

Análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural

MARIO ANTONIO MARGARIDO

Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo

PERY FRANCISCO ASSIS SHIKIDA

Universidade Estadual do Oeste do Paraná

JUAN CARLLOS AYALA CALVO

Universidad de la Rioja

Resumo

Este trabalho objetiva determinar e analisar a elasticidade espacial (ou horizontal) de transmissão de preços entre os preços internacionais do açúcar e o preço médio recebido pelo exportador brasileiro de açúcar, por meio do Modelo Estrutural, entre janeiro de 2004 e novembro de 2015. Como corolário, variações de 1% no preço internacional do açúcar são transmitidas para o preço médio recebido pelos exportadores brasileiros de açúcar com magnitude de 0,3%, em média, configurando relação inelástica entre as duas variáveis e, por consequência, a não ocorrência da Lei do Preço Único. Logo, existem mecanismos nesse mercado que estão impedindo o pleno funcionamento do processo de arbitragem. Tal fato não é incomum haja vista ser o açúcar um dos produtos mais protegidos comercialmente e que sofre muitas interferências.

Palavras-chave: Elasticidade. Transmissão de preços. Comércio internacional. Açúcar.

Analysis of transmission elasticity of international prices for sugar prices in Brazil: an application of the Structural Model

Abstract

This study aims to determine and analyze the spatial elasticity (or horizontal) of price transmission between international sugar prices and the average price received by the Brazilian exporter of sugar, using the Structural Model. The data used are from January/2004 to November/2015. As a result, variations of 1% in the international sugar price are transmitted to the average price received by Brazilian sugar exporters with a magnitude of 0.3% on average, setting inelastic relationship between the two variables and, consequently, the non-occurrence of the law of one price. So, there are mechanisms in this market that are hindering the full functioning of the arbitration. This situation is not

unusual, because the sugar is one of the most commercially protected product and suffer much interference.

Key-words: Elasticity; Price transmission; International trade; Sugar

Análisis de la elasticidad de los precios internacionales del azucar y su influencia en los precios en Brasil: una aplicación del Modelo Estructural

Resumen

El objetivo de este trabajo es determinar y analizar, a través del Modelo Estructural, la elasticidad espacial (u horizontal) entre los precios internacionales del azúcar y el precio medio recibido por el exportador brasileño de azúcar entre enero de 2004 y noviembre de 2015. Nuestros resultados muestran que variaciones del 1% en el precio internacional del azúcar suponen, por término medio, una variación del 0,3% en el precio recibido por los exportadores brasileños de azúcar. Esto constata una relación inelástica entre las dos variables y, por consiguiente, el incumplimiento de la Ley del Precio Único. Esto es, existen mecanismos en este mercado que están impidiendo el pleno funcionamiento del proceso de arbitraje. Este hecho no resulta extraño ya que el azúcar uno de los productos más protegidos comercialmente y que sufre muchas interferencias.

Palabras clave: Elasticidad, Transmisión de precios, Comercio internacional, Azúcar.

1 Introdução

Este trabalho objetiva determinar e analisar a elasticidade espacial (ou horizontal) de transmissão de preços entre os preços internacionais do açúcar e o preço médio recebido pelo exportador brasileiro de açúcar, por meio do Modelo Estrutural, entre janeiro de 2004 e novembro de 2015.

Considerado uma fonte natural de energia e parte importante da dieta humana, o açúcar é um produto de destaque para a questão da segurança alimentar do ser humano, podendo ser extraído de diversas matérias-primas, como da canade-açúcar, beterraba, milho, etc. Mesmo a despeito de uma forte instabilidade econômica que pairou sobre diversos países em anos recentes, a produção açucareira mundial vem crescendo. Segundo dados da *United States Department of Agriculture* (USDA, 2016), na safra 2014/2015, a produção açucareira mundial foi de 172 milhões de toneladas, em cotejo com a produção da safra 2008/2009 (período inicial da última grande crise financeira global) houve um crescimento de aproximadamente 20%.

Nesse contexto, o Brasil é o maior produtor e também exportador de açúcar do mundo. Na safra 2014/2015, foram produzidas 35,8 milhões de toneladas de açúcar, ou seja, cerca de 21% da produção total, sendo esse País responsável por quase metade do açúcar negociado no mundo (USDA, 2016). Dados da União da Indústria da Cana-de-Açúcar (UNICA, 2016) mostram que as exportações açucareiras brasileiras, da safra 2014/2015 (soma dos valores de abril de 2014 até março de 2015), geraram a receita de US\$ 9,3 bilhões, contribuindo para o saldo comercial do agronegócio nacional. A matéria-prima do qual se obtém esse produto no Brasil é a cana-de-açúcar, ressaltando que são possíveis, em termos regionais, dois períodos distintos de safra por ano (uma no Norte/Nordeste e a outra no Centro-Sul).

Conforme aponta Mazzuchetti (2014), as formas pelas quais o açúcar

brasileiro é comercializado variam de acordo com o seu mercado, sendo a forma cristal mais direcionada para o mercado doméstico, o Very High Polarization-VHP (polarização muito alta), de menor umidade e transporte mais fácil (gerando perdas menores), é destinado mais para exportação, que também é o foco do açúcar demerara, comumente conhecido como açúcar bruto. Convém ressaltar que esses dois tipos de açúcar são utilizados como matérias-primas para a produção de açúcar refinado ou em outros processos de industrialização. Há também outras formas de açúcar, como o orgânico (produzido sem nenhum aditivo químico) e o líquido, porém, ambos de menor destaque em termos de comercialização quando comparados aos congêneres supracitados.

Lamounier et al. (2006), Anhesini et al. (2013) e Rissardi Júnior (2015) salientam que o açúcar, por se tratar de uma commodity internacional, precisa atender a alguns critérios de padronização para ser comercializado no mercado externo por intermédio das bolsas de valores. Contudo, por ser uma importante fonte de energia, com finalidade alimentar e industrial expressiva, derivado tanto de matérias-primas que podem ser cultivadas seja no hemisfério norte, seja no sul, "[...] o açúcar é um dos mais protegidos comercialmente e por isso sofre muitas interferências, seja nos países produtores ou consumidores" (MAZZUCHETTI, 2014, p.16). O financiamento público da produção, a determinação de cotas de produção, as barreiras à importação, os subsídios à exportação, salvaguardas especiais e outros mecanismos são algumas das distorções no comércio internacional do açúcar que contribuem para afetar não somente os preços como a produção e os estoques, gerando distorções nesse mercado (AMARAL et al., 2003; COSTA, 2004; ANHESINI et al., 2013, MAZZUCHETTI, 2014).

