

A revenda de combustíveis líquidos no Estado do Paraná: uma análise de delimitação de mercado

Rosângela Aparecida Soares Fernandes*

Graciela Aparecida Profeta**

Resumo: O objetivo do artigo foi delimitar o mercado relevante na revenda dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, no Estado do Paraná, de janeiro de 2003 a dezembro de 2014. Para tanto, utilizou-se de testes econométricos que permitiram fazer inferências sobre a presença ou não de ambos neste mercado relevante geográfico. Os resultados obtidos sugeriram que os dois combustíveis competem entre si no mercado em questão. As alterações nos preços de qualquer um deles, por sua vez, pode gerar substituição, de forma que tais choques passam a ter caráter apenas transitório. Já a evolução nos preços da gasolina C é explicada, em proporções consideráveis, pelos seus próprios desvios; o mesmo ocorre com o álcool hidratado. Por último, o preço da gasolina C causa, no sentido de Granger, os preços do álcool hidratado, enquanto o preço do álcool hidratado não causa o da gasolina C.

Palavras-chave: Gasolina C, Álcool hidratado, Mercado relevante

Abstract: The aim of the paper was to define the relevant market in the resale of liquid fuels, gasoline C and hydrated ethanol in the State of Paraná, from January 2003 to December 2014. To this end, we used econometric tests that allowed us to make inferences about the presence or not, both in the relevant geographic market. The results suggest that the two fuels compete with each other in this market. Changes in the prices of any of them can generate replacement, so that such shocks now have only transitory character. Developments in C gasoline prices are explained to a considerable extent, by their own deviations, so does the hydrated alcohol. Finally, the price of gasoline C caused, concerning Granger, hydrous ethanol prices, while the price of hydrated alcohol does not cause the gasoline C.

Keywords: Gasoline C, Hydrated alcohol, Relevant market

JEL Code: L 40, D 43, C 10

* Professora Adjunta III no Departamento de Ciências Econômicas e Gerenciais da Universidade Federal de Ouro Preto/Campus Mariana.

** Professora Adjunta I no Instituto de Ciências da Sociedade e Desenvolvimento Regional (ESR).

1. Introdução

A revenda de combustíveis é o mercado em que se verifica o maior número de denúncias de práticas de cartel. No Brasil, mesmo em grandes municípios, com grande número de concorrentes, os proprietários de postos e associações de proprietários são frequentemente alvos de investigações de práticas de cartéis. Essas denúncias totalizam um terço das representações recebidas pelo Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência – SBDC. O setor é propenso à formação de cartéis em razão de suas peculiaridades, como a oferta de um produto homogêneo, a semelhança de custos, as barreiras regulatórias - que dificultam a entrada de novos concorrentes - e a atuação ativa de sindicatos e associações - que possibilitam a uniformização ou coordenação de condutas comerciais dos membros filiados¹.

Mediante esse cenário, a investigação a respeito do poder de mercado exercido pelas revendedoras de combustíveis é de grande contribuição, uma vez que pode auxiliar na tomada de decisões políticas e econômicas que visem a regular a conduta empresarial, preservando-se, assim, o bem-estar dos consumidores. No período mais recente, verifica-se uma expansão de estudos empíricos que objetivem investigar a competição no mercado de combustíveis líquidos para mercados geográficos distintos. Entretanto, em sua maioria, tais trabalhos não realizam os procedimentos que permitam delimitar previamente os mercados relevantes em análise. Consequentemente, os resultados obtidos nesses estudos podem gerar conclusões pouco confiáveis a respeito do grau de competição prevalecente, pelo fato de estarem considerando mercados relevantes mais amplos ou mais restritos do que efetivamente deveriam avaliar.

Diante disso, o presente artigo tem como objetivo delimitar o mercado relevante de produto, dos combustíveis líquidos gasolina C e álcool hidratado, no estado do Paraná, de janeiro de 2003 a dezembro de 2014. Espera-se que este trabalho possa dar subsídio às futuras análises sobre a concorrência existente na revenda de combustíveis líquidos do Paraná. Especificamente, o Estado também tem sido alvo de investigação de cartel na revenda de combustíveis nos últimos anos, o que adiciona relevância a esta análise.

¹ No ano de 2013, o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) condenou seis casos de cartel de combustíveis, sendo que, ao todo, foram aplicadas multas de aproximadamente 120 milhões de reais. As práticas anticoncorrenciais ocorreram nas cidades de Manaus (AM), Bauru (SP), Londrina (PR), Teresina (PI), Caxias do Sul (RS) (CADE, 2014).

A delimitação de mercado relevante permite verificar a competição entre os produtos e a área geográfica em que eles são ofertados. Assim, se os bens são substitutos entre si, eles serão comercializados no mesmo mercado, de modo que qualquer alteração no preço de um deles provocará variação na quantidade demandada do outro produto, e no seu preço de mercado. Portanto, qualquer “choque” que promova desvios no preço de um deles terá apenas caráter transitório. No longo prazo, o comportamento dos preços dos produtos substitutos terá trajetória temporal interligada.

O enfoque deste artigo, nesse sentido, é a definição do mercado relevante de produto. De acordo com Baker (2006), é uma tarefa difícil e confusa definir o mercado relevante levando em consideração as duas forças econômicas: oferta e a demanda. Considerar somente a ótica da demanda é a melhor opção. Salgado (2003) também destacou o papel da demanda na delimitação de mercado, pois é sobre o consumidor que o poder de mercado é exercido; suas reações e alternativas de escolhas devem ser consideradas para identificar o poder de mercado. Já a respeito dos combustíveis em análise, eles foram escolhidos em razão da sua representatividade no mercado de combustíveis líquidos e, naturalmente, para o abastecimento de veículos leves no período.

