

ROSANGELA APARECIDA SOARES FERNANDES

**ANÁLISE DAS EVIDÊNCIAS DE PODER DE MERCADO NO SEGMENTO DE
DISTRIBUIÇÃO DE GASOLINA C NO BRASIL, DE 2002 A 2008**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS- BRASIL
2010

ROSANGELA APARECIDA SOARES FERNANDES

**ANÁLISE DAS EVIDÊNCIAS DE PODER DE MERCADO NO
SEGMENTO DE DISTRIBUIÇÃO DE GASOLINA C NO BRASIL, DE
2002 A 2008**

APROVADA: 12 de AGOSTO de 2010.

Prof. Cleber Barbosa

Prof. Alexandre Bragança Coelho
(Co-orientador)

Prof^a. Silvinha Pinto Vasconcelos

Prof. João Eustáquio de Lima
(Co-orientador)

Prof. Marcelo José Braga
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelas oportunidades concedidas, sabedoria, força e por estar sempre iluminando meus caminhos.

Aos meus pais pelos ensinamentos mais importantes para minha vida e pelo apoio que me permitiram superar todos os obstáculos e chegar ao final dessa jornada.

Ao meu orientador Marcelo José Braga pela orientação, confiança e paciência dispensadas.

Aos meus conselheiros Alexandre Bragança Coelho e João Eustáquio de Lima pelas contribuições e sugestões propostas na minha tese.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, pelos ensinamentos compartilhados, por contribuírem para minha formação acadêmica. Em especial, agradeço ao professor Maurinho Luiz dos Santos pelas oportunidades concedidas, pelo carinho e atenção dispensadas a mim durante o mestrado e doutorado. A professora Elaine pela amizade, boas conversas e valiosas sugestões ao trabalho de tese.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, pela atenção e colaboração no dia-a-dia.

A Universidade Federal de Viçosa, por meio da equipe do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, pela oportunidade de realização do doutorado, e ao CNPq, pela bolsa de estudos.

Ao Alexandre Gervásio pela imensa ajuda, paciência e presteza que tanto contribuíram na fase inicial desse trabalho. Ao Vladimir por ter, inicialmente, me ajudado a “desvendar” o modelo dinâmico. A Graciela, pelos constantes questionamentos e discussões sobre a metodologia utilizada.

Aos amigos Alan, Aline e Norberto pela amizade, apoio e por compartilharem os momentos bons e difíceis do mestrado e doutorado. A Aracy, Dênis, Dnilson, Jean, Mirelle, Talles e Vanessa, pela boa convivência, amizade e poucos momentos de descontração. Aos meus amigos Roberta e Serginho pela amizade e por estarem sempre dispostos a me ajudar.

A grande e inseparável amiga, Cristiane Márcia, por ter escutado minhas “lamentações” e não ter me deixado desistir.

A todos aqueles que, de maneira direta ou indireta, contribuíram para a realização desta tese.

BIOGRAFIA

Rosângela Aparecida Soares Fernandes, filha de Nelson Gomes Fernandes e Helena Soares Fernandes, nasceu em Rio Pomba, MG, no dia 11 de outubro de 1979.

Em março de 2000, iniciou o Curso de Ciências Econômicas na Universidade Federal de Viçosa, graduando-se em julho 2004.

Em março 2005, ingressou-se no Programa de Pós-Graduação, em nível de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se a defesa de tese em dezembro de 2006.

Em março de 2007, ingressou no curso de Doutorado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se a defesa de tese em agosto de 2010.

Em fevereiro de 2010, ingressou no quadro de docentes da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ).

