  em (39) e reconstruir as variáveis explicativas e dependentes conforme as equações (40) para que sejam novamente estimadas na forma (41).

$$\hat{\rho} = \frac{\sum \hat{v}_t \hat{v}_{t-1}}{\sum \hat{v}_{t-1}^2} \quad (39)$$

$$Y_t^* = (Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1}) \quad \text{e} \quad X_t^* = (X_t - \hat{\rho} X_{t-1}) \quad (40)$$

$$Y_t^* = \sum_{i=-k_1}^{k_2} \alpha_i X_{t-i}^* + v_t \quad (41)$$

O procedimento é repetido até que a autocorrelação expressa nos resíduos seja removida, o que ocorre quando o coeficiente  $\theta$  estimado na equação (42) for considerado estatisticamente não significativo, utilizando o teste  $t$  de Student a um nível de 5% de probabilidade.

$$v_t = \theta v_{t-n} + w_t \quad n=1, 2, \dots, j \quad (42)$$

Portanto, para o teste de causalidade nas séries desprovidas de correlação nos resíduos, as hipóteses nulas são  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = 0$  em (37) e  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  em (38) sendo  $i < 0$  em ambas (correspondentes aos valores futuros) e o teste utilizado é o  $F$ , com  $m$  e  $(N-k)$  graus de liberdade, conforme a fórmula (43). Para ser calculado o valor do teste  $F$ , são estimadas as regressões restritas, que não contém os períodos futuros da variável utilizada como dependente (ou seja, apenas para  $i \geq 0$ ), e as irrestritas (para todo  $i = -k_1, \dots, k_2$ ) com tais termos. Assim,  $SQRr$  é a soma dos quadrados de resíduos da equação restrita,  $SQRir$  é a soma dos quadrados de resíduos da

---

<sup>14</sup> Deve-se notar que em modelos auto-regressivos univariados a autocorrelação é detectada pelo teste Durbin- $h$ .

equação irrestrita,  $m$  é o número de termos defasados e  $k$  o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita.

$$F = \frac{\frac{SQRr - SQRir}{m}}{\frac{SQRir}{N - k}} \quad (43)$$

### 3.2 Procedimentos

Nesta subseção descreve-se sucintamente as rotinas que foram seguidas para que a teoria econômica pudesse ser aplicada aos dados de modo pertinente.

#### 3.2.1 Determinação de defasagens auto-regressivas para os teste de raiz unitária

Os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), representados pelas equações (44) e (45), foram utilizados para se determinar o número  $m$  de defasagens auto-regressivas a se considerar no teste de raiz unitária e em outros procedimentos econométricos propostos no estudo. A ordem do modelo que apresentar menor valor para esses critérios determina o número de defasagens a ser utilizado. Nestas equações,  $\sigma^2$  é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo de ordem  $p$  e  $N$  é o número de observações.

$$AIC = \ln \sigma^2 + \frac{2}{N} \quad (44)$$

$$SC = \ln \sigma^2 + \frac{\ln N}{N} \quad (45)$$

### 3.2.2 Teste de estacionariedade

Os testes de estacionariedade utilizados no presente estudo são os de Fuller (1976) e de Dickey & Fuller (1979 e 1981), e seguem a sequência sugerida por Enders (1995) para definir a inclusão de constante e/ou de tendência determinista ( $T$ ). Estima-se seqüencialmente as equações (46) a (48), sob a hipótese nula  $\delta=0$ .

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (46)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (47)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (48)$$

É importante notar que  $m = p-1$  onde  $p$  corresponde à ordem do modelo auto-regressivo ajustado com a série original.

Em (46) e (47), quando houver significância nas estimativas referentes aos coeficientes de constante e tendência, deve-se avaliar  $\delta=0$  usando distribuição normal, ou seja, pelo valores do teste  $t$  de Student. Caso contrário, utilizam-se as estatísticas  $\tau_{\beta\tau}$  e  $\tau_{\alpha\mu}$  para avaliar a significância do coeficiente de tendência em (46) e da constante em (47), respectivamente. Deve-se notar que nos casos de não rejeição da hipótese de raiz unitária, são realizadas novas diferenças dos dados até a obtenção de resultado representativo de estacionariedade.

No caso das séries utilizadas serem integradas de mesma ordem, é necessário testar a co-integração entre elas. Conforme proposto por Engle & Granger (1987), ajusta-se a equação (49) e obtém-se a série dos desvios ( $e_t$ ). Esta série é utilizada no ajustamento da equação (50), sob a hipótese nula  $\lambda_1=0$ .

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 X_t + e_t \quad \text{ou} \quad e_t = Y_t - \theta_0 - \theta_1 X_t \quad (49)$$

$$\Delta \hat{e}_t = \lambda_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (50)$$

Com base nos valores críticos tabulados por Engler & Granger (1987), avalia-se se a série de resíduos possui raiz unitária. Se não for possível rejeitar a hipótese nula, não se pode rejeitar a hipótese de que as variáveis não são co-integradas.

### **3.2.3 Sistemática adotada para especificar os modelos para a análise de transmissão de preços**

Por meio dos resultados obtidos utilizando os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) e nos testes de raiz unitária de Dickey & Fuller (DF) estimam-se os modelos auto-regressivos para cada uma das variáveis, considerando na respectiva especificação de cada modelo as  $m$  defasagens sugeridas por AIC e SC, assim como as eventuais diferenciações para obtenção de estacionariedade e a inclusão ou não de termo de tendência, conforme sinalizado pelos resultados dos testes DF. Nota-se que no caso das séries se mostrarem integradas de mesma ordem, é necessária a inclusão de termos de correção de erro nos modelos. Depois da estimação de modelo auto-regressivo para cada variável, obtêm-se as séries de resíduos de cada regressão.

Para cada par de variáveis cujas relações são estudadas é calculada a função de correlação cruzada (FCC) entre as séries de resíduos obtidas. A ocorrência de valores significativos na FCC indica a existência de causalidade entre as variáveis, assim como em quais sentidos ocorre. Uma vez determinado o sentido das relações causais entre as variáveis, define-se a estrutura dos modelos de transmissão de preços, sendo as variáveis defasadas consideradas como explicativas nesses modelos determinadas pela ordem da maior defasagem com valor significativo na FCC.

Como nos modelos utilizam-se os valores das variáveis convertidos nos seus logaritmos, os coeficientes estimados correspondem às elasticidades de transmissão entre os preços.

