

ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS MERCADOS DO ETANOL E DA GASOLINA DESDE O LANÇAMENTO DOS CARROS FLEX-FUEL NO MERCADO BRASILEIRO

jorgetg30@gmail.com

Apresentação Oral-Comercialização, Mercados e Preços

JORGE ESTUARDO TELLO GAMARRA; PAULO DABDAB WAQUIL.
PPG-AGRONEGÓCIOS/CEPAN/UFRGS, PORTO ALEGRE - RS - BRASIL.

ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS MERCADOS DO ETANOL E DA GASOLINA DESDE O LANÇAMENTO DOS CARROS FLEX-FUEL NO MERCADO BRASILEIRO

ANALYSIS OF PRICE TRANSMISSION AMONG THE MARKETS OF ETHANOL AND GASOLINE FROM THE RELEASE OF FLEX-FUEL CARS IN BRAZILIAN MARKET

Grupo de Pesquisa: **Comercialização, Mercados e Preços**

Resumo

Quando dois ou mais mercados, anteriormente separados, começam a apresentar certa convergência de preços, diz-se que eles estão integrados. Geralmente, os pesquisadores têm objetivado o estudo da integração entre mercados externos e internos (integração espacial) ou entre os diferentes elos de uma cadeia produtiva (integração vertical), mas de um único produto. Após uma importante mudança na tecnologia, concretizada através do lançamento dos motores *flex-fuel* no Brasil, a presente pesquisa teve por desafio analisar a existência de integração entre os mercados da gasolina e do etanol, dita como “integração de mercados por substituição”. Para tal fim, e depois de filtradas as séries de preços mediante os testes de estacionariedade (Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron), foi feito uso de modelos de transmissão de preços, mais especificamente os testes de Co-integração, o do Mecanismo de Correção de Erro (MCE) e o da Causalidade. No período em análise (de março de 2003 até julho de 2008), foi constatada a presença de co-integração entre os dois mercados. Também foi observado que um incremento de 1% no preço da gasolina é responsável por um incremento de 2,74% no preço do etanol. Ainda que tenha sido pequeno o parâmetro do Mecanismo de Correção de Erro obtido, ele indica que é possível relacionar o comportamento de curto com o de longo prazo, nas séries analisadas. Dos resultados obtidos, pode-se concluir que os mercados do etanol e da gasolina estão integrados a longo prazo, onde variações no preço da gasolina causam variações no do etanol (à Granger, 1969).

Palavras-chave: integração de mercados, transmissão de preços, etanol, gasolina, *flex-fuel*.

Abstract

When two or more markets, previously separated, start showing a price convergence, it is possible to say that they are integrated. Usually, the researchers have focused the integration study between external and internal market (spatial integration) or between the

different links of a productive chain (vertical integration), but just of an unique product. After an important technological change, materialized in the releasing of flex-fuel motors in Brazil, this work had as a challenge analyze the existence of the integration between the gasoline and ethanol markets, referred as "integration of substitution markets". Therefore, after filtering the prices series through stationary tests (Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron), it was made the use of price transmission models, specifically the co-integration tests, and the Error Correction Mechanism (ECM) and the causality. In the analyzed period (from March 2003 to July 2008), it was verified the existence of co-integration between the two markets. Also it was observed that an increase of 1% in the gasoline price is responsible for the increase in 2.74% of the ethanol price. Although it was small the parameter of the correction mechanism in the obtained error, it points out that is possible to relate the behavior in the short and long term, in the analyzed series. Taking in consideration the obtained results, we arrived to the conclusion that the ethanol and gasoline markets are integrated in the long term, where variations in the gasoline price cause variations in the ethanol market.

Keywords: market integration, prices transmission, ethanol, gasoline, flex fuel.

1. INTRODUÇÃO

No mercado automotivo brasileiro, existem quatro vetores de mudança presentes, sendo eles: o pico na exploração de petróleo, o risco à segurança energética, a mudança na frota de veículos leves no Brasil e a influência do efeito estufa sobre o clima. A sinergia entre estes vetores faz com que a cadeia brasileira de produção sucroalcooleira tenha entrado em uma fase de investimentos, com o objetivo de atender a atual, e principalmente, a futura demanda do álcool combustível no mercado nacional e internacional.

Cabe ressaltar que o etanol, em nível mundial, encontra-se em uma etapa de comoditização. Logo que seja alcançada esta meta, a sua comercialização será mais livre, onde os países com grande potencial produtor, como o Brasil, poderão receber os benefícios da venda, e os países compradores, os benefícios do etanol a um preço competitivo e sem tarifas de importação ou subsídios, que distorcem os mercados e tornam mais caro o produto para o consumidor final.

Ainda que existam no mercado múltiplas variáveis que influenciam a oferta e a demanda de um determinado produto ou serviço, a variável determinante na demanda do mesmo se refere ao seu preço. Ele afeta a posição competitiva da empresa, a sua participação do mercado e a sua rentabilidade. A determinação do preço é considerada uma atividade central dentro de qualquer estrutura de mercado, pois influencia os salários, lucros, juros, investimentos, etc. Pelo lado do consumidor, o preço é uma variável vital para a satisfação das suas necessidades e desejos, considerando que estes consumidores têm necessidades variadas e uma determinada restrição orçamentária.

Para sobreviver em qualquer mercado, seja como uma empresa individual ou como uma cadeia de empresas, uma organização precisa determinar preços que sejam consistentes com o valor que o produto ou serviço tem para o consumidor. Uma vez determinado o preço, este requer que seja feita uma vigilância permanente para que se possa controlar a efetividade da estratégia da empresa ou das empresas que são parte da cadeia. Mediante o preço, pode ser perseguido um leque de objetivos como benefícios,

recuperação de investimentos, participação de mercado, rentabilidade, etc., sempre tentando alcançar simultaneamente vários objetivos.

A determinação do preço, no caso do etanol, depende dos objetivos que a cadeia sucroalcooleira tem ao estabelecê-lo, sendo que o comportamento do consumidor, o nível de concorrência, as intervenções governamentais, o poder de negociação com os fornecedores, os aspectos da transmissão de preços e a relação entre a oferta e a demanda internacional consistem em exemplos de fatores que, dentre outros, influenciam a determinação do preço do álcool combustível. O fato de conhecer os mecanismos pelos quais os preços da gasolina e do etanol se relacionam no mercado brasileiro é importante para a definição de políticas setoriais e para tomar decisões sobre a produção e a comercialização no mercado de álcool combustível.

Neste sentido, a transmissão de preços faz referência à relação existente entre séries de preços, podendo ser do mercado internacional para o mercado doméstico, de um mercado para o outro, ou de um elo para outro ao longo da cadeia, com o objetivo de observar e analisar como um determinado comportamento de preços em um mercado se transmite para outro (BALCOMBE e MORRISON, 2002).

Segundo Acosta e Ortega (2006), de maneira geral, a transmissão de preços pode ser estudada a partir de dois enfoques principais: quando a finalidade for a de examinar a diferença entre o preço de um produto nos mercados internacional e doméstico (ou em áreas distintas de um mesmo país) se trata de um “enfoque espacial”. Se o interesse de uma análise residir na forma como o preço é transmitido através dos diferentes elos da cadeia (fornecedor, produtor, atacado, varejo, consumidor final) trata-se de um “enfoque vertical”.