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	vi
LISTA DE FIGURAS.....	vii
RESUMO.....	viii
ABSTRACT.....	x
1 – INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O problema e a sua importância.....	6
1.3. Hipótese.....	13
1.4. Objetivos.....	13
2 - REFERENCIAL TEÓRICO.....	15
2.1. A Organização Industrial e o Paradigma Estrutura–Conduta- Desempenho.....	15
2.2. A Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO).....	18
2.3. Revisão de literatura dos trabalhos da NEIO.....	27
2.4. Principais críticas aos modelos da Nova Organização Industrial Empírica.....	34
3 – METODOLOGIA.....	37
3.1. Delimitação do mercado relevante do produto.....	37
3.1.1. Mensuração das elasticidades-preço direta e cruzada.....	43
3.1.2. Delimitação do mercado a partir análise da relação entre os preços.....	44
3.1.3. Estacionariedade e o teste de raiz unitária.....	45
3.1.4. Teste de Cointegração.....	48
3.1.6. Teste de causalidade de Granger.....	53
3.2. Modelos de determinação do grau de poder de mercado.....	54
3.2.1. Formulação estática do modelo de Bresnahan (1982).....	54
3.2.2. A reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982).....	56
3.2.2.2. Abordagens dinâmicas de Steen e Salvanes (1999) e Hjalmarsson (2000) ...	57
3.2.3. Método de Estimação.....	62
3.3. Determinação da perda de bem-estar (<i>DWL</i>).....	65
3.4. Variáveis e Fonte de dados.....	72
4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	75
4.1. Delimitação do mercado relevante dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, no segmento de distribuição.....	76

4.1.2. Delimitação do mercado relevante de produto a partir das relações de preços, Brasil e regiões	79
4.2. Identificação do grau de poder de mercado exercido pelas distribuidoras de gasolina C a partir do modelo estático	85
4.3. Identificação do grau de poder de mercado exercido pelas distribuidoras de gasolina C: modelo dinâmico	96
5 – RESUMO E CONCLUSÕES.....	117
6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	122
ANEXOS	130

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Parcela de mercado e razão de concentração das maiores empresas distribuidoras de gasolina C no Brasil, percentual em volume de vendas	5
Tabela 2 – Índices parciais de concentração de mercado nas regiões brasileiras no ano de 2008, percentual em volume de vendas	5
Tabela 3 - Estatísticas descritivas das variáveis envolvidas na estimação dos modelos estático e dinâmico para a determinação do grau de poder de mercado das distribuidoras de gasolina C, Brasil e regiões, 2002 a 2008.....	74
Tabela 4 – Elasticidades preço direta e cruzada, gasolina C e álcool hidratado, de curto e de longo prazo obtidas a partir da equação de demanda na formulação estática e dinâmica	77
Tabela 5 – Resultados do teste ADF a partir do procedimento descrito em Enders (1995)	81
Tabela 6 – Relações de cointegração entre o preço de gasolina C e álcool hidratado praticados pelas distribuidoras	82
Tabela 7 – Testes de raiz unitária nos resíduos das equações de cointegração entre os preços de gasolina C e álcool hidratado, Brasil e regiões	83
Tabela 8 – Testes do traço e do máximo autovalor para co-integração entre os preços da gasolina C e álcool hidratado	84
Tabela 9 – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta.....	87
Tabela 10 – Coeficientes estimados por Mínimos Quadrados em Dois Estágios da formulação estática da equação de demanda.....	88
Tabela 11 – Coeficientes estimados por Mínimos Quadrados em Dois Estágios da formulação estática da relação de oferta.....	92
Tabela 12 - Parâmetro de conduta, λ , grau de conduta médio hipotético de <i>Cournot</i> , $ \lambda_i $, número de distribuidoras e Índice de <i>Lerner</i>	93
Tabela 13 – Resultados do teste ADF pelo procedimento descrito em Enders (1995) .	97
Tabela 2C – Resultados dos testes de raiz unitária de <i>Phillips-Perron</i> (PP).....	138
Tabela 10C - Teste de causalidade de Granger entre os preços de gasolina C e álcool hidratado para Brasil e regiões	143

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Organização da cadeia produtiva e distributiva de combustíveis no Brasil....	2
Figura 2– Evolução das vendas e preços nominais da gasolina C praticados pelas distribuidoras no mercado nacional, janeiro de 2002 a dezembro de 2008.	8
Figura 3 – Principais hipóteses do paradigma Estrutura – Conduta-Desempenho.....	16
Figura 4 – Deslocamento da demanda e o equilíbrio de mercado.....	23
Figura 5 – Mudança na elasticidade-preço da demanda e a determinação do equilíbrio de mercado.....	24
Figura 6 - Procedimento seqüencial para a realização do teste ADF.....	48
Figura 7 – Perda de bem-estar associada ao exercício de poder de mercado.....	66
Figura 8 – Preços mensais dos combustíveis praticados pelas distribuidoras, de janeiro de 2002 a dezembro de 2008.....	74
Figura 9 – Relação de preços álcool hidratado e gasolina C, Brasil e regiões, 2002 a 2008.....	84

RESUMO

FERNANDES, Rosangela Aparecida Soares, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2010. **Análise das evidências de poder de mercado no segmento de distribuição de Gasolina C no Brasil, de 2002 a 2008.** Orientador: Marcelo José Braga. Co-orientadores: Alexandre Bragança Coelho e João Eustáquio de Lima.

