

Tema

Menção

Honrosa

Defesa da Concorrência

A COMPETIÇÃO NO SETOR DE DISTRIBUIÇÃO DA GASOLINA C: UMA ANÁLISE COM BASE NA NOVA ORGANIZAÇÃO INDUSTRIAL EMPÍRICA

ROSANGELA APARECIDA SOARES FERNANDES

Doutora em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa (UFV).
Professora Adjunta I da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP)

**VI
PRÊMIO SEAE
2011**

Concurso de Monografias sobre os temas:
Defesa da Concorrência e Regulação Econômica

Agradecimentos

Aos familiares e amigos que se fizeram presentes por meio do apoio, do estímulo, da motivação e dos conselhos. Aos professores Marcelo José Braga, Alexandre Bragança Coelho e João Eustáquio de Lima pelas orientações necessárias ao desenvolvimento deste trabalho, em especial, à professora Elaine Aparecida Fernandes pelo apoio, pelo incentivo e pelas valiosas sugestões que tanto contribuíram para a conclusão desta pesquisa. À Universidade Federal de Viçosa pela formação acadêmica. Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar a competição existente no setor de distribuição de gasolina C, nas regiões brasileiras, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Para tal, baseou-se na Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NOIE), especificamente no modelo proposto por Bresnahan (1982) e Lau (1982). Estimou-se um modelo dinâmico conforme a metodologia proposta por Hjalmarsson (2000). Para estimação das equações de demanda e da relação de oferta, foi utilizado o método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), em razão da presença de variáveis explicativas endógenas. Os resultados indicaram que as empresas distribuidoras de gasolina C não agem como tomadoras de preços ($\lambda=0$). No outro extremo, a hipótese de conluio perfeito ($\lambda=1$) entre elas foi rejeitada. A concentração nos mercados regionais pode ser explicada pela elevada eficiência das grandes distribuidoras de gasolina C e também pela necessidade dos altos investimentos em capital. Sobre a conduta das distribuidoras de gasolina C, é possível que a ação da ANP conjuntamente com os órgãos de defesa da concorrência pode estar contribuindo para promover um ambiente mais competitivo entre as distribuidoras.

Palavras-chave: Competição; gasolina C; organização industrial.

Sumário

Introdução	9
1 Breve panorama sobre o mercado e a estrutura organizacional da distribuição de gasolina C no Brasil	10
2 Referencial teórico	13
2.1 A Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NOIE)	13
3 Especificação dos modelos econométricos e método de estimação	19
3.1 Equações de demanda e oferta na forma estática	19
3.2 Reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982) e Lau (1982)	20
3.2.1 Estacionariedade e o teste de raiz unitária	21
3.2.2 Teste de Cointegração	23
3.2.3 Teste de Separabilidade	26
3.2.4 A versão dinâmica do modelo de Bresnahan e Lau (1982)	27
3.3 Variáveis e fontes de dados	29
4 Análise e discussão dos resultados	29
4.1 Análise dinâmica da competição na distribuição de gasolina C	29
5 Conclusões	42
Referências	42

Lista de figuras

Figura 1. Deslocamento da demanda e o equilíbrio de mercado	16
Figura 2. Mudança na elasticidade-preço da demanda e a determinação do equilíbrio de mercado	17
Figura 3. Procedimento sequencial para a realização do teste ADF	23

Lista de tabelas

Tabela 1. Vendas de gasolina C e álcool hidratado, Brasil e regiões, em metros cúbicos, no ano de 2008	11
Tabela 2. Parcela de mercado e razão de concentração das maiores empresas distribuidoras de gasolina C no Brasil, percentual em volume de vendas	11
Tabela 3. Índices parciais de concentração de mercado nas regiões brasileiras no ano de 2008, percentual em volume de vendas	12
Tabela 4. Resultados do teste ADF pelo procedimento descrito em Enders (1995)	30
Tabela 5. Teste de cointegração na equação de demanda entre P_g , P_a e P_Z	31
Tabela 6. Teste de cointegração nas variáveis $I(1)$ nas relações de oferta	32
Tabela 7. Resultados dos testes de separabilidade na variável P_Z	33
Tabela 8. Estimativa dos coeficientes das funções de demanda do modelo dinâmico	34
Tabela 9. Coeficientes de longo prazo da função de demanda do modelo dinâmico	36
Tabela 10. Estimativa dos coeficientes das relações de oferta do modelo dinâmico	37
Tabela 11. Coeficientes de longo prazo da relação de oferta do modelo dinâmico	40

Introdução

Nos últimos anos, os estudos na área da Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (*New Empirical Industrial Organization* – NEIO) têm ganhado cada vez mais destaque na literatura da organização industrial. De acordo com Bresnahan (1989), nestes trabalhos, a identificação do parâmetro de conduta, que determina a competição de mercado, está relacionada, especialmente, à capacidade de resposta dos preços às variações na elasticidade-preço da demanda e às mudanças nos custos. Especificamente, a abordagem desenvolvida por Bresnahan (1982) e Lau (1982), que avalia a conduta das empresas no contexto de custos marginais não observáveis, lançou a NEIO para representar uma corrente de autores que empregavam modelos fundamentados em variações conjecturais.

Nesse contexto, os estudos empíricos recentes, que avaliam a competição nas indústrias, têm evidenciado crescente ênfase em modelagens essencialmente quantitativas. Entretanto, no caso do Brasil, ainda são escassos estudos dessa natureza com aplicações a setores relevantes no tocante à investigação de práticas de condutas anticompetitivas pelos órgãos de defesa da concorrência, dentre os quais se destaca o mercado de combustíveis.

Este trabalho examina a competição existente entre as distribuidoras de gasolina C nas regiões brasileiras no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. A abordagem de Bresnahan (1982) e Lau (1982) foi utilizada como arcabouço teórico desta pesquisa. Para analisar a competição nesse mercado, baseou-se em uma modelagem econométrica dinâmica, conforme proposto por Hjalmarsson (2000), um modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ADL). Este representa uma alternativa ao modelo dinâmico sugerido por Steen e Salvanes (1999), pois permite que as estimativas sejam realizadas na presença de dados estacionários e integrados de ordens distintas.¹ Portanto, é mais flexível quanto aos resultados dos testes de estacionariedade e cointegração. Steen e Salvanes (1999) destacaram que a abordagem dinâmica apresenta ganhos à análise, pois considera a dinâmica de curto prazo e soluciona o problema de inferência quando são utilizados dados não estacionários. Além disso, consideram elementos dinâmicos como mudanças nos hábitos dos consumidores e ajustamentos nos custos de produção.

No Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC), o setor de combustíveis líquidos (gasolina e álcool) lidera o *ranking* das investigações que envolvem cartéis. Conforme levantamento feito pela Secretaria de Direito Econômico (SDE), existe cerca de 220 denúncias de formação de cartel nesse setor em trâmite na Secretaria. Diante desse fato, será que os órgãos de defesa da concorrência têm sido eficientes no sentido de garantir a competição entre as distribuidoras de gasolina C? Espera-se que a análise quantitativa desenvolvida neste trabalho permita não somente avaliar o grau

1 A derivação da relação entre o modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ADL) e a formulação do Mecanismo de Correção de Erro (MCE) é apresentada em Steen e Salvanes (1999).

de competição no segmento de distribuição de gasolina C, como também dar subsídio para responder a esse questionamento.

O mercado de gasolina C no Brasil tem sido frequentemente estudado, veja, por exemplo, Nunes e Gomes (2005); Vasconcelos e Vasconcelos (2008); e Pinto e Silva (2008). Entretanto, conforme salientado anteriormente, ainda não se verificam aplicações empíricas para esse setor no contexto dos modelos da NEIO.

O trabalho está organizado da seguinte forma: na segunda seção apresenta-se um breve panorama sobre o mercado e a estrutura organizacional da distribuição de gasolina C no Brasil; na terceira seção está o referencial teórico em que se apresenta a Teoria da Nova Economia Industrial Empírica, com destaque para o modelo de Bresnahan (1982) e Lau (1982); na quarta seção enfatizam-se os modelos analítico e econométrico empregados, além dos testes que justificam a escolha do modelo dinâmico utilizado; na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos; e, por último, é realizada uma síntese conclusiva deste trabalho.

I Breve panorama sobre o mercado e a estrutura organizacional da distribuição de gasolina C no Brasil

O setor de combustíveis é de fundamental importância para a economia brasileira, pois se destaca na geração de renda e emprego para a população do país. O faturamento do setor no ano de 2008 foi de R\$ 173 bilhões, resultando em uma arrecadação de tributos da ordem de R\$ 52 bilhões, com a geração de mais de 330 mil empregos diretos e indiretos. Nesse ano, as vendas de combustíveis líquidos no país atingiram cerca de 105,9 bilhões de litros, com um crescimento no consumo agregado dos derivados de petróleo e biocombustíveis de 8,4%, comparativamente a 2007 (FECOMBUSTÍVEIS, 2009).

Os combustíveis líquidos amplamente utilizados para o abastecimento de automóveis e veículos leves são a gasolina comum (C) e o álcool hidratado. De acordo com a Agência Nacional de Petróleo (ANP) (2009), em 2008 as vendas de gasolina C no Brasil cresceram 3,5% comparativamente ao ano anterior, motivadas pelas vendas recordes de veículos leves, que se expandiram 13,3% e também pela influência das regiões em que a paridade de preços álcool-gasolina permaneceu favorável à gasolina. Por sua vez, ocorreu uma elevação mais expressiva no consumo de álcool hidratado, em torno de 42%, em razão das significativas vendas de veículos *flex-fuel*,² conjugadas à expansão do número de estados em que a paridade de preços se apresentou favorável ao álcool. Nesse ano, as Regiões Sudeste e Sul foram responsáveis, respectivamente, por 47,85% e 20,65% das vendas nacionais de gasolina C, seguidas pelas Regiões Nordeste, Centro-Oeste e Norte, com participações de 15,79%, 9,56% e 6,15%,

² Veículos *flex-fuel* são aqueles que têm a capacidade de funcionar com qualquer porcentagem de mistura de gasolina e álcool ou com apenas um deles.

respectivamente. Apesar de se verificar uma significativa expansão no volume de vendas do álcool hidratado, a quantidade vendida de gasolina C ainda é comparativamente maior nos mercados nacional e regionais (Tabela 1).

Tabela 1. Vendas de gasolina C e álcool hidratado, Brasil e regiões, em metros cúbicos, no ano de 2008

Combustível	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Gasolina C	25.174.783	12.046.910	5.197.528	3.975.416	1.547.662	2.404.266
Álcool	13.290.096	9.022.759	1.605.379	1.235.696	197.765	1.228.496

Fonte: elaborado pela autora com base nos dados da ANP (2009)

Em todas as delimitações geográficas, a demanda por gasolina C ainda supera, em grande medida, a de álcool hidratado. Esse fato, juntamente com as características do mercado de distribuição de gasolina C, justifica a escolha desse combustível como produto relevante neste estudo.