A respeito do preço e das suas relações, no setor sucroalcooleiro brasileiro, já foram realizadas diferentes pesquisas. No entanto, segundo alguns destes autores, a maioria destas investigações tem focado as relações de preços entre os mercados interno e externo. Também são encontrados trabalhos que relacionam os preços em períodos no qual os mercados se encontravam regulados pelo governo e outros estudos quando o mercado estava em processo de desregulamentação, todos estes com aspectos muito diferentes dos atuais e, por isto, as relações encontradas são diferentes das que se apresentam na atual dinâmica do mercado. Dos trabalhos realizados e das opiniões de pesquisadores se pode concluir que existe uma lacuna na literatura que estude as relações de preços desde o momento que as unidades *flex-fuel* ingressaram no mercado brasileiro. Neste sentido, a presente pesquisa teve por objetivo o estudo destas relações desde março de 2003 até julho de 2008.

Faz-se necessário salientar que o Brasil, por enquanto, é o único país que possui um grande percentual destas unidades, e as projeções a médio prazo apontam no sentido de que os carros *flex-fuel* sejam a maior parte da frota em 2015.

2. ESTADO DA ARTE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DO ETANOL

Diferentes pesquisas, objetivando analisar a transmissão de preços nos mercados agrícolas, foram realizadas no Brasil, ao longo das últimas décadas. No intuito de encontrar quais os modelos teóricos mais utilizados e quais os trabalhos empíricos feitos, Aguiar (1995) apresentou estes modelos e algumas evidências empíricas de estudos feitos no Brasil, até aquela data, o que lhe permitiu fazer algumas “generalizações” quanto às

observações encontradas em ditos estudos. Neste trabalho, Aguiar (1995) constatou que os estudos teóricos e empíricos desenvolvidos nesta área de pesquisa procuraram explicar três questões principais, e ele as classificou em:

- Em que nível de mercado se originam as variações dos preços e em que sentido estas variações se transmitem;
- Com qual intensidade e durante que período se dá a transmissão; e
- Se há transmissões destes acréscimos, ou seja, se existe assimetria na transmissão de preços.

A análise feita por Aguiar (1995) teve como base os modelos de transmissão de preços de Gardner (1975), Hein (1975), Sims (1972), Bishop (1979), Barros (1990), Aguiar e Barros (1991), Barros e Martines-Filho (1987), Gomes e Talamini (1992), entre outros.

Os modelos teóricos e os resultados empíricos analisados por Aguiar (1995) permitiram-lhe resumir que: a) o varejo representa apenas um papel passivo na transmissão de preços; b) o atacado e a indústria de transformação tendem a iniciar as variações de preços no mercado interno; c) os preços recebidos pelos agricultores não só se ajustam após a variação ocorrida no atacado, como também o fazem com defasagem maior do que ao ocorrida no varejo; d) as transmissões de preços entre os níveis de mercado interno tendem a ser menores do que a proporcionalidade; e) as transmissões de preços entre os mercados externo e interno são, em geral, aproximadamente iguais a um, havendo casos de transmissão maior do que a proporcionalidade; e f) os produtos processados tendem a transmitir mais os acréscimos do que os decréscimos de preços verificados ao longo de suas cadeias.

Na última década, continuaram sendo feitos estudos sobre a transmissão de preços em diferentes níveis de mercados agrícolas, relacionando também diferentes variedades de produtos e períodos de tempo diversos, em função das constantes mudanças do mercado. Contudo, como o interesse da pesquisa aqui apresentada é o de ser focada nas inter-relações de preço existentes no mercado de combustíveis e no mercado sucroalcooleiro, a seguir serão detalhados os resultados encontrados em outras pesquisas, que tiveram por objetivo determinar este fenômeno dentro da cadeia da cana-de-açúcar.

Para Bacchi: “Entre os estudos sobre preços dos produtos do setor sucroalcooleiro, os mais frequentes tratam da transmissão entre os dos mercados doméstico e internacional de açúcar” (2005, p.2). Dentro deste contexto, a autora observa que os trabalhos feitos por Sampaio e Lima (1999a), Sampaio e Lima (1999b) e Silveira (2004), centralizam os seus estudos nestes mercados.

Para Marjotta-Maistro (2002), são escassos na literatura os estudos que visam analisar as inter-relações no mercado de combustíveis brasileiro e, quando existem, são focados nas relações entre a gasolina e o álcool hidratado, deixando o álcool anidro em segundo plano. E esta constatação motivou os estudos por parte da pesquisadora.

Depois da abertura do setor sucroalcooleiro, alteração esta que foi iniciada em 1990, e com a finalidade de analisar e caracterizar o mercado de combustíveis brasileiro, Marjotta-Maistro (2002) relacionou os efeitos de mudanças em variáveis associadas à oferta e à demanda sobre o comportamento dos agentes em um mercado parcialmente liberado, no período de análise, que compreendeu de 1995 a 2000. Para este fim, a autora utilizou dois modelos, um Modelo de Ajuste pelo Preço, e outro, de Ajuste da Quantidade. O método matemático de estimação para o primeiro modelo foi o de Mínimos Quadrados

em Dois Estágios, para o primeiro modelo, e o de Mínimos Quadrados Ordinários, para o segundo.

Com o primeiro modelo, Marjotta-Maistro (2002) verificou o grau em que as forças de mercado já operavam, entre 1995 e 2000. O segundo modelo mostrou a dinâmica de ajuste. Cabe ressaltar que este estudo foi feito no período em que o setor sucroalcooleiro estava em um processo de desregulamentação por parte do governo. Os resultados encontrados foram: a) as variações de demanda tendiam a ser atendidas sem grandes alterações nos preços da gasolina e dos seus componentes; b) os ajustes de preços para o atacado, da gasolina C e da gasolina A, ainda que moderados, eram parcialmente repassados ao varejo; c) o governo tendia a absorver os choques externos de preços, não os repassando imediatamente ao varejo, e o varejo não os repassava, na mesma proporção, ao consumidor final. Os resultados desta pesquisa refletiram a característica de que o setor ainda estava operando sob o controle do Estado.

A construção e estimação de um modelo analítico que explique o comportamento dos preços do mercado sucroalcooleiro e o de combustível fóssil, de julho de 2001 a agosto de 2004, foi o desafio de Bacchi (2005). Neste escopo, a autora se valeu de técnicas de Auto-regressão Vetorial, sendo consideradas, neste modelo estatístico, as propriedades de integração e co-integração de séries temporais. O resultado deste trabalho sinalizou que as variações do preço da gasolina C para o consumidor têm efeito imediato, sendo este de grande magnitude, sobre o preço do álcool hidratado, o que indica elevado grau de substituição da primeira pelo segundo. Também foi constatado que as variações no preço do álcool anidro para o produtor têm impacto significativo no preço do álcool hidratado para o produtor e no preço do álcool hidratado para o consumidor, mas com um mês de defasagem, se tratando do álcool hidratado para o consumidor. No caso dos preços do açúcar, as variações são transmitidas para os demais produtos do setor, ainda que em pequena magnitude. Por último, Bacchi (2005) não encontrou relações significativas entre as variações de preços do álcool sobre o de açúcar, ao nível do produtor. Apesar das relações encontradas, a autora salienta que só em período recente a gasolina C passa a ter algum grau de substituíbilidade com o álcool hidratado. Isto poderia induzir a pensar que, na medida em que a frota de veículos *flex-fuel* aumentar no Brasil, as relações entre os preços do etanol e da gasolina apresentarão características distintas das já encontradas, sejam estas de intensidade, duração, direção, etc.