### 3.3 Os dados

A periodicidade escolhida para o estudo das elasticidades de transmissão entre os preços do açúcar foi a semanal. A utilização de dados semanais justifica-se por permitir que a rápida transmissão entre os preços seja captada, o que não ocorre com dados mensais. Além disto, reduz a necessidade de eliminar informações ausentes devido à ocorrência de feriados em apenas uma das fontes, o que ocorreria caso fosse adotada a periodicidade diária. Os dados do presente trabalho correspondem aos do período entre 04/01/1998 e 20/04/2003 e totalizam 277 semanas. O aplicativo computacional utilizado em todos os cálculos é o *Regression Analysis of Times Series* (RATS).

Na Figura 5 aparecem os logaritmos das séries de tempo utilizadas no presente trabalho, representadas por SP, NY e LF, conforme especificadas no Quadro 1.

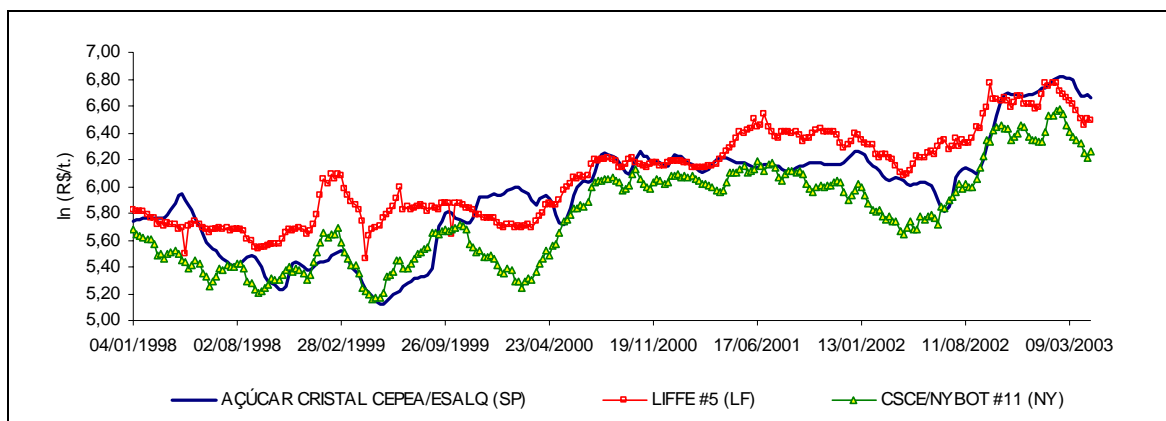


Figura 5 – Logaritmos das séries de preços utilizadas nos modelos de transmissão, em R\$/tonelada.

Fontes: Cepea (2003), Nybot (2003), Liffe (2003)



Depois de obtidas as médias semanais dos preços, as séries foram transformadas em logaritmos, para que ao serem estimados os modelos, os coeficientes obtidos correspondam às elasticidades entre os preços. A série de preço do mercado doméstico (SP) utilizada no estudo é a aferida pelo CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo, a qual se refere a preços recebidos pelos produtores de açúcar do Estado de São Paulo. Justifica-se a utilização desses dados para o mercado doméstico pelo fato do Estado de São Paulo ser o maior produtor brasileiro dessa *commodity*. Nos anos-safra 2001/2002 e 2002/2003, a produção do Estado de São Paulo representou 64% da produção nacional e 77% da produção da Região Centro-Sul<sup>15</sup>.

As cotações das bolsas de futuro: NewYork Board of Trade (Nybot) representada por NY e London Internacional Financial Futures and Options Exchange (Liffe) representada por LF, foram utilizadas como *proxies* das séries dos preços internacionais, depois de convertidas para moeda brasileira pela taxa de câmbio comercial.

Série	Variável
SP	Média semanal do indicador de preços do açúcar cristal nas usinas paulistas, medido diariamente pelo CEPEA-USP em reais por saca de 50 quilos, convertido para reais por tonelada (R\$/t);
NY	Média semanal do valor de fechamento do primeiro vencimento do contrato futuro de açúcar bruto número 11 da Csce/Nybot, negociado diariamente em centavos de dólares por libra-peso, convertido para R\$/t através da média diária dos fechamentos de compra e venda do dólar comercial no Brasil;
LF	Média semanal do valor de fechamento do primeiro vencimento do contrato futuro de açúcar refinado número 5 da Liffe, negociado diariamente em dólares por tonelada convertido para R\$/t através da média diária dos fechamentos de compra e venda do dólar comercial no Brasil (a série cambial foi obtida no site de Internet do IPEA em junho de 2003).

Quadro 1 – Séries de preços utilizadas nos modelos de transmissão<sup>16</sup>.

Fonte: dados elaborados a partir de Cepea (2003), Nybot (2003) e Liffe (2003)

Nota: A série da taxa de câmbio foi obtida em IPEA (2003)

<sup>15</sup> Dados do Departamento do Açúcar e do Alcool.

<sup>16</sup> As séries dos dados utilizados estão no Apêndice.

No modelo complementar ajustado no presente estudo, no qual busca-se analisar a formação dos preços internacionais em cada ano-safra, são utilizadas as médias das cotações da variável NY no período setembro a agosto do ano seguinte como variável dependente, visto que o ano-safra internacional refere-se a esse período. As variáveis explicativas são estoque inicial e produção, cujos dados são publicados pela consultoria F.O. Licht, e apresentados na Tabela 7. Para se analisar a influência da produção brasileira sobre os preços internacionais, distinguiu-se a produção do Brasil da dos demais países, conforme mostra a Tabela 7. Os valores das séries também são transformados em logaritmos.

Tabela 7. Mundial: balanço do mercado de açúcar, em milhões de toneladas.

	1991/92	1992/93	1993/94	1994/95	1995/96	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01
CSCE (média Set-Ago)	9,09	9,71	11,14	12,93	11,44	11,01	10,17	6,54	7,04	9,25
Estoque Inicial	35,66	40,52	40,28	37,67	38,25	45,70	46,75	50,23	56,81	60,47
Produção do Brasil	9,51	11,10	10,53	12,71	15,19	14,64	18,04	21,40	18,19	16,11
Produção dos demais países	107,64	101,92	101,07	103,41	110,41	109,63	110,46	113,31	116,02	113,00

Fontes: Nybot (2003) e F.O. Licht (2001)

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os critérios de Akaike e Schwarz (AIC-SCH), realizados com o logaritmo do preço do mercado doméstico de açúcar (SP) e com os logaritmos das cotações dos contratos futuros de açúcar (primeiros vencimentos) das bolsas de Nova Iorque (NY) e Londres (LF) apontaram que os testes de raiz unitária deveriam ser feitos considerando modelos auto-regressivos de ordem 3 para SP, de ordem 2 para NY e de ordem 1 para LF. Esses resultados foram utilizados também para fundamentar a especificação dos modelos auto-regressivos estimados posteriormente para se obter a série de resíduos que foi usada na construção de função da correlação cruzada.