A respeito da organização estrutural do mercado de distribuição de gasolina C, verifica-se que grande parte da comercialização desse combustível, tanto para o abastecimento dos postos revendedores quanto para o fornecimento dos grandes consumidores finais, é realizada por um número restrito de empresas. A Tabela 2 reporta as participações individuais e a razão de concentração das quatro e das cinco maiores empresas que atuam na distribuição de gasolina C no Brasil.³

Tabela 2. Parcela de mercado e razão de concentração das maiores empresas distribuidoras de gasolina C no Brasil, percentual em volume de vendas

Empresas	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
BR	22	21	22	24	24	26	28
Ipiranga	15	15	16	16	16	16	13
Shell/Sabba	11	11	10	10	10	11	12
Chevron	8	9	9	9	9	9	9
Esso	12	11	10	9	8	8	7
CR ₄	56	56	57	59	59	62	62
CR ₅	68	67	67	68	67	70	69

Fonte: elaborado pela autora com base nos dados da ANP (2009)

Nota: O *market-share* da BR em 2008 inclui a Alvo, que corresponde a 2%.

3 As parcelas de mercados individuais das empresas fora do grupo das líderes (cinco maiores) são consideravelmente inferiores.

A distribuidora BR lidera o volume de vendas de gasolina C no mercado nacional. Apesar de existirem mais de 200 distribuidoras de combustíveis atuando no país, o CR_5 aproxima-se de 70%. Entre 2002 e 2008, o CR_4 não só evidencia concentração estrutural, como em mercados oligopolísticos, como também vem apresentando suave tendência ascendente. A concentração de mercado também é expressiva nos mercados regionais (Tabela 3).

Tabela 3. Índices parciais de concentração de mercado nas regiões brasileiras no ano de 2008, percentual em volume de vendas

CR_k	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
CR_1	25,8	33,8	37,5	34,5	41
CR_2	46,9	58,1	47	47,4	52,7
CR_4	71,3	72,7	62,2	68	65,9
Outras	28,7	27,3	37,8	32	34,1

Fonte: elaborado pela autora com base nos dados da ANP (2009)

A Petrobras Distribuidora (BR) é a líder em vendas de gasolina C na maioria das regiões brasileiras, exceto no Sul, onde a Ipiranga lidera o mercado. Em 2008, a expansão nas vendas e o respectivo ganho de participação no mercado de comercialização de derivados do petróleo levaram a BR a registrar o maior lucro de sua história, em torno de R\$ 1,289 bilhão. Este resultado foi 53,3% superior ao obtido no ano de 2007 (ANP, 2010). As duas maiores empresas que atuam nessas regiões (BR e Ipiranga no Sudeste, no Sul e no Centro-Oeste; e BR e Shell no Norte e no Nordeste) possuem *market-share* elevados, evidenciando a expressiva representatividade dessas distribuidoras nesses mercados. A razão de concentração das quatro maiores empresas, CR_4 , sugere estruturas de oligopólio também em nível regional. As participações das empresas fora do grupo das líderes (grupo das outras) são comparativamente menores. No segmento de distribuição prevalece uma estrutura de oligopólio, pois as empresas líderes detêm participações significativas desses mercados. Segundo Martin (1993), os mercados que apresentam CR_4 superior a 40% são definidos como oligopólios, o que permite que as firmas reconheçam a interdependência entre suas condutas. Por sua vez, os mercados com CR_4 superior a 60% devem ser identificados como oligopólios fortes (SHEPHERD, 1997).

Entretanto, conforme ressaltaram Kupfer e Hansenclever (2002), os índices de concentração são indicadores sintéticos do grau de concorrência em uma indústria. O padrão de competição vigente em um mercado depende das condições de entrada; das características dos produtos, ou seja, se possui substitutos ou se são dotados de algum grau de diferenciação; e das condutas dos produtores no que se refere à escolha das variáveis estratégicas, dos preços e das quantidades.

Portanto, a concentração verificada no segmento de distribuição de gasolina C não deve ser definida previamente como variável decisiva na determinação do exercício de poder de mercado, pois é uma condição necessária, mas não suficiente, para sua existência. Diante do exposto, torna-se relevante avaliar a competição entre as distribuidoras de gasolina C, por meio do parâmetro de conduta empresarial, que capta o comportamento das firmas no que diz respeito à determinação de preços em resposta às alterações nas elasticidades-preço da demanda dos consumidores. Para isso, uma versão dinâmica do modelo desenvolvido por Bresnahan (1982) e Lau (1982) será aplicada nos mercados regionais de distribuição de gasolina C no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008.

2 Referencial teórico

2.1 A Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NOIE)

Os estudos da NOIE começaram a tomar forma a partir da década de 1980. Os trabalhos nessa linha de pesquisa têm como objetivo principal aferir o grau de competição de mercado por meio da identificação e da estimação de um parâmetro de conduta, com modelos que admitem custos marginais não observáveis. A avaliação da conduta é feita com base no comportamento implícito das empresas observado nos dados de preço e quantidade de equilíbrio de mercado. De forma sintética, os modelos da NOIE pressupõem que os custos marginais não são observáveis e que o grau de competição pode ser avaliado considerando-se um parâmetro de conduta.

Nesse contexto, Bresnahan (1982) desenvolveu um modelo estrutural que permite identificar a competição nas indústrias via um parâmetro de conduta médio. O modelo tem preço de mercado e quantidade determinados pela interseção da função de demanda e relação de oferta. A função de demanda presume compradores tomadores de preços. A relação de oferta é determinada com base na regra de maximização de lucro, em que receita e custo se igualam na margem.

O modelo proposto por Bresnahan (1982), no contexto da NEIO, permite inferir sobre a elasticidade-preço da demanda, o custo marginal e o parâmetro de conduta das firmas.

A metodologia básica que permeia as análises da NEIO parte de uma estrutura de oligopólio para mensurar o grau de poder de mercado, incluindo variáveis endógenas observadas, preços e quantidade da indústria, e exógenas que deslocam as funções de custos e demanda (FIÚZA, 2001). O modelo da NEIO identifica o grau de competição de uma indústria por meio da resposta dos preços às variações na elasticidade-preço da demanda considerando um parâmetro de conduta médio λ , que determina o comportamento das empresas nesse mercado.

A seguir, descreve-se a metodologia formal da NEIO, segundo a formulação proposta por Bresnahan (1982), que permite identificar o grau de competição no setor utilizando-se dados agregados para a indústria.

Considere que os compradores tenham uma função de demanda dada por:

$$Q = Q(P, Y, \alpha) \quad (1)$$

em que Q é a quantidade, P é o preço, Y é uma variável exógena e α um parâmetro do lado da demanda a ser estimado. A função de demanda pode ser reescrita de maneira inversa, uma vez que preço e quantidade são determinados simultaneamente:

$$P = P(Q, Y, \alpha) \quad (1')$$

Na forma econômica padrão, a receita total é igual ao produto do preço e quantidade demandada, $RT = P \cdot Q$, então a receita marginal como percebida pela firma $RMg(\lambda)$ é expressa por:

$$RMg(\lambda) = P(Q, Y, \alpha) + \lambda Q \left[\frac{\partial P(Q, Y, \alpha)}{\partial Q} \right] \quad (2)$$

Pelo lado do vendedor, o modelo de equilíbrio de mercado é mais complexo. Seja a função de custo definida por:

$$C = C(Q, W, \beta) \quad (3)$$

em que C é o custo total, W é uma variável exógena pelo lado da oferta e β é o parâmetro desconhecido da função de oferta a ser estimado.

Se os vendedores são tomadores de preços, prevalece a igualdade entre preço e custo marginal:

$$P = c(Q, W, \beta) \quad (4)$$

em que $c(\)$ é o custo marginal, ou seja, $P = \frac{\partial C(Q, W, \beta)}{\partial Q}$.

Se as firmas de um mercado não são tomadoras de preços, a condição de equilíbrio para a indústria é alcançada quando a receita marginal percebida se iguala ao custo marginal. Essa condição de igualdade pode ser escrita como:

$$P(Q, Y, \alpha) + \lambda Q \left[\frac{\partial P(Q, Y, \alpha)}{\partial Q} \right] = \frac{\partial C(Q, W, \beta)}{\partial Q} \quad (5)$$

De modo alternativo, a expressão (5) pode ser definida da seguinte forma:

$$P(Q, Y, \alpha) = \frac{\partial C(Q, W, \beta)}{\partial Q} - \lambda Q \left[\frac{\partial P(Q, Y, \alpha)}{\partial Q} \right] \quad (5')$$

Destaca-se que λ é o parâmetro que determina o grau de competição no mercado, podendo variar entre zero e um. Considerando uma solução de maximização de lucro em competição perfeita, $\lambda=0$. Mas se a estrutura de mercado de uma indústria é um monopólio ou cartel perfeito, $\lambda=1$. Por sua vez, em estruturas de mercados de oligopólio e monopólio competitivo λ toma um valor intermediário. Sob o modelo de equilíbrio de Cournot, tem-se $\lambda=1/n$, desde que cada firma da indústria produza o mesmo montante em condições de equilíbrio. Segundo Bresnahan (1982), a questão fundamental é se λ pode ser identificado em (5'), ou seja, se existe uma distinção observacional entre a competição e o cartel.

Bresnahan (1982) expõe a formulação do problema de maximização considerando a função de demanda linear e a de custo marginal segundo as expressões abaixo:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 y \quad (6)$$

$$CMg = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W \quad (7)$$

em que P é o único preço de mercado, Q é a quantidade total consumida (produção da indústria), y é a variável exógena na função de demanda, W é a variável exógena na função de oferta e CMg refere-se ao custo marginal das firmas.

Pelo lado da oferta, o preço não deve ser determinado de forma independente, mas simultaneamente, com base na regra de maximização de lucro em oligopólio, $RMg = CMg$. Assim, a maximização determina a formulação do modelo viabilizando a construção da relação de oferta. De acordo com Bresnahan (1989), a teoria de oligopólio é utilizada para se especificar a expressão do modelo a ser estimada. Inferências sobre o poder de mercado são realizadas apenas por meio de implicações refutáveis da teoria contidas na estática ou na dinâmica comparativa de equilíbrio em oligopólio.

Conforme destacado anteriormente, para derivar a relação de oferta, deve-se lembrar que a receita total é dada por $RT = P \cdot Q$ e a marginal é definida como $RMg = P + (\frac{\partial P}{\partial Q})Q$.