Outro aspecto importante a destacar é o atual momento vivenciado pela agroindústria canavieira no Brasil, mormente a partir da extinção do Instituto do Açúcar e do Álcool-IAA, em 1990, que alterou a dinâmica do mercado de açúcar. A partir de então os produtores dessa commodity (bem como de todos os derivados da cana-de-açúcar, especialmente o etanol) passaram a atuar, sob a égide de um processo de desregulamentação, em um ambiente mais competitivo. Embora, frisase, tenha ocorrido momentos na história nacional recente de caso de "intervenção mascarada", por meio do controle artificial do preço de alguns derivados do petróleo que afetaram a competividade do etanol.

Haja vista a importância relatada do açúcar, a problemática central deste artigo está em determinar a elasticidade espacial de transmissão entre os preços internacionais do açúcar e o preço médio recebido pelo exportador brasileiro de tal commodity. Com isso, averigua-se a veracidade da Lei do Preço Único (se variações de preços em um mercado pode ser transmitida integralmente para os demais mercados), ou se, ao contrário, as regiões apresentam elementos que causam ruídos e impeçam o pleno funcionamento do processo de arbitragem para o caso do açúcar.

Este artigo contém seis seções, incluindo esta introdução (1). São feitos, na sequência, as exposições da revisão de literatura (2) e esclarecimentos sobre a elasticidade de transmissão de preços (3) e material e métodos (4). A seção seguinte trata da análise de resultados (5) e as conclusões (6) completam o artigo.

2 Revisão de literatura

Esta concisa revisão de literatura irá focar fundamentalmente no mercado exportador de açúcar brasileiro com tratamentos econométricos. Contudo, trabalhos mais recentes, como os de Belik (1992), Andrade (1994), Ramos (1999), Moraes (2000), Moraes e Shikida (2002), Vian (2003), Macedo (2005), Chagas (2009), Neves e Conejero (2010), Siqueira (2013), Lopes e Bacchi (2014) e Rissardi Júnior (2015), permitem um adequado retrato da agroindústria canavieira e suas idiossincrasias.

Inicialmente, três trabalhos selecionados para representar a contemporaneidade dos anos 1970, 1980 e 1990 colocam bem a questão do mercado exportador de açúcar. Barros (1975) foi um dos primeiros autores a analisar, via referencial econométrico, os mercados interno e de exportação de açúcar brasileiros. Carvalho e Brandt (1987), também fazendo uso do *approach* econométrico, fizeram uma avaliação da política de estabilização de preços no mercado de exportação de açúcar do Brasil. Tratando mais especificamente da questão da elasticidade das exportações de açúcar, tem-se o trabalho de Stalder e Burnquist (1997).

Nessa sequência temporal e com o avanço das técnicas econométricas, mais trabalhos foram desenvolvidos. Alves e Bacchi (2004), por exemplo, estimaram uma função de oferta de exportação brasileira de açúcar utilizando a metodologia de autorregressão vetorial. Como corolário, o aumento do preço de exportação e a depreciação cambial causam aumento significativo das exportações, mas um aumento da renda interna e, do preço doméstico tem consequências negativas sobre o quantum exportado pelo País.

A relação entre os preços de açúcar nos mercados doméstico (representados pelos preços de São Paulo) e internacional (cotações das bolsas de Nova York - Nybot; e Londres - Liffe) foi o escopo de Silveira (2004). Também utilizando uma robusta abordagem econométrica para o estudo da transmissão de preços (integração de séries temporais), seus resultados mostraram que 1% no preço do contrato de açúcar da Csce/Nybot implica em uma variação de 0,62% no preço doméstico (após seis semanas); para o contrato de açúcar da Liffe uma variação de 1% no preço implica em variação de 0,18% no preço doméstico (após três semanas). Ademais, "as influências contemporâneas das cotações dos contratos futuros da Csce/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" (SILVEIRA, 2004, p.65).

Silva Júnior et al. (2008) objetivaram analisar as inter-relações na formação dos preços do açúcar para a região Nordeste do Brasil como uma função dos preços internacionais do açúcar, via modelo de Vetores Auto Regressivos-VAR. Constatouse que o preço do açúcar no mercado nordestino é influenciado pela sua memória autorregressiva, sendo determinado pelos preços internacionais.

Embora não seja propriamente algo sobre o mercado açucareiro brasileiro, Margarido e Shikida (2012) analisaram os mercados internacional do petróleo e do açúcar importado pelos Estados Unidos via modelos econométricos de séries temporais (teste ADF, Causalidade de Granger, Co-integração de Johansen, Exogeneidade, Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de

Resposta de Impulso). Dentre alguns resultados, a volatilidade do preço do açúcar não foi diretamente afetada pela volatilidade dos preços internacionais do petróleo e uma explicação para isto reside na condução da política governamental norteamericana de proteção aos produtores locais de açúcar e também de bioenergia.

Mazzuchetti (2014) procurou estudar o comércio internacional do açúcar por meio da utilização do método gravitacional. Seus resultados mostraram que na equação estimada, somente os coeficientes da variável distância e as dummies (incluídas para captar o efeito das exportações mundiais de açúcar dos países membros do Caribbean Community – CARICOM e Central American Free Trade Agreement and Dominican Republic – CAFTA-DR) apresentaram significância estatística. Um dos fatores que estão relacionados com tais resultados "é o fato do açúcar ter relativa dificuldade para comercialização internacional, em função de fortes restrições, como subsídios, cotas e outras limitações à importação" (MAZZUCHETTI, 2014, p.8).

Isso posto, a literatura revisada não contempla um trabalho que versou sobre qual é a elasticidade espacial de transmissão de preços entre os preços internacionais do açúcar e o preço médio recebido pelo exportador brasileiro de tal commodity, e também em conformidade com o método a ser detalhado mais adiante (Modelo Estrutural), de modo que este trabalho irá cumprir esta lacuna.

3 Elasticidade de transmissão de preços

Em relação à análise do comportamento entre variáveis econômicas, destaca-se a elasticidade de transmissão de preços. Este é um conceito análogo ao de qualquer outro tipo de elasticidade. Enquanto, por exemplo, o tradicional conceito de elasticidade-preço da demanda mostra como variações nos preços de determinado produto causam variações na sua respectiva quantidade demandada, o conceito de elasticidade de transmissão de preços mostra como variações de preços de um produto em determinado mercado são transmitidas para os preços do mesmo produto dentro de um mesmo mercado, porém, em outro nível, ou então como variações de preços em determinado produto são transmitidas para o preço do mesmo produto em outro mercado. No primeiro caso tem-se a elasticidade de transmissão de preços vertical e no segundo a elasticidade de transmissão de preços horizontal (ou espacial).

Portanto, em relação à transmissão de preços entre mercados há duas vertentes: transmissão vertical de preços e transmissão horizontal (ou espacial) de preços. Sendo assim, torna-se necessário detalhar cada um desses tipos de elasticidades de transmissão de preços.

De acordo com Barros e Burnquist (1987), a elasticidade de transmissão de preços vertical é a variação relativa no preço em um determinado nível de mercado em relação à variação no preço em outro nível. Um exemplo de transmissão vertical são os choques de preços no atacado que afetam os preços no âmbito do produtor e no do varejo.