Na Tabela 8, são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária. As estatísticas  $\tau_{\beta\tau}$ , para as variáveis SP, LF e NY, juntamente com a estatística usada para testar a significância do coeficiente do termo defasado no modelo representado pela equação (46) – estatística  $t$  de *Student* já que a tendência apresentou-se significativa, indicam que as séries são estacionárias em torno de uma tendência determinista. Dada a constatação de estacionariedade em todas as séries, não houve a necessidade de se realizar testes de co-integração entre as variáveis.

Tabela 8. Testes de raiz unitária para séries SP, LF e NY.

Variável dependente	Tamanho amostra	AIC (lags)	SCH (lags)	$\tau_\tau$	$\tau_{\beta\tau}$
SP	277	3°	3°	-2,618***	2,605*
LF	277	1°	1°	-3,271***	3,103**
NY	277	2°	2°	-2,776***	2,615*
v.c. 1%	250	-	-	-3,99	3,49
v.c. 5%	250	-	-	-3,43	2,79
v.c. 10%	250	-	-	-3,13	2,38

Fonte: dados da pesquisa.

\* representa significância a 10%; \*\* representa significância a 5%; \*\*\* representa significância a 1%;

Nota: no caso do teste do coeficiente da variável defasada não se utilizou os valores críticos da estatística  $\tau_\tau$ , mas sim a estatística  $t$  de *Student*, uma vez que o coeficiente da variável tendência apresentou-se significativo.

Na Tabela 9 são apresentados os resultados dos modelos auto-regressivos estimados para a obtenção das séries de resíduos necessárias para a construção da função de correlação cruzada e análise de causalidade.

Deve-se notar que os resultados destas três estimações foram bastante satisfatórios, visto que em todas, os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%. Além disto, em todos os modelos, o  $R^2$  (coeficiente de determinação) foi superior ao nível de 97% e os testes  $Q$  e *Durbin-h*<sup>17</sup> sinalizaram níveis aceitáveis para rejeição da

<sup>17</sup> A estatística de Durbin-Watson é calculada através da fórmula  $d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{t=n} \hat{u}_t^2}$  e a estatística

*Durbin-h*, utilizada em um modelo auto-regressivo do tipo  $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_{t-1} + v_t$ , é calculada pela fórmula  $h \cong (1 - 0,5d) \sqrt{\frac{n}{1 - n \text{var}(\hat{\alpha}_2)}}$ , sob a hipótese nula de que não há correlação positiva de

primeira ordem. Assim, se  $h > 1,96$  ou  $h < -1,96$  não se rejeita  $H_0$ , pois onde  $\text{Pr}(-1,96 \leq h \leq 1,96) = 0,95$ .

hipótese de autocorrelação dos resíduos. Os resultados dos modelos auto-regressivos corroboraram os obtidos nos testes AIC-SCH, no sentido de que os coeficientes das variáveis defasadas apresentaram-se significativos.

Tabela 9. Modelos auto-regressivos para obtenção dos resíduos.

	SP		LF		NY	
Constante	0,0832***	(2,5822)	0,3862***	(3,2725)	0,1833***	(2,7544)
Tendência	0,0001***	(2,6050)	0,0003***	(3,1029)	0,0001***	(2,6151)
1ª defasagem	1,9448***	(33,4923)	0,9305***	(43,8324)	1,2641***	(21,8163)
2ª defasagem	1,2707***	(-11,8761)	não		0,2991***	(-5,1994)
3ª defasagem	0,3101***	(5,3632)	não		Não	
Nível Significância Teste F	0,0000		0,0000		0,0000	
Nível Significância Teste Q	0,6169		0,3274		0,6199	
R <sup>2</sup> -Ajustado	0,9969		0,9776		0,9863	
Estatística de Durbin- <i>h</i>	0,8446		-0,4724		-1,0850	

Fonte: dados da pesquisa.

\* representa significância a 10%; \*\* representa significância a 5%; \*\*\* representa significância a 1%;

Nas Figuras 6 e 7 são apresentados os resultados das funções de correlação cruzada obtidas considerando os resíduos de cada modelo auto-regressivo estimado. O valor crítico calculado para testar a significância da autocorrelação a 5% de significância foi de 0,118. Os resultados indicam a existência de causalidade tanto de NY como de LF para SP, visto que os preços presentes de SP se mostraram relacionados com as variáveis NY e LF em períodos anteriores, isto é, são identificadas correlações significativas para  $k$  positivos<sup>18</sup>. Os resultados também sinalizam que o preço do açúcar no mercado interno apresenta relação contemporânea significativa tanto com as cotações

<sup>18</sup> É importante notar que nas Tabelas 4.3 e 4.4, os valores  $k$  positivos correspondem a períodos passados e os negativos a períodos futuros das variáveis NY e LF em relação à SP no período presente. Além disto, nota-se que o valor  $k$  medido de SP em relação à NY corresponde ao valor  $-k$  medido de NY em relação à SP.

do contrato futuro de açúcar bruto de Nova Iorque como com as do contrato de açúcar branco de Londres. Não se encontraram fortes evidências de que o preço doméstico tenha influência sobre os internacionais, especialmente sobre os de NY.

Analisando-se os resultados da função de correlação cruzada entre os resíduos dos modelos auto-regressivos de SP e de NY, conforme a Figura 6, observa-se que as correlações significativas para os valores de  $k$  positivos ao nível de 1% são 1 e 6, além de 0 e 4 ao nível de significância de 5%. Como não foram obtidas correlações significativas para valores de  $k$  negativos, conclui-se que os valores passados de SP não influenciam a variável NY. Assim, entre os preços de SP e NY, optou-se por ajustar dois modelos de transmissão entre os preços, um com os preços de SP como variável dependente e com seis defasagens dos preços NY, além da relação contemporânea, como variáveis explicativas, e outro, com apenas a influência contemporânea de SP para NY.