Para obter-se a função de demanda inversa, inverte-se a função de demanda (6):

$$\alpha_1 P = Q - \alpha_0 - \alpha_2 y$$

$$P = \frac{Q}{\alpha_1} - \frac{\alpha_0}{\alpha_1} - \frac{\alpha_2 y}{\alpha_1}, \text{ função de demanda inversa}$$

$$\frac{\partial P}{\partial Q} = \frac{1}{\alpha_1}; \text{ Logo: } RMg = P + (\frac{Q}{\alpha_1}).$$

Introduzindo-se λ na igualdade $RMg = CMg$, a relação de oferta pode ser descrita como:

$$P + \frac{\lambda Q}{\alpha_1} = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 w$$

$$P = -\frac{\lambda Q}{\alpha_1} + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 w \quad (8)$$

Verifica-se que ambas as expressões atendem à condição de ordem. A expressão de demanda (6) é identificada, pois inclui apenas uma variável endógena P e exclui uma variável exógena W . Do mesmo modo, a relação de oferta também é identificada, pois a equação de CMg exclui uma variável exógena y . Todavia, o parâmetro λ , que determina o grau de poder de mercado, não é identificado, ou seja, reescrevendo a expressão (8) da seguinte forma:

$$P = \beta_0 + \gamma Q + \beta_2 w \quad (9)$$

em que $\gamma = (\beta_1 - \frac{\lambda}{\alpha_1})$. A expressão (9) é identificada, pois inclui apenas Q endógena e exclui a variável exógena y . Porém, ainda existe um questionamento a respeito de qual equilíbrio realmente está sendo considerado, ou seja, $P = CMg$ ou $RMg = CMg$ (BRESNAHAN, 1982).

Resolvendo a expressão $\gamma = (\beta_1 - \frac{\lambda}{\alpha_1})$ para λ , nota-se a necessidade de se obter as estimativas de β_1 , α_1 e γ . Contudo, a função de demanda inversa e a expressão (9) fornecem apenas α_1 e γ , logo λ não pode ser identificado. A Figura 1 ilustra essa questão. Note-se que E_1 pode ser o equilíbrio tanto para um cartel ou monopolista com custo CMg^m (obtido por $RMg_1 = CMg^m$) como para um mercado perfeitamente competitivo com custo CMg^c ($P = CMg^c$). Qualquer aumento na variável exógena Y deslocará a curva de demanda para fora D_2 e o equilíbrio do monopólio e o competitivo movem-se para o novo ponto E_2 .

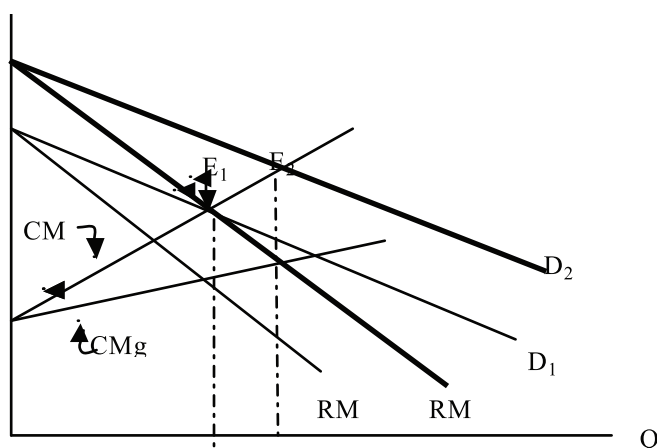


Figura 1. Deslocamento da demanda e o equilíbrio de mercado

Fonte: BRESNAHAN (1982)

O CMg^c é a relação de oferta para cada concorrente, no qual o custo marginal é determinado por CMg^c . Não há distinção observável entre a hipótese de competição e o monopólio. Nesse caso, Bresnahan (1982) sugere que para solucionar o problema

se devem introduzir variáveis exógenas, que combinam elementos de rotação e de deslocamento vertical da curva de demanda. A rotação da curva de demanda permite identificar a origem da competição (Figura 2).

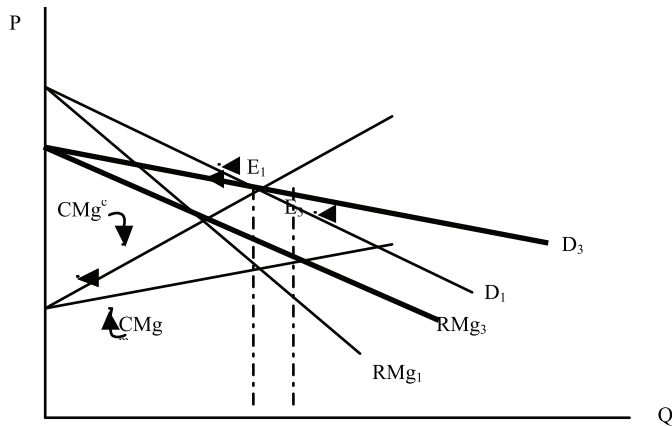


Figura 2. Mudança na elasticidade-preço da demanda e a determinação do equilíbrio de mercado

Fonte: BRESNAHAN (1982)

Nota-se que a curva de demanda D_1 - RMg_1 e as duas curvas de custo permanecem as mesmas. Porém, agora em vez de mudar a curva de demanda verticalmente (para se obter D_2 - RMg_2 na Figura 3) é realizada uma rotação ao redor de E_1 a fim de se obter D_3 - RMg_3 . Se a relação de oferta for a própria curva de oferta, não haverá efeito no ponto de equilíbrio, ou seja, se CMg^c é a curva de custo marginal e a competição é perfeita, logo E_1 deve ser o equilíbrio sobre qualquer uma das duas curvas D_1 ou D_3 . No entanto, se CMg^m for a curva de custo marginal e a oferta de monopólio, o equilíbrio muda para E_3 , em que $RMg_3 = CMg^m$. Assim, as hipóteses de competição e monopólio são obviamente distintas, desde que seja possível girar, bem como deslocar a função de demanda.

Zeidan e Resende (2006) ressaltaram que a ideia central desse modelo é que, a partir do ponto de equilíbrio inicial, se a função de demanda for rotacionada ao longo de seu eixo, pode-se verificar se existe ou não poder de mercado das firmas. Em mercados competitivos, em que a maximização do lucro das firmas é dada pela igualdade entre preço e custo marginal, $P = CMg$, o preço de equilíbrio permaneceria constante. Todavia, na possibilidade de exercício de poder de mercado, alterações na elasticidade-preço da demanda modificam a decisão ótima de preços, pois as firmas reagem ao perceberem que ocorreu mudança na RMg .

Bresnahan (1982) avaliou formalmente a existência de poder de mercado por meio de variáveis que rotacionam (deslocam) a função de demanda utilizando a construção de uma curva de demanda e relações de oferta que determinam um equilíbrio de mercado. A metodologia sugerida no modelo descrito por Bresnahan (1982) determina a expressão de demanda como:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 y + \alpha_3 PZ + \alpha_4 Z \quad (10)$$

que pode ser reescrita como:

$$Q = (\alpha_0 + \alpha_2 y + \alpha_4 Z) + (\alpha_1 + \alpha_3 Z)P \quad (10')$$

em que Z é uma variável exôgena pelo lado da demanda. A característica-chave é que Z age interativamente com P , de forma que mudanças em Z combinam elementos de deslocamento vertical e rotação na demanda. Logo, alterações em Z implicam rotação da demanda, viabilizando a identificação de λ . O intercepto vertical é determinado pelo primeiro termo no parêntese do lado direito, e a inclinação é dada pelo segundo parêntese.⁴

Segundo Bresnahan (1982), Z pode ser determinado como preço de um bem substituto e y como renda. Também, em alguns estudos empíricos, Z pode representar alguma variável que dimensiona o comportamento do consumo determinada por uma variável de tendência. Para derivar a relação de oferta, devem-se considerar as seguintes definições.

A receita total é dada por $RT = P \cdot Q$, e a receita marginal é definida por $RMg = P + (\frac{\partial P}{\partial Q})Q$. Para se obter a função de demanda inversa, basta inverter a função de demanda (10'):

$$P = \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)} - \frac{(\alpha_0 + \alpha_2 y + \alpha_4 Z)}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$$

em que $\frac{\partial P}{\partial Q} = \frac{1}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$. Logo, $RMg = P + \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$.

Introduzindo-se λ na igualdade entre $RMg = CMg$, a relação de oferta pode ser descrita como:

$$P = \frac{-\lambda}{\alpha_1 + \alpha_3 Z} Q + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W, \quad (11)$$

desde que $RMg = P + (\frac{Q}{\alpha_1 + \alpha_3 Z})$,

por definição $Q^* = -\frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$, a expressão (11) pode ser reescrita como:

$$P = \lambda Q^* + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W \quad (11')$$

Para identificar λ e β_1 em (11'), α_1 e α_3 são tratados como conhecidos pela estimação da primeira função de demanda. Logo, λ é identificado como o coeficiente de Q^* . De acordo com Bresnahan (1989), para que λ possa ser estimado, duas

4 A contribuição de Lau (1982) para o modelo de Bresnahan (1982) foi seu teorema da impossibilidade, em que a identificação do grau de competição da indústria é possível somente se a função de demanda inversa for separável no vetor de variáveis exôgenas Z , envolvida na determinação de poder de mercado. Logo, α_1 deve ser diferente de zero, pois se $\alpha_1 = 0$ é impossível determinar o parâmetro de conduta médio, em outras palavras, o grau de poder de mercado.

condições devem ser satisfeitas. Primeiro, não deve existir colinearidade perfeita entre as variáveis endógenas Q da função custo e da demanda. Mas a correlação perfeita não ocorrerá, uma vez que a variável endógena é função da variável exógena Z . Segundo, a função de demanda inversa não deve ser separável na variável exógena envolvida na determinação de poder de mercado. Para Fiúza (2001), a intuição econômica nesse segundo pressuposto é bastante simples. Se a curva de demanda fizer uma rotação ao redor do preço, não haverá alterações no ponto de equilíbrio se a concorrência for perfeita; mas se existir algum poder de mercado, as firmas percebem receitas marginais diferentes, afetando suas decisões de preço e quantidade de equilíbrio. Em suma, a lógica da formulação estática de Bresnahan (1982) consiste em inserir o termo PZ para que a curva de demanda possa ser rotacionada, modificando sua elasticidade e viabilizando a identificação de λ .

3 Especificação dos modelos econométricos e método de estimação

3.1 Equações de demanda e oferta na forma estática

Conforme Bresnahan (1982), as variáveis que deslocam a demanda podem ser a renda, o preço de um bem substituto e a tendência no tempo. As variáveis deslocadoras da relação de oferta podem ser determinadas por aquelas que incluem o preço dos insumos. Nesse sentido, a equação de demanda e a relação de oferta da distribuição de gasolina C nas regiões foram especificadas conforme as expressões (12) e (13).