Estudos relacionados com a transmissão horizontal de preços baseiam-se nos conceitos relacionados com a formação competitiva dos preços, ou seja, tem como alicerce a Lei do Preço Único, sendo que, no âmbito econométrico, destaca-se o trabalho seminal de Mundlack e Larson (1992) sobre o tema.

A Lei do Preço Único estabelece que, em mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como impostos, entre outros), bens idênticos transacionados em diferentes regiões devem ser vendidos pelo mesmo preço.

A validade da Lei do Preço Único está diretamente relacionada ao processo de arbitragem entre regiões, que tende a igualar os preços nos dois mercados no longo prazo. Por exemplo, supondo duas regiões distintas denominadas de regiões A e B, respectivamente, e, dado que as duas regiões possuam preços diferentes para o mesmo produto, sendo que o preço desse produto é menor na região A relativamente à região B, o processo de arbitragem induz a uma elevação do preço desse produto na região A com preço baixo, pois, esse produto passa a ser exportado para a região B, a qual tem preço maior, reduzindo a quantidade ofertada do produto na região A. Por outro lado, a entrada desses produtos na região B aumenta sua quantidade ofertada, reduzindo seu preço nesta região. O processo de arbitragem continua até o momento em que os preços nas duas regiões sejam igualados.

Dessa forma, caso a Lei do Preço Único seja válida, os preços de determinado produto devem ser iguais nas regiões em que é vendido, determinando que os mercados são integrados. Sendo assim, variações de preços no mercado A são transmitidas proporcionalmente aos preços praticados no mercado B no longo prazo. Tal situação implica que a elasticidade de transmissão de preços deve ser igual a um.

No entanto, podem ocorrer situações onde o processo de arbitragem não funcione em toda sua plenitude. Conforme Sexton et al. (2003), três fatores podem ser responsáveis pela não aplicação da Lei do Preço Único. O primeiro deles diz respeito ao fato de que as regiões apresentam economias autárquicas, ou seja, são economias fechadas. Um segundo fator seria a presença de elementos que causem ruídos e impeçam o pleno funcionamento do processo de arbitragem, entre os quais, destacam-se: barreiras comerciais, assimetria de informações, aversão ao risco, entre outros. Finalmente, outro obstáculo ao processo de arbitragem seria a presença de estruturas de mercado de competição imperfeita em um ou mais mercados.

Segundo Rapsomanikis et al. (2006), a ausência de integração de mercado, ou melhor, a não transmissão completa de preços de um mercado para outro, tem importantes implicações em termos de bem-estar¹ para a sociedade. A implementação de políticas comerciais restritivas ou a presença de custos de transação, como infraestrutura de comunicação e transporte precários, pode resultar na redução de informação disponível para os agentes econômicos para a tomada de decisão.

i É necessário observar que o grau ou intensidade de transmissão de preços tem papel preponderante na literatura antitruste, sendo importante a definição do mercado espacial, ou mercado geográfico relevante.

Sendo assim, a existência de assimetrias de informação contribui para resultados ineficientes em termos econômicos.

De acordo com Goodwin (2006), há várias denominações para caracterizar o grau de transmissão espacial de preços: integração espacial de mercados, eficiência espacial, lei do preço único e condição de arbitragem espacial. Ainda, segundo este mesmo autor, a condição para determinado mercado ser considerado integrado pode apresentar variações em função do autor. Por exemplo, a integração espacial pode ser considerada somente com a perfeita transmissão de preços entre mercados, ou seja, a elasticidade de transmissão de preços deve ser igual à unidade, o que implica que variações de preços em determinado mercado são transmitidas na mesma proporção para outro mercado. Abordagem alternativa, por sua vez, pode requerer somente que os preços de ambos os mercados não se distanciem por muito tempo um do outro.

Matematicamente, o modelo de ligação espacial de preços entre regiões é representado da seguinte maneira:

$$P^{1}_{t} = \alpha + P^{2}_{t} \tag{1}$$

em que P_t^i representa o preço da *commodity* na região i no período t e α é um parâmetro que representa os custos de transação, como por exemplo, os custos de transporte.

Conforme Goodwin (2006), os custos de transação não são desprezíveis ao se transportar commodities entre regiões. Em função disso, a equação acima não é adequada, a menos que os mercados sejam ligados por um fluxo contínuo de commodities entre eles. Isso implica que, quando há fluxo contínuo de mercadorias entre os mercados, as diferenças entre os preços esperados são exatamente iguais aos custos de transporte. Logo, a equação acima precisa ser reescrita da seguinte forma:

$$P_{t}^{1} \le \alpha + P_{t}^{2} \tag{2}$$

Dessa maneira, os preços correntes podem divergir apenas no curto prazo, mas as ações dos arbitradores num mercado que funciona perfeitamente tendem a pressionar os preços de tal forma que a diferença entre os preços nas duas regiões seja igual aos custos de transporte no longo prazo.

Em termos econométricos, o parâmetro α é utilizado para captar possíveis desvios, em função de variáveis não introduzidas no modelo, ou seja, funciona como um termo de erro na equação. Escrevendo a equação na forma logarítmica, obtém-se:

$$p_t^1 = p_t^2 + \alpha \tag{3}$$

em que $\alpha \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$ e E ($p_t^2 \alpha$) = 0, ou seja, α não é correlacionado com nenhuma das variáveis de entrada do modelo.

O modelo mais simples pressupõe que os preços de determinada região sejam função do preço do mesmo produto em outra região e do termo de erro. Sendo assim, estima-se o seguinte modelo:

$$p_{t}^{1} = \beta p_{t}^{2} + \alpha \tag{4}$$

Em relação ao coeficiente β , adota-se a hipótese de que seu valor seja igual à unidade quando houver perfeita integração entre os mercados. Assim, o coeficiente β é a elasticidade-preço da commodity na região 1, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o seu valor é igual a um, significa que variações na região 2 são plenamente transmitidas aos preços do mesmo produto na região 1 e, neste caso, os mercados são perfeitamente integrados e vale a Lei do Preço Único. Por outro lado, quando o valor de β é igual à zero, isto significa que variações de preços na região 2 não conduzem a qualquer tipo de reação dos preços do mesmo produto no mercado 1. Nesse caso, ambas as regiões são autárquicas, isto é, completamente fechadas. É comum que o valor de β permaneça entre zero e um, refletindo algum tipo de restrição imposta ao mercado.

4 Material e Método

4.1 Material

Foram utilizadas duas séries temporais mensais com início em Janeiro de 2004 e término em Novembro de 2015.

A série do Preço Internacional do Açúcar foi extraída do site do Fundo Monetário Internacional-FMI, cujo endereço eletrônico é o seguinte: https://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx, e corresponde ao preço de importação de açúcar pelos Estados Unidos, maior consumidor mundial de tal produto. Essa série estava em centavos de dólar por libra peso e foi transformada em centavos de dólar por quilograma.