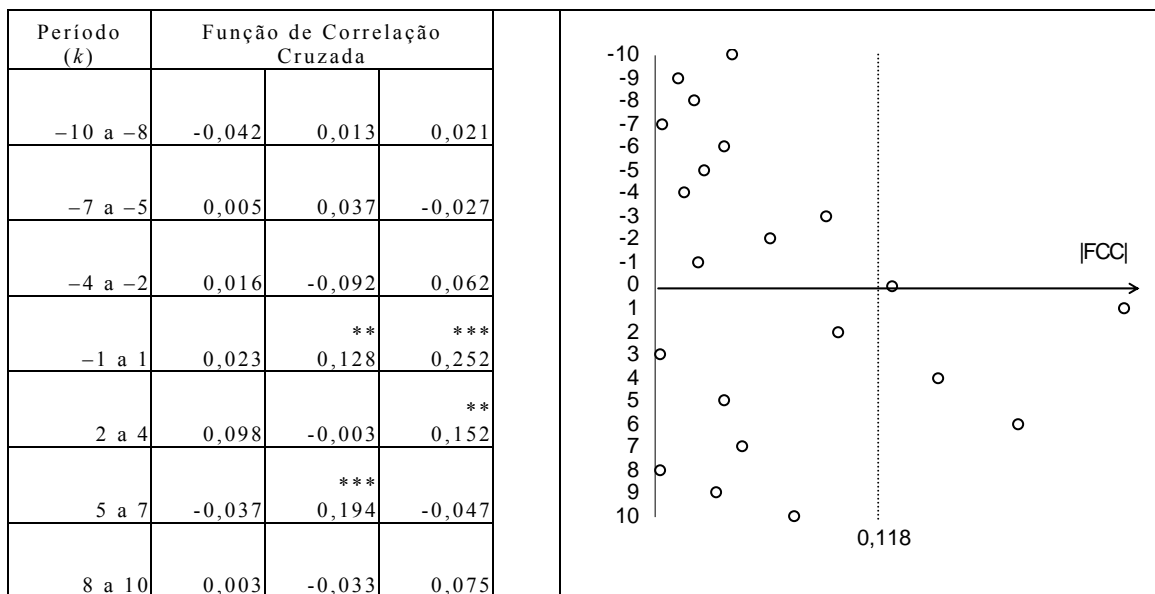


Figura 6 – Função de correlação cruzada dos resíduos de SP e NY.

Fonte: dados da pesquisa.

\* representa significância a 10%; \*\* representa significância a 5%; \*\*\* representa significância a 1%;

Conforme se observa na Figura 7, nenhum valor calculado na função de correlação entre os resíduos obtidos nas estimativas dos modelos auto-regressivos de SP e LF foi significativo ao nível de 1%. Ao nível de 5%, foram obtidas correlações significativas para os valores de  $k$  iguais a  $-1$  e  $3$ , e ao nível de 10%, incluíram-se também os valores de  $k$  iguais a  $-3$ ,  $0$  e  $1$ .

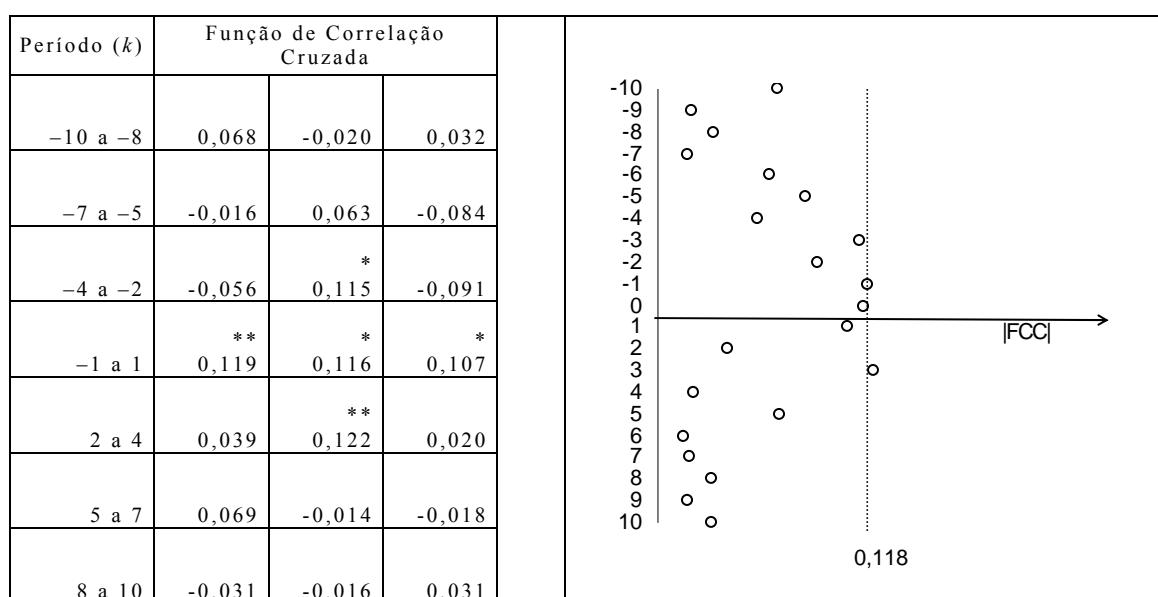


Figura 7 – Função de correlação cruzada dos resíduos de SP e LF.

Fonte: dados da pesquisa.

\* representa significância a 10%; \*\* representa significância a 5%; \*\*\* representa significância a 1%;

Assim, os modelos sugeridos por estes resultados, considerando nível de significância de até 10% de probabilidade, são: o preço de SP como variável dependente e três defasagens do preço de LF mais a relação contemporânea como variáveis explicativas; e o preço de LF como variável dependente e três defasagens de SP mais a relação contemporânea como variáveis explicativas.

De modo geral, comparando-se os resultados das Figuras 6 e 7, nota-se que a utilização da variável NY pareceu ser mais pertinente que a LF para explicar as variações dos preços domésticos, visto que as correlações se apresentaram mais significativas naquele caso. Além disto, as correlações significativas de ambas tabelas apresentaram sinal positivo e, portanto, espera-se que os coeficientes a serem estimados nos modelos de transmissão de preços sejam positivos.

É importante mencionar que durante a realização do presente trabalho foram adicionalmente feitos testes de causalidade tanto utilizando a metodologia apresentada por Granger (1969) como a apresentada por Sims (1972) entre as variáveis SP e NY e entre SP e LF. Contudo, os resultados obtidos foram desconsiderados no direcionamento do estudo das elasticidades de transmissão de preços entre os diferentes mercados devido a algumas inconsistências.

Nos resultados dos testes de Granger (1969), cujos modelos eram construídos incluindo valores defasados da variável dependente e valores passados e presente da variável explicativa, os coeficientes obtidos nas estimações mostraram-se demasiadamente instáveis, com sinais positivos e negativos alternados e, portanto, de difícil interpretação. Nestes modelos, a estimativa obtida para o valor contemporâneo foi bastante significativa e, em vista disto, concluiu-se pela ocorrência de multicolinearidade nas regressões, ou seja, as defasagens de mesma ordem das duas variáveis se relacionam de forma expressiva.

Nos testes de Sims (1972), observa-se grande dificuldade em se definir o número de variáveis futuras a ser considerado no modelo, o que pode resultar em erro de especificação. No entanto, alguns modelos alternativos foram ajustados e os resultados não diferiram de forma expressiva dos obtidos com a função de correlação cruzada.