Primeiramente estima-se a equação de demanda e, na sequência, a relação de oferta. Nesta, obtém-se diretamente o parâmetro de conduta construído com base nos coeficientes estimados na equação de demanda, como descrito no modelo teórico. A especificação estática da equação de demanda é expressa conforme a equação (12):

$$Q_{gi} = \alpha_{0i} + \alpha_{pg} P_{gi} + \alpha_{pa} P_a + \alpha_d Dflex + \alpha_y Y + \alpha_z Z_i + \alpha_{pz} P_g Z_i + u_t \quad (12)$$

em que i é a região analisada; Q_g são as vendas de gasolina C pelas distribuidoras, em metros cúbicos; P_g é o preço médio da gasolina C praticados pelas distribuidoras, R\$/litro; P_a é o preço médio do álcool hidratado nas distribuidoras, R\$/litro; $Dflex$ é a variável *dummy*, que representa a introdução da tecnologia *flex* no mercado automobilístico a partir de março de 2003, em que $Dflex = 1$ do mês de março de 2003 a dezembro de 2008, e $Dflex = 0$ nos demais meses; Y_t é o índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal da produção física industrial, utilizado como *proxy* da renda real; Z é a quantidade de automóveis e comerciais leves vendidos no mercado atacadista interno que utilizam a gasolina como combustível, em unidades; $P_g Z$ é o produto entre P_g e Z , com Z apresentando uma interdependência com P_g , de forma que se possa fazer uma distinção entre os pontos de equilíbrio competitivo e a competição imperfeita; u_t é o erro aleatório. A relação de oferta é especificada conforme a equação (13):

$$P_{gi} = \beta_{0i} + \beta_{Q_i} Q_{gi} + \beta_{W1i} W_{1i} + \beta_{W2i} W_{2i} + \psi tend + \lambda_i Q_{it}^* + u_{it} \quad (13)$$

em que W_{1i} representa o preço médio da gasolina A praticado pelos produtores (refinarias, centrais petroquímicas e importadores), inclusos os devidos impostos, em R\$/litro; W_{2i} é o preço médio do álcool anidro combustível nos Estados de São Paulo e Alagoas; $\psi tend$ é a tendência linear introduzida nas relações de oferta.

Na equação de demanda, espera-se que Q_g se relacione positivamente com Z , P_a e Y_t e negativamente com $Dflex$, P_g e $P_g Z$. Tudo o mais constante, é esperado que uma variação positiva nas vendas de automóveis e comerciais leves movidos a gasolina, no preço do álcool hidratado e na renda do consumidor eleve as vendas de gasolina C. Assim, o aumento do preço da gasolina C implicará uma redução na quantidade vendida. Com a introdução dos veículos com tecnologia *flex* no mercado automobilístico, ocorreu uma expansão no volume de vendas do álcool hidratado no período recente. Possivelmente, em algumas regiões, pode existir um relacionamento negativo entre a variável *Dflex* e a quantidade vendida de gasolina C. Entretanto, ressalta-se que a demanda por combustíveis depende, além da paridade de preços, de vários outros fatores. Desse modo, não se descarta a possibilidade de encontrar uma correlação positiva entre a variável *Dflex* e a quantidade vendida de gasolina C.

Na relação de oferta, espera-se que P_g se relacione positivamente com a maioria dos seus regressores. Porém, as *dummies* sazonais e a tendência linear podem assumir sinais positivo ou negativo. Para o parâmetro que determina o grau de poder de mercado λ , espera-se que $\lambda > 0$ e encontre-se no intervalo $0 < \lambda < 1$, sugerindo o grau de poder de mercado em estrutura de oligopólio.

As equações de demanda e oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio. Tais variáveis podem ser determinadas endogenamente, e as demais, Y_t , Z , P_a , $P_g Z$, *Dflex*, W_{1i} , W_{2i} e *tend*, são exógenas.

3.2 Reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982) e Lau (1982)

Hjalmarsson (2000) propôs uma versão dinâmica do trabalho de Bresnahan (1982) e Lau (1982): um Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ADL), que representa uma alternativa ao modelo dinâmico sugerido por Steen e Salvanes (1999), pois permite que as estimativas sejam realizadas em um contexto de dados estacionários e integrados de ordens distintas.⁵ Portanto, é mais flexível quanto aos resultados dos testes de estacionariedade e cointegração.

A reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982) requer a realização de testes para validar os resultados de sua estimação. Portanto, além dos testes de raiz unitária e cointegração, sugere-se a realização do teste de separabilidade. Conforme será apresentado a seguir, a escolha da abordagem dinâmica a ser utilizada depende, essencialmente, dos resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração.

5 A derivação da relação entre o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ADL) e a formulação do Mecanismo de Correção de Erro (MCE) é apresentada no trabalho de Steen e Salvanes (1999).

3.2.1 Estacionariedade e o teste de raiz unitária

No geral, grande parte das séries econômicas é não estacionária, o que requer a aplicação do instrumental econométrico para que se possam obter inferências válidas entre as variáveis do modelo empírico.

A primeira etapa da análise de séries temporais consiste em verificar as características do processo estocástico da série em estudo ao longo do tempo. Se as características do processo estocástico da série sofrerem mudanças com o tempo, tal processo será denominado não estacionário, tornando difícil a modelagem do seu comportamento. Porém, se as características do processo estocástico não sofrerem mudanças com o tempo (são constantes no tempo), a série será estacionária e poderá ser modelada por uma equação de coeficientes fixos estimados por dados passados (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 1999).

Para que uma série seja fracamente estacionária, é necessário que ela possua as seguintes características:

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

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. Dickey-Fuller (1979) consideram três equações para testar a presença de raiz unitária, diferindo umas das outras pela inclusão ou não dos termos determinísticos, constante e tendência. O teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) consiste na estimação das três equações por Mínimos Quadrados Ordinários:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{n-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{n-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{n-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

em que Y_t representa as séries de preços; α e β são os parâmetros dos termos determinísticos intercepto e tendência, respectivamente; e δ determina a presença de raiz unitária nas séries. A equação (14) inclui ambos, intercepto e tendência linear; a equação (15) introduz o termo intercepto (*drift*); e a equação (16) é denominada passeio aleatório puro.

O parâmetro de interesse nas três equações é o δ . Logo, se $\delta = 0$, a série Y_t possui raiz unitária. A hipótese alternativa $\delta < 0$, quando não rejeitada, determina que a série é estacionária. As estatísticas τ devem ser utilizadas para testar a estacionariedade. Na primeira equação, deve-se utilizar a estatística τ_τ ; na equação (15), a estatística τ_μ deve ser utilizada; e na última, equação (16), utiliza-se a estatística τ (ENDERS, 1995).

A determinação da forma funcional a ser utilizada é de fundamental relevância, pois, se os termos determinísticos, intercepto ou tendência, forem, inapropriadamente, omitidos, o teste perde seu poder. Do mesmo modo, regressores em excesso, além de reduzirem os graus de liberdade, elevam (em valor absoluto) os valores críticos, podendo fazer com que a hipótese de raiz unitária seja equivocadamente rejeitada. Verifica-se que as estatísticas apropriadas para testar se $\delta = 0$ dependem de quais regressores estão sendo incluídos no modelo. Deve-se utilizar a forma funcional que represente de maneira precisa o processo gerador dos dados. Embora se reconheça o baixo poder do teste ADF na identificação da estacionariedade, ainda tem sido o teste mais utilizado.⁶ Diante de sua limitação, das dificuldades de se conhecer, *a priori*, qual é o processo gerador dos dados, foi realizado o procedimento sequencial apresentado por Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990) para determinar criteriosamente os termos determinísticos a serem incluídos no teste e evitar a redução de seu poder.

Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990) propuseram um procedimento sequencial para a realização do teste. Este se inicia com o modelo menos restritivo, que inclui intercepto e tendência, para testar se $\delta = 0$. Os testes de raiz unitária têm baixo poder de rejeitar a hipótese nula, logo, caso essa hipótese de raiz unitária seja rejeitada, não é necessário prosseguir, pois conclui-se que a série em análise é estacionária. Se essa hipótese não for rejeitada, é necessário verificar se os termos determinísticos incluídos são individualmente iguais a zero na presença de raiz unitária; se isso for verdadeiro, reinicia-se o teste, agora a partir da equação (15). A presença de raiz unitária é testada novamente, e caso ela esteja presente, é necessário testar também a significância de α . O procedimento continua até que a última equação, sem intercepto nem tendência, seja analisada. Sugere-se que, em qualquer etapa, se deve interromper o teste se a hipótese $\delta = 0$ for rejeitada. A Figura 3 apresenta a realização completa do procedimento.

6 Diversos estudos também utilizaram o teste ADF para a determinação da ordem de integração das variáveis, como o trabalho de Pitelli (2008), entre outros.

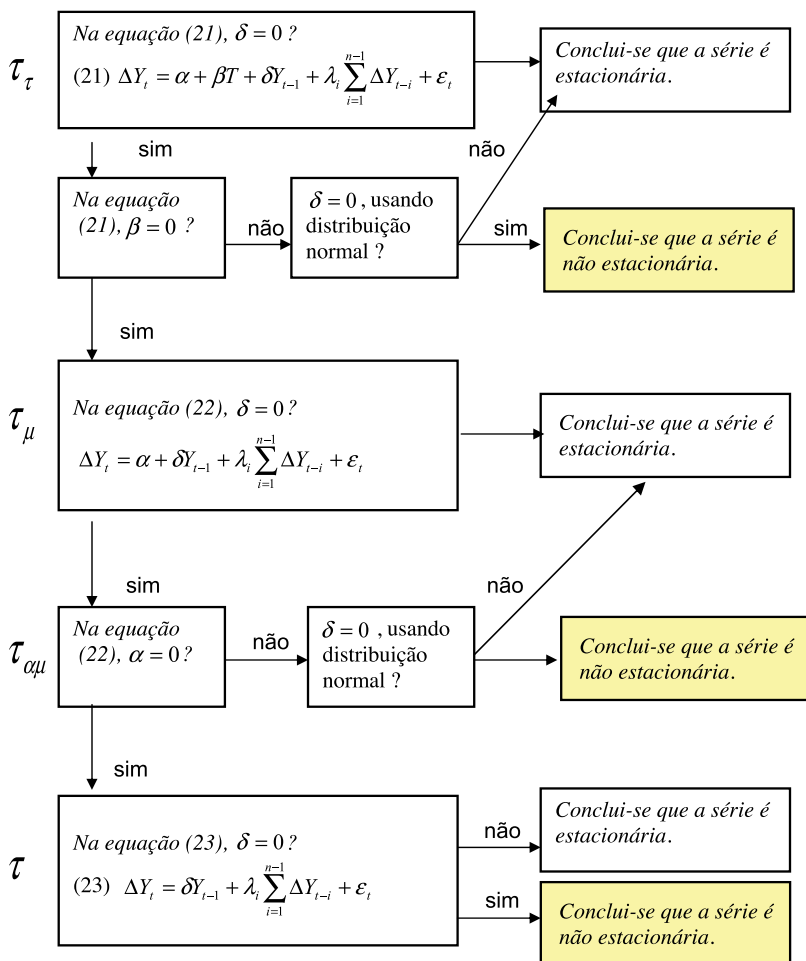


Figura 3. Procedimento sequencial para a realização do teste ADF

Fonte: ENDERS (1995, p. 257)

3.2.2 Teste de Cointegração

A cointegração é uma relação linear entre processos não estacionários e o conceito de equilíbrio de longo prazo. O conceito intuitivo de cointegração é que variáveis não estacionárias apresentam trajetórias temporais interligadas, de forma que no longo prazo conduzem a uma relação de equilíbrio (ENDERS, 1995). A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo tem implicações para o comportamento de curto prazo das variáveis. Nesse sentido, deve existir algum mecanismo que influencia sua trajetória, garantindo a relação de equilíbrio no longo prazo. Assim, os choques que perturbam o equilíbrio de longo prazo são corrigidos pelo sistema por meio de um mecanismo, o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), que influencia o comportamento de curto prazo das variáveis de maneira que exista uma relação entre as dinâmicas de curto e longo prazos.