Assim, diante da relevância e representatividade da gasolina comum e do álcool hidratado no mercado de combustíveis, a escolha de ambos não deve ser considerada um fator limitante a este tipo de estudo.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. Na segunda, realizou-se uma breve revisão teórica a respeito dos aspectos conceituais sobre delimitação de mercado relevante. Na terceira, foi apresentada a metodologia, enfatizando-se os procedimentos econométricos utilizados. Na quarta seção, foram apresentados e discutidos os resultados obtidos, e, na quinta, apresenta-se uma síntese conclusiva do trabalho.

2. Abordagem teórica sobre Mercado Relevante

De acordo com Possas (2002), é no *locus* devidamente delimitado que o poder de mercado é exercido. A delimitação do mercado relevante, então, é fundamental para a realização de estudos de investigação, tanto sobre poder de mercado na venda do bem final (poder de oligopólio ou de monopólio), quanto sobre a compra de insumos (poder de oligopsônio ou monopsônio). Desse modo, o mercado é relevante somente se for o menor espaço econômico – definido em

termos geográficos e de produto - no qual algum tipo de poder de mercado tenha possibilidade de ser exercido.

Na prática, a principal razão de definir (delimitar) mercados relevantes é inferir sobre as condições de exercício abusivo de poder de mercado pelos agentes dele participantes. Os cálculos, avaliações e julgamentos sobre as implicações concorrenciais de um ato de concentração ou de uma dada conduta da firma dependem do tamanho e contorno do mercado relevante considerado. Portanto, a delimitação de mercado é essencial para a análise de defesa da concorrência, pois auxilia na definição dos resultados da avaliação do poder de mercado. Conforme ressaltou Pitelli (2008), a primeira etapa para a avaliação do poder de mercado é a determinação do mercado relevante de atuação dos seus agentes, seja na dimensão de produto ou na dimensão geográfica.

Se a escolha do mercado relevante for definida de maneira muito restrita, deixando de incluir firmas que concorrem nesse mercado, ou seja, excluindo produtos substitutos próximos, deve-se identificar um grau de poder de mercado maior do que efetivamente existe. Como consequência, possivelmente se uma firma provocar uma distorção nos preços de equilíbrio, implicará em resultados não lucrativos, pois não será possível elevar seu preço acima do custo marginal sem que incorra em perdas de consumidores. Isso deve ocorrer pelo fato de a função de demanda ser mais elástica do que é erroneamente definida. Por outro lado, se a delimitação for feita de maneira muito ampla, estará incluindo nesse mercado produtos que não são substitutos próximos, de maneira que algumas firmas, detentoras de poder de mercado, estarão atuando como competidoras. Assim, a mensuração do grau de poder de mercado poderá estar sendo subestimada.

De acordo com o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), os mercados relevantes podem apresentar as seguintes definições:

Mercados relevantes dos produtos: Agrega todos os produtos/serviços considerados substituíveis entre si pelos consumidores, devido às suas características, preços e utilização. Um mercado relevante do produto pode, eventualmente, ser composto por um determinado número de produtos/serviços que têm características físicas, técnicas ou de comercialização que recomendem o agrupamento.

Mercados Relevantes Geográficos: Compreende uma área em que empresas oferecem e procuram produtos/serviços sob condições suficientemente homogêneas em relação a preços, preferências dos consumidores, características dos produtos/serviços. A definição de um mercado relevante geográfico demanda a identificação das

barreiras à entrada de produtos ofertados por empresas que atuam fora dessa área. Aquelas capazes de iniciar a oferta de produtos/serviços na área considerada após pequenas, porém, persistentes elevações de preços fazem parte de um mercado relevante geográfico.

Sucintamente, as Secretarias de Acompanhamento Econômico e de Direito Econômico - SEAE/SDE – determinaram, em sua portaria conjunta nº. 50, o conceito de mercado relevante de acordo com a lógica do Monopolista Hipotético:

O mercado relevante é definido como o menor grupo de produtos e a menor área geográfica necessários para que um suposto monopolista seja capaz de impor um pequeno, porém, significativo e não transitório aumento de preços (portaria conjunta SEAE/SDE no 50, 01 de agosto de 2001).

Segundo Pitelli (2008), o Teste do Monopolista Hipotético (TMH) é adotado pelos Guias de Concentração Horizontal dos sistemas de defesa da concorrência na maioria dos países, como Brasil, Estados Unidos, Reino Unido e União Europeia. Todavia, conforme destaca o próprio Guia brasileiro, esse não é o único instrumental a ser utilizado na definição de mercado relevante.

Nos procedimentos para delimitação de mercado segundo o TMH, considera-se, inicialmente, somente o produto de empresas que participam da investigação e a extensão territorial em que tais empresas atuam. Aplica-se um “pequeno, porém, significativo e não transitório” aumento nos preços, normalmente 5%, 10% ou 15%, para um suposto monopolista destes bens nessa área, mantendo-se constante os termos de vendas de todos os demais produtos fora do mercado em análise. Se o aumento do preço não for rentável para o monopolista, o que sugere a existência de firmas rivais adiciona-se um produto substituto mais próximo daquele em análise. Pressupõe-se que o monopolista hipotético controla o produto e seu substituto próximo. O procedimento é repetido sucessivas vezes, até que se identifique um conjunto de produtos e localidades para os quais seja economicamente rentável para o monopolista exercer o poder de mercado.

Existem outras metodologias utilizadas para esse tipo de análise, como a elasticidade-preço cruzada ou o teste de cointegração de preços, que também podem ser eficientes, mas desde que a lógica do teste do monopolista hipotético esteja presente. Entretanto, conforme destacou Barbosa (2006), existem limitações para se realizar a aplicação do teste do monopolista hipotético,

especialmente pela dificuldade de se obter dados para a estimação das curvas de oferta e demanda, pois as informações não estão disponíveis para as autoridades da defesa de concorrência de maneira adequada e desagregada.

Metodologias alternativas ao Teste do Monopolista Hipotético podem ser utilizadas na delimitação do mercado relevante pela dificuldade operacional de realizá-lo, e também por não existir um consenso na literatura a respeito do melhor método empírico para determiná-lo. Diante desse fato, surgiram argumentos a favor da aplicação de diferentes metodologias para a definição de mercado relevante, com destaque para os testes de preços (*price test*).