Dessa forma, os modelos de transmissão de preços foram especificados considerando os resultados das funções de correlação cruzada no que diz respeito ao número de defasagens da variável explicativa a ser utilizado. Foram usados os resultados da análise de autocorrelação e autocorrelação parcial, conforme proposto na metodologia de Box & Jenkins (1975), para auxiliar o processo de filtragem das séries utilizadas no



ajustamento dos modelos de transmissão de preços. Para lidar com problemas decorrentes de correlação de resíduos, utilizou-se o método de filtragem de Cochrane-Orcutt, apresentado em Gujarati (1995), ao invés de se utilizar variáveis defasadas da dependente, o que poderia resultar em problemas de multicolinearidade, da mesma forma como ocorreu no caso dos testes de causalidade de Granger.

Na Tabela 10 apresentam-se os resultados das estimações realizadas.

Tabela 10. Resultados dos modelos de transmissão de preços.

Causalidade <sup>1</sup>	de NY para SP	de LF para SP	De SP para NY	de SP para LF
Constante	0,0113 (1,726)*	0,0159 (4,096)***	0,1418 (8,951)***	0,3654 (11,215)***
Tendência	0,00003 (1,619)	0,00002 (1,211)	0,0001 (3,196)***	0,0002 (5,227)***
Contemporânea	0,0566 (1,792)*	0,0503 (1,785)*	0,1859 (2,190)***	0,1606 (2,072)**
1ª defasagem	0,1836 (4,917)***	0,0793 (2,096)**	não incluída	não incluída
2ª defasagem	0,1535 (4,086)***	0,0554 (1,462)	não incluída	não incluída
3ª defasagem	0,0687 (1,818)*	0,0479 (1,696)*	não incluída	não incluída
4ª defasagem	0,0971 (2,570)***	não incluída	não incluída	não incluída
5ª defasagem	0,0285 (0,760)	não incluída	não incluída	não incluída
6ª defasagem	0,0926 (2,932)***	não incluída	não incluída	não incluída
Nível Signif. F	0,0000	0,1233	0,0000	0,0000
Nível Signif. Q	0,5869	0,2053	0,7751	0,3791
Durbin-Watson	1,9623	1,8982	2,0029	2,0675

Fonte: dados da pesquisa.

<sup>1</sup> Da variável explicativa para a dependente.

\* representa significância a 10%; \*\* representa significância a 5%; \*\*\* representa significância a 1%;

No modelo em que a variável LF depende de SP, considerando o ajuste sugerido pela função de correlação cruzada, observou-se que os coeficientes das três variáveis defasadas de SP não apresentaram significância estatística. Optou-se, então, por ajustar um modelo em que se considerou apenas a relação contemporânea como variável explicativa, sendo que neste modelo simplificado, esta variável obteve significância estatística ao nível de 5% de probabilidade e as demais (constante e

tendência), ao nível de 1%. No caso inverso, com SP dependente de LF, considerando o ajuste sugerido pela função de correlação cruzada, os coeficientes da relação contemporânea e da terceira defasagem de LF mostraram-se estatisticamente significativos a 10%, enquanto que o coeficiente da primeira defasagem é significativo a 5% e o da segunda defasagem a 14,5%.

Nos modelos de transmissão de preço entre NY e SP, os resultados foram bastante compatíveis com os da função de correlação cruzada da Figura 6. Com SP como variável dependente, houve significância estatística ao nível de 1% na primeira, segunda, quarta e sexta defasagens de NY, embora a quinta defasagem de NY e a tendência determinista não tenham sido significativas estatisticamente. Com NY como dependente, a relação contemporânea de SP, assim como a constante e a tendência, mostraram-se significativas ao nível de 1%.

A Tabela 11 apresenta resumo das elasticidades dos modelos de transmissão de preços da Tabela 10. Pode-se notar inicialmente que os sinais são positivos, confirmando o esperado. Os resultados apontam que os valores passados de NY são importante referência para a formação de preço SP, com elasticidade acumulada de 0,624 após seis semanas. Isso significa que uma variação de 1% no preço de NY se traduz, após seis semanas em uma variação de 0,62% no preço doméstico.

Tabela 11. Resumo das elasticidades dos modelos de transmissão de preços.

Variável dependente	Variável explicativa	Constante	Tendência determinista	Contemporânea	Soma das defasagens
SP	NY	0,0113	0,00003	0,0566	0,6241
SP	LF	0,0159	0,00002	0,0503	0,1826
NY	SP	0,1418	0,0001	0,1859	-
LF	SP	0,3654	0,0002	0,1606	-

Fonte: dados da pesquisa.

A influência das cotações dos contratos LF sobre o preço doméstico mostrou-se menor, de 0,183. Além disto, tanto a relação contemporânea do preço de NY

para o preço doméstico, que foi 0,057, como a do preço de LF para o preço doméstico, de 0,050, são pequenas. As elasticidades que se referem à relação contemporânea entre SP e os preços internacionais, foram de 0,186 para NY e de 0,161 para LF, portanto, também pequenas.

Como a participação do Brasil no mercado internacional de açúcar é elevada, espera-se que de alguma maneira aspectos relativos ao mercado doméstico brasileiro dessa *commodity* afetem os preços internacionais. Para analisar o impacto da produção brasileira de açúcar (a qual define o potencial de exportação dessa *commodity* pelo Brasil) sobre a formação do preço no mercado internacional, foi ajustada uma equação, na qual foram considerados os logaritmos das cotações médias da Csce/Nybot entre setembro e agosto em dólares como variável dependente e os logaritmos dos estoques iniciais de cada ano-safra, da produção brasileira e da produção dos demais países como variáveis explicativas. As cotações da Csce/Nybot foram utilizadas na análise da influência da produção brasileira sobre os preços internacionais, considerando-se que esta bolsa é a maior referência para o mercado de açúcar e a que tem maior liquidez. Nota-se também que a maior parte do açúcar brasileiro exportado é na forma demerara (bruto), que têm nessa bolsa o seu referencial de preço. Na Tabela 12 apresentam-se os resultados da equação ajustada.

Reconhece-se que muitos outros fatores relacionados à oferta e demanda de açúcar dos diversos países participantes do mercado mundial dessa *commodity* são responsáveis pela formação do preço internacional, no entanto, eles não foram considerados na especificação desta função pelo limitado número de observações existentes na amostra, cujas séries têm periodicidade anual. Apesar do reduzido número de observações utilizadas no ajustamento do modelo, os resultados obtidos foram satisfatórios do ponto de vista estatístico e confirmam a influência da produção brasileira sobre as cotações internacionais. Portanto, as expectativas das safras dos países produtores de açúcar, assim como os estoques mundiais no início de cada ano-safra, são importantes na determinação do nível de preço a vigorar no mercado internacional naquele ano-safra. Considera-se na definição desse modelo que os dados

sobre a produção e o estoque mundial possibilitam fazer inferências a respeito dos volumes potenciais a serem ofertados (excedentes dos mercados domésticos dos grandes produtores) e, por isso, pode-se esperar que essas variáveis tenham efeito sobre a formação dos preços internacionais.