A segunda série trata do preço médio recebido pelo exportador de açúcar do Brasil, principal exportador mundial de açúcar de cana. Essa série foi obtida no site União da Indústria da Cana-de-Açúcar (UNICA), cujo endereço é: http://www.unicadata.com.br/listagem.php?idMn=73. Para se estabelecer o preço médio recebido pelo exportador de açúcar, dividiu-se o valor das exportações (em dólares) pela respectiva quantidade exportada, cuja unidade está em toneladas. A seguir, essa série foi transformada em centavos de dólares por quilograma.

A série dos preços internacionais do açúcar é denominada PINT e a série do preço médio recebido pelo exportador é PBR. Dado que se objetiva determinar a elasticidade de transmissão dos preços internacionais do açúcar para o preço médio recebido pelo exportador de açúcar brasileiro, aplicou-se o logaritmo sobre ambas as séries, as quais foram denominadas como LPINT e LPBR.

4.2 Método

Primeiramente, é preciso dizer que, para determinar a elasticidade espacial (ou horizontal) de transmissão de preços entre os preços internacionais do açúcar e o preço médio recebido pelo exportador brasileiro de tal commodity, é preciso decompor a série do preço médio do açúcar recebido pelo exportador brasileiro. Tal procedimento visa determinar qual ou quais dos componentes não observáveis são estocásticos ou determinísticos.

Os tradicionais métodos econométricos, tais como regressão, ou modelos de séries temporais, como Modelo de Função de Transferência, Co-integração de Engle Granger e Modelo Vetorial de Correção de Erro-VEC, entre outros, permitem estimar elasticidade média tanto no âmbito do curto quanto e/ou de longo prazo. No entanto, tais métodos não levam em consideração os componentes não observáveis, os quais serão apresentados em detalhes mais abaixo.

Este estudo utiliza o denominado Modelo Estrutural, conforme apresentado em Harvey (1993; 1996) e Commandeur e Koopman (2007), para estimar a elasticidade média de transmissão entre os preços internacionais do açúcar para os preços recebidos pelos exportadores de açúcar no Brasil.

O aspecto relevante do Modelo Estrutural relativamente aos demais modelos descritos acima é que tal método permite decompor as séries temporais em seus quatro componentes não observáveis: Tendência, Sazonalidade, Ciclo e componente Irregular. Mais especificamente, esse método decompõe o componente Tendência em duas partes, o nível da série e sua respectiva inclinação, permitindo determinar se o nível da série é constante ou não e se sua inclinação é constante ou não ao longo do tempo. Também, se há sazonalidade, e diante da presença de sazonalidade, se a mesma é estocástica ou determinística, o mesmo ocorrendo com o componente ciclo. Em relação ao componente Irregular, o Modelo Estrutural permite sua modelagem via modelo Autorregressivo de Médias Móveis-ARMA², tanto para parâmetros regulares quanto sazonais.

Matematicamente, o componente Irregular é representado como:

$$\phi(B)\Phi(B^s)\epsilon_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t$$

em que B corresponde ao operador de defasagem, o qual é definido como $B\epsilon_t=\epsilon_{t-1}$, logo, quanto maior o expoente de B, maior sua defasagem no tempo. O modelo ARMA é representado por um conjunto de polinômios. O termo $\phi(B)$ é o polinômio Autorregressivo regular, $\Phi(B^s)$ é o polinômio Autorregressivo Sazonal, $\theta(B)$ é o polinômio de Médias Móveis regular, $\Theta(B^s)$ é o componente de Média Móvel Sazonal e s é a extensão da sazonalidade. Por hipótese, o processo ARMA é estacionário e inversível se as raízes de todos os polinômios se encontram fora do círculo unitário, isto é, se os valores absolutos dessas raízes são estritamente maiores que um.

Matematicamente, o Modelo Estrutural completo pode ser escrito como:

$$Ln(Y_t) = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \sum_{k=0}^{k} (\varepsilon_i ln(X_{t-k})) + \beta_t w_t + \phi_t + \sum_{t=2}^{t} \varphi_i Y_{t-1} + \epsilon_t;$$

A seguir, serão detalhados todos os componentes relativos ao Modelo Estrutural.

Detalhes sobre o Modelo ARMA podem ser encontrados em Vandaele (1983) e Mills (1990).

A Tendência μ_t pode ser subdividida em dois componentes, nível e inclinação, cujas fórmulas são:

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \nu_t + \xi_t$$
 (nível)
 $\nu_{t+1} = \nu_t + \zeta_t$ (inclinação)

A variação no nível e inclinação é governada pelas variâncias dos termos ξ_t e ζ_t nas respectivas equações. Casos interessantes desse componente surgem quando se manipula as respectivas variâncias. Se a variância ξ_t = 0, a inclinação será constante e igual a ν_0 . Por outro lado, se a variância ζ_t = 0, isto implica que μ_t será uma tendência determinística dada por $\mu_0 + \nu_0 t$.

O componente sazonal pode ser representado de duas formas, por variáveis dummies ou trigonométricas.

No caso da representação da sazonalidade por variáveis Dummies, com a extensão da sazonalidade representada por s, tem-se a seguinte equação estocástica:

$$\sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{t-i} = \omega_t$$
, $\omega_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\omega^2)$

A sazonalidade (γ_t), no caso de dados mensais, implica que S = 12.

Neste estudo foi utilizada a sazonalidade com base trigonométrica:

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{[s/2]} \gamma_{j,t}$$

em que j = 1, 2, ..., [s/2] e cada $\gamma_{j,t}$ é gerado a partir das seguintes fórmulas

$$\gamma_{j,t+1} = \gamma_{j,t} \cos \lambda_j + \gamma_{j,t} * \sin \lambda_j + \omega_{j,t}$$

$$\gamma *_{j,t+1} = -\gamma_{j,t} \cos \lambda_j + \gamma_{j,t} * \sin \lambda_j + \omega_{j,t} *$$

 $\gamma *_{j,t+1} = -\gamma_{j,t} \cos \lambda_j + \gamma_{j,t} * \sin \lambda_j + \omega_{j,t} *$ em que $\lambda_j = \frac{2\pi j}{s}$ é a frequência em radianos e os termos ω_t e ω_t * são mutuamente independentes

O termo ψ_t representa o componente cíclico. A equação estocástica que governa o componente ciclo de período p e o fator de amortecimento ρ é a seguinte

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{\psi}_t \\ \boldsymbol{\psi} *_t \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda \sin \lambda \\ -\sin \lambda \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\psi}_{t-1} \\ \boldsymbol{\psi} *_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{v}_t \\ \boldsymbol{v} *_t \end{bmatrix}$$
 em que \boldsymbol{v}_t erros gaussianos independentes com média zero e

variância σ^2_{ν} e $\lambda = \frac{2\pi}{p}$ é a frequência angular do ciclo. Qualquer período de tempo (p) maior que 2 é admissível, enquanto o fator de amortecimento (ρ) pode assumir qualquer valor no intervalo (0, 0)1), incluindo um, porém, excluindo zero. Valores de ho menores que a unidade produz ciclo estacionário, enquanto $\rho = 1$ produz ciclo não estacionário.