Oliveira *et al.* (2003) argumentam que fatores que afetam um produto e alteram seu preço relativo a outros vão gerar substituição e, se o choque não for permanente, os preços relativos entre eles devem retornar ao verificado no estágio anterior. Segundo esses autores, diferentes métodos podem ser utilizados para definir a delimitação geográfica, como, por exemplo, a avaliação das elasticidades cruzadas ou teste da correlação de preços ao longo do tempo (*price correlation over*). Para Haldrup (2003), se os preços dos produtos “caminham juntos”, é o suficiente para estarem no mesmo mercado.

Carlton e Perloff (2005) adicionam ainda que o grau de substituição entre dois produtos está associado aos preços correntes de ambos. Logo, se esses produtos estão sendo comercializados no mesmo mercado, seus preços devem se mover conjuntamente ao longo do tempo. Portanto, o primeiro passo para definir um mercado relevante seria por meio da determinação da correlação entre os preços. No entanto, não é necessário que esta seja elevada para que ambos os produtos estejam no mesmo mercado. Produtos diferentes produzidos a partir do mesmo insumo podem ter elevadas correlações entre os preços. Por outro lado, baixas correlações não indicam necessariamente que os produtos não se encontram no mesmo mercado, desde que as alterações nos preços relativos sejam acompanhadas por grandes mudanças na quantidade. Assim, se o preço de um produto aumentar e o de seu substituto se mantiver inalterado, a quantidade demandada do primeiro produto deve diminuir acentuadamente, sugerindo uma interdependência entre eles.

Uma das limitações do uso das correlações de preços no delineamento de mercado relevante é determinar qual o nível de correlação necessária para concluir que dois produtos pertençam ao mesmo mercado (CHURCH; WARE, 2000). Farina *et al.* (2008) adicionam que a correlação entre preços tem sido

amplamente utilizada para definir mercados geográficos relevantes, segundo a qual produtos na mesma área de mercado tendem a ter o mesmo preço. Todavia, o teste é mais útil para excluir a possibilidade de que dois produtos estejam em uma mesma área do que para definir o conjunto de produtos que se encontram nela. Consequentemente, mesmo quando se verifica alta correlação entre os preços, sugere-se a aplicação de outras técnicas, a fim de complementar a análise. Nesse sentido, embora apresente limitações, o teste de correlação ainda é utilizado para delimitar mercados em concorrência imperfeita juntamente com testes de causalidade de Granger e cointegração.

3. Metodologia empírica

Nesta seção, são apresentados os procedimentos econométricos utilizados para a delimitação do mercado relevante dos combustíveis, gasolina C e álcool hidratado, no Estado do Paraná. Conforme salientado anteriormente, não há um consenso entre os economistas a respeito de métodos empíricos que devam ser utilizados para a delimitação de mercado relevante. Estudos recentes sobre esse tema basearam-se em métodos nos quais somente as séries de preços são necessárias. Mediante a disponibilidade de dados e das características específicas do setor em estudo, cabe ao pesquisador optar pelo método mais adequado.

Videira (2005) enumera quatro formas alternativas para se delimitar mercados relevantes:

- 1) Análises meramente teóricas, definindo de maneira prévia (*ex-ante*) o escopo e a área de mercado;
- 2) Entrevistas com consumidores e possíveis participantes do mercado. Tal procedimento consegue mapear as preferências dos consumidores;
- 3) Análise de correlação e cointegração de preços, que utiliza o comportamento dos preços dos produtos para a delimitação quantitativa do mercado em que possa existir um monopolista hipotético;
- 4) Elasticidades-preço direta e cruzada da demanda, que indicam o nível de substituição dos produtos pelos consumidores, diante de um aumento significativo e não transitório nos preços.

Nesse trabalho, contudo, optou-se pela utilização do Teste de Cointegração, Decomposição da Variância do Erro de previsão e Causalidade de

Granger. A utilização destes testes econométricos requer a realização prévia do teste de raiz unitária nas séries de preços.

3.1 Teste de Raiz Unitária

Para que uma série seja fracamente estacionária, ou seja, mantenha o comportamento estável ao longo do tempo, é necessário que ela possua as seguintes características:

- (a) $E(Y_t) = \mu$
- (b) $V(Y_t) = \sigma^2$
- (c) $Cov(Y_t, Y_s) = f(K); \quad t \neq s$

em que K é o número de defasagens a serem utilizadas.

A principal finalidade do teste de raiz unitária é verificar se determinada série temporal é estacionária em nível, ou torna-se estacionária nas diferenças. Para testar se cada série é estacionária, pode-se aplicar o teste aumentado de *Dickey-Fuller (ADF)*, que consiste em estimar a equação (1) por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta y_t = \mu + \gamma \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

As hipóteses testadas são $\gamma = 0$, contra a hipótese alternativa de $\gamma > 0$. Caso o valor calculado seja, em módulo, maior do que os valores críticos tabulados, rejeita-se a hipótese de que haja raiz unitária e, conseqüentemente, a série é estacionária, dita integrada de ordem zero [I (0)]. Caso não se rejeite a hipótese de raiz unitária, a série será não-estacionária, ou integrada de ordem superior a zero. Neste caso, deve-se novamente fazer o teste de *Dickey-Fuller*, com a série em diferenças, para testar se a série é integrada de primeira ordem [I (1)], e assim sucessivamente.

3.2 Teste de cointegração

A técnica de cointegração permite testar a relação de longo prazo entre as séries de preços dos combustíveis analisados. Segundo Oliveira *et al.* (2003), no campo da defesa da concorrência, têm sido crescente a aceitação e a utilização da técnica de cointegração no auxílio para a definição de mercado relevante, na dimensão de produto e geográfica. Evidências de que os preços são cointegrados

têm sido interpretadas como um indicativo de que os produtos em análise são comercializados em um mesmo mercado.