Tabela 12. Modelo de determinação de preços no mercado externo

Variável dependente	Cotações da Csce (média do ano-safra)	
Constante	27,5113***	(3.7411)
Tendência	0,1987***	(3.3417)
Estoque inicial do ano-safra	-2,2988***	(-3.4326)
Produção do Brasil	-0,8299***	(-2.1715)
Produção dos demais países	-3,2858***	(-2.1669)
Nível de Significância do Teste F	0,0358	
Nível Significância do Teste Q	0,2571	
Estatística de Durbin-Watson	1,8630	
R <sup>2</sup> -Ajustado	0,6971	

Fonte: dados da pesquisa.

\* representa significância a 10%; \*\* representa significância a 5%; \*\*\* representa significância a 1%;

Obs.: a periodicidade é por ano-safra (setembro a agosto).

Deve-se notar nos resultados da Tabela 12, que os sinais obtidos para as variáveis que representam a produção do Brasil e produção dos demais países foram negativos e, portanto, condizentes com a teoria econômica, ou seja, aumentos de produção provocam decréscimos nos preços. Os coeficientes do modelo foram todos significativos a 1% de probabilidade e o  $R^2$  (coeficiente de determinação) foi de 0,697, mostrando que 70% das variações nos preços internacionais são explicadas pelas variáveis consideradas no modelo. Os testes  $Q$  e *Durbin-Watson*, que sinalizam problemas com autocorrelação dos resíduos, apresentaram patamares aceitáveis para a validação do modelo.

É interessante notar que a proporção da elasticidade da produção brasileira em relação à dos demais países correspondeu a 25%, percentual similar à da participação das exportações brasileiras de açúcar. A magnitude da elasticidade obtida indica que se a produção brasileira aumentar 1%, em condições *ceteris paribus*, o preço no mercado internacional deve cair aproximadamente 0,83%.

Conclui-se que, embora as variações das cotações dos contratos futuros da bolsa de Nova York precedam as dos preços domésticos, representados pelos preços recebidos pelos produtores paulistas, há indícios de que a quantidade produzida de açúcar no Brasil influencie o nível de preço internacional que vigora em um ano-safra.

Os resultados desse estudo mostram que se os produtores brasileiros de açúcar direcionarem mais cana para a produção de açúcar poderiam, dadas às baixas taxas de crescimento do consumo desse produto no mercado interno, provocar queda no nível de preço a vigorar no mercado internacional e efeito negativo sobre a rentabilidade do setor. Isso ocorreria não só porque os preços recebidos pelos volumes exportados cairiam, mas também porque os menores preços internacionais poderiam deprimir os preços do mercado doméstico, conforme apontam os resultados das funções de transmissão de preços.

## 5 CONCLUSÕES

No presente estudo foram analisadas as relações entre o logaritmo das médias semanais dos preços do açúcar no mercado doméstico, representados pelos preços divulgados pelo CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” para o Estado de São Paulo, e os logaritmos das médias semanais dos preços internacionais deste produto, representados pelas cotações dos contratos futuros das bolsas de Nova Iorque e de Londres (primeiro vencimento), convertidos em moeda brasileira.

Na caracterização do segmento açucareiro do Sistema Agroindustrial da Cana-de-Açúcar, feita no início dessa dissertação, ficou evidenciada a crescente participação do Brasil no comércio internacional dessa *commodity*, o que justifica a realização de estudos dessa natureza. Não apenas a arbitragem efetiva, mas a possibilidade dela existir torna procedente que se espere algum grau de relacionamento entre os preços dos mercados doméstico e internacional.

Os procedimentos econométricos utilizados na análise consideram as propriedades de integração das séries temporais utilizadas. Usando os critérios de Akaike e Schwarz, foi determinado o número de defasagens auto-regressivas necessárias para ajustar modelos com a finalidade de testar a existência de raiz unitária. Os resultados desse teste apontam para a estacionariedade das séries em torno de uma tendência determinista.

Com o objetivo de especificar modelos que permitissem conhecer as relações existentes entre os preços internos e internacionais do açúcar, foram estimadas,

inicialmente, funções univariadas auto-regressivas para os logaritmos das variáveis que representam o preço de mercado interno e as cotações nas bolsas de referência no mercado internacional. A partir dos resíduos dessas equações, que foram ajustadas para “filtrar” a forte memória auto-regressiva de cada variável, foram obtidas as funções de correlação cruzada para cada par de variáveis. Essas funções de correlação cruzada permitem que se identifique o sentido de causalidade entre as variáveis (relação unicausal, bicausal ou ausência de causalidade). Os resultados das funções de correlação cruzada apontam tanto para a existência de relação contemporânea significativa, como causalidade dos preços das bolsas internacionais para os preços domésticos do açúcar, sobretudo das cotações futuras da bolsa de Nova Iorque para os preços do mercado doméstico.

Com base nesses resultados foram especificados modelos que tinham como finalidade analisar o processo de transmissão de preços entre os mercados doméstico e internacional. Nesses modelos, optou-se por não incluir defasagens da variável dependente como explicativas, para assim evitar problemas de multicolinearidade. Com a finalidade de contornar problemas associados à correlação de resíduos, as variáveis foram filtradas conforme propõe a metodologia de Cochrane-Orcutt, fundamentando-se nos resultados da função de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos dos modelos ajustados de forma iterativa.

As elasticidades obtidas nas funções de transmissão de preços indicam que os valores passados das cotações da Csce/Nybot são referência para a formação do preço praticado no mercado doméstico. Uma variação de 1% no preço do contrato da Csce/Nybot se traduz, após seis semanas, em uma variação de 0,62% no preço doméstico, enquanto que uma variação de 1% no preço do contrato de açúcar da Liffe, resulta após três semanas em variação de apenas 0,18% no preço doméstico. Não se observou influência do preço do contrato futuro da Liffe para o do mercado interno depois da terceira semana.

As influências contemporâneas das cotações dos contratos futuros da Csoe/Nybot e da Liffe sobre o preço doméstico são pequenas. Também não se observou efeito causal expressivo do preço doméstico para o das bolsas internacionais.