O termo ϕ_t é o termo autorregressivo, β_t w_t permite utilizar variáveis dummies para tratar quebras estruturais decorrentes da presença de outliers 3 e, finalmente, $\varphi_i Y_{t-1}$ representa a variável dependente defasada.

3 As implicações sobre a presença de outliers, bem como os tipos de outliers e os procedimentos para sua correção, podem ser encontrados em Box e Tiao (1975) e em Box et al. (1994).

análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural

Após a estimação do Modelo Estrutural, é necessário analisar os resíduos para verificar a efetividade do processo de filtragem. Para a apresentação das estatísticas utilizadas para a avaliação do modelo estimado, foi utilizado o texto de Yaffee e McGee (2000).

Entre as estatísticas utilizadas para verificar se o modelo estimado está adequado ou não, tem-se o Erro Quadrático Médio (ou Variância do Erro), cuja fórmula é:

$$EQM = \frac{\sum_{t=0}^{T} (y_t - \widehat{y_t})^2}{T - k} = \frac{SQR}{T - k},$$

 $EQM = \frac{\sum_{t=0}^{T}(y_t-\widehat{y_t})^2}{T-k} = \frac{SQR}{T-k},$ em que SQR corresponde à soma dos quadrados dos resíduos e é dada pela seguinte fórmula: $SQR = \sum_{t=0}^{T} (y_t - \hat{y}_t)^2$, y_t é o valor observado no período t, \hat{y}_t é o valor previsto dentro da amostra no tempo t, T corresponde ao número de observações amostrais e k é o número de parâmetros estimados. Quanto mais próximo de zero o EQM, mais os valores previstos se aproximam dos valores observados e melhor o ajuste do modelo.

Um segundo indicador utilizado foi a Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio-REQM, cuja fórmula é:

$$REQM = \sqrt{SQR} = \sqrt{\frac{SQR}{T - k}}$$

No caso do REQM, assim como no caso da estatística anterior, quanto mais próximo de zero, melhor o ajuste do modelo.

Outra estatística é o Percentual Absoluto do Erro Médio-PAEM, que determina a acurácia do modelo em termos percentuais, novamente, quanto mais próximo de zero, melhor o ajuste do modelo. A sua fórmula é a seguinte:

$$PAEM = \frac{100}{T} \sum_{t=0}^{T} \left| \frac{(y_t - \widehat{y_t})}{y_t} \right|.$$

Outros indicadores utilizados para avaliar o modelo estimado neste estudo foram o Coeficiente de Determinação, também denominado de R², R² ajustado, Random Walk R² e Amemiya R² ajustado. Em linhas gerais, o R² é a medida de ajuste mais utilizada, sendo que consiste no coeficiente de correlação ao quadrado e varia entre o e 1. Quanto mais próximo da unidade, melhor o ajuste do modelo.

Em termos matemáticos, o R² é representado como:

$$R^2 = 1 - \frac{SQR}{SOT}$$

em que SQT corresponde a soma de quadrados total.

No entanto, conforme Brooks (2002), deve-se realçar que o R2 apresenta problemas. Dado que o R² é definido em termos de variação ao redor da média de y, tal que, se o modelo é reparametrizado e a variável dependente é modificada, o valor de R² também se modificará. Logo, não se deve comparar os valores de R² entre modelos com diferentes variáveis dependentes. Também, o valor do R² nunca diminui se mais regressores são adicionados ao modelo. Portanto, é impossível utilizar o R² como determinante se uma dada variável deveria estar presente no modelo ou não.

Para contornar os problemas relacionados com o R², frequentemente se leva em conta a perda de graus de liberdade associado com a inclusão de mais variáveis no modelo. Isso é conhecido como R² ajustado:

$$\overline{R^2} = 1 - \left[\left(\frac{T-1}{T-k} \right) (1 - R^2) \right].$$

Se um regressor extra é adicionado ao modelo, k aumenta, e, a menos que R^2 mais que compense esse aumento, o valor do R^2 ajustado decairá. Portanto, o R^2 ajustado pode ser utilizado na tomada de decisão se determinada variável deve ou não ser incluída no modelo.

Uma variante do R² ajustado é o R² ajustado de Amemiya. Segundo Yaffee e Mcgee (2000, p.219), o "R² ajustado e o R² ajustado de Amemiya utilizam diferentes ajustes para compensar o número de parâmetros que estão sendo estimados". A fórmula para o R² ajustado de Amemiya é:

$$\overline{R^2}$$
 de Amemiya = $1 - \left[\left(\frac{T+k}{T-k} \right) (1-R^2) \right]$.

Assim como no caso do R^2 , tanto para o R^2 ajustado quanto para o R^2 ajustado de Amemiya, o melhor ajuste do modelo ocorre quando seus respectivos valores se aproximam da unidade.

Finalmente, o último indicador utilizado foi o $random\ walk\ R^2$, que compara o R^2 do modelo estimado com o R^2 de uma variável aleatória. Sua fórmula é a seguinte:

random walk
$$R^2 = \left(1 - \left(\frac{T-1}{T}\right)\right) \frac{SQR}{RWSQR}$$
,

sendo que: $RWSQR = \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1} - \mu)^2$ e $\mu = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})$, em que RWSQR é a soma de quadrados dos resíduos da variável aleatória e μ é uma constante ou valor médio da série.

5 Análise de resultados

Ao se trabalhar com o denominado Modelo Estrutural, o primeiro passo consiste em verificar se cada um dos componentes não observáveis da série temporal, tendência (nível e inclinação), sazonalidade, ciclo e componente Irregular apresentam comportamento estocástico ou determinístico.

Inicialmente, foi estimado o Modelo Estrutural, relativo à variável dependente, que neste caso é o preço médio recebido pelo exportador de açúcar no Brasil, conjuntamente com todos os componentes não observáveis, tendência (nível e inclinação), sazonalidade, ciclo e componente Irregular. Esse procedimento visa determinar quais componentes apresentam comportamento estocástico (variam ao longo do tempo) ou determinístico (invariantes ao longo do tempo).

A Tabela 1 apresenta os resultados do Modelo Estrutural. Com base no menor valor em módulo do Teste t de Student (ou maior P-valor), o respectivo parâmetro não é estatisticamente significativo e pode ser removido do modelo.