Existem diferentes métodos para se determinar as relações de cointegração entre as variáveis, dentre os quais se destacam os métodos de Engle e Granger e o procedimento de Johansen. Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, e testar a presença de mais de um vetor de cointegração, utilizou-se o teste de Johansen e Juselius (1990).

Ao contrário de outros métodos, esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração, tornando viável testar e estimar a presença de diversos vetores e não apenas um único vetor de cointegração. O teste assume, baseado em uma estrutura de auto-regressões vetoriais (VAR), que todas as variáveis são endogenamente determinadas. O modelo estimado pode ser descrito conforme a expressão:

$$\Delta P_t = \pi_0 + \pi P_{t-1} + \sum_{j=1}^p \pi \Delta P_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que P_t representa os preços dos combustíveis, gasolina C e álcool hidratado; p é o número de *lags* das variáveis defasadas ΔP_{t-j} ; e ε_t é um vetor de termos de erro. Em notação matricial, um VAR com k variáveis e n defasagens pode ser definido por:

$$P_t = \alpha + \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 P_{t-2} + \dots + \theta_n P_{t-n} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que P_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis endógenas; P_{t-j} , $j = 1, 2, \dots, n$, vetores $k \times 1$ de variáveis defasadas; α , um vetor $k \times 1$ de interceptos; θ_j , $j = 1, 2, \dots, n$ matrizes ($k \times k$) de coeficientes a serem estimados; e ε_t , um vetor ($k \times 1$) de erros aleatórios.

O VAR da equação (3) pode ser reescrito na versão reparametrizada:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{com } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^n \theta_j \text{ e } \Pi = \sum_{i=1}^n \theta_i - I - \left(I_k - \sum_{i=1}^n \theta_i \right)$$

Todos os termos da equação (4) são estacionários, exceto ΠP_{t-1} . Porém, para que todo o sistema seja estacionário, ΠP_{t-1} também deve ser estacionário. Para tanto, Π deve ter uma estrutura em que as combinações lineares sejam estacionárias, de modo que os preços sejam cointegrados.

O número de vetores de cointegração será obtido definindo-se quantas são as raízes características (λ) de Π diferentes de zero, o que é semelhante à determinação de seu posto (r).

As linhas de Π não podem ser todas linearmente independentes; ou seja, Π deve ser singular [$\det(\Pi)=0$] e seu posto deve ser menor que k (número de séries incluídas na estimação). Não é possível ter um número de relações de cointegração igual ao de variáveis cointegradas. Portanto existem, três possibilidades:

- i) $r = 0$, não existe nenhuma relação de cointegração entre as variáveis em estudo.
- ii) $r = k$, todas as séries são $I(0)$ e, portanto, não há necessidade de verificar relações de cointegração entre elas.
- iii) $0 < r < k$, há r combinações lineares.

A respeito da delimitação do mercado relevante, nessa última possibilidade, existe r relações de cointegração e, então, $k - r$ tendências de preços separadas. Este, segundo Pitelli (2008), é o caso mais interessante, pois determina uma situação em que se verificam “relações de atrações” entre os níveis de preços, o que afeta a determinação de mercado relevante.

Se o posto de Π for menor do que o número de variáveis ($r < k$), é possível mostrar que existem matrizes $\alpha_{(k \times r)}$ e $\beta_{(r \times k)}$ tais que $\Pi_{k \times k} = \alpha_{(k \times r)} \beta'_{(r \times k)}$.

Substituindo essa definição de Π em (4), obtém-se:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \alpha \beta' P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

A equação (7) é o modelo VEC, em que $\beta' P_{t-1}$ são as r relações de cointegração que definem o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, ou seja, são relações em nível. A matriz de cointegração β permite identificar as relações que ocorrerão entre as variáveis no equilíbrio de longo prazo, isto é, como cada variável cointegrada faz o sistema convergir, após um choque, para o equilíbrio no longo prazo; α é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de

longo prazo, que representa a estrutura espacial do modelo e a velocidade do ajustamento a um desequilíbrio qualquer. Um elevado valor de α sugere que o preço retorna rapidamente ao equilíbrio de longo prazo após uma perturbação transitória - o contrário é válido para baixos valores; e Γ_i são matrizes de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Se os preços são cointegrados, existe, segundo Engle e Granger (1987), uma representação equivalente em termos de um Mecanismo de Correção de Erros (MCE), como apresentado em (5).

Em suma, o procedimento busca testar o número de raízes características (λ) diferentes de zero na matriz Π , o que corresponde ao número de vetores de cointegração (r) que deve ser igual a $(k-1)$. Johansen e Juselius (1990) sugeriram os testes de razão de verossimilhança *traço* (λ_{trace}) e máximo autovalor (λ_{max}) para determinar o número de vetores de cointegração:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

(6)

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1})$$

(7)

Em que T é o número de observações utilizadas no ajustamento, e $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características da matriz Π estimada.

De acordo com Enders (1995), o teste do traço determina a hipótese de que existem, no máximo, r vetores de cointegração ($H_0 = r \leq r_0$, contra $H_a = r > r_0$). O teste de máximo autovalor testa a hipótese nula de que existe r vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há $(r+1)$.

3.3 Decomposição da variância do erro de previsão

A decomposição da variância parte de um modelo VAR, que é útil para entender as propriedades das previsões de erro e descobrir inter-relações entre as variáveis de um sistema. Determina também o percentual do erro da variância prevista atribuído aos choques de determinada variável *versus* os choques nas demais variáveis do sistema. Se os choques observados na variável x não forem capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se que a

sequência y é exógena. Caso contrário, diz-se que ela é endógena (ENDERS, 1995). Dessa forma, por exemplo, se o choque do preço da gasolina C não explica nenhuma parcela do erro de previsão do preço do álcool hidratado, sob todos os horizontes possíveis, sugere-se que o preço da gasolina C é exógeno. Assim, o preço do álcool hidratado não é afetado por variações no preço da gasolina C. Por outro lado, se o choque do preço da gasolina C pode explicar toda a variância do erro de previsão do álcool hidratado, pode-se afirmar que este é completamente endógeno.