O setor de distribuição de gasolina C é concentrado em nível nacional e regional. Além disso, existem desvantagens econômicas das firmas entrantes comparativamente às grandes empresas já estabelecidas, relacionadas não apenas às maiores capacidades de armazenamento dos produtos, mas também à localização das bases que, via de regra, são instaladas em regiões próximas as unidades produtoras. Também, não existe uma diversidade de combustíveis substitutos próximos da gasolina C que representem alternativas para o mercado consumidor. Diante disso, o presente trabalho teve como objetivo avaliar o grau de poder de mercado na distribuição de gasolina C e o impacto sobre o bem-estar social no Brasil, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. O trabalho foi realizado à luz da Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO), sob uma abordagem proposta por Bresnahan (1982). Além disso, foi utilizada uma formulação dinâmica desse modelo, que permitiu identificar o grau de poder de mercado estável no longo prazo. Entretanto, delimitou-se previamente o mercado relevante de produto, álcool hidratado e gasolina C. Os resultados obtidos sugerem que a gasolina C e o álcool hidratado encontram-se no mesmo mercado relevante de produto. As estimativas modelo estático evidenciaram que para, Brasil e regiões, os parâmetros de conduta se revelaram muito distantes do conluio perfeito. Portanto, a hipótese de que existe poder de mercado nas regiões geográficas analisadas não foi aceita. Por outro lado, exceto no caso da região Norte em que o parâmetro de conduta revelou-se estatisticamente não significativo, a hipótese de competição perfeita foi descartada. Já no modelo dinâmico, o parâmetro de conduta estimado para o Brasil não foi estatisticamente significativo. De maneira geral, para os mercados regionais, os resultados obtidos corroboram a rejeição da hipótese de existência de expressivo poder de mercado por parte das empresas distribuidoras de gasolina C. A elevada concentração nos mercados regionais e as barreiras à entrada

parecem não serem suficientes para permitir o exercício de poder de mercado pelas distribuidoras de gasolina C. Nas regiões Sudeste, Norte e Centro-Oeste os parâmetros comportamentais refletiram a elevada competição entre as distribuidoras, não associada às condições estruturais e as características da demanda do mercado consumidor. No Sul e Nordeste, os parâmetros de conduta resultantes foram comparativamente mais elevados. A concorrência intra-regional entre regiões limítrofes, a demanda permanentemente reprimida, em casos isolados, e a demanda elástica em relação ao preço da gasolina C e álcool hidratado podem consistir em elementos impeditivos ao exercício de poder de mercado. Por último, não foi possível verificar perdas de bem-estar suficientemente significativas para a sociedade. Esse resultado foi obtido a partir da mensuração do *Deadweight Loss* (DWL), uma vez que este se revelou baixo em todos os mercados geográficos. Portanto, não ocorreram perdas significativas para a sociedade em decorrência da inexistência de poder de mercado expressivo por parte das distribuidoras de gasolina C.

ABSTRACT

FERNANDES, Rosangela Aparecida Soares. D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, August of 2010. **Analysis of evidence of market power in the distribution segment of Gasoline C in Brazil from 2002 to 2008.** Adviser: Marcelo José Braga. Co-advisers: Alexandre Bragança Coelho and João Eustáquio de Lima.

The C gasoline distribution sector is highly concentrated in national and regional level. Besides, there are economical disadvantages of the incoming firms comparatively to the big companies already established, related not just with the largest capacities of storage of products, but also with the location of the bases that, usually, are installed in close areas to producing units. Also, there is not a diversity of substitute fuels close of C gasoline which represents alternatives to the consuming market. Before that, this study had as objective evaluate the degree of market power in the distribution of C gasoline and the impact on the welfare, in the period of January of 2002 to December of 2008. The research was accomplished by the light of New Empiric Industrial Organization Theory (NEIO), under an approach proposed by Bresnahan (1982). Besides, it was used a dynamic formulation of Bresnahan model which allowed us to identify a conduct parameter that determines the degree of power of stable market in long period. It was previously delimited the relevant market of product moisturized alcohol and C gasoline. The obtained results suggested that the C gasoline and the moisturized alcohol are at the same relevant market of product. The estimative of the static model suggested that for Brazil and areas, the behavioral parameters revealed themselves plenty distant of the perfect collusion. Therefore, the hypothesis that there is a market power in the analyzed geographical areas was not accepted. On the other hand, except in the case of the North area which the conduct parameter was revealed statistically no significant, the hypothesis of perfect competition was discarded. In the dynamic model, the conduct parameter valued to Brazil was not significant statistically. In a general way, in the regional markets, the obtained results corroborate the rejection of the hypothesis of existence of an expressive market power on the part of the distributing companies of C gasoline. The high concentration in the regional markets and the barriers to the entrance seems not to be enough to allow the exercise of market