Formalmente, as séries $P_{1t}, p_{2t}, \dots, P_{kt}$ serão cointegradas de ordem (d, b) $[CI(d, b)]$, com $0 \leq b \leq d$, se todas elas forem integradas de ordem d $[I(d)]$ e se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja integrada de ordem $(d - b)$:

$$Z_t = a_1 P_{1t} + P_{2t} + \dots + a_k P_{kt} \quad (17)$$

em que $a = [a_1, a_2, \dots, a_k]$ é denominado o vetor de cointegração. As combinações lineares “conduzem” o comportamento de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

O número de vetores de cointegração depende do número de variáveis envolvidas. Dessa forma, se existem duas variáveis integradas de mesma ordem, haverá apenas uma combinação estacionária entre elas que representa uma relação de equilíbrio de longo prazo. Nesse caso, o teste de cointegração sugerido é o teste de Engle e Granger (1987). No entanto, no caso de k variáveis, é recomendável a utilização do procedimento proposto por Johansen (1988), que consiste em uma versão reparametrizada de um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR). No caso de apenas duas variáveis, esse procedimento também pode ser utilizado.

Conforme mencionado, no caso de duas variáveis, o procedimento proposto por Engle e Granger (1987) pode ser utilizado. Tal procedimento consiste em primeiramente verificar se duas variáveis, por exemplo, Z_t e P_t , são integradas de mesma ordem. Se isso for verdadeiro, para testar se elas são cointegradas deve-se estimar, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, a seguinte equação:

$$Z_t = \alpha + \beta P_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Na sequência, após a estimação da equação (18), testa-se a estacionariedade no resíduo estimado ε_t por meio do teste de Dickey-Fuller (DF) ou Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Ressalta-se que os valores críticos do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller não devem ser utilizados, uma vez que a série dos resíduos é estimada. Os valores críticos para o teste de raiz unitária sobre os resíduos da equação de cointegração são sugeridos por Engle e Granger (1987).

No caso de k variáveis, o conjunto de preços que possuem $(k - 1)$ vetores de cointegração é determinado pela estimação do modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC), que consiste em uma versão reparametrizada de um modelo VAR.

De acordo com Enders (1995), no modelo VAR todas as variáveis são consideradas endógenas e determinadas de maneira dinâmica com base em seus valores defasados. Tem-se um conjunto de equações, uma para cada variável, em função de seus valores passados e dos valores defasados das outras variáveis. Em notação matricial, um VAR com k variáveis e n defasagens pode ser definido por:

$$P_t = \alpha + \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 P_{t-2} + \dots + \theta_n P_{t-n} + \varepsilon_t \quad (19)$$

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; $\theta_j, j = 1, 2, \dots, n$ matrizes ($k \times k$) de coeficientes a serem estimados; e ε_t , um vetor ($k \times 1$) de erros aleatórios.⁷

O VAR da equação (19) pode ser reescrito na versão reparametrizada:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

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

Todos os termos da equação (20) 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;
- 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, nesta última possibilidade existe r relações de cointegração, e então $k - r$ tendências de preços separadas. Portanto, 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 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-se essa definição de Π em (17), obtém-se:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \alpha \beta' P_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (21)$$

7 Para obter informações detalhadas sobre o modelo VAR, consultar Enders (1995).

A equação (28) 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, ou seja, 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 (21).

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:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (22)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (23)$$

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 $(r+1)$.

3.2.3 Teste de Separabilidade

Conforme o Teorema da Impossibilidade de Lau (1982), empiricamente, a identificação do grau de poder de mercado é impossível se a função demanda inversa for separável no vetor de variáveis exógenas Z . Para assegurar a identificação do parâmetro de conduta médio, o coeficiente da variável PZ deve ser estatisticamente significativo, ou seja, $\alpha_{PZ} \neq 0$. Se $\alpha_{PZ} = 0$, torna-se impossível fazer uma distinção entre o equilíbrio de mercado em competição perfeita e imperfeita, isto é, identificar α , pois a curva de demanda não apresentará rotação, apenas deslocamento, conforme mostrado na Figura 1.

O teste utilizado para determinar a separabilidade segue o procedimento adotado por Steen e Salvanes (1999). Conforme destacou Vassilopoulos (2003), se o coeficiente da variável de interação PZ puder ser excluído da relação de longo prazo, a função de demanda é separável no vetor de variáveis exógenas Z.

A restrição nula sobre os parâmetros é testada por meio do teste de razão de verossimilhança na estrutura de Johansen e Juselius (1990). Inicialmente, estima-se o modelo completo e calculam-se os autovalores do modelo irrestrito, $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_r$. Resolvido o problema de autovalor, o modelo restrito ($\alpha_{PZ} = 0$) é estimado, e a partir dele os autovalores restritos são calculados, $\hat{\lambda}_1^* > \dots > \hat{\lambda}_r^*$. Na sequência, calcula-se o teste estatístico: $LR'[r(N-s)] = T \sum_{i=1}^r \ln \{1 - \hat{\lambda}_i^* / (1 - \hat{\lambda}_i)\}$. O teste tem distribuição assintótica qui-quadrada, χ^2 , com $r(N-s)$ graus de liberdade, em que “s” é o número de parâmetros de cointegração no modelo restrito (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990). A hipótese nula testada é que a função de demanda é separável, $\alpha_{PZ} = 0$. Se os valores da estatística teste superarem os valores da tabela χ^2 , a hipótese nula não será aceita.

3.2.4 A versão dinâmica do modelo de Bresnahan e Lau (1982)

A estrutura do modelo dinâmico proposto por Hjalmarsson (2000) segue uma reparametrização do ADL. Portanto, as equações de demanda e oferta foram estimadas conforme um procedimento sequencial. Inicialmente, estimou-se um modelo geral, com o maior número de defasagens possível, e em cada etapa do processo de estimação excluíram-se os coeficientes não significativos das variáveis defasadas, resultando em um modelo particular. O critério de Schwartz e a estatística F foram usados para reduzir o modelo mais geral para o particular. Conforme salientado anteriormente, a versão dinâmica requer a realização de testes para validar os resultados de sua estimação. Nesse sentido, além dos testes de raiz unitária e cointegração, foram realizados testes de separabilidade. De acordo com o Teorema da Impossibilidade” de Lau (1982), a mensuração do grau de competição da indústria, conforme a abordagem da NEIO, é impossível se a função demanda inversa for separável em um vetor de variáveis exógenas Z. Para que o grau de poder de mercado possa ser identificado na prática, o coeficiente da variável de interação, PZ, tem de ser estatisticamente diferente de zero.

As expressões (24) e (25) referem-se às equações de demanda, e as relações de oferta, respectivamente, à versão dinâmica:

$$Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i Q_{t-i} + \psi Dflex + \sum_{i=0}^k \alpha_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^K \alpha_{P,i} P_{1t-i}, \quad (24)$$

em que os parâmetros de longo prazo são dados por:

$$\theta_j = \frac{\sum_{i=0}^k \alpha_{j,i}}{1 - \sum_{i=1}^k \gamma_i}, \quad \text{e } j = P1, Y, Z, PZ,$$

ou seja, o parâmetro θ_p mensura o impacto estacionário de longo prazo de P_t em Q_t ; $1 - \sum_{i=1}^k \gamma_i$ é usualmente denotado como a velocidade de ajustamento e mensura quão rapidamente as firmas podem corrigir os erros das decisões passadas.

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{Q,i} Q_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{W1,i} W1a_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{W2,i} \Delta W2_{t-i} + \varphi tend + \sum_{i=0}^k \lambda_i Q^*_{t-i} + \Psi V1_{t-1} \quad (25)$$

em que

$$\xi^*_{Q_i} = \frac{\sum_{i=0}^k \beta_{Q,i}}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i}; \quad \xi^*_{Q^*} = \frac{\sum_{i=0}^k \beta_{Q,i}}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i}; \quad \xi^*_{W1} = \frac{\sum_{i=0}^k \beta_{W1,i}}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i}$$

em que $P1$ é o vetor de cointegração entre as variáveis integradas de primeira ordem na função de demanda. $V1$ é o vetor entre as variáveis integradas de ordem um na relação de oferta. De acordo com Vassilopoulos (2003), o coeficiente de Ψ é o vetor de correção de erros.

O modelo sugerido por Hjalmarsson (2000) apresenta algumas particularidades: as equações de demanda e oferta incorporam os vetores de cointegração determinados pelas variáveis integradas de ordem um $I(1)$. A introdução desses vetores nas equações permite que todas as variáveis se tornem estacionárias. Por conseguinte, na relação de oferta, como a variável dependente é integrada de ordem um $I(1)$, o autor utilizou uma reparametrização do modelo ADL.⁸ Nesse caso, as variáveis $I(1)$ são tomadas em sua primeira diferença, e um vetor de cointegração, $V1_{t-1}$, formado pelos preços, é introduzido na relação de oferta.

A modelagem econométrica da equação de demanda e a da relação de oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio. A especificação dessas expressões leva à determinação de modelos econométricos com variáveis endógenas como explicativas. Nesse caso, a aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) conduz a estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros do modelo. Se a variável preço se distribui independentemente do ε_t na equação de demanda e a quantidade Q na relação de oferta, o método MQO é recomendado. Se houver simultaneidade, o método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios representa uma solução alternativa para se obter resultados consistentes e eficientes (JUDGE et al., 1988).

O método MQ2E trata cada uma das equações isoladamente, permitindo corrigir o problema da endogeneidade por meio das variáveis instrumentais. Pelo lado da demanda, os instrumentos podem ser as variáveis de custo deslocadoras da oferta, quantidade e preços defasados. Na oferta, além destas duas últimas, podem ser utilizadas como instrumentos as variáveis deslocadoras da demanda.

8 Para mais informações sobre esse modelo, ver Hjalmarsson (2000), Vassilopoulos (2003) e Bask et al. (2007).

A presença da endogeneidade foi examinada utilizando o teste de Wu-Hausman, e a validade dos instrumentos foi testada com base no teste de Sargan.⁹ A presença ou não de heterocedasticidade foi testada utilizando-se o teste de Pagan-Hall; a autocorrelação foi verificada pelo teste de Cumby-Huizinga; por último, o teste *Reset* (*Regression Specification Error Test*) foi realizado para testar se a especificação linear das equações foi satisfatória para captar o relacionamento entre as variáveis. O *software* utilizado na estimação dos modelos foi o Stata 10.0.