De maneira geral, observou-se que foi cumprido o objetivo básico dos estudos supracitados, de encontrar inter-relações entre os vários produtos da cadeia da cana-de-açúcar por um lado e por outro entre o etanol e a gasolina. No entanto, desde a introdução das unidades *flex-fuel* no mercado brasileiro, a frota geral de automóveis que utilizam álcool combustível começou a aumentar de forma rápida e a tendência aponta para que, a médio prazo, esta represente a maior parte da frota brasileira (ver figura 1). Outro aspecto de mudança no setor são os ganhos constantes de produtividade, o que permite ter preços mais estáveis e atrativos frente aos elevados preços no petróleo. Estas mudanças, entre outras, sugerem que o mercado de combustíveis e a cadeia sucroalcooleira, na atualidade, apresentam novas características e as suas inter-relações respeito ao preço precisam ser analisadas dentro deste novo contexto.

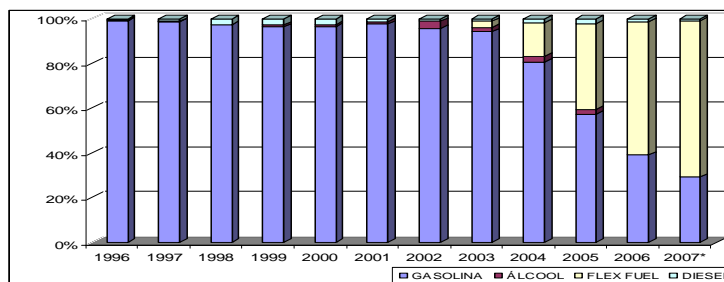


Figura 1 - Vendas de veículos novos leves no mercado brasileiro: 1996 - 2007

Fonte: ANFAVEA (2007).

A revisão da literatura permite constatar que, atualmente, o único país que tem uma frota de unidades *flex-fuel* de proporções representativas é o Brasil, que também se caracteriza por ter preços de etanol competitivos a nível mundial, razão pela qual ainda não se encontrou, na literatura internacional, estudos de transmissão de preços em mercados com estas características, e que enfoquem os seus estudos entre o mercado do etanol e da gasolina.

Nas publicações locais, foram encontrados estudos que relacionam os preços entre a gasolina e o etanol, mas em períodos nos quais o mercado estava em processo de desregulamentação por parte do governo (1995-2000) ou em períodos em que a mudança de frota ainda não era significativa (período de 2001 a agosto de 2004). Nesse sentido, a seguinte pesquisa quis encontrar as relações de transmissão de preços desde o lançamento das unidades *flex fuel* no mercado brasileiro.

3. MODELOS TEÓRICOS

3.1 Teste de causalidade de Granger

Uma simples existência de correlação ou relação entre duas variáveis não é um requisito suficiente para se dizer que exista uma relação de causalidade entre as variáveis correlacionadas. Neste sentido, o procedimento de Granger para analisar a possível existência de causalidade entre duas variáveis X e Y consiste em determinar que parte dos valores atuais da variável Y podem ser explicados a partir dos valores correntes e defasados de X.

A hipótese nula a ser testada é a de que X não causa Y em (1), e de que Y não causa X em (2), quer dizer, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_L$. Tal hipótese pode ser verificada mediante a F de Snedecor, nas duas equações. O número de defasagens a considerar, em um conjunto de regressores, depende das especificidades de cada caso, mas, de qualquer forma, deverá ser em função da natureza da relação de causalidade que se pretenda analisar.

Granger (1969) trabalha a estrutura do conceito de causalidade baseado em três premissas principais:

- As variáveis testadas resultam de processos estocásticos;
- As variáveis são estacionárias;
- O futuro não pode causar o passado nem o presente.

Na sua abordagem, Granger propõe a estimação das seguintes regressões:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_L X_{t-L} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_L Y_{t-L} + \mu_t \quad (1)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_L Y_{t-L} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_L X_{t-L} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde: L vem a ser o número de defasagens e ε_t e μ_t são os termos de erro não-correlacionados.

Logo, desta estimação, segundo Gujarati (2000), Granger (1969) encontrou quatro casos:

- *Causalidade unilateral de Y para X*: quando os coeficientes estimados em (1) para a variável defasada Y forem conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em (2) para a variável X não for estatisticamente diferente de zero.

- *Causalidade unilateral de X para Y*: quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na equação (1) não for estatisticamente diferente de zero e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X em (2) for estatisticamente diferente de zero.

- *Bicausalidade ou simultaneidade*: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e de Y forem estatisticamente diferentes de zero, em ambas as regressões.

- *Independência das variáveis*: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

Existem pontos relevantes a considerar na análise de causalidade de Granger. O primeiro deles está relacionado com as séries a serem utilizadas, pois estas devem ser estacionárias; o segundo é o de que o teste é bastante sensível ao número de defasagens que a análise inclui. Algumas pesquisas utilizam, como critério para a escolha do número de defasagens, o menor valor do Schwarz e/ou o de Akaike, ainda que estes não sejam testes específicos para tal finalidade (GUJARATI, 2006).

3.2 Análise de co-integração

Um tema estreitamente vinculado ao estudo de co-integração está relacionado com a econometria das séries temporais. Na intenção de responder à pergunta: “Quais as principais características das séries temporais?”, Asteriou (2002) as define com quatro características:

1 - A maior parte das séries temporais tem uma tendência. Os seus valores médios variam ao longo do tempo. Elas são variáveis ou séries não-estacionárias;

2 - Algumas séries seguem um curso que se assemelha, em certo sentido figurado, às sinuosidades do fundo do leito dos rios, ou seja, sobem e descem sem apresentar uma tendência em direção a determinado ponto. Este comportamento de caminho aleatório¹ é também uma propriedade de muitas variáveis não-estacionárias. E esta característica está presente em todas as séries objetos de estudo, com a exceção das da inflação e da taxa de juros;

3 - Os choques têm um alto grau de persistência. As mudanças repentinas na série demandam certo tempo para iniciar a decair. Isto é especialmente certo nas variáveis reais, tais como as relacionadas à produção e ao investimento.

4 - Algumas séries se movem de forma conjunta, isto é, têm um co-movimento positivo. Por exemplo, diferentes taxas de juros se movem de forma conjunta, de modo semelhante ao que acontece com os ritmos de produção em diferentes países.

¹ Um caminho aleatório é um exemplo de uma série temporal não-estacionária. Segundo Gujarati (2000), o caminho aleatório é frequentemente comparado com a forma de andar de um bêbado. Ao sair do bar, o bêbado se desloca uma distância aleatória u_t no tempo t , e se ele continuar a caminhar indefinidamente, no final vagará cada vez mais para longe do bar. Diz-se que ocorre o mesmo com os preços das ações. A cotação de hoje é igual à cotação de ontem mais um choque aleatório.

3.2.1 Estacionariedade

Segundo Acosta e Ortega (2006), na sua mais simples definição, uma série estacionária é aquela que não apresenta tendências, enquanto que a não-estacionária apresenta alguma tendência, sendo que esta pode ser determinística ou aleatória.

A primeira característica sobre séries temporais, apontada por Asteriou (2002), também é ressaltada por Shikida (2008, p.20), quando diz que: “...poucas séries econômicas podem ser consideradas como geradas por processos estocásticos² estacionários”.

Isto quer dizer que boa parte da econometria tradicional de séries temporais assume, implícita ou explicitamente, que as séries com as quais se trabalha são estacionárias. Então, como fazem os “econometristas” para trabalhar com séries como se todas estas fossem estacionárias, e inferir relações entre variáveis, se a maioria das séries (econômicas) temporais são não-estacionárias?

A resposta apresentada pelos econometristas para esta questão, e também para não cair em erros deste tipo, propõe que se deva trabalhar com “transformações” das séries econômicas originalmente não-estacionárias em séries estacionárias.