power for the dealers of C gasoline. In Southeast, North and Center-west areas, the behavior parameters reflected the high competition among the dealers, not associated to the structural conditions and the characteristics of the consuming market demand. In the South and Northeast the resulting conduct parameters were comparatively higher. The intraregional competition among bordering areas and the elastic demand in relation to the price of C gasoline and moisturized alcohol can consist of deterrent elements to the exercise of market power. Finally, it was not possible to verify welfare losses sufficiently significant for the society. That result was obtained from Deadweight Loss measurement (DWL), once this revealed itself low in all of the geographical markets. Therefore, significant losses did not happen for the society due to the inexistence of power of an expressive market on the part of C gasoline dealers.

1 – INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

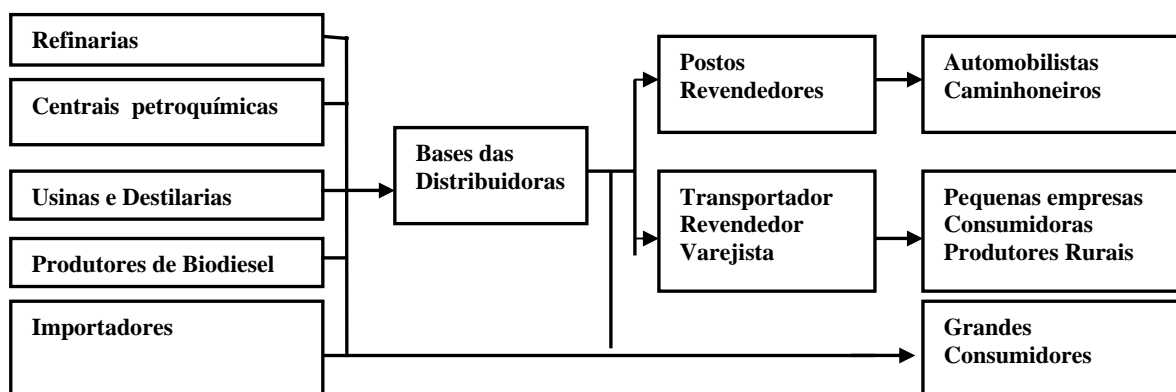
O setor de combustíveis é de fundamental importância para a economia brasileira, pois se destaca na geração de renda e emprego para a população do país. No ano de 2008, o faturamento do setor foi de R\$ 173 bilhões, resultando em uma arrecadação de tributos da ordem de R\$ 52 bilhões, com a geração de mais de 330 mil empregos diretos e indiretos. Destaca-se que, 2008 foi um ano favorável para o setor de abastecimento de combustíveis, pois, 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).

Dentre os combustíveis líquidos utilizados no abastecimento de automóveis e veículos leves se destacam a gasolina comum (C) e o álcool hidratado. O primeiro pode ser obtido a partir do processamento de petróleo, assim como os outros derivados energéticos (óleo diesel, gasolina de aviação, gás liquefeito de petróleo, óleo combustível) e não energéticos (asfalto, solventes e parafinas). A gasolina C é composta pela mistura da gasolina A e álcool anidro. Já o álcool hidratado, pode ser obtido a partir da adição da água ao álcool anidro.

A respeito do volume de vendas desses dois combustíveis líquidos, é importante salientar que, embora o volume de vendas do álcool hidratado venha apresentando significativa expansão nos últimos anos, a quantidade vendida de gasolina C ainda é comparativamente maior nos mercados nacional e regionais. 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, em decorrência das vendas recordes

de veículos leves, que se expandiram cerca de 13,3%, e também pela influência das regiões em que a paridade de preços álcool-gasolina permaneceu favorável à gasolina. 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%, respectivamente. Por outro lado, verificou-se uma elevação significativa no consumo de álcool hidratado, em torno de 42%, em razão das expressivas vendas de veículos *flex-fuel*¹, conjugadas à expansão do número de Estados em que a paridade de preços apresentou-se favorável ao álcool.