3.3 Variáveis e fontes de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram mensais, compreendendo o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008, portanto 84 observações e suas respectivas fontes foram: as vendas de gasolina C pelas distribuidoras, em metros cúbicos, preço médio da gasolina A ao produtor (R\$/litro), preço médio da gasolina C (R\$/litro), preço médio do álcool hidratado (R\$/litro), os dois últimos praticados pelas distribuidoras foram obtidos na Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP). As séries de preços do álcool anidro combustível (R\$/litro) nas usinas e nas destilarias dos Estados de São Paulo e Alagoas¹⁰ foram obtidas no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea). A série referente às vendas de automóveis e comerciais leves que utilizam a gasolina como combustível no mercado atacadista interno é proveniente da Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea). Devido à indisponibilidade de dados mensais de vendas de automóveis por tipo de combustível em nível regional para todo o período em análise, utilizaram-se os dados do Brasil como *proxy* para as regiões brasileiras. Assim como no trabalho de Schunemann (2007), o índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal da produção física industrial foi utilizado como *proxy* da renda. Esta variável foi obtida no *site* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

4 Análise e discussão dos resultados

4.1 Análise dinâmica da competição na distribuição de gasolina C

Nesta seção são apresentados os resultados das estimativas do modelo dinâmico. Conforme destacaram Steen e Salvanes (1999), a utilidade da abordagem dinâmica deve-se ao fato de que seus resultados são mais consistentes com a teoria econômica, pois os valores estimados estariam mais próximos do esperado pelas informações do mercado estudado.

A formulação dinâmica requer a realização prévia de alguns testes econométricos para assegurar a validade de seus resultados. Portanto, realizaram-se previamente

9 O teste estatístico de Sargan (1964) tem uma distribuição χ^2 (qui-quadrado) com $(p - h)$ graus de liberdade, em que p é o número de instrumentos e h é o número de regressores. A hipótese nula do teste é que todos os instrumentos utilizados são válidos.

10 Os preços do Estado de São Paulo foram utilizados como representativos para o Centro-Oeste, o Sul e o Sudeste. Os preços de Alagoas representaram o Norte e o Nordeste.

os testes de raiz unitária, cointegração e, por último, separabilidade na variável que desloca e rotaciona a curva de demanda PZ.

O teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi realizado segundo o procedimento sequencial (Tabela 4).

Tabela 4. Resultados do teste ADF pelo procedimento descrito em Enders (1995)

Variável	Nível	t	Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens		Defasagens	t	
PgSE	1	1,20	1	-4,86***	I(1)
PaSE	3	-0,20	0	-9,59***	I(1)
PgS	1	1,06	1	-4,65***	I(1)
PaS	3	-0,22	0	-5,57***	I(1)
PgNE	1	1,36	0	-5,56***	I(1)
PaNE	1	-0,14	1	-4,60***	I(1)
PgN	1	1,36	1	-4,57***	I(1)
PaN	1	0,05	0	-4,61***	I(1)
PgCO	1	1,26	1	-4,88***	I(1)
PaCO	3	-0,27	1	-6,09***	I(1)
PAA ₁ *	0	-0,183	—	-4,31***	I(1)
PAA ₂ *	0	0,25	0	-7,49***	I(1)
PgaSE	3	1,34	0	8,54***	I(1)
PgaS	0	-4,01***	—	—	I(0)
PgaNE	1	-3,72***	—	—	I(0)
PgaN	1	3,52***	—	—	I(0)
PgaCO	1	3,82***	—	—	I(0)
PZSE	1	-0,94	0	11,59***	I(1)
PZS	1	-0,92	0	11,50***	I(1)
PZNE	1	-0,91	0	-11,75***	I(1)
PZN	1	-0,93	0	-11,78***	I(1)
PZCO	1	-0,92	0	-11,56***	I(1)
QgSE	11	-6,46***	—	—	I(0)
QgS	0	-8,74***	—	—	I(0)
QgNE	0	-7,11***	—	—	I(0)
QgN	11	-4,87***	—	—	I(0)

continua ►

Variável	Nível	t	Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens		Defasagens	t	
QgCO	0	-7,43***	—	—	I(0)
VACL	1	-1,43	0	-11,86***	I(1)
Y	11	4,60***	—		I(0)

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: *** indicam significativo a 1%.

Empregou-se o número de defasagens que minimizou o critério de Schwartz. Como este apontou para a presença de algumas variáveis estacionárias em nível e outras na primeira diferença, optou-se pela realização da análise de cointegração apenas entre as variáveis não estacionárias (Tabela 5).

Tabela 5. Teste de cointegração na equação de demanda entre Pg, Pa e PZ

	H0	t _{trace}	Valor crítico	t _{max}	Valor crítico
Sudeste	$r = 0$	44,833**	39,755	25,404**	23,441
	$r \leq 1$	19,429	23,342	14,136	17,234
Sul	$r = 0$	26,345**	24,276	18,809**	17,797
	$r \leq 1$	7,536	12,321	7,352	11,224
Nordeste	$r = 0$	56,001*	41,195	32,259*	27,067
	$r \leq 1$	23,741	25,078	17,798	20,161
Norte	$r = 0$	49,068**	41,195	28,309**	27,067
	$r \leq 1$	20,759	25,078	14,428	20,161
Centro-Oeste	$r = 0$	49,246**	41,195	26,109**	27,068
	$r \leq 1$	23,136	25,078	17,261	20,161

VETORES DE COINTEGRAÇÃO NA FORMA NORMALIZADA

P1	Pg	Pa	PZ	c
Sudeste	1,000000	-0,734468	-0,0000008	-1,904000
Sul	1,000000	-0,677508	-0,000002	-1,380450
Nordeste	1,000000	-0,611162	-0,000003	-1,447253
Norte	1,000000	-0,256122	-0,000003	-2,005252
Centro-Oeste	1,000000	-0,404917	-0,000003	-1,869784

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: ** e * referem-se aos valores críticos a 5% e 1% de significância.

Os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor, realizados para o conjunto de variáveis das equações de demanda, indicaram que a hipótese nula de que não há cointegração entre as séries Pg, Pa e PZ foi rejeitada a 1% e 5% de significância. Existe uma relação de cointegração entre as séries Pg, Pa e PZ nas equações de demanda.

Nas equações de oferta, os testes indicaram que a hipótese nula de que não há cointegração entre as séries preço da gasolina C e da gasolina A e álcool anidro na Região Sudeste foi rejeitada a 1% de significância; e entre os preços da gasolina C e do álcool anidro nas demais regiões foi rejeitada a 5%. A hipótese nula de existência de uma relação de cointegração não foi rejeitada (Tabela 6).

Tabela 6. Teste de cointegração nas variáveis I(1) nas relações de oferta

	Hipótese nula	t_{trace}	Valor crítico	t_{max}	Valor crítico
Sudeste	$r = 0$	61,503*	29,513	40,440*	22,252
	$r \leq 1$	21,063	16,362	17,041	15,091
Sul	$r = 0$	17,323**	12,321	15,349**	11,225
	$r \leq 1$	1,974**	4,130	1,9744	4,130
Nordeste	$r = 0$	14,475**	12,321	12,065	11,225
	$r = 0$	2,410	4,130	2,410	4,130
Norte	$r = 0$	13,596**	12,321	11,548**	11,22480
	$r \leq 1$	2,048	4,130	2,048	4,130
Centro-Oeste	$r = 0$	19,889**	12,321	18,192**	11,225**
	$r \leq 1$	1,697**	4,130	1,697	4,130

VETORES DE COINTEGRAÇÃO NA FORMA NORMALIZADA

V1	Pg	Paa	Pga
Sudeste	1,000000	-0,306026	-1,048867
Sul	1,000000	-2,548939	—
Nordeste	1,000000	-2,165094	—
Norte	1,000000	-2,213633	—
Centro-Oeste	1,000000	-2,850681	—

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: ** e * referem-se aos valores críticos a 5% e 1% de significância.

Pelo teste de separabilidade procurou-se assegurar se é possível identificar o grau de competição por meio da estimação do parâmetro de conduta. Como os testes do traço e do máximo autovalor indicaram a existência de apenas uma única relação

de cointegração, testou-se a hipótese de que o coeficiente da variável PZ para todas as regiões é zero apenas neste vetor (Tabela 7).

Tabela 7. Resultados dos testes de separabilidade na variável PZ

Hipótese nula	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
$H_0: \alpha_{1,PZ} = 0$	15,129***	19,145***	16,461***	40,285***	32,020***

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: *** referem-se aos valores críticos a 1% de significância.

O teste de separabilidade evidenciou que a hipótese nula de que $\alpha_{pz} = 0$ foi rejeitada a um nível de 1% de significância, sugerindo que PZ pode ser utilizada para identificar o grau de competição nesses mercados.

Inicialmente, estimou-se um modelo geral, com o maior número de defasagens possível, e em cada etapa do processo de estimação excluíram-se os coeficientes não significativos das variáveis defasadas, resultando em um modelo particular. Iniciou-se com oito defasagens, e o critério de Schwartz e a estatística F foram usados para reduzir o modelo geral para o particular.

Nas equações de demanda, a variável vendas de automóveis e comerciais leves movidos a gasolina foi utilizada na primeira diferença, pois a inclusão dela no vetor de cointegração gerou resultados com sinais teoricamente inconsistentes.

As Tabelas de 8 a 11 reportam os resultados das estimativas das equações de demanda e oferta do modelo dinâmico mais parcimonioso.

No geral, os modelos revelaram-se bem ajustados, o R^2 apresentou um valor elevado, sugerindo que as variáveis independentes explicam, em grande medida, a variabilidade da variável dependente. Os resultados do teste de Sargan não permitiram rejeitar a hipótese nula de que todos os instrumentos utilizados foram válidos. Conforme o teste *Reset* (*Regression Specification Error Test*), a especificação linear das variáveis foi satisfatória para captar o relacionamento entre as variáveis. Os resultados do teste de Pagan-Hall não permitiram rejeitar a hipótese nula de resíduos homocedásticos nas equações de oferta e demanda. O teste de Cumby-Huizinga também evidenciou ausência de autocorrelação nos resíduos, sugerindo que os modelos foram bem formulados.

Primeiramente, utilizou-se o método de MQ2E para estimar o modelo dinâmico geral. Porém, em alguma etapa do processo de exclusão de variáveis não significativas a variável dependente revelou-se exógena pelo teste de Hausman, exceto para as Regiões Norte e Centro-Oeste na equação de demanda e Região Nordeste na relação de oferta.

Nas equações de demanda, diversas defasagens incluídas no modelo não se revelaram estatisticamente significativas, sendo necessário excluí-las (Tabela 8).