3.2.2 Processo estocástico estacionário

A maioria das séries (econômicas) temporais são realizações ou funções amostrais. Para Gujarati (2000), os dados de qualquer série temporal podem ser pensados como tendo sido gerados por um processo estocástico. O mesmo autor faz a distinção entre um **processo estocástico** e a **sua realização**, em analogia com a existente entre **população** e **amostra**, característica que também é ressaltada por Arnau (2001), quando argumenta que uma série temporal (Y_t , com $t = 1, 2, \dots, n$) caracteriza-se pela realização de algum processo estocástico (processo que se supõe que gere a série). Neste contexto, a realização é comparada com a amostra, assim como o processo estocástico (modelo teórico) é comparado com a população.

Por exemplo, na pesquisa, se trabalha apenas com uma série de preços para o etanol e para a gasolina, desde o lançamento das unidades *flex-fuel* no Brasil (março de 2003), e não com todas as duas séries desde o seu início. Ou seja, a análise, na presente pesquisa, é apenas uma realização em particular de um processo estocástico, e que também poderia ser chamada de série de tempo ou série temporal.

Segundo Gujarati (2000), assim como são utilizados dados amostrais para fazer inferências sobre uma população, em séries temporais se usa uma realização para fazer inferências sobre o processo estocástico subjacente. Um processo que tem recebido grande atenção e exame por parte de estudiosos das séries temporais é o chamado **processo estocástico estacionário**.

“Um processo estocástico é estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada” (Gujarati, 2000, p.719).

² Um processo estocástico é um processo aleatório

Na literatura de séries temporais, um processo estocástico também é conhecido como processo estocástico fracamente estacionário. Contudo, para a maioria das situações práticas, tal como assinalado por Gujarati (2000), basta este tipo de estacionariedade (fraca), o que é um fato que também bastou na presente pesquisa.

Para conferir maior rigor matemático, e considerando que Y_t seja uma série temporal estocástica, o autor apresenta as seguintes propriedades:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (3)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (4)$$

$$\text{Covariância: } \gamma = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (5)$$

Estas condições requerem que as médias, variâncias e covariâncias de Y_t permaneçam constantes no longo do tempo, ou seja, que não importa se as observações vierem do princípio ou do fim da amostra, desde que as médias e as variâncias sejam sempre as mesmas (ASTERIOU, 2000).

Complementando alguns tipos de exemplos de séries estacionárias e não-estacionárias, (Asteriou, 2000) apresenta que:

Y_t será estacionária apenas se a mesma estiver distribuída normalmente com média 0 e variância constante, ou seja: $N(0, s^2)$.

Considerando $Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$, onde μ_t distribui-se como $N(0, s^2)$. Isto se denomina caminho aleatório. Esta variável é não-estacionária devido ao fato de que sua variância se incrementa na medida em que aumenta o tamanho da amostra. Aqui, $Y_1 = Y_0 + \mu_1$, onde Y_0 é o valor inicial de Y ; $Y_2 = Y_1 + \mu_2 = Y_0 + \mu_1 + \mu_2$, e $Y_3 = Y_2 + \mu_3 = Y_0 + \mu_1 + \mu_2 + \mu_3$, e do mesmo modo sucessivamente. No tempo t , Y é a soma de todos os valores passados e atuais do termo do erro. Desta maneira, a variância de Y_1 torna-se cada vez maior, na medida em que cresce o tamanho da mostra.

Deve ser considerado o caso em que $Y_t = a + Y_{t-1} + \mu_t$, onde μ_t tem uma distribuição normal, com média igual a zero e variância constante ($N(0, s^2)$). Este é o chamado caminho aleatório com deriva (*drift*), onde o parâmetro a captura a taxa de crescimento médio. Esta variável é dita como *não-estacionária*.

Também se pode considerar o caso em que $Y_t = rY_{t-1} + \mu_t$, onde μ_t também tem uma distribuição normal, com média igual a zero e variância constante ($N(0, s^2)$). Este tipo de série será considerada estacionária sempre e quando se cumprir a condição de que $-1 < r < 1$.

Uma vez vistos estes exemplos, se pode concluir que, se uma série temporal não for estacionária, de acordo com as propriedades acima apresentadas, ela será chamada de **série temporal não-estacionária**.

3.2.3 Testes de Raízes Unitárias

Há alguns testes para identificar a não estacionariedade das séries, também como a representação gráfica delas. Isto pode ser feito através de correlogramas, contudo, geralmente se utilizam testes formais como o Teste Dickey-Fuller (DF), Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) e o Teste Phillips-Perron (P-P). A determinação da estacionariedade pode ser feita com um teste só, não entanto, no intuito de contrastar os

resultados de estacionariedade decidiu-se utilizar dois testes, o Teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) e o Teste Phillips-Perron (P-P), que são apresentados nos resultados.

4. FONTE DE DADOS

Para a análise do fenômeno de transmissão de preços entre os mercados do etanol e da gasolina, os dados utilizados foram os preços médios mensais destes combustíveis automotivos para o consumidor, no Estado de São Paulo, obtidos do site da Agência Nacional do Petróleo (ANP, 2008). O período de análise se estende desde o lançamento das unidades *flex-fuel*, no Brasil, que aconteceu em março de 2003, até julho de 2008, data na qual foi iniciado o estudo econométrico destes dados empíricos.

Ressalta-se que, no período de análise, o preço destes combustíveis, conforme utilizado nesta pesquisa, é resultado do preço médio mensal ao consumidor final, fornecido por 13.795 postos de combustível do Estado de São Paulo, no que diz respeito à gasolina. No que tange ao etanol, o preço corresponde à média mensal fornecida por 13.921 postos, também do Estado de São Paulo.

Comenta-se também que o Estado de São Paulo é responsável por 60% do total de cana-de-açúcar cultivada no Brasil e por 61.4% do total de etanol produzido no país. No que se refere ao consumo do etanol, segundo a ANP (2008), o Estado responde por 59,2% do total do etanol³ que foi consumido no ano 2007. Estes motivos fizeram com que a escolha, nesta pesquisa, fosse feita pelo Estado de São Paulo, como um mercado representativo⁴ no Brasil, e os resultados obtidos poderiam ajudar a ter um maior entendimento das relações que atualmente existem neste mercado

5. PROCEDIMENTOS E RESULTADOS

5.1 Filtragem de dados

Hernández (2006) salienta que, em toda série temporal, existem componentes inobserváveis. Dito de outra forma, as variáveis econômicas, ao longo do tempo, habitualmente, apresentam flutuações. O autor explica que estas flutuações são resultado de uma confluência simultânea de quatro componentes básicos: Tendência (T); ciclo (C); sazonalidade (S); e resíduo (R).

Na pesquisa aqui descrita, uma das variáveis a serem estudadas é a do preço do etanol (Y_t). Contudo, este preço é influenciado por seus quatro componentes básicos, motivo pelo qual a informação que é obtida é \hat{Y}_t . Ou seja, $\hat{Y}_t = f(Y_t)$. Matematicamente, a série temporal e os seus componentes são expressos da seguinte forma:

$$\hat{Y}_t = Y_t + T_t + C_t + S_t + R_t \quad (6)$$

O problema prático nas séries temporais, para Hernández (2006), vem do fato de que, na realidade, aqueles componentes não podem ser observados diretamente (por isto, a sua denominação de “componentes não-observáveis”). Isto supõe que seja preciso se obter aproximações dos valores assumidos por aqueles componentes, por meio de procedimentos estatísticos.