A cadeia produtiva e de distribuição da gasolina C é composta pelas atividades de exploração, produção, transporte, refino, distribuição e revenda. Portanto, para que as vendas de gasolina C e demais combustíveis sejam efetuadas aos consumidores, é necessário que o setor possua uma complexa estrutura organizacional. A Figura 2 ilustra a organização da cadeia produtiva e distributiva de combustíveis no Brasil.



Fonte: Elaborado pela autora a partir do SINDICOM (2009).

Figura 1 – Organização da cadeia produtiva e distributiva de combustíveis no Brasil.

As refinarias, centrais petroquímicas, usinas e importadoras vendem os combustíveis, abastecendo as distribuidoras. Estas são as responsáveis pela logística de distribuição dos combustíveis para o mercado consumidor final. Também, são as empresas distribuidoras que adquirem os combustíveis junto às refinarias, os álcoois das usinas e destilarias, e fazem uma mistura da gasolina A ao álcool anidro para a produção da gasolina C. O mercado consumidor atendido pelas distribuidoras é definido pelos seguintes segmentos: postos de serviços, grandes consumidores que adquirem os

¹ Veículos *flex-fuel* são aqueles que têm a capacidade de funcionar com qualquer porcentagem de mistura de gasolina e álcool, ou apenas um deles.

combustíveis diretamente das distribuidoras, e os transportadores revendedores varejistas que compram das distribuidoras e vendem aos pequenos consumidores. Portanto, os postos revendedores e transportador revendedor varejista representam a última etapa da cadeia de abastecimento de combustíveis, vendendo diretamente ao consumidor final².

A respeito do ambiente institucional, o setor de combustíveis líquido foi historicamente marcado pela intervenção do Estado, que exercia o controle sobre o processo produtivo e distribuição. O governo mantinha uma política de controle de preços dos derivados de petróleo cujo objetivo principal era assegurar a remuneração das empresas que atuavam na produção, distribuição e comercialização dos produtos, além de ser um instrumento de política governamental (econômico, energético, social e tributário) (MARJOTTA-MAISTRO, 2002). Entretanto, a partir da década de 1990, foram adotadas medidas políticas orientadas para a redução da intervenção governamental na economia brasileira. O Estado passou a exercer um papel cada vez mais regulador e fiscalizador. Nesse sentido, diversos setores sofreram modificações em suas atividades produtivas e comerciais. Como consequência, empresas do setor de combustíveis deixaram de tomar suas decisões em função dos preços e subsídios fixados pelo governo. Entretanto, a liberação de preços ocorreu de forma gradual.

No ano de 1996, o Ministério da Fazenda liberou os preços da gasolina e do álcool desde a distribuição até a revenda. Entretanto, foi instituído uma salvaguarda³ (Portaria nº 63 de 02/04/96) por este Ministério, para evitar que a passagem da rigidez para a liberalização total resultasse em competição predatória entre fornecedores. Dessa forma, o preço da gasolina ao consumidor foi liberado no ano de 1996 e o preço do álcool hidratado em 1999 (NUNES e GOMES, 2005). Todavia, a abertura total do mercado se concretizou em janeiro de 2002, quando os preços dos combustíveis em todos os níveis da cadeia produtiva foram completamente liberados.

Diante desse contexto, várias mudanças estruturais ocorreram no setor de combustíveis. Verificou-se uma expansão do número de postos revendedores,

² Os consumidores de combustíveis automotivos são, no geral, atendidos pelos postos revendedores. Entretanto, alguns consumidores podem optar por adquirir combustíveis diretamente da distribuidora ou dos TRR. Outros consumidores finais, como indústrias, fazendas, cooperativas e hospitais também podem optar por adquirir produtos diretamente dos TRR (exceto gasolina, álcool e GLP) ou dos distribuidores (ESTEVES e BICALHO, 2008).