Tabela 8. Estimativa dos coeficientes das funções de demanda do modelo dinâmico

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Pg_t	—	-27,519*** (14,863)	—	-7,834* (4,725)	-22,261*** (6,608)
Q_{t-1}	0,399*** (0,131)	—	0,560*** (0,108)	—	0,543*** (0,102)
Q_{t-3}	—	0,470*** (0,115)	—	—	0,387** (0,092)
Q_{t-4}	—	—	0,314** (0,126)	0,343*** (0,081)	—
Q_{t-5}	—	0,293*** (0,111)	—	—	—
Q_{t-6}	—	0,224*** (0,120)	—	—	—
$Dflex$	-7,481 ^{ns} (16,150)	25,683*** (8,252)	7,856** (3,813)	7,878*** (2,311)	9,604** (4,201)
Y_t	4,467*** (1,020)	—	1,456*** (0,319)	0,325*** (0,102)	0,998** (0,192)
Y_{t-1}	-4,463*** (1,580)	—	-1,684*** (0,498)	-0,312*** (0,142)	-1,198*** (0,270)
Y_{t-3}	2,604*** (1,127)	—	2,382*** (0,359)	0,886*** (0,135)	—
Y_{t-4}	—	—	-1,799** (0,488)	—	—
Y_{t-7}	—	—	—	—	0,703*** (0,225)
Y_{t-9}	—	—	—	0,388*** (0,141)	—
Δvac_l	0,001* (0,001)	—	—	—	—

continua ►

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
$\Delta vacl_{t-1}$	—	—	—	0,0001*** (0,0001)	—
$P1$	—	—	-61,338*** (21,596)	—	—
$P1_{t-1}$	—	-60,542 (26,935)	—	-24,516*** (6,591)	—
$P1_{t-7}$	—	—	—	-10,643** (5,119)	-43,293*** (15,118)
$P1_{t-8}$	-91,162*** (49,395)	—	—	—	28,432** (14,385)
Const.	303,648*** (122,286)	125,700** (48,672)	57,543* (33,672)	-8,054 ^{ns} (17,219)	0,266 ^{ns} (14,751)
$\overline{R^2}$	0,7873	0,8342	0,9170	0,9705	0,8737
Estatist. F	16,43	17,76	46,92	81,60	18,98
Hausman	—	—	—	5,916***	3,414*
Autocor.	0,132 ^{ns}	0,545 ^{ns}	1,568 ^{ns}	1,223 ^{ns}	0,297 ^{ns}
Heteroc.	2,42 ^{ns}	3,01 ^{ns}	0,08 ^{ns}	30,112 ^{ns}	18,002 ^{ns}
Reset	1,71 ^{ns}	0,71 ^{ns}	4,28 ^{ns}	11,36 ^{ns}	1,67 ^{ns}
Sargan+	—	—	—	0,819 ^{ns}	1,795 ^{ns}

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: *** indicam significativo a 1%; ** a 5%; * a 10%; e ns, não significativo. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão.

Os coeficientes estimados apresentaram sinais coerentes com a teoria econômica. A variável preço mostrou-se relevante para explicar a demanda por gasolina C apenas nas Regiões Sul, Norte e Centro-Oeste. No Sudeste e no Nordeste, a variável preço não foi estatisticamente significativa, desse modo foi necessário excluí-la da solução de longo prazo. A respeito da renda no Nordeste, no Norte e no Centro-Oeste, a demanda por gasolina C revelou-se positivamente correlacionada com esta variável para a solução estática de longo prazo. Por último, os coeficientes dos vetores de cointegração, $P1$, apresentaram sinais consistentes para a teoria econômica. Como consequência, seus componentes individuais de longo prazo também apresentaram sinais coerentes.

A existência de vetores $P1$, contemporâneos e ou defasados, estatisticamente significativos é relevante, pois, de acordo com o Teorema da Impossibilidade de Lau

(1982), o poder de mercado é identificado somente se a função de demanda não for separável no parâmetro de interação.

De acordo com Hjalmarsson (2000), para que a variável de interação seja significativa é suficiente que o vetor P1 seja estatisticamente significativo. Como o vetor de cointegração na estrutura de Johansen é determinado pelas variáveis preços da gasolina C, álcool hidratado e a variável de interação PZ, a exclusão de uma delas determinaria a inexistência do vetor. A significância dos coeficientes das variáveis no longo prazo pode ser provada pelo teste de separabilidade, conforme realizado anteriormente.

As estimativas das soluções estáticas de longo prazo na equação de demanda encontram-se reportadas na Tabela 9.

Tabela 9. Coeficientes de longo prazo da função de demanda do modelo dinâmico

SOMA DAS ESTIMATIVAS DOS COMPONENTES INDIVIDUAIS DE P1

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Pg_t	—	—	-61,339	—	—
Pa_t	—	—	37,488	—	—
PZ_t	—	—	-0,0002	—	—
Pg_{t-1}	—	-60,542	—	-24,516	—
Pa_{t-1}	—	41,018	—	6,279	—
PZ_{t-1}	—	-0,0001	—	0,00007	—
Pg_{t-7}	—	—	—	-10,643	-43,294
Pa_{t-7}	—	—	—	2,726	17,530
PZ_{t-7}	—	—	—	0,00003	-0,0001
Pg_{t-8}	-91,162	—	—	—	28,432
Pa_{t-8}	66,956	—	—	—	-11,513
PZ_{t-8}	-0,00007	—	—	—	8,330

SOLUÇÃO ESTÁTICA DE LONGO PRAZO

Constante	504,980** (235,888)	9742,436*** (1956,14)	457,949*** (90,086)	-12,251*** (0,240)	3,840 ^{ns} (29,552)
Pg_t	—	-2132,85** (440,036)	—	—	-322,238*** (48,91)

continua ►

Constante	504,980** (235,888)	9742,436*** (1956,14)	457,949*** (90,086)	-12,251*** (0,240)	3,840 ^{ns} (29,552)
Y_t	4,339 ^{ns} (4,59)	—	2,902*** (1,02)	2,000*** (0,83)	7,286*** (1,14)
Δvac_l	0,00150** (5,9x10 ⁻⁴)	—	—	0,0018*** (5,25x10 ⁻⁴)	—
P_l	-151,61*** (137,48)	-4692,27*** (4,93)	-488,156*** (104,95)	-53,478* (28,54)	-215,13*** (43,07)

COMPONENTES INDIVIDUAIS DE P1 NO LONGO PRAZO

(θ_{pg})	-151,607	-4692,296	-488,156	-53,478	-215,131
(θ_{pa})	111,350	3179,077	298,342	13,697	87,111
(θ_{pz})	-0,000128	-0,0075	-0,0013	-0,0001	-0,0006

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: *** indicam significativo a 1%; ** a 5%; * a 10%; ns, não significativo. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão, que foram calculados com base na transformação de Bardsen (1989).

Verifica-se que os componentes individuais do vetor P1, preço da gasolina C, preço do álcool hidratado e variável PZ, produto do preço da gasolina C e vendas de automóveis movidos a gasolina, apresentaram sinais coerentes com aqueles esperados pela teoria.

A Tabela 10 apresenta os resultados das relações de oferta do modelo dinâmico. O modelo geral foi estimado inicialmente por meio do método de MQ2E. Exceto para o Nordeste, as ofertas do modelo mais parcimonioso foram estimadas pelo método de MQO, pois em alguma etapa do processo de exclusão de variáveis não significativas o teste de Hausman apontou que a variável dependente se tinha revelado exógena.

Tabela 10. Estimativa dos coeficientes das relações de oferta do modelo dinâmico

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
ΔPg_{t-1}	—	—	—	-0,243*** (0,08)	—
ΔPg_{t-3}	—	—	—	-0,242*** (0,074)	—
ΔPg_{t-4}	—	—	—	-0,166*** (0,079)	—

continua ►

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
ΔPg_{t-5}	—	—	—	-0,252*** (0,068)	—
ΔPg_{t-6}	—	—	—	-0,165*** (0,069)	—
ΔPg_{t-7}	—	—	—	-0,120** (0,053)	—
Q_t	—	0,001** (0,0004)	0,001** (0,0005)	—	—
Q_{t-3}	0,0002*** (0,0001)	—	—	—	—
Q_{t-4}	—	—	—	—	0,002*** (0,001)
Q_{t-5}	—	—	-0,0003** (0,0001)	—	—
Q_{t-7}	—	—	—	0,002*** (0,001)	—
Q_{t-8}	—	—	—	—	-0,001*** (0,0004)
Pga	—	1,202*** (0,094)	1,192*** (0,083)	0,700*** (0,057)	0,816*** (0,078)
ΔPga	0,582*** (0,074)	—	—	—	—
ΔPga_{t-1}	—	1,201*** (0,085)	-0,698*** (0,119)	—	-0,777*** (0,074)
ΔPga_{t-1}	0,284*** (0,084)	—	—	—	—
ΔPga_{t-2}	—	—	-0,392*** (0,078)	-0,443*** (0,070)	—
ΔPga_{t-8}	—	—	—	-0,243*** (0,048)	—
ΔPaa	—	0,187*** (0,029)	0,146*** (0,028)	0,079** (0,307)	0,139*** (0,023)

continua ►

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
ΔPaa_{t-1}	0,084** (0,039)	—	—	—	0,173*** (0,024)
ΔPaa_{t-2}	—	—	—		0,045** (0,022)
Q^*	0,018** (0,089)	0,209** (0,087)	0,440* 0,253	-	0,381** (0,149)
Q^*_{t-7}	—	—	—	0,149*** (0,053)	—
Q^*_{t-8}	—	—	—	—	-0,296** (0,120)
Vl_{t-1}	-0,324*** (0,101)	-0,031* (0,009)	-0,015* (0,009)	-0,043* (0,011)	-0,011* (0,006)
Const.	-0,053 ^{ns} (0,063)	0,016* (0,066)	-0,152* (0,089)	-0,080** (0,036)	-0,011 ^{ns} (0,041)
Tend.	—	0,0001** (0,0003)	—	—	—
$\overline{R^2}$	0,7450	0,8151	0,8499	0,8515	0,8699
Estatist. F	14,75	20,59	17,54	18,91	24,87

TESTES

Hausman	—	—	-4,56*	—	
Autocor.	1,038 ^{ns}	0,004 ^{ns}	0,521 ^{ns}	0,065 ^{ns}	-0,007 ^{ns}
Heteroc.	4,36 ^{ns}	25,679 ^{ns}	18,97 ^{ns}	9,44 ^{ns}	0,99 ^{ns}
Reset	4,66 ^{ns}	1,30 ^{ns}	2,39 ^{ns}	4,01 ^{ns}	0,94 ^{ns}
Sargan+	—	—	3,676 ^{ns}	—	—

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: *** indicam significativo a 1%; ** a 5%; * a 10%; e ns, não significativo.

A variável Q^* foi calculada com base nos coeficientes dos parâmetros de longo prazo, preço (θ_p) e variável de interação (θ_{pz}), obtidos nas equações de demanda. Algumas variáveis defasadas incluídas no modelo geral foram excluídas das relações de ofertas. A variável dependente ΔP apresentou processo autorregressivo apenas para

o Norte. Nas demais regiões nenhuma das defasagens resultantes foi estatisticamente significativa e, portanto, não aparece no modelo parcimonioso.

A respeito da variável quantidade, os coeficientes contemporâneos estimados nas Regiões Sul e Nordeste mostraram-se positivamente correlacionados com o preço da gasolina C. Nas demais delimitações geográficas as quantidades correntes não se mostraram significativas. Exceto na Região Centro-Oeste, a quantidade também apresentou impactos positivos e significativos sobre o preço da gasolina C.