Tabela 1. Estimativas Finais dos Parâmetros Livres, Tendência (Nível e Inclinação), Sazonalidade, Ciclo e Componente Irregular, Preço Médio Recebido pelos Exportadores Brasileiros de Acúcar, Janeiro de 2004 – Novembro de 2015

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da	Valor Teste	P-Valor
		Estimativa	t	
ância do Erro	9.52228E-10	5.07476E-7	0.00	0.9985
ância do Erro	0.00032428	0.0008190	0.40	0.6922
ância do Erro	0.00004351	0.00002680	1.62	0.1044
ância do Erro	4.33755E-14	9.288E-11	0.00	0.9996
Fator de	0.90999	0.06812	13.36	<.0001
ortecimento				
Período	20.95654	6.27649	3.34	0.0008
ância do Erro d	0.00045000	0.0004383	1.03	0.3046
	ância do Erro ância do Erro ância do Erro ância do Erro Fator de ortecimento Período	ância do Erro 9.52228E-10 ância do Erro 0.00032428 ância do Erro 0.00004351 ância do Erro 4.33755E-14 Fator de 0.90999 oortecimento 20.95654	Estimativa fância do Erro 9.52228E-10 5.07476E-7 fância do Erro 0.00032428 0.0008190 fância do Erro 0.00004351 0.00002680 fância do Erro 4.33755E-14 9.288E-11 Fator de 0.90999 0.06812 fortecimento Período 20.95654 6.27649	Estimativa t fância do Erro 9.52228E-10 5.07476E-7 0.00 fância do Erro 0.00032428 0.0008190 0.40 fância do Erro 0.00004351 0.00002680 1.62 fância do Erro 4.33755E-14 9.288E-11 0.00 Fator de 0.90999 0.06812 13.36 fortecimento Período 20.95654 6.27649 3.34

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da UNICA e FMI.

Neste estudo, ao invés de se remover de uma vez todos os parâmetros não estatisticamente significativos, optou-se pela remoção individual de cada parâmetro, sendo que, após esta remoção, estima-se novamente o modelo, e assim sucessivamente, até ser obtido o modelo com todos os parâmetros estatisticamente significativos, conforme apresentado em Lavery (2015), Fomby (2015), Milhoj (2012) e Gharibvand (2015).

De acordo com resultados apresentados na Tabela 1, o parâmetro associado ao componente sazonalidade tem o menor P-Valor; logo a hipótese nula de que sua variância é igual à zero não pode ser rejeitada. Dessa maneira, esse componente pode ser removido do modelo. Em outras palavras, isso significa que o componente analisado não varia ao longo do tempo.

A estimação do Modelo Estrutural após a exclusão do componente Sazonalidade mostra que o componente Irregular é aquele que apresenta o menor valor em módulo para o teste t de Student. Seu resultado implica que a hipótese nula de que esse componente não tem variância estocástica não pode ser rejeitada, uma vez que há 99,93% de probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira. Em outras palavras, há 99,93% de probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula e tal hipótese ser verdadeira (Tabela 2). Esse resultado mostra que o componente Irregular também é invariante no tempo e pode ser removido do modelo.

Tabela 2. Estimativas Finais dos Parâmetros Livres, Tendência (Nível e Inclinação), Ciclo e Componente Irregular, Preço Médio Recebido pelos Exportadores Brasileiros de Acúcar, Janeiro de 2004 – Novembro de 2015

de riçuear, sarieiro de 2004		Novembroac	2015		
Componente	Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da	Valor Teste	P-Valor
Tendência			Estimativa	t	
Irregular	Variância do Erro	1.88395E-10	2.27065E-7	0.00	0.9993
Nível	Variância do Erro	0.00032428	0.0008190	0.40	0.6921
Inclinação	Variância do Erro	0.00004351	0.00002680	1.62	0.1044
Ciclo	Fator de	0.90999	0.06812	13.36	<.0001
	Amortecimento				
Ciclo	Período	20.95654	6.27647	3.34	0.0008
Ciclo	Variância do Erro	0.00045000	0.0004383	1.03	0.3046

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da UNICA e FMI.

Os resultados da Tabela 3 mostram que, após a exclusão do componente Irregular, o parâmetro estimado que se apresenta menos significativo em termos estatísticos é o Nível do componente Tendência, com valor do teste t de Student de apenas 0,40. Isso quer dizer que o Nível também é invariante ao longo do tempo, uma vez que há 69,21% de probabilidade de se rejeitar a hipótese nula (invariante ao longo do tempo) e a referida hipótese ser verdadeira, logo, não se rejeita a hipótese nula.

Tabela 3. Estimativas Finais dos Parâmetros Livres, Tendência (Nível e Inclinação) e Ciclo, Preço Médio Recebido pelos Exportadores Brasileiros de Açúcar, Janeiro de 2004 — Novembro de 2015

Componente	Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da	Valor Teste	P-Valor
Tendência			Estimativa	t	
Nível	Variância do Erro	0.00032429	0.0008190	0.40	0.6921
Inclinação	Variância do Erro	0.00004351	0.00002680	1.62	0.1044
Ciclo	Variância do Erro	0.91000	0.06812	13.36	<.0001
Ciclo	Fator de	20.95649	6.27628	3.34	0.0008
	Amortecimento				
Ciclo	Período	0.00044999	0.0004383	1.03	0.3046

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da UNICA e FMI.

Após a remoção do Nível do componente Tendência, verifica-se que tanto a inclinação do componente Tendência quanto os três parâmetros do componente Ciclo são estatisticamente significativos ao se adotar o nível de significância de 10% (Tabela 4). Em função dos resultados, pode-se inferir que tanto a Inclinação quanto o Ciclo variam ao longo do tempo, ou seja, apresentam comportamento estocástico.

Tabela 4. Estimativas Finais dos Parâmetros Livres, Tendência (Inclinação) e Ciclo, Preço Médio Recebido pelos Exportadores Brasileiros de Açúcar, Janeiro de 2004 – Novembro de 2015

		140 V CITIDI O GC	201)		
Componente	Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da	Valor Teste	P-Valor
Tendência			Estimativa	t	
Inclinação	Variância do Erro	0.00004548	0.00002727	1.67	0.0953
Ciclo	Variância do Erro	0.89451	0.04436	20.17	<.0001
Ciclo	Fator de	22.98668	6.75032	3.41	0.0007
	Amortecimento				
Ciclo	Período	0.00071649	0.0003459	2.07	0.0383

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da UNICA e FMI.

A seguir foi feita uma pesquisa para identificar a possível presença de outliers na série do preço médio recebido pelos exportadores brasileiros de açúcar. Foi identificada a presença de dois outliers do tipo Additive (AO) nas observações 75 e 124, que correspondem a março de 2010 e abril de 2014. Os respectivos outliers são estatisticamente significativos para um nível de significância de 1% e foram responsáveis pelo deslocamento positivo da série em aproximadamente 8% (março de 2010) e queda de aproximadamente 9%, respectivamente (Tabela 5).