³ Os dados correspondem somente ao consumo do álcool hidratado no Estado de São Paulo

⁴ Segundo dados da ANP (2008), o consumo estadual da gasolina foi 29.4% do volume total consumido no Brasil o ano 2007.

Assim, para conhecer o comportamento mais exato da variável preço do etanol (Y_t), ou da gasolina, que é a série original somada aos quatro componentes já citados, a série deve passar por uma filtragem.

Para Shikida (2008), o interesse no estudo das séries temporais está centrado na variável original (Y_t). Então, é necessário remover todos estes componentes antes de tratar a série, quer dizer, ela tem que ser filtrada. Se houvesse outra série que influenciasse Y_t , ela também deveria ser filtrada. A filtragem realizada neste estudo considera três passos:

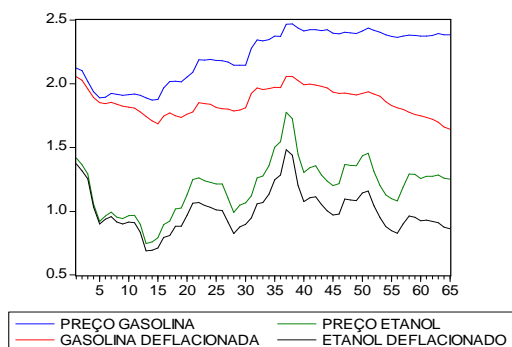
- Análise de ciclos e sazonalidade; o pressuposto nesta pesquisa foi que ambos os componentes (ciclo e sazonal) assumam valores nulos. Nas duas séries, não será considerado como pernicioso para os resultados da análise, pois estes componentes não fazem parte do foco do presente estudo;
- Trabalhar com as variáveis em logaritmos; outro procedimento para continuar filtrando as séries temporais, segundo Shikida (2008), é o de trabalhar com o seu logaritmo natural, pois esta operação ajuda a estabilizar as variâncias. Na pesquisa realizada, foram utilizados os logaritmos naturais do preço de etanol (ET) e da gasolina (GAS);
- Análise de tendência; as séries temporais dos preços têm, habitualmente, uma ou mais tendências, devido a diferentes fatores; entre eles, podem ser citados a inflação, deflação, etc. Para remover especificamente a tendência da inflação dos preços da gasolina e do etanol, foi feito o procedimento de deflacionar a série, no período pesquisado. Esta deflação, na seguinte pesquisa, foi feita utilizando-se o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI⁵), conforme coletados pela Fundação Getulio Vargas (FGV) e divulgados pelo IPEADATA (2008).

5.2 Teste informal: detecção gráfica dos componentes das séries

Uma prática constantemente recomendada no estudo das séries temporais, antes de aplicar qualquer procedimento estatístico de análise, é a de utilizar uma representação gráfica do comportamento da série. Esta detecção é conhecida, por outros autores, como teste informal dos componentes das séries. Neste “exercício visual”, é possível, na maioria das vezes, reconhecer a tendência, os ciclos e os efeitos sazonais (HERNÁNDEZ, 2006).

Com esta finalidade, podem ser observados tanto o comportamento das séries temporais dos preços do etanol e da gasolina, quanto o comportamento das mesmas séries sem a tendência inflacionária, que foi removida deflacionando-a pelo IGP-DI. Como se esperava, mesmo na inspeção visual das duas séries em questão, a influência da inflação representava um componente de tendência (ver Figura 2).

⁵ Segundo o IPEADATA (2008), o IGP-DI compreende o período entre o primeiro e o último dia do mês de referência. Reflete a evolução dos preços captada pelo Índice de Preços por Atacado (IPA), Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FGV) e Índice Nacional de Preços da Construção Civil (INCC).



* Onde o eixo das abscissas mostra os dados mensais desde março de 2003, e o eixo das ordenadas, o preço do combustível por reais por litro (\$R/l)

Figura 2 - Preços originais e deflacionados do etanol e da gasolina (2003:03 – 2008:07)

Fonte: resultados da pesquisa

Depois de ter sido feito o procedimento de deflação para a remoção da tendência, foi possível trabalhar com as séries em seus logaritmos, antes da realização dos testes estatísticos formais.

6.3 Testes formais dos componentes das séries

Uma vez removida a tendência inflacionária, uma questão a ser resolvida é: Será que as duas séries temporais, a do preço do etanol e a do preço da gasolina, continuam sendo não-estacionárias?

Para começar a responder a esta questão, pode-se comentar que, mesmo sendo a representação gráfica apenas uma primeira etapa do estudo do comportamento das séries, também sugerida por Gujarati (2000) na análise de séries temporais, para definir com exatidão se estas são estacionárias ou não-estacionárias, isto não pode ser feito somente através da inspeção visual. Em outras palavras, a representação gráfica negligencia a precisão, pois simplesmente a partir do aspecto visual torna-se impossível determinar a estacionariedade de uma série⁶.

Portanto, foi feita a realização de um primeiro teste formal, chamado “Função de Autocorrelação” (FAC). Tal como apontado por Pindyck e Rubinfeld (2004), se a função começa com valores altos e, a seguir, estes vão decaindo gradativamente, existem fortes indícios de que a série seja não-estacionária.

Com base na Figura 3⁷, representando o cálculo das Funções de Autocorrelação dos preços do etanol e da gasolina, observam-se indícios de que estas séries sejam não-estacionárias, devido à lenta queda nos valores de dita função. Tais valores começam próximos a um de seus valores limites (+1 ou -1), sendo 0,837 para o etanol e 0,836 para a gasolina e decrescendo (lentamente) até -0,243 e -0,260, respectivamente.

⁶ A partir da etapa seguinte, e até a finalização da análise, todos os cálculos foram realizados com as séries deflacionadas.

⁷ Todos os cálculos e gráficos econométricos, foram feitos com o Software E-views 5.1, onde a notação dos decimais é feita no sistema dos Estados Unidos. Vale dizer, o ponto (.) para os decimais e a vírgula (,) para os milhares.

Date: 12/22/08 Time: 21:43
Sample: 1 65
Included observations: 65

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.848	0.848	48.924	0.000	
2	0.629	-0.320	76.265	0.000	
3	0.423	-0.038	88.820	0.000	
4	0.269	0.032	93.991	0.000	
5	0.143	-0.090	95.470	0.000	
6	0.021	-0.116	95.502	0.000	
7	-0.069	0.027	95.856	0.000	
8	-0.085	0.139	96.404	0.000	
9	-0.066	-0.036	96.747	0.000	
10	-0.058	-0.078	97.011	0.000	
11	-0.058	0.019	97.280	0.000	
12	-0.026	0.123	97.337	0.000	
13	0.035	0.042	97.440	0.000	
14	0.060	-0.148	97.750	0.000	
15	0.041	-0.022	97.897	0.000	
16	-0.008	-0.033	97.902	0.000	
17	-0.051	-0.036	98.135	0.000	
18	-0.095	-0.101	98.972	0.000	
19	-0.118	0.109	100.28	0.000	
20	-0.154	-0.091	102.58	0.000	
21	-0.208	-0.182	106.85	0.000	
22	-0.257	-0.063	113.54	0.000	