Com relação aos preços dos insumos, gasolina A e álcool anidro, as estimativas dos coeficientes correntes foram positivas e estatisticamente significativas. No caso dos preços da gasolina A, as defasagens 1 e 2 no Nordeste, 2 e 8 no Norte e a primeira defasagem no Centro-Oeste apresentaram-se negativas. Entretanto, o efeito cumulativo de longo prazo do preço da gasolina A foi positivo. A respeito do preço do álcool anidro, a maioria das defasagens estimadas foi positiva, e os efeitos cumulativos de longo prazo foram todos positivos.

O coeficiente do vetor de correção de erros VI_{t-1} , que determina a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo, foi significativo para todas as delimitações geográficas, embora se tenha revelado baixo na maioria delas.

A Tabela 11 apresenta os resultados dos coeficientes de longo prazo da relação de oferta, assim como os parâmetros que determinam o grau de competição do modelo dinâmico.

Tabela 11. Coeficientes de longo prazo da relação de oferta do modelo dinâmico

SOLUÇÃO ESTÁTICA DE LONGO PRAZO

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Constante	-0,053 ^{ns} (0,063)	0,016** (0,007)	-0,152* (0,089)	0,041 ^{ns} (0,04)	-0,011 ^{ns} (0,041)
(ξ_q)	0,0002** (0,0001)	0,001** (0,0004)	0,0009* (0,0005)	0,009*** (0,001)	0,001 ^{ns} (0,002)
(ξ_{paa})	0,084** (0,039)	0,187*** (0,030)	0,145*** (0,028)	0,036 ^{ns} (0,231)	0,357*** (0,041)
(ξ_{pga})	0,0867*** (0,112)	2,403*** (0,13)	0,102 ^{ns} (0,168)	-0,006 ^{ns} (0,042)	0,039*** (0,011)
Λ	0,018** (0,09)	0,209** (0,087)	0,440* (0,253)	0,068* (0,034)	0,085** (0,033)

continua ►

ESTIMATIVAS DOS COMPONENTES INDIVIDUAIS DE V1 NO LONGO PRAZO

Variável	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Pg_{t-1}	-0,324	-0,031	-0,015	-0,043	-0,011
Paa_{t-1}	0,099	0,079	0,032	0,095	0,031
Pga_{t-1}	0,340	—	—	—	—

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: *** indicam significativo a 1%; ** a 5%; * a 10%; e ns, não significativo. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão, que foram calculados com base na transformação de Bardsen (1989).

As variáveis especificadas na estimação das relações de ofertas apresentaram sinais coerentes com a teoria econômica. Os preços do álcool anidro e da gasolina A mostraram-se positivamente correlacionados com o preço da gasolina.

Com relação ao parâmetro que determina a competição entre as distribuidoras de gasolina C no modelo dinâmico, Λ , os coeficientes foram positivos e estatisticamente significativos. Tais valores apresentaram-se distantes daqueles que deveriam prevalecer para comportamentos colusivos. Os resultados não permitiram aceitar a hipótese de que as empresas ajam como tomadoras de preços, uma vez que os parâmetros foram estatisticamente significativos.

No Nordeste, o parâmetro de conduta estimado foi comparativamente maior que nas demais regiões, sugerindo uma competição moderada entre as 21 distribuidoras que atuam na região. Porém, esse valor não foi elevado o suficiente para indicar conluio perfeito entre as firmas. Nas Regiões Sul, Sudeste, Norte e Centro-Oeste, os parâmetros de conduta estimados foram relativamente menores. Entretanto, a hipótese de competição perfeita entre as distribuidoras que atuam em tais regiões foi rejeitada, conforme evidenciaram a significância dos parâmetros estimados. Especificamente, nas Regiões Sudeste e Sul concentra-se o maior número de distribuidoras, o que pode explicar, pelo menos parcialmente, os resultados encontrados. No Norte e no Centro-Oeste existe um número relativamente pequeno de distribuidoras que competem fortemente entre si para ganhar o mercado consumidor. Nessas regiões, o volume de vendas de gasolina C representa as menores médias nacionais. Nesse sentido, a demanda permanentemente reprimida pode estar impondo um limite natural às práticas de condutas abusivas pelas distribuidoras que vendem gasolina C.

Em suma, os resultados obtidos neste artigo revelaram que a estrutura organizacional não determina a conduta das distribuidoras. A concentração de mercado verificada regionalmente pode ser explicada pela elevada eficiência das grandes distribuidoras de gasolina C, assim como pela necessidade dos altos investimentos em capital. A respeito da conduta das empresas, a agência reguladora, a ANP, juntamente com os órgãos de defesa da concorrência podem estar sendo efetivos no sentido de promover uma maior competição nesse setor. A Agência é responsável pela regulação

e pela fiscalização da indústria petrolífera nacional, embora não exerça efetivo papel repressivo sobre as práticas anticoncorrenciais. A ANP comunica todo indício de prática anticompetitiva aos órgãos do sistema brasileiro de defesa de concorrência (SBDC) para que estes tomem as devidas providências legais.

5 Conclusões

Este trabalho examinou a competição existente entre as distribuidoras de gasolina C nas regiões brasileiras no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Para tal, estimou-se um modelo dinâmico baseado em Bresnahan (1982) e Lau (1982) conforme a metodologia proposta por Hjalmarsson (2000).

Os resultados evidenciaram que as empresas distribuidoras de gasolina C não agem como tomadoras de preços ($\Lambda = 0$). No outro extremo, a hipótese de conluio perfeito ($\Lambda = 1$) entre elas também foi rejeitada. Sugere-se que a concentração nos mercados regionais pode ser explicada pela elevada eficiência das grandes distribuidoras de gasolina C e também pela necessidade dos altos investimentos em capital. Sobre a conduta das distribuidoras de gasolina C, é possível que a ação da ANP conjuntamente com os órgãos de defesa da concorrência pode estar contribuindo para promover um ambiente mais competitivo entre as distribuidoras.

Conclui-se, com base nos resultados obtidos nesta pesquisa, que as distribuidoras de gasolina C não contribuem de maneira significativa para as elevações nos preços desse combustível ao consumidor final. Nesse sentido, se uma das empresas aumentar seus preços de forma abusiva perderá significativas parcelas de mercado.

Como proposta para trabalhos futuros, sugere-se a realização de um estudo que avalie a competição no segmento de revenda de gasolina para que se tenha uma melhor compreensão do poder de determinação dos preços ao consumidor final. Espera-se que os resultados desses estudos motivem as decisões políticas e econômicas que visem a regular a conduta empresarial das distribuidoras e das revendedoras de combustíveis, preservando-se, assim, o bem-estar dos consumidores.

Referências

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES (ANFAVEA). , *Anuário Estatístico da Indústria Automobilística Brasileira*. Brasil, 2009.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO (ANP). Abastecimento em números. Boletim gerencial. *Comportamento do mercado de derivados de petróleo e biocombustíveis em 2008*, ano 4, n. 21, fev. 2010.

_____. *Vendas pelas distribuidoras dos derivados de combustíveis de petróleo (metros cúbicos)*. Disponível em: <http://www.anp.gov.br/doc/dados_estatisticos/Vendas_de_Combustiveis_m3.xls>. Acesso em: 02/2009.

BARDSEN, G. The estimation of long-run coefficients from error-correcting models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 51, p. 345-350, 1989.

BASK, M.; LUNDGREN, J.; RUNDHOLM, N. *Market power in the expanding Nordic power market*. HUI Working Paper n. 9. 2007. Disponível em: <<http://hui.demolitiu.se/LitiumDokument20/GetDocument.asp?archive=3&directory=72&document=891>>. Acesso em: 14/03/2009.

BRESNAHAN, T. F. Empirical studies of industries with market power. *Handbook of Industrial Organization*, v. 2, chapter 17, 1989.

_____. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, n. 10, p. 87-92, 1982.

BRESNAHAN, T. F.; SCHMALENSEE, R. The empirical renaissance in industrial economics: an overview. *Journal of Industrial Economics*, v. 35, n. 4, p. 371-378, 1987.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). *Preços do álcool hidratado*. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/alcool/>>. Acesso em: 05/2009.

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.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 1, p. 251-276, 1987.

FEDERAÇÃO NACIONAL DO COMÉRCIO DE COMBUSTÍVEIS E DE LUBRIFICANTES (FECOMBUSTÍVEIS). *Relatório anual da revenda de combustíveis 2009*. Disponível em: <<http://www.fecombustiveis.org.br/relatorio-2009>>. Acesso em: 20/04/2009.

FIÚZA, E. P. S. Estudos econométricos em organização industrial no Brasil. In: LISBOA, M. B.; MENEZES-FILHO, N. A. (Org.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contracapa, 2001.

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

HJALMARSSON, E. *Nord Pool: a power market without market power*. Working paper, n. 28, Department of Economics, Sweden, Goteborg University, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Pesquisa industrial mensal*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 18/07/2010.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

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.

JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; LÜTKEPOHL, H. *Introduction the theory and practice of econometrics*. New York: John Wiley, 1988. 1.024 p.

KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. *Economia industrial: fundamentos teóricos e práticos no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2002. 640 p.

LAU, L. J. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters*, n. 10, v.1, p. 93-99, 1982.

MARTIN, S. *Industrial economics: economic analysis and public policy*. 2. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1993. 638 p.

NUNES, C.; GOMES, C. Aspectos concorrenciais do varejo de combustíveis no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, 2005, Natal-RN. *Anais...* Brasília: Anpec, 2005.

PINTO, M. R.; SILVA, E. C. D. O brilho da bandeira branca: concorrência no mercado de combustíveis no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 31, p. 37-66, jun. 2008.

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. 156 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

SARGAN, J. D. (Ed.). *Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology*. London: Butterworth. Reprinted in: HENDRY, D. F.; WALLIS, K. F. (Ed.). *Econometrics and Quantitative Economics*. Oxford: Basil Blackwell, 1964.

SCHMALENSEE, R. Industrial economics: an overview. *Economic Journal*, v. 98, p. 643-681, 1988.

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

SHEPHERD, W. G. *The economics of industrial organization*. Forth edition. Prospect Heights Wageland Press, Inc., 1997.

STEEN, F.; SALVANES, K. G. Testing for market power using a dynamic oligopoly model. *International Journal of Industrial Organization*, v. 17, n. 1, p. 147-177, 1999.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. F. Análise do comportamento estratégico em preços no mercado de gasolina brasileiro: modelando a volatilidade. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 26, n. 50, p. 207-222, set. 2008.

VASSILOPOULOS, P. *Models for the identification of market power in wholesale electricity markets*. Doutorado em Economia, Department of Economics and Agribusiness, University Paris IX Dauphine, Paris, 2003. 102 p.

ZEIDAN, R.; RESENDE, M. *Measuring market conduct in the Brazillian cement industry: a dynamic econometric investigation*. In: SCOTTISH ECONOMIC SOCIETY ANNUAL CONFERENCE, 2006, Perth. Scottish Economic Society Annual Conference Programme. Perth: Scottish Economic Society, 2006.



contato@edicoesvalentim.com.br

(61) 8406-1035 / 9922-1035