³ Essa salvaguarda estabelecia que nenhuma distribuidora poderia vender gasolina ou álcool a seus clientes, no mesmo dia, com uma diferença maior que 3% entre o maior e o menor preço praticado, a partir de uma mesma base de distribuição.

especialmente aqueles de bandeira branca⁴, e o surgimento de pequenas distribuidoras de combustíveis. Segundo Pinto e Silva (2004), o surgimento dos postos de bandeira branca e das pequenas distribuidoras aumentou as práticas irregulares de comercialização de combustíveis. Como exemplos, citam-se a adulteração de combustíveis, contrabando de gasolina, descumprimento de contratos de exclusividade e sonegação de impostos. Tudo isso, pode causar distorções no funcionamento do mercado, inviabilizando a competição, lesando o consumidor e o contribuinte, reduzindo a arrecadação dos Estados e da União. Além disso, estimula a corrupção e o crime organizado.

Nos últimos anos, também ocorreram movimentos de fusões e aquisições e a entrada de multinacionais no país. A empresa espanhola Repsol YPF e a italiana Agip, iniciaram suas operações no país ao comprar a Companhia São Paulo de Distribuição. Em 2001, a mesma adquiriu da Shell 254 postos na Região Sul e 285 postos na Região Centro-Oeste, além de seis bases de distribuição. Já a Repsol YPF adquiriu da Petrobrás 350 postos localizados nas Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. As novas empresas entrantes disputavam os mercados periféricos e adquiriam parte das redes de empresas líderes que preferiam concentrar-se em mercados relativamente maiores (SCURO, 2007).

A respeito da estrutura de mercado no segmento de distribuição de gasolina C, destaca-se que a concentração é significativa. 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 líderes. A Tabela 1 reporta as participações e a razão de concentração das quatro e cinco maiores empresas que atuam na distribuição de gasolina C no Brasil⁵.

⁴ Postos de bandeira branca são aqueles que não mantêm vínculo contratual permanente com as distribuidoras.

⁵ As parcelas de mercados individuais das empresas fora do grupo das líderes (cinco maiores), são consideravelmente inferiores.

Tabela 1 - 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 a partir dos dados da ANP (2009).

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

Verifica-se que entre os anos de 2002 a 2008, a distribuidora BR lidera o volume de vendas de gasolina C no mercado nacional. Apesar de existir mais de 200 distribuidoras de combustíveis atuando no país, no geral, a razão de concentração das cinco maiores distribuidoras de gasolina se aproxima de 70%. Por outro lado, a participação no volume de vendas de gasolina C das demais distribuidoras é irrisória. Também, a concentração de mercado é muito expressiva nas grandes regiões brasileiras, Tabela 2.

Tabela 2 – 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 a partir dos dados da ANP (2009).

A Petrobrás Distribuidora (BR) é líder em vendas de gasolina C na maioria das regiões brasileiras, exceto no Sul, em que a Ipiranga lidera o mercado. No ano de 2008, a expansão nas vendas e o respectivo ganho de participação no mercado de comercialização de derivados do petróleo levou 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, Sul e Centro-Oeste e; BR e Shell, no Norte e Nordeste) possuem

market-share bastante elevados, evidenciando a expressiva representatividade dessas distribuidoras nesses mercados. A razão de concentração das quatro maiores empresas, CR₄, sugerem estruturas de oligopólio também em nível regional. Além disso, as participações das empresas fora do grupo das líderes (grupo das outras) são comparativamente menores.

Portanto, no segmento de distribuição prevalece uma estrutura de oligopólio, pois as empresas líderes detêm participações significativas desses mercados. Porém, é interessante salientar que a concentração de mercado determina somente o número de concorrentes e a distribuição do mercado entre os seus participantes. Assim, 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. Ou seja, essa é uma condição necessária, mas não suficiente para a sua existência.

Em síntese, a atividade de distribuição garante a colocação dos derivados de petróleo produzidos pelas refinarias no mercado. Esse segmento representa a penúltima etapa de uma cadeia que começa com a exploração e produção de petróleo bruto e termina com a entrega dos produtos, pelos postos revendedores e os transportadores revendedores varejistas aos consumidores finais.