Também foi necessária a inclusão da variável dependente defasada de um período como variável independente no modelo. O parâmetro auto-regressivo de ordem um também é estatisticamente significativo para um nível de significância de

1% (Tabela 5). Economicamente, tal parâmetro estimado mostra que 45,37% do valor da variável dependente no tempo t deve-se à própria variável defasada de um período (ou t-1), ou seja, predomina forte memória no curto prazo, uma vez que quase metade do valor da variável no período atual é composta por ela própria defasada de um período.

Tabela 5. Estimativas Finais dos Parâmetros Livres, Tendência (Inclinação), Ciclo, Outliers, Preço Internacional e Parâmetro Auto-regressivo, Preço Médio Recebido pelos Exportadores Brasileiros de Acúcar, Janeiro de 2004 – Novembro de 2015

		, ,			
Componente	Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da	Valor Teste	P-Valor
Tendência			Estimativa	t	
Inclinação	Variância do Erro	1.707721E-7	8.63135E-8	1.98	0.0479
Ciclo	Variância do Erro	0.40087	0.24163	1.66	0.0971
Ciclo	Fator de	4.31512	1.38090	3.12	0.0018
	Amortecimento				
Ciclo	Período	0.00026090	0.00008561	3.05	0.0023
lpint	Coeficiente	0.30897	0.01717	18.00	<.0001
AO75	Coeficiente	0.15521	0.01857	8.36	<.0001
AO124	Coeficiente	-0.09023	0.01863	-4.84	<.0001
DepLag	Phi_1	0.45379	0.09920	4.57	<.0001

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos da UNICA e FMI.

Por último, mas não menos importante, foi inserida como variável independente o preço internacional do açúcar. O parâmetro estimado associado a essa variável, mais uma vez, também é significativo para um nível de significância de 1%. Dado que tanto a variável dependente quanto independente está em logaritmo, então, o coeficiente estimado para a variável independente é a elasticidade de transmissão de preço. Dessa forma, variações de 1% no preço internacional do açúcar são transmitidas para o preço médio recebido pelos exportadores brasileiros de açúcar com magnitude de 0,3%, em média, configurando relação inelástica entre as duas variáveis (Tabela 5). Destarte, o resultado da presente pesquisa reflete algum tipo de restrição imposta ao mercado, invalidando a Lei do Preço Único, ou seja, os mercados analisados não podem ser considerados perfeitamente integrados.

Convém remontar à literatura revisada conquanto essa relação inelástica também foi encontrada por Silveira (2004), mas com percentuais distintos (1% no preço do contrato de açúcar da Csce/Nybot implica em uma variação de 0,62% no preço doméstico; 1% no preço do contrato de açúcar da Liffe implica em uma variação de 0,18% no preço doméstico). Também não se observou efeito causal considerável do preço doméstico para o preço das bolsas internacionais, e as influências das cotações dos contratos futuros da Csce/Nybot e da Liffe sobre o preço doméstico foram pequenas.

Os diversos indicadores produzidos que mostram a robustez dos resultados estão adequados. Dado que o Erro Quadrático Médio, a Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio e o Erro Percentual Médio Absoluto se situam próximo de zero, indicando que as diferenças entre os valores observados e estimados são muito próximos, o modelo está bem ajustado, conforme Quadro 1.

Quadro 1. Indicadores Estatísticos para o Modelo Estrutural Estimado

Indicadores Estatísticos	Ajuste Estatístico com Base nos Resíduos	
Erro Quadrático Médio	0.00041968	
Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio	0.02049	
Erro Percentual Médio Absoluto	1.65060	
R Quadrado	0.96803	
R Quadrado Ajustado	0.95890	
Random Walk R Quadrado	0.53161	
Amemiya R Quadrado Ajustado	0.94520	

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados básicos da UNICA e FMI.

Os indicadores que envolvem os respectivos coeficientes de determinação, ou seja, que têm como base o critério R², também apresentam-se adequados, pois o R² ajustado, assim como o R² de Amemiya, estão todos próximos de 95%. Esses resultados indicam que 95% do comportamento da variável dependente são explicados pela variável independente e pelos componentes da série temporal do modelo (Quadro 1).

6 Conclusões

Como conclusão do presente trabalho, foi encontrada uma relação inelástica entre as duas variáveis trabalhadas, evidenciando em termos numéricos que variações de 1% no preço internacional do açúcar são transmitidas para o preço médio recebido pelos exportadores brasileiros de açúcar com magnitude de 0,3%, em média.

Isso significa a não ocorrência da Lei do Preço Único no mercado internacional do açúcar e o mercado exportador brasileiro dessa commodity, isto é, esses mercados não são perfeitamente integrados em relação à transmissão de preços. Diante disso, certamente, há ruídos que estão impedindo o pleno funcionamento do processo de arbitragem. Conforme literatura consultada, o açúcar é um dos produtos mais protegidos comercialmente e que sofre muitas interferências, tanto no âmbito dos países produtores como dos países consumidores. Dessa forma, a ocorrência de expedientes como o financiamento público da produção, a determinação de cotas de produção, as barreiras à importação, os subsídios à exportação, salvaguardas especiais e outros mecanismos realizados por alguns países e mesmo blocos econômicos estão contribuindo para distorções no comércio internacional do açúcar.

Com essa ausência de integração de mercado, vista na não transmissão completa de preços de um mercado para outro, há evidentemente implicações em termos de bem-estar para a sociedade. Sendo assim, faz-se necessária a correção dessas assimetrias no mercado estudado para que os resultados econômicos sejam eficientes.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia Rural**, v.42, n.01, p.09-33, Jan-Mar. 2004.

análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural

AMARAL, T. M.; NEVES, M. F.; MORAES, M. A. F. D. de. Análise comparativa entre cadeia da cana-de-açúcar do Brasil e da França. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 41., 2003. **Anais...** Juiz de Fora-MG. SOBER, 2003.

ANDRADE, M. C. **Modernização e pobreza**: a expansão da agroindústria canavieira e seu impacto ecológico e social. São Paulo: Editora UNESP, 1994. 250 p.

ANHESINI, J. A. R.; CAMARA, M. R. G.; SEREIA, V. J.; SHIKIDA, P. F. A. Sistema agroindustrial canavieiro no Brasil no período 1990/2010: análise de indicadores de competitividade internacional. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 44, n. 4, p. 867-878, Out-Dez. 2013.

BARROS, G. S. A. C.; BURNQUIST, H. L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. *In*: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., São Paulo, 1987. **Anais...** São Paulo, s. ed., 1987.

BARROS, W. J. de. **Análise econométrica dos mercados interno e de exportação de açúcar.** 1975. Dissertação. Mestrado em Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

BELIK, W. **Agroindústria processadora e política econômica**. Campinas, 1992. 219 p. Tese. Doutorado em Economia. Universidade Estadual de Campinas.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3rd. New Jersey: Prentice Hall, 1994, 598p.

BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems G. **Journal of the American Statistical Association**, v.70, n.349, p.70-79, Mar. 1975.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002, 701p.

CARVALHO, F. C.; BRANDT, S. A. Avaliação da política de estabilização de preços no mercado de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia Rural**, v.25, n.3, p.357-365, Jul.-Set., 1987.