Etanol

Date: 12/22/08 Time: 21:49
Sample: 1 65
Included observations: 65

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.830	0.830	46.847	0.000	
2	0.671	-0.055	78.015	0.000	
3	0.548	0.020	99.140	0.000	
4	0.459	0.033	114.17	0.000	
5	0.394	0.028	125.42	0.000	
6	0.333	-0.014	133.63	0.000	
7	0.271	-0.032	139.15	0.000	
8	0.219	0.001	142.83	0.000	
9	0.176	-0.006	145.25	0.000	
10	0.126	-0.055	146.51	0.000	
11	0.062	-0.078	146.82	0.000	
12	0.001	-0.045	146.82	0.000	
13	-0.048	-0.029	147.01	0.000	
14	-0.090	-0.040	147.71	0.000	
15	-0.123	-0.025	149.03	0.000	
16	-0.184	-0.133	152.02	0.000	
17	-0.248	-0.082	157.59	0.000	
18	-0.274	0.030	164.53	0.000	
19	-0.260	0.061	170.94	0.000	
20	-0.241	-0.002	176.58	0.000	
21	-0.232	-0.023	181.89	0.000	
22	-0.256	-0.107	188.54	0.000	

Gasolina

Figura 3 - Função de autocorrelação para os preços do etanol e da gasolina

Fonte: resultados da pesquisa

Sobre o número adequado de defasagens para a Funções de Autocorrelação, Gujarati (2000) afirma que, embora hajam testes sobre a duração máxima da defasagem a ser utilizada nos cálculos, na prática, geralmente, é usado um número de defasagens de até um terço do tamanho da amostra. No entanto, ele salienta que esta questão ainda é subjetiva.

Partindo desta sugestão para um número adequado de defasagens, o presente estudo utilizou 22 defasagens para o cálculo do correlograma e da Função de Autocorrelação (FAC), visto que o número total de observações, no período de análise, foi de 65 observações mensais.

5.4 Testes de aumentado Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (p-p)

Os indícios fornecidos pela Função de Autocorrelação (FAC) sugerem a possibilidade de existir uma não-estacionariedade nas séries de preços do etanol e da gasolina. Apesar disto, ainda foi necessária a realização de testes mais conclusivos sobre a estacionariedade das séries. Como já discutido, estes testes são chamados: teste de Aumentado Dickey-Fuller (ADF) e de Phillips-Perron (P-P).

Os testes de raiz unitária que foram utilizados nesta pesquisa têm como resultado números negativos. Quando mais negativos forem os valores estatísticos destes testes (a respeito dos valores críticos obtidos com os testes de ADF e P-P) maior deverá ser a rejeição da hipótese nula sobre a existência de uma raiz unitária, ou seja, da hipótese de não-estacionariedade para a série.

Pelo fato de os dados sobre os preços do etanol e da gasolina comporem séries temporais econômicas, parte-se do pressuposto, implícito, de que exista uma correlação serial entre os resíduos. Assim, ao utilizar o teste de Dickey-Fuller (DF), pelas suas características, a correlação serial continuaria presente e, deste modo, com o propósito de corrigir esta correlação serial, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF),

que inclui as defasagens da série em questão, permitindo, assim, assegurar que os resíduos sejam de “ruído branco”.

Na determinação do número de defasagens, foi utilizado o teste estatístico conhecido como “Critério de Informação de Akaike” (AIC). Através dele, foi obtido o dado de que o número máximo de defasagens para as séries do etanol e da gasolina, em nível⁸, foi de 10 para cada uma das séries.

Conforme se observa na Tabela 1, tanto para a série de preços do etanol quanto para a da gasolina, os valores absolutos calculados através dos testes de ADF e P-P, em primeira diferença, são menores do que os valores críticos para os níveis de significância de 95% e de 99%.

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004) e Gujarati (2000), por estes valores serem menores do que o valor crítico, calculado nos testes Aumentado de Dickey-Fuller ou Phillips-Perron, aceita-se a hipótese nula, que indica a existência de raiz unitária. Assim, é evidente, para as duas séries em nível (a do etanol e a da gasolina), a presença de raízes unitárias. Portanto, conclui-se que as duas séries são **não-estacionárias em nível**.

Tabela 1 - Testes de estacionariedade para as séries de preços do etanol e da gasolina

Série	Série em nível		Série em 1ª. Diferença	
	Teste ADF	Teste P-P	Teste ADF	Teste P-P
Etanol	-3,345061	-2,724684	-5,042087	-4,820736
Gasolina	-1,522145	-1,357402	-4,911591	-4,782769

Notas: Os valores críticos da estatística ADF, para um intervalo de confiança de 99% e de 95%, são: -4,110440 e -3,482763, respectivamente. Estes valores críticos, para a estatística P-P, para um intervalo de confiança de 99% e de 95%, são: -4,107947 e -3,481595, respectivamente.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma vez tendo sido demonstrada a existência de raízes unitárias nas séries em nível, o passo seguinte é o de testar a hipótese nula (*i.e.*, a da inexistência) destas em primeira diferença. Então, foi rejeitada a hipótese nula, o que indica a presença de raízes unitárias para o etanol e para a gasolina, devido à constatação de que os valores absolutos destas primeiras diferenças são maiores do que os valores críticos, tanto para o nível de significância de 95% quanto para o de 99%. Concluiu-se, por este motivo, que as duas séries são **estacionárias em primeira diferença**. Os resultados desta avaliação podem vistos na mesma Tabela 1, acima.

5.5 Teste de co-integração

Conhecer a ordem de integração de cada uma das variáveis em questão a serem incluídas neste teste é um passo obrigatório para determinar se existe co-integração entre o preço da gasolina e o preço do etanol. Se demonstrada a existência desta co-integração, existe indício de que os mercados do etanol e da gasolina estejam integrados, pois define-se a existência de uma relação de equilíbrio a longo prazo, para onde há convergência de preços (HARRIS, 1995)

⁸ A expressão em nível refere-se às séries originais sem ter sido realizado alguma operação matemática, com exceção da deflação.

Diz-se que existe co-integração quando, para começar, duas séries têm a mesma ordem de integração. Assim:

- Se duas séries são estacionárias -I(0)- pode ser aplicado o procedimento padrão para séries estacionárias em nível, conhecido como “Mínimos Quadrados Ordinários” (MQO), pois os parâmetros estimados serão confiáveis e não viesados.

- Se as duas séries têm ordens de integração diferentes, por exemplo, I(0), I(1) ou I(2), conclui-se que as mesmas não estão co-integradas, sendo que as relações estabelecidas poderiam levar a resultados espúrios.

- Por último, quando duas séries possuem a mesma ordem de integração, existe a possibilidade que as variáveis estejam co-integradas.

Até o presente momento da análise, já foi constatado que as duas séries são integradas da mesma ordem, ou seja, que ambas são de I(1). O passo seguinte é o de especificar e estimar a regressão de co-integração, objetivando comprovar se os resíduos são estacionários, fato que definiria a validação dos pressupostos teóricos da LPU, e, conseqüentemente a integração entre os mercados da gasolina e do etanol.

Em seguida, define-se a equação de co-integração:

$$\text{Ln_ET} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln_GAS} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde:

α_0 e α_1 : são os parâmetros

ε_t : representa os resíduos estimados

Como resultado, a regressão co-integrante (para maiores detalhes, ver o Apêndice L), partindo dos valores observados dos preços da gasolina e etanol, apresentou-se os seguintes parâmetros estimados.

$$\text{Ln_ET} = -1,43602 + 2,3025 \text{Ln_GAS} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Estes resultados foram obtidos através do uso do método de Mínimo Quadrados Ordinários (MQO). A questão a ser investigada diz respeito à estacionariedade dos resíduos da regressão de co-integração, sendo que este deve ser I(0) para que as séries estejam co-integradas.