A decomposição da variância, por sua vez, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria, e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente. Portanto, apresenta, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria, e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO, 1998). Geralmente, no curto prazo, a variância do erro de previsão é quase totalmente explicada por seus próprios choques. Entretanto, no longo prazo, os choques das outras variáveis do sistema podem explicar muito da variância do erro de previsão.

3.4 Teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger parte da premissa de que o futuro não pode causar o passado. O fato de haver causalidade, no sentido de Granger, de uma variável em relação a outras não implica necessariamente causalidade no sentido estrito. A causalidade de Granger mensura a precedência e o volume de informação, entretanto, não indica a causalidade no uso mais comum do termo. O teste pressupõe que as informações relevantes para prever as variáveis a serem testadas estão contidas exclusivamente nos dados de séries temporais dessas variáveis. é realizado a partir das seguintes equações, sob o pressuposto de que as perturbações não possuem correlação:

$$P_t^i = \sum_{j=1}^n \beta_j P_{t-j}^j + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{t-1}^i + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$P_t^j = \sum_{j=1}^n \delta_j P_{t-j}^i + \sum_{i=1}^n \lambda_i P_{t-1}^j + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

em que P é preço do combustível praticado no mercado varejista paranaense e α , β , λ e δ são os parâmetros a serem estimados. Os índices i e j

representam a distinção entre os combustíveis analisados, gasolina C e álcool hidratado.

Estimadas as equações, distinguiram-se os seguintes casos:

- 1) A causalidade unidirecional de P^j para P^i é indicada quando os coeficientes estimados em (8) para a variável defasada P^j são conjuntamente diferentes de zero ($\beta_j \neq 0$), e quando o conjunto de coeficientes estimados em (9) para P^j não forem estatisticamente diferentes de zero ($\delta_i = 0$).
- 2) A causalidade unidirecional de P^j para P^i é indicada quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável P^j na equação (8) não for diferente de zero ($\beta_j \neq 0$), e o conjunto de coeficientes defasados para a variável P^i em (9) for diferente de zero ($\delta_i \neq 0$).
- 3) A bicausalidade ou simultaneidade ocorre quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de P^j e P^i forem estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.
- 4) A ausência de causalidade acontece quando nas duas regressões os conjuntos de coeficientes defasados de P^j e P^i não forem estatisticamente diferentes de zero.

Segundo Oliveira *et al.* (2003), a aplicação do teste de causalidade de Granger consiste em um instrumento complementar a técnica de cointegração. Representa um avanço comparativamente, a correlação que também é utilizada, em alguns trabalhos, na delimitação de mercados relevantes, pois leva em consideração a dinâmica potencial existente entre as séries. Uma variável x é dita “causada no sentido de Granger” por outra variável y , se esta última auxilia na previsão da primeira, ou seja, se os coeficientes das variáveis defasadas de x são estatisticamente significativos.

3.5 Fonte de dados

Os dados básicos utilizados neste artigo referem-se às séries mensais de preços dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, no Estado do Paraná, praticado pelos postos revendedores, de janeiro de 2003 a dezembro de 2014, obtidos por meio do banco de dados da Agência Nacional Petróleo (ANP).

4. Resultados e discussões

4.1 Delimitação mercado relevante dos combustíveis líquidos nas regiões brasileiras

A delimitação do mercado relevante dos combustíveis líquidos foi realizada por meio da análise de cointegração, estimação da decomposição da variância do erro de previsão e causalidade entre os preços dos pares dos combustíveis, gasolina C e álcool hidratado. Os procedimentos foram realizados para o Estado do Paraná, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2014. Com o surgimento dos veículos com a tecnologia *flex*, a partir de março de 2003, ocorreu uma maior flexibilização no que se refere ao abastecimento. A tecnologia permite a utilização de apenas um dos combustíveis, gasolina ou álcool hidratado, ou a combinação de qualquer proporção deles. Diante disso, é importante realizar a análise de delimitação de produto relevante enfocando esses dois combustíveis. Nos últimos anos, com o início das vendas dos veículos *flex-fuel*, ocorreu uma expansão no consumo do álcool hidratado no país, embora a gasolina ainda seja o combustível relativamente mais demandado. Ressalta-se ainda que a expansão da frota *flex-fuel* permite a ampliação da liberdade de escolha com relação ao tipo de combustível a ser utilizado, minimizando o custo do consumidor proprietário dos veículos *flex*.

O teste de cointegração possibilitou avaliar se os preços da gasolina C e do álcool hidratado se movimentam sincronizadamente no Estado do Paraná. Todavia, a aplicação desse procedimento é viável somente quando as séries utilizadas forem integradas de mesma ordem. Nesse sentido, a determinação prévia da estacionariedade dos preços dos combustíveis foi fundamental.

Os resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preços de gasolina C e álcool hidratado no Estado do Paraná estão reportados na Tabela 1. Com relação à determinação do nível de significância, um nível elevado (1% ou 5%) torna o teste mais potente. Portanto, optou-se aqui por considerar o nível de 1%.

Tabela 1 – Resultados do teste raiz unitária *ADF*.

	Nível		Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens	t	Defasagens	t	
PgcvPR	1	-0,84 ^{NS}	1	-13,06***	I(1)
PalvPR	3	-1,95	0	-10,07***	I(1)

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1%.

Nota: PgcvBR: preço de revenda da gasolina C no Estado do Paraná e PalPR: preço de revenda do álcool hidratado no Estado do Paraná.