Como a participação do Brasil no mercado internacional de açúcar é elevada, espera-se que de alguma forma aspectos relativos ao mercado doméstico brasileiro dessa *commodity* afetem os preços internacionais. Dessa forma, buscou-se analisar o impacto que a produção brasileira de açúcar, que define o potencial de exportação dessa *commodity* pelo Brasil, tem sobre a formação do preço médio do ano safra no mercado internacional. Isso foi feito por meio do ajuste de uma função utilizando como representativo do preço de açúcar no mercado internacional a média das cotações do contrato futuro de açúcar na bolsa de Nova Iorque do período compreendido entre setembro de um ano a agosto do subsequente – correspondente ao ano-safra internacional. Como variáveis explicativas foram consideradas: o estoque mundial no início de cada ano-safra, a produção de açúcar do Brasil e a produção de açúcar dos demais países do mundo, também por ano-safra.

Os resultados indicam que a quantidade produzida de açúcar no Brasil determina de forma significativa os patamares de preços vigentes no mercado internacional, podendo-se inferir que embora não seja expressivo o impacto das variações semanais dos preços brasileiros sobre os preços do mercado internacional, a produção brasileira certamente é importante para determinar o nível de preço vigente nesse mercado em cada ano-safra.

Esse resultado é importante por mostrar que o direcionamento de mais matéria prima para a produção de açúcar, que poderia resultar em aumento das exportações, considerando as baixas taxas de crescimento do consumo desse produto no mercado interno, teria efeito negativo e significativo no nível de preço a vigorar no mercado internacional. Dessa forma, a rentabilidade do setor poderia ficar comprometida não só porque os preços recebidos pelos volumes exportados cairiam, mas também porque os preços menores do mercado internacional estariam afetando os



preços recebidos pelo açúcar comercializado no mercado interno, conforme mostram os resultados dos modelos construídos para analisar a elasticidade de transmissão.

A despeito das evidências encontradas aqui sobre o impacto da produção brasileira nos preços do mercado internacional, sugere-se que outros estudos sejam feitos utilizando dados com maior periodicidade, o que possibilitaria ter um número maior de observações. Isso permitiria ajustar modelos mais completos, incluindo determinantes das funções de oferta e demanda dos principais participantes desse mercado.

Outro ponto que merece ser mais estudado diz respeito ao comportamento assimétrico que parece existir nas relações entre o preço doméstico e internacional de açúcar em períodos de preços ascendentes e decrescentes. A análise gráfica desses preços aponta para a possibilidade de existir um maior relacionamento entre eles quando os preços internacionais são ascendentes do que quando eles são decrescentes.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, D.R.D.; BARROS, G.S.A. de C. Transmissão de preços de laranja entre os mercados externo e interno. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.27, n.1, p.61-70, 1989.
- AKAIKE, H. Canonical correlations analysis of time series and the use of an information. In: MEHRA, R.K.; LAINIOTIS, D.G. (Ed.). **System identification: advances and cases studies**. New York: Academic Press, 1976. p.27-96.
- ALVES, L.R.A. Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo. Piracicaba, 2002. 107p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- AMARAL, A.M.P. Consumo total e residencial de água tratada: aplicação de um modelo de séries temporais em Piracicaba, SP. Piracicaba, 2000. 92p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- BACCHI, M.R.P. Gerenciamento do risco de preço no mercado doméstico de açúcar cristal. **Preços Agrícolas**, v.12, n.141, p.17-18, 1998.
- BACCHI, M.R.P. Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. Piracicaba, 1994. 172p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

- BACCHI, M.R.P.; ALVES, L.R.A.; SILVEIRA, A.M. Exportações brasileiras de açúcar: um modelo de auto-regressão vetorial (compact disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., Passo Fundo, 2002. **Anais**. Brasília: SOBER, 2002.
- BARROS, G.S.A. de C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306p.
- BARROS, G.S.C.; BURNQUIST, H.L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre os níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., São Paulo, 1987. **Anais**. São Paulo: USP, FEA/FIPE, 1987. v.1, p.175-190.
- BARROS, G.S.A. de C.; MARTINES FILHO, J.G. Causalidade e transmissão de preço em São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15., Rio de Janeiro, 1987. **Anais**. Rio de Janeiro: ANPEC, 1987.
- BARROS, G.S.C.; BACCHI, M.R.P.; BURNQUIST, H.L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: IPEA, 2000. 51p. (Texto pra discussão, 865)
- BELIK, W.; RAMOS, P.; VIAN, C.E.F. Mudanças institucionais e impactos nas estratégias dos capitais do complexo agroindustrial canavieiro no Centro-Sul do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., Poços de Caldas, 1998. **Anais**. Brasília: SOBER, 1998. p.519-532.
- BELIK, W.; VIAN, C.E.F. Desregulamentação estatal e novas estratégias competitivas da agroindústria canavieira em São Paulo. In: MORAES, M.A.F.D. de; SHIKIDA, P.F.A. (Org.). **Agroindústria canavieira no Brasil: evolução, desenvolvimento e desafios**. São Paulo: Atlas, 2002. cap.3, p.69-92.
- BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS DE SÃO PAULO (BM&F). **Especificação do contrato de açúcar**. <http://www.bmf.com.br> (20 maio 2003)
- BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. **Agricultural Economics Research**, v.31, n.4, p.1-6, 1979.

- BOX, G.E.; JENKINS, G.M. **Time series analysis**: forecasting and control. San Francisco: Holden-Day, 1976. 575p.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Secretaria de Produção e Comercialização (SPC). Departamento do Açúcar e do Álcool (DAA). **Produção do setor sucroalcooleiro**. <http://www.agricultura.gov.br> (04 jun. 2003a)
- BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio e Desenvolvimento (MDIC). Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). **Exportações de açúcar bruto e refinado**. <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br> (03 jun. 2003b)
- BURNQUIST, H.L. A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas. Piracicaba, 1986. 83p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- BURNQUIST, H.L.; BRACALE, G. Mercado internacional de açúcar: panorama e tendências. **Preços Agrícolas**, v.12, n.141, p.13-16, jul. 1998.
- BURNQUIST, H.L.; BACCHI, M.R.P. Análise de barreiras protecionistas no mercado de açúcar. In: MORAES, M.A.F.D. de; SHIKIDA, P.F.A. (Org.). **Agroindústria canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002. cap.6, p.139-156.
- BURNQUIST, H.L.; 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. (Org.). **Agroindústria canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002. cap.8, p.182-198.
- CARUSO, R.C. Análise da oferta e demanda de açúcar no Estado de São Paulo. Piracicaba, 2002. 79p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- CASTRO, A.S.; ROSSI JUNIOR, J.L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 35p. (Texto para discussão, 716)

- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA/USP). **Indicador do açúcar**. <http://cepea.esalq.usp.br> (02 jun. 2003)
- COSTA, C.C. Formação de preços de açúcar e álcool combustível anidro e hidratado no Estado de São Paulo. Piracicaba, 2000. 104p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- COVEY, T.; BESSLER, D.A. Testing for Granger’s full causality. **The Review of Economics and Statistics**, v.74, n.1, p.146-153, 1992.
- COUTO, M.T. Modelos estruturais de séries temporais: o caso dos preços da bovinocultura de corte no Estado de São Paulo. Piracicaba, 1996. 96p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- DE ZEN, S. Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil. Piracicaba, 1997. 81p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- DICKEY, D.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.4, n.366, p.427-431, June 1979.
- DUFOUR, J.-M.; RENAULT, E. Short run causality in time series: theory. **Econometrica**, v.66, n.5, p.1099-1125, Sept. 1998.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.
- ENGLER, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error–correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, Mar. 1987.
- F.O. LICHT’S. **International sugar and sweetener report**: world sugar balances 1991/92-2000/01. Ratzemburg, 2001. 32p.