Conforme já discutido anteriormente, na análise de regressões é recomendável analisar se os resultados são espúrios. De acordo com Granger e Newbold (1974), as regressões espúrias possuem as seguintes características:

- Estas não mantêm, entre si, uma relação causal;

- Quando estimado o modelo econométrico da série, este tem elevado grau de ajuste, o que equivale a dizer que R^2 é alto.

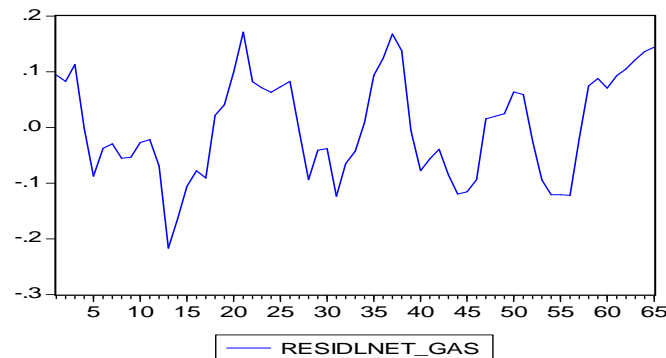
- Espera-se que o valor do teste de Durbin-Watson (DW) seja relativamente baixo, o qual indica autocorrelação positiva;

- Suspeita-se que existe uma regressão espúria quando se observa que: $R^2 > DW$.

Embora o resultado obtido para R^2 é um valor relativamente alto (0,670961), o teste estatístico de Durbin-Watson apresenta como resultado um valor baixo (DW = 0,389209). Sendo assim, foi verificado que $R^2 > DW$, o que faz pensar na possível existência de autocorrelação.

Salienta-se que, mesmo existindo indícios de uma regressão espúria, o que mais interessa na análise dos resultados da regressão co-integrante são os resíduos, pois será a

análise destes que determinará se as duas séries são co-integradas ou não. Na inspeção gráfica dos resíduos, a Figura 12 indica, aproximadamente, que os resíduos são estacionários, e que a sua média está em torno de zero. Contudo, ainda é preciso um teste formal que confirme a existência desta estacionariedade.



* Onde o eixo das abscissas mostra os dados mensais desde março de 2003, e o eixo das ordenadas, o preço do combustível por reais por litro (\$R/l)

Figura 4 - resíduos da regressão cointegrante

Fonte: Resultados da pesquisa.

Logo após realizado o teste de estacionariedade dos resíduos da regressão co-integrante foi efetuada através do teste de Engle-Granger (E-G), cujos valores críticos de ADF não foram suficientemente adequados para comprovar as conclusões obtidas (GUJARATI, 2000).

Segundo Davison e MacKinnon (1993), os valores críticos (EG), com constante e tendência para níveis de confiança de 99%, de 95%, e de 90% são -4.32, -3.78 e -3.50, respectivamente.

Dado que o valor absoluto calculado de -3,663744 (ver Apêndice M), isto é, maior do que os valores críticos de Engle-Granger (EG) a 10% de significância, rejeita-se a hipótese nula (H_0) de não co-integração e conclui-se que as séries temporais econômicas são co-integradas, pois os resíduos são $I(0)$, portanto estacionários, validando os pressupostos teóricos da LPU.

5.6 Teste de causalidade de Granger

Para a determinação do número de defasagens a ser utilizada, testou-se empiricamente desde 1 até 10 defasagens. Como resultado é apresentado o teste cuja probabilidade de rejeição da hipótese nula foi menor. Considerando 2 defasagens, mesmo tendo um intervalo de confiança baixo, existe presença de causalidade no sentido de Granger. Com isso, rejeita-se a hipótese nula de que a gasolina não causa o etanol no sentido do Granger, para um intervalo de confiança de 84,5% e, também é rejeitada a hipótese nula de não causalidade à Granger do etanol para a gasolina com um intervalo de confiança de 67.3%.

Tabela 2 - Teste de causalidade de Granger para o etanol e a gasolina

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
------------------	-----	-------------	-------------

GAS does not Granger Cause ET	63	1,92510	0,15507
ET does not Granger Cause GAS		1,13840	0,32738

Fonte: Resultados da pesquisa

A respeito do intervalo de confiança encontrado no teste de causalidade de Granger (1969), o aspecto de maior interesse, para a presente pesquisa, são as implicações econômicas obtidas e não tanto as estatísticas.

5.7 Mecanismo de correção de erro

Uma vez verificada a estacionariedade dos resíduos através da regressão co-integrante, ou seja, constatada a co-integração entre as variáveis, o próximo passo consistiu na estimação do Modelo de Correção de Erro (MCE).

Mesmo que se constate uma relação de equilíbrio a longo prazo entre as variáveis, a curto prazo pode haver desequilíbrios. Segundo Gujarati (2000), o erro da equação co-integrante pode ser tratado como o “erro do equilíbrio”, cuja finalidade é ligar o comportamento a curto prazo com o comportamento a longo prazo das variáveis, sendo que se α_2 for estatisticamente significativo, seu valor indica a correção do erro no período seguinte em uma relação contemporânea. Na presente dissertação os dados apresentam frequência mensal.

Este mecanismo foi inicialmente proposto por Engler e Granger (1987). O modelo utilizado no presente trabalho, visto pelo Mecanismo de Correção de Erro, consiste em:

$$\Delta \text{Ln_ET} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Ln_GAS} + \alpha_2 U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde:

Δ : é o operador de primeira diferença;

Ln_ET e Ln_GAS : são as séries em logaritmos neperianos;

U_{t-1} : é o Mecanismo de Correção de Erro utilizado para corrigir o desequilíbrio de curto prazo;

α_2 : é o parâmetro de ajuste de curto prazo. A significância estatística de α_2 indica a proporção de desequilíbrio em Ln_ET , que é corrigido no seguinte período. Quanto o valor α_2 este mais cerca de 1, mais rápido será o ajuste ao equilíbrio.

α_0 e α_1 : são a constante e a tendência

A seguir apresentam-se os parâmetros estimados pelo Mecanismo de Correção de Erro:

$$\Delta \text{Ln_ET} = 0,001903 + 2,740264 \Delta \text{Ln_GAS} - 0,187781 U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

O termo $- 0,187781 U_{t-1}$ é o Mecanismo de Correção de Erro (MCE). Salienta-se, como se esperava, que o sinal é negativo, mas a magnitude do coeficiente é pequena. O sinal negativo tem por finalidade reduzir o desequilíbrio no próximo período, que para a seguinte pesquisa é mensal. Nesse sentido, se as variáveis estão em desequilíbrio t-1, então, o MCE atua para restaurar as variáveis de forma gradativa até o futuro no período t.

5.8 Elasticidade de transmissão

A partir da estimação das relações contemporâneas entre as variáveis estudadas, associado ao Mecanismo de Correção de Erro (MCE) da equação 35, pode-se concluir que o preço de etanol é sensível a uma mudança no preço da gasolina. Em outras palavras, quando o preço da gasolina sobe um 1% o preço de etanol sobe 2,74%. Este resultado indica que a intensidade de transmissão do preço da gasolina para o etanol é de 1 para 2,74.

6. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos permitiram comprovar a existência do fenômeno de transmissão de preços entre os mercados de etanol e da gasolina. Assim pôde ser testada, a hipótese de integração destes mercados desde o lançamento das unidades *flex-fuel* no Brasil. Especificamente, puderam ser distinguidas três características:

Primeiramente, foi observado que as duas séries de preços, a do etanol (ET) e a da gasolina (GAS) têm a mesma ordem de integração, I (1). Assim, na análise de longo prazo dos seus resíduos, feita por uma regressão co-integrante, com base nos valores críticos de Engle-Granger (EG), para um nível de confiança de 95%, foi possível rejeitar a hipótese nula (H_0) da estacionariedade destes resíduos. Em outras palavras, apesar de os preços do etanol e da gasolina terem apresentado um comportamento estocástico, a distância entre as duas séries é estacionária. Por tanto, existe a transmissão de preços do mercado da gasolina para o do etanol, transmissão esta em que um acréscimo no preço da gasolina de 1% será transmitido com uma intensidade de 2.74% sobre o preço do etanol.

Em segundo lugar, o sentido da transmissão de preços foi feito testando-se empiricamente de 1 até 10 defasagens. Onde, foram consideradas duas defasagens, pois existia presença de causalidade entre o preço do etanol e da gasolina para um intervalo de confiança de 84,5%

Terceiro, saliente-se que o Mecanismo de Correção de Erro obtido na regressão co-integrante tem por objetivo reduzir o desequilíbrio dos resíduos corrigidos para o próximo período, isto é, para o próximo mês. Sendo assim, o possível desequilíbrio do preço da gasolina (GAS) no tempo $t-1$ será restaurado no próximo período (t). A porcentagem de correção do MCE foi de 0,1878% dos resíduos da regressão co-integrante pra o seguinte período (mês seguinte).

Os estudos sobre a transmissão de preços utilizam o paradigma básico da Lei do Preço Único (LPU). Dentro deste contexto, as inferências de tal lei nos mercados do etanol e da gasolina postulariam que existe uma completa transmissão de preços se a diferença entre estes preços diferisse somente pelos custos de transação existentes entre estes dois mercados. No mercado brasileiro, mesmo existindo integração de mercados, a plena verificação da validade desta lei confirmaria apenas a existência de circunstâncias ideais, pois, atualmente, diversos aspectos conjunturais, tais como as misturas compulsórias de etanol à gasolina, a regulação de um ou de ambos os mercados de acordo com situações macroeconômicas, impostos, etc., fazem desta Lei de um Preço Único um paradigma que ainda não pôde ser alcançado em sua totalidade.

O fato de examinar a aplicação das técnicas de séries temporais por meio da teoria de integração de mercados não é uma característica comum à maioria dos trabalhos encontrados nesta área, e menos ainda o seria o fenômeno de “**integração por substituíbilidade**”. Assim, as contribuições a respeito poderiam ser encorajadoras para futuras pesquisas.

O fato de que os mercados do etanol e da gasolina no Brasil estejam integrados por substituíbilidade tem interessantes consequências para o bem-estar econômico do consumidor brasileiro. Por um lado, ele tem a opção de selecionar o combustível mais barato a ser utilizado e, por outro, ante a eventual escassez do etanol ou da gasolina, ele pode optar por qualquer um destes combustíveis.

7. REFERÊNCIAS

ACOSTA, A.; ORTEGA, J. La Transmisión de Precios Agrícolas en America Latina en el Contexto de la Apertura Comercial. Oficina Regional de la FAO para América Latina y El Caribe (FAO), Unidad de Políticas. Santiago de Chile, Chile, Julio de 2006. Disponível em <<http://www.rlc.fao.org/prior/comagric/pdf/precio.pdf>> Acesso em: 05 Jan. 2008.

Agencia Nacional de Petróleo Gás Natural e Biocombustíveis- ANP. Panorama atual da indústria brasileira de álcool combustível. Brasília, 2007. 33 p. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 02 Janeiro 2008.

AGUIAR, D. R. D. ; BARROS, G. S. A. C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta. **Estudos Econômicos**. v. 21, n. 3, p. 89-103, jan. / mar. 1991.

AGUIAR, D. R. D. . A questão da transmissão de preços agrícolas. In: Erly Cardoso Teixeira; Danilo Rolim Dias de Aguiar. (Org.). **Comércio internacional e comercialização agrícola**. p. 312-328, Viçosa-MG: UFV, 1995.

ANFAVEA. **Dados**, 2007. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/tabelas.html> >. Acesso em: 20 out. 2007.

ARNAU, J. **Diseños de séries temporles: Técnicas de análisis**. 1. ed. Barcelona, Edicions Universitat de Barcelona, 2001.

ASTEROU, D. **Notas sobre Análisis de Series de Tiempo: Estacionariedad, Integración y Cointegración**. Disponível em <<http://webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Notas%20sobre%20Analisis%20de%20Series%20de%20Tiempo.pdf>> . Acesso em: 20 jul. 2008.

BACCHI, M. R. P. Formação de preços no setor sucroalcooleiro da Região Centro-Sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005. **Anais**. Natal: ANPEC, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A143.pdf>>. Acesso em: 20 de Nov. 2007.

BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. **Commodity price trasmission: a critical review of techniques and an application to selected tropical export commodities**. Roma: FAO, 2002.

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

BARROS, G. S. A. A. e MARTINES-FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: Encontro Nacional de Economia, 15, Salvador, 1987. **Anais**, Rio de Janeiro, ANPEC, v. 2, p. 53-67, 1987.

BISHOP, R. V. The construction an use of causality test. **Agricultural Economics Research**, Washington, v. 31, n. 4, p. 1-6, Oct. 1979.

DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

GARDNER, B. L. The farm-to-retail price spread in a competitive industry. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 57, n. 3, p. 399-409, Aug. 1975.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, n. 3, p. 213-228, Aug. 1986.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p.424-438, July 1969.

GOMEZ, M. F. M.; TALAMINI, D. J. D. Transmissão de preços de frango de corte entre os mercados externo e interno. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 30, Rio de Janeiro, 1992. **Anais**. Brasília, SOBER, v. 2, p. 485-95, 1992.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

HANSEN, B. **ECONOMETRICS**. Wisconsin: University of Wisconsin, 2008. (Working Paper).

HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 61, n. 1, p. 10-18, Feb. 1980.

HERNANDEZ, A. **Análisis de series Temporales economicas II**. 2. ed. Madrid. Esic Editorial, 2006.

IEA, World Energy Outlook 2006. Organization for Economic Co-operation and Development and International Energy Agency, Paris, 2006.

IPEADATA. **Dados**, 2008. Disponível em:

<<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?203822359>>. Acesso em: 09 Nov. 2007.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Exportações do agronegócio**: ranking por produto. Disponível em: <www.agricultura.gov.br/>. Acesso em: 15 set. 2008.

MARJOTTA-MAISTRO, M. C. Ajustes nos mercados de álcool e gasolina no processo de desregulamentação. Piracicaba, 2002. 180p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2008.

MISHKIN, F.S.; The real interest rate: a multi-country empirical study. **Canadian Journal of Economic**. vol. 17, p. 283-311, 1984.

MME. Ministério de Minas e energia. Balanço Energético Nacional: Resultados preliminares- ano base 2007. Disponível em: <www.agricultura.gov.br/>. Acesso em: 20 out. 2008.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**: modelos e previsões. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

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 sucro-alcooleira em Pernambuco. Recife: UFPE, 1999.

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 sucro-alcooleira em Pernambuco. Recife: UFPE, 1999.

SHIKIDA, C. **Econometria II**. Minas Gerais: Departamento de Economia do IBMEC, 2008.

SILVEIRA, A. M. A relação entre os preços de açúcar nos mercados doméstico e internacional. Piracicaba, 2004. Dissertação (M.S.) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2008.

SIMS, C. A. Money, income and causality. **American Economic Review**, Nashville, vol. 62, n.2, p. 540-552, Sept. 1972.