Para a realização do teste, empregou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de *Schwarz*. As séries de preços da gasolina C e álcool hidratado foram não-estacionárias em nível, mas em primeira diferença mostraram-se estacionárias, sendo, então, integradas de primeira ordem I(1). Diante disso, procedeu-se a análise realizando o teste de cointegração de Johansen (1988) para se identificar a relação de longo prazo entre os preços da gasolina C e álcool hidratado. O teste proposto por Johansen (1988) foi realizado a partir da análise do posto da matriz de cointegração, baseado no número de raízes características estatisticamente diferentes de zero e no número de vetores de cointegração. O número de defasagens para o modelo foi obtido a partir dos critérios de *Akaike* (AIC), *Schwartz* (SC) e *Hannam-Quin* (HQ). Estes apresentaram divergências em relação ao número de defasagens a ser utilizado (Tabela 1A). Conforme Enders (1995), em casos como esse, deve-se escolher o critério de SC, pois é o mais parcimonioso. Na sequência, optou-se por incluir uma defasagem, conforme o resultado apontado pelo critério SC.

Os resultados dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, realizados nas séries de preços de gasolina C e álcool hidratado, na revenda do Estado do Paraná, encontram-se reportados na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre os preços da gasolina C e álcool hidratado.

	Hipótese nula	τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico
Paraná	$r = 0$	18,40***	15,40**	17,79**	14,26
	$r \leq 1$	0,61	3,84	0,61	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) e (**) referem-se aos valores críticos a 5% e 10% de significância, respectivamente.

O teste do Traço indicou que a hipótese de que não há cointegração entre as séries de preços de gasolina comum e álcool hidratado foi rejeitada, a 5% de significância, no Estado do Paraná. Também, pelo teste do Máximo Autovalor, concluiu-se que a hipótese de que há um único vetor de cointegração não pode ser rejeitada nos níveis de significância de 5%.

Em suma, ambos os testes sugeriram que a hipótese de que há um único vetor de cointegração não deve ser rejeitada. Desse modo, os resultados obtidos a partir do teste permitiram corroborar a existência de uma relação de longo prazo entre as séries de preços dos combustíveis líquidos em análise. Conclui-se que a gasolina C e o álcool hidratado encontram-se no mesmo mercado relevante de produto. Se os mercados do álcool hidratado e da gasolina C estão integrados por substitubilidade, pode haver consequências relevantes para o bem-estar econômico do consumidor brasileiro. Este, por sua vez, poderá escolher o combustível relativamente mais barato e ainda, mediante uma eventual escassez do álcool ou da gasolina, poderá optar por qualquer um desses combustíveis (GAMARRA, 2009).

O resultado obtido pela estimação da equação de cointegração (12) entre os preços de ambos os combustíveis sugere que estes encontram-se no mesmo mercado relevante de produto, uma vez que o coeficiente de longo prazo foi estatisticamente significativo a 1% de significância.

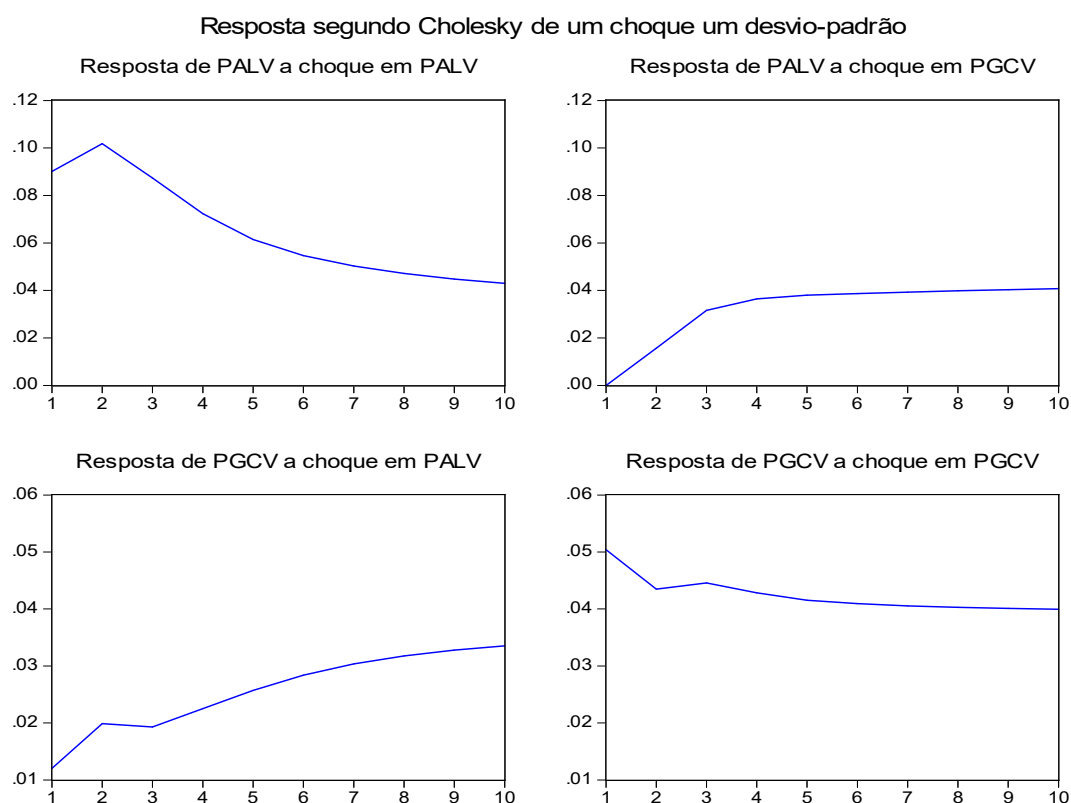
$$Palv_t = 1,20 + 1,057*** Pgcvt_t$$

Sugere-se que a possibilidade de substituição no consumo provavelmente pode implicar em limitação do exercício do poder de mercado por parte das revendedoras de combustíveis no Paraná. Entretanto, é importante ressaltar que a decisão a respeito da escolha do combustível a ser utilizado para o abastecimento depende de diversos outros fatores. Segundo Gomez (2009), a questão da

substitubilidade álcool/gasolina pode ser influenciada por aspectos como: a necessidade de o consumidor dirigir-se mais vezes ao posto para o abastecimento, perdendo tempo de trabalho ou lazer; também, por hábito ou desconfiança, pode não abastecer com um ou outro produto; e, por fim, por questões ambientais.