- GHOBRIL, C.N. Cenário e perspectivas para o setor sucroalcooleiro. **Informações Econômicas**, v.31, n.11, p.49-54. 2001.
- GJOLBERG, O. **Sweet arbitrage opportunities?** A note on sugar prices at LIFFE vs. CSCE. <http://www.nlh.no/ios/Publikasjoner/d2001/d2001-08.PDF> (03 May 2003)
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p.424-438, 1969.
- GRUBB, H. A multivariate time series analysis of some flour price data. **Applied Statistics**, v.41, n.1, p.95-107, 1992.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Taxa de câmbio comercial**. <http://www.ipeadata.gov.br> (02 jun. 2003)
- KASSOUF, A.L. Previsão de preços na pecuária de corte do Estado de São Paulo. Piracicaba, 1988. 102p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- LARUE, B.; KER, A. World price variability versus proteccionism in agriculture: a causality analysis. **The Review of Economics and Statistics**, v.75, n.2, p.342-346, May 1993.
- LONDON INTERNATIONAL FINANCIAL FUTURES AND OPTIONS EXCHANGE (LIFFE). **Cotações do contrato de açúcar**. <http://www.liffe.com> (22 May 2003)
- LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series**. Berlin: Springer-Verlag, 1993. 545p.
- MAFIOLETTI, R.L. Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90. Piracicaba, 2000. 95p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- MARGARIDO, M.A.; BARROS, G.S.A. de C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v.47, n.2, p.53-81, 2000.

- MARJOTTA-MAISTRO, M.C. Análise do consumo industrial de açúcar no Estado de São Paulo. Piracicaba, 1998. 100p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- MARJOTTA-MAISTRO, M.C.; BURNQUIST, H.L. Características do consumo industrial de açúcar. **Preços Agrícolas**, v.12, n.141, p.19-21, jul. 1998.
- MARJOTTA-MAISTRO, M.C.; BURNQUIST, H.L. Consumo industrial de açúcar no Estado de São Paulo: uma avaliação de mercado. **Revista Economia e Tecnologia**, v.2, n.9, p.3-19, set. 1999.
- MARTINES FILHO, J.G. Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas. Piracicaba, 1988. 146p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- MASSEY, J.L.; MYERS, M.A. Patterns of repressive social control in post-reconstruction Georgia, 1882-1935. **Social Forces**, v.68, n.2, p.458-488, Dec. 1989.
- MORAES, M.A.F.D. de. **A desregulamentação do setor sucroalcooleiro**. Americana: Caminho Editorial, 2000. 238p.
- MORAES, M. de. Prêmio de exportação de soja brasileira. Piracicaba, 1992. 90p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- NEVES, L.C. das. Margens de comercialização e elasticidades de transmissão de preços na indústria de esmagamento de soja. Piracicaba, 1993. 90p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- NEW YORK BOARD OF TRADE (NYBOT). **Cotações do contrato de açúcar**. <http://www.nybot.com> (22 May 2003)
- OZAKI, V.A.; SHIROTA, R. Causalidade na transmissão de preços de café entre o mercado interno e externo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., Rio de Janeiro, 2000. **Anais**. Brasília: SOBER, 2000.

- SAMPAIO, Y.; LIMA, R.C. Uma análise de estabilidade e previsão do preço do açúcar. In: SAMPAIO, Y. (Org.). **Açúcar amargo**: crise e perspectivas da indústria sucroalcooleira em Pernambuco. Recife: UFPE, 1999a. p.101-112.
- SAMPAIO, Y.; LIMA, R.C. Estimação da função de transferência para o preço do açúcar: uma aplicação do modelo ARMAX. In: SAMPAIO, Y. (Org.). **Açúcar amargo**: crise e perspectivas da indústria sucroalcooleira em Pernambuco. Recife: UFPE, 1999b. p.115-122.
- SCHOUCHANA, F.; WIDONSCK, C.A. Formação do preço do açúcar e do álcool na BM&F. **Resenha BM&F**, n.145, p.67-88, maio/jun. 2001.
- SHIKIDA, P.F.A.; BACHA, C.J.C. Alguns aspectos do mercado externo açucareiro e a inserção brasileira neste mercado. **Revista Econômica do Nordeste**, v.30, n.3, p.372-385, jul./set. 1999.
- SHIKIDA, P.F.A.; NEVES, M.F.; REZENDE, R.A. Notas sobre dinâmica tecnológica e agroindústria canavieira no Brasil. In: MORAES, M.A.F.D. de; SHIKIDA, P.F.A. (Org.). **Agroindústria canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002. cap.5, p.120-138.
- SILVESTRINI JÚNIOR, A. Análise econométrica e causalidade na transmissão de preços do mercado cafeeiro. Viçosa, 1994. 78p. Dissertação (M.S.) – Universidade Federal de Viçosa.
- SIMS, C.A. Money, income and causality. **American Economic Review**, v.62, n.2, p.540-552, 1972.
- STALDER, S.H.G. de M. Análise da participação do Brasil no mercado internacional de açúcar. Piracicaba, 1997. 121p. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA), Foreign Agricultural Service (FAS). **Cotações dos contratos de açúcar**. <http://www.fas.usda.gov> (10 May 2003)



- VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417p.
- VEGRO, C.L.R.; CARVALHO, F.C. Verticalização na agroindústria sucroalcooleira paulista no final da década de 90. **Informações Econômicas**, v.31, n.9, p.56-64, set. 2001.
- VEIGA FILHO, A. O dilema da ‘escolha de Sofia’ nas exportações de açúcar pelo Brasil. **Informações Econômicas**, v.30, n.9, p.53-58, set. 2000.
- VEIGA FILHO, A. **Panorama das exportações de açúcar brasileiro**. <http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=456> (09 mar. 2004)