CHAGAS, A. L. S. **Três ensaios sobre o setor produtor de cana-de-açúcar no Brasil**. São Paulo, 2009. 112 p. Tese, Doutorado em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. United States: Oxford University Press, 2007, 174p.

COSTA, C. C. Medidas protecionistas utilizadas pelos Estados Unidos e União Europeia para o açúcar: impacto sobre a economia das regiões exportadoras do Brasil. 2004. 317 p. Tese. Doutorado em Ciências. ESALQ/USP, Piracicaba.

FOMBY, T. **The unobserved components model**. Dallas, TX75275, May, 42p. 2008. Disponível em:

http://faculty.smu.edu/tfomby/eco5375/data/notes/The%20Unobservable%20Components%20Model.pdf. Acesso em: 26/12/2015.

GHARIBVAND, L. **Using unobserved component model (UCM) for a stock price fluctuation**. 6p. 2015. Disponível em: http://www.lexjansen.com/wuss/2008/anl/anl12.pdf > Acesso em 15/12/2015.

GOODWIN, B. K. **Spatial and vertical price transmission in meat markets.** Lexington, KY: [s.n.], Apr. 2006. (Paper prepared for workshop on Market Integration and Vertical and Spatial Price Transmission in Agricultural Markets, University of Kentucky).

HARVEY, A. C. Forecasting, structural time series models and the kalman filter. Great Britain: Cambridge University Press, 1996. 554p.

HARVEY, A.C. Time series model. Great Britain: MIT Press, 1993. 308p.

LAMOUNIER, W. M.; CAMPOS FILHO, M. F; BRESSAN, A. A. Análise do *trade-off* na produção de açúcar e álcool nas usinas da região Centro-Sul do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006. **Anais...** Fortaleza-CE: SOBER, 2006.

LAVERY, R. **An animated guide**: proc UCM (Unobserved Components Model). 23 p. 2105. Disponível em: http://www.lexjansen.com/nesug/nesug04/an/an03.pdf>. Acesso em: 14/01/2016.

LOPES, M. L. de; BACCHI, M. R. P. Etanol: do início às fases atuais de produção. **Revista de Política Agrícola**, v.23, n.4/5, p.5-22, Out./Nov./Dez. 2014.

MACEDO, I. de C. (Org.) A energia da cana-de-açúcar: doze estudos sobre a agroindústria da cana-de-açúcar no Brasil e a sua sustentabilidade. São Paulo: Berlendis & Vertecchia - UNICA, 2005. 237 p.

MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A. Análise da transmissão de preços e das volatilidades entre o mercado internacional do petróleo e o de açúcar importado pelos Estados Unidos. **Revista de Economia & Relações Internacionais**, v.10, n.20, p.70-90, Jan. 2012.

MAZZUCHETTI, R. N. **O comércio internacional do açúcar:** uma análise utilizando o método gravitacional. 2014. 129 p. Tese. Doutorado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio. Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo.

MILHOJ, A. **Analyzing the time series of U.S. E-Commerce using Proc UCM**. SAS Global Forum. 110. 2012. Disponível em: http://support.sas.com/resources/papers/proceedings12/339-2012.pdf Acesso em: 26/12/2015.

MILLS, T. C. **Time series techniques for economists.** New York: Cambridge University, 1990. 377 p.

análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural

MORAES, M. A. F. D. de. **A desregulamentação do setor sucroalcooleiro do Brasil**. Americana: Caminho Editorial, 2000. 238 p.

MORAES, M. A. F. D. de.; SHIKIDA, P. F. A. (Orgs.). **Agroindústria canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002. 368 p.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Review**, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

NEVES, M. F.; CONEJERO, M. A. **Estratégias para a cana no Brasil**: um negócio classe mundial. São Paulo: Atlas, 2010, 288 p.

RAMOS, P. **Agroindústria canavieira e propriedade fundiária no Brasil**. São Paulo: HUCITEC, 1999. 243 p.

RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. Market integration and price transmisison in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. 2006. Disponível em: http://www.fao.org/docrep/006/Y5117E/y5117e06.htm> Acesso em: 26/12/2015.

RISSARDI JÚNIOR, D. J. **Três ensaios sobre a agroindústria canavieira no Brasil pós-desregulamentação.** 2015. 116 p. Tese. Doutorado em Desenvolvimento Regional e Agronegóci. Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2015.

SEXTON, R.; ZHANG, M.; CHALFANT, J. Grocery retailer behavior in the procurement and sale of perishable fresh produce commodities. Contractor and Cooperator Report N. (CCR2). 2003. Disponível em: http://www.ers.usda.gov/publications/CCR2/CCR2.pdf>. Acesso em: 26/12/2015.

SILVA JÚNIOR, L. H.; LIMA, R. C.; SAMPAIO, Y. S. B. Interrelações entre os preços de açúcar no mercado internacional e no mercado do Nordeste. **Revista Desenbahia**, v.8, p. 71-93, 2008.

SILVEIRA, A. M. A relação entre os preços de açúcar nos mercados doméstico e internacional. 2004. 74 p. Dissertação. Mestrado em Ciências. ESALQ/USP, Piracicaba.

SIQUEIRA, P. H. de L. Estratégias de crescimento e de localização da agroindústria canavieira brasileira e suas externalidades. 2013. 189 p. Tese. Doutorado em Dinâmica e Gestão de Cadeias Produtivas, Universidade Federal de Lavras.

STALDER, S. H. G.; BURNQUIST, H. L. Exportações de açúcar no Brasil: uma abordagem de elasticidade. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35, 1997, **Anais...** Natal: SOBER, 1997.

UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA-DE-AÇÚCAR (UNICA). **Unicadata**. 2016. Disponível em http://www.unicadata.com.br. Acesso em 19/01/2015.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). **Sugar**. 2016. Disponível em: http://www.ers.usda.gov/data-products/sugar-and-sweeteners-yearbook-tables.aspx. Acesso em: 16/01/2016.

VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417 p.

VIAN, C. E. de F. **Agroindústria canavieira**: estratégias competitivas e modernização. Campinas: Ed. Átomo, 2003. 217 p.

YAFFEE, R.; McGEE, M. Introduction to time series analysis and forecasting with applications of SAS and SPSS. San Diego: Academic Press. 2000. 528 p.

Mario Antonio Margarido. Dr. em Economia Aplicada, Assessoria de Política Tributária e Econômica, Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo. E-mail: margaridoma@gmail.com

Pery Francisco Assis Shikida. Dr. em Economia Aplicada, Professor Associado da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. E-mail: peryshikida@hotmail.com

Juan Carllos Ayala Calvo. Dr. em Ciências Empresariais, Professor da Universidad de la Rioja (Espanha). E-mail: juan-carlos.ayala@unirioja.es

Submetido em: 21/03/2016

Aprovado em: 15/08/2017