A decomposição histórica da variância do erro de previsão em relação às séries de preços em análise permite avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais, Figura 1 e Tabela 2A.

Figura 1 – Decomposição da variância do erro de previsão.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Verifica-se que a evolução nos preços do álcool hidratado é explicada, em proporções consideráveis, pelos seus próprios desvios. O mesmo ocorre com os preços da gasolina C. Porém, tanto a variabilidade no preço do álcool hidratado é explicada parcialmente por choques no preço da gasolina C, quanto este é explicado parcialmente pelos choques nos preços do álcool, de modo que essa tendência apresente uma gradual evolução com o passar dos meses. Esse fato

permite pressupor que existe uma interdependência entre os mercados de gasolina C e álcool hidratado. Sugere-se que a expansão da frota de veículos com a tecnologia *flex fuel* possa explicar, em grande medida, esse resultado. Geralmente, verifica-se nos trabalhos empíricos que uma variável explica quase totalmente o seu erro de previsão em horizontes curtos e explica proporções menores em horizontes mais amplos.

Adicionalmente, os resultados dos testes de causalidade de Granger nesses preços evidenciaram que somente os preços de gasolina C causam, no sentido de Granger, os preços do álcool hidratado, conforme Tabela 3:

Tabela 3 – Teste de causalidade de Granger entre os preços de gasolina C e álcool hidratado para o Estado do Paraná.

Relação de causalidade	Observações	Teste F	P-valor
PGCV não causa Granger PALV	142	5,62	0,0045
PALV não causa Granger PGCV		2,13	0,1224

Fonte: Dados da pesquisa.

(***) e (**) Referem-se aos valores críticos a 1% e 5% de significância, respectivamente.

Desse modo, a hipótese de que o preço da gasolina C não causa, no sentido de Granger, o preço do álcool hidratado foi rejeitada, em um nível de 1%. Entretanto, o inverso não ocorreu, ou seja, as alterações nos preços do álcool hidratado não precedem as alterações nos preços da gasolina C para nenhuma das delimitações geográficas. As alterações nos preços do álcool hidratado são precedidas pelas alterações nos preços da gasolina C, não existindo, portanto, uma relação de bicausalidade entre esses preços.

Em síntese, as transformações estruturais nos mercados automobilísticos e de combustíveis, assim como as mudanças no ambiente institucional deste último, podem ter viabilizado um ambiente concorrencial no mercado de combustíveis líquidos. Os testes econométricos realizados com as séries de preços dos combustíveis em análise permitiram corroborar a presença de competição entre os dois combustíveis no Paraná. Como consequência, alterações nos preços de qualquer um deles podem gerar substituição, de forma que tais choques passem a ter caráter apenas transitório. Destaca-se ainda que a possibilidade de substituição, mesmo que imperfeita, pode limitar pelo menos em

parte o exercício de poder de mercado na venda de cada um dos combustíveis, trazendo implicações positivas sobre o bem-estar social.

5. Conclusões

A delimitação de mercado relevante permite verificar a competição entre os produtos e a área geográfica em que eles são ofertados. Assim, se os bens são substitutos entre si, eles estarão sendo comercializados no mesmo mercado, de modo que qualquer alteração no preço de um deles provocará variação na quantidade demandada do outro produto, e no seu preço de mercado. Portanto, qualquer “choque” que promova desvios no preço de um deles terá apenas caráter transitório. No longo prazo, o comportamento dos preços dos produtos substitutos terá trajetória temporal interligada.

Este artigo, nesse sentido, teve como objetivo delimitar o mercado relevante de produto para os combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, no Estado do Paraná, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2014.

Os resultados obtidos para os testes de cointegração revelaram que os dois combustíveis, gasolina C e álcool hidratado, competem no Estado do Paraná. A evolução nos preços da gasolina C é explicada, em proporções consideráveis, pelos seus próprios desvios. O mesmo ocorre com o álcool hidratado. Por outro lado, a variação no erro de previsão do preço do álcool hidratado é explicada parcialmente por choques no preço da gasolina C, e vice-versa, de modo que essa tendência apresente uma gradual evolução com o passar dos meses. Esse fato permite pressupor que exista uma interdependência entre os mercados de gasolina C e álcool hidratado. A respeito da causalidade de Granger, o preço da gasolina C causa, no sentido de Granger, os preços do álcool hidratado. Por outro lado, o preço do álcool hidratado não causa, no sentido de Granger, o preço da gasolina C.

As transformações ocorridas, tanto nos mercados automobilísticos, quanto no de combustíveis, assim como as mudanças no ambiente institucional deste último, podem explicar, pelo menos parcialmente, os resultados obtidos. Mediante a presença de ambos os combustíveis líquidos nesse mercado geográfico, sugere-se que alterações no preço de qualquer um deles possa gerar substituição, de modo que os choques tenham caráter apenas transitório. Tal fato pode limitar, pelo menos parcialmente, o exercício de poder de mercado dos

postos na venda de cada um dos combustíveis, gerando impactos positivos sobre o bem-estar social.

Espera-se que este trabalho possa dar subsídio às futuras análises sobre a concorrência existente na revenda de combustíveis líquidos do Paraná. Especificamente, conforme ressaltado anteriormente, nos últimos anos o Estado também tem sido alvo de investigação de cartel na revenda de combustíveis, o que adiciona relevância a este tipo de análise.

6. Apêndice

Tabela 1A - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ.

Paraná	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-0.683367	-0.640533	-0.665960
	1	-5.106029	-4.977529*	-5.053810*
	2	-5.136069*	-4.921904	-5.049038
	3	-5.108615	-4.808783	-4.986771
	4	-5.075915	-4.690417	-4.919258
	5	-5.069670	-4.598505	-4.878201
	6	-5.057789	-4.500958	-4.831507
	7	-5.039352	-4.396854	-4.778257
	8	-5.037392	-4.309228	-4.741484

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Valores em negrito indicam a ordem de seleção da defasagem pelo respectivo critério.

Tabela 2A - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina e álcool hidratado no Paraná, em porcentagem.

Período	erro-padrão	PALV	PGCV
Decomposição da variância do erro de previsão para PACL			
1	0,090	100,000	0,000
2	0,137	98,692	1,308
3	0,165	95,453	4,547
4	0,184	92,421	7,579
5	0,198	89,741	10,259
6	0,209	87,368	12,632
7	0,218	85,215	14,785
8	0,227	83,227	16,773
9	0,235	81,381	18,619
10	0,242	79,666	20,334
11	0,249	78,076	21,924

12	0,256	76,603	23,397
Decomposição da variância do erro de previsão para PGCL			
1	0,052	5,397	94,603
2	0,071	10,865	89,136
3	0,086	12,446	87,554
4	0,098	14,670	85,330
5	0,110	17,253	82,747
6	0,121	19,849	80,151
7	0,131	22,260	77,740
8	0,140	24,401	75,599
9	0,150	26,271	73,729
10	0,159	27,897	72,103
11	0,167	29,310	70,690
12	0,175	30,540	69,460

Fonte: Dados da pesquisa.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS, 2003 - ANP. Gás Natural Veicular Mercado em Expansão. Nota Técnica. Rio de Janeiro: 023/2003- SCG. 01 de agosto de 2003.

BAKER, J. B.. Market definition: an analytical overview. Nov. 2006. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=854025>. Acesso em mar. De 2009.

BARBOSA, C. Investigação econômica sobre o sistema brasileiro de defesa da concorrência, 2004 a 2005. 205p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2006.

CADE – CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA. Resolução nº. 18, de 25 de novembro de 1998. Disponível em: <<http://www.cade.gov.br/legislacao/resolucoes/18resol98.asp>> Acesso em: 07mar. 2009.

CADE – CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA. Ato de concentração nº 08012.002634/2006-73. Disponível em: www.cade.gov.br/plenario/Sessao_385/Relat/10-Relatorio-AC-2006-08012.002634-ALE-Satelite-Azevedo.pdf . Acesso em 05 de maio 2009.

CARLTON, D. W; PERLOFF, J. M. Modern Industrial Organization. 4th ed. Upper Saddle River: Pearson, 2005. 822p.

CHURCH, J. & WARE, R. *Industrial Organization: A Strategic Approach*. San Francisco: McGraw-Hill, 2000. 926p.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistics Association*, v. 74, n. 366, p. 427– 431, 1979.

DOLDADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, v. 4, n. 3, p. 249-273, 1990.

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

FARINA, T. M. Q., NUNES, R. Comportamento dos Preços e Identificação do Mercado Relevante: o caso CVRD. In: Mattos, César (Org.) *A Revolução Antitruste no Brasil 2: a teoria econômica aplicada a casos concretos*, Ed. Singular, São Paulo, Brazil, 2008: v. 3, p. 95-118.

GAMARRA, J. E. Transmissão de preços entre os mercados do etanol e da gasolina desde o lançamento dos carros *Flex-Fuel*, no mercado brasileiro. Dissertação (Mestrado em Agronegócios) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

GOMEZ, J., M., A. (2009). Demanda de combustíveis por veículos leves e motocicletas no Brasil. 69p. (Dissertação de Mestrado). Faculdades de Economia e Finanças do Ibmecc. Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc. 2009.

HALDRUP, N. Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant market in competition analysis. Aarhus: Department of Economics. 2003. 57 p. (Working Paper, 2003-09). Disponível em <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=429120> Acesso em: 06 mar. 2009.

HILL, C., GRIFFITHS, W., JUDGE, G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.

JOHANSEN, S., 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231–254.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. *Oxford Bulletin on Economics and Statistics*, v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

MARGARIDO, M.A. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. Instituto de Economia Agrícola. Coleção Estudos Agrícolas 6. São Paulo-SP. 1998.

OLIVEIRA, G., FILHO, E. M.G., VALLADARES, F., E., C.. Técnicas econométricas para a delimitação de mercados relevantes geográficos: aplicação para Petroquímica. In: César Mattos. (Org.). A Revolução Antitruste no Brasil.: Singular, 2003, v. 2. p. 117-129.

PITELLI, M. M. Testes de preços para determinação de mercado relevante geográfico e de produto: uma aplicação empírica ao mercado brasileiro de compra de bovinos. 2008. 156p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

POSSAS, M., L. Os conceitos de mercado relevante e poder de mercado no âmbito da defesa da concorrência. In: Mario Luiz Possas. (Org.). Ensaio sobre Economia e Direito da Concorrência. 1 ed. São Paulo, SP: Editora Singular, 2002, v. 1, p. 75-95.

SALGADO, L. H. O caso Kolynos-Colgate e a introdução da economia antitruste na experiência brasileira. In: César Mattos. (Org.). A Revolução Antitruste no Brasil.: Singular, 2003, v. 2. p. 29-66.

SCHÜNEMANN, L. (2007). A demanda de gasolina automotiva no Brasil: o impacto nas elasticidades de curto e longo prazo da expansão do GNV e dos carros flex. 107p. (Dissertação de Mestrado). Faculdades de Economia e Finanças do Ibmecc. Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc. 2007.

SECRETARIA DE ACOMPANHAMENTO ECONÔMICO. PORTARIA nº. 50 da SEAE/SDE de 1 de Agosto de 2001 – Disponível em: <www.seae.gov.br> Acesso em: 10 mar. 2009.

VIDEIRA, R. A. Uma análise da concorrência no setor brasileiro de celulose. 2005. Tese (Dissertação de Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo – Fundação Getúlio Vargas – FGV, São Paulo, 2005.

WEDER, G., J.; FROEB, L. M.. Correlation, causality, and all jazz: the inherent shortcomings of price tests for antitrust market delineation. Review of Industrial Organization, Amsterdam, v.8, n. 1, p. 329-353, 1993.