1.2. O problema e a sua importância

O setor de combustíveis no Brasil tem passado por transformações em suas atividades produtivas e comerciais, em razão da redução da atuação do governo que anteriormente coordenava diretamente suas atividades. Nos últimos anos, verificou-se uma elevação do número de empresas distribuidoras e postos de revenda de combustíveis no mercado nacional. Tal expansão poderia sugerir um aumento da concorrência real nesse mercado, entretanto, um número restrito de empresas líderes controla parcelas significativas das vendas no segmento de distribuição de combustíveis, em especial, da gasolina C. Também, com a abertura do mercado, as distribuidoras de combustíveis passaram a adotar práticas que infringiam o direito da concorrência⁶. Por outro lado, ressalta-se que a gasolina C apresenta características que sugerem a possibilidade de exercício de poder de mercado por parte das distribuidoras, pois, não existe uma variedade de combustíveis que possam substituir, pelo menos no

⁶ Destacam-se a adulteração de combustíveis, aumento da sonegação de impostos, formação de cartel, dentre outras

curto e médio prazos, o uso da gasolina C para o abastecimento dos veículos. Pelo lado da oferta, existem desvantagens econômicas das firmas entrantes em relação às distribuidoras estabelecidas, o que implica em elevadas barreiras à entrada nesse setor.

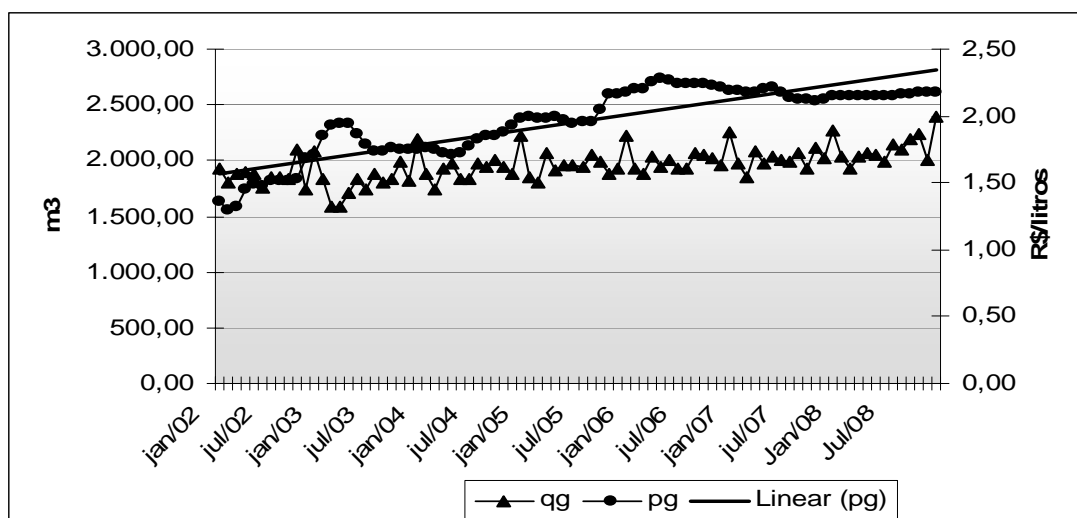
Diante desse cenário, uma questão relevante é se existe poder de mercado no segmento de distribuição de gasolina C no país e nas regiões brasileiras.

Nos últimos anos, as cinco maiores empresas detiveram quase 70% dos mercados de distribuição desse combustível. Ressalta-se que a razão de concentração das quatro maiores empresas distribuidoras de gasolina, (CR4), além de evidenciar uma estrutura concentrada, como de mercados em oligopólio, vem apresentando suave tendência ascendente. Segundo Martin (1993), os mercados que apresentam CR4 superior a 40% são definidos como oligopólios, o que permite que as firmas reconheçam a interdependência entre suas condutas. Já os mercados com CR4 superior a 60% devem ser identificados como oligopólios fortes (SHEPHERD, 1997). Entretanto, apesar de a razão de concentração do segmento de distribuição de gasolina C sugerir estrutura de oligopólio, na identificação do grau de poder de mercado, outras características devem ser avaliadas.

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

Diante disso, é interessante destacar outros aspectos do mercado relevante dos combustíveis líquidos, como por exemplo, as características da demanda e da estrutura de oferta de distribuição de gasolina C que prevalecem nos mercados, pois, estes fatores permitem identificar elementos que determinam o grau de competição.

A respeito da demanda de gasolina C no Brasil, de janeiro de 2002 a dezembro de 2008, enquanto os preços nominais praticados pelas distribuidoras apresentaram-se crescentes, o volume de vendas desse combustível permaneceu razoavelmente constante (Figura 2). Sugere-se que a evidência de consumo estabilizado mediante elevações nos preços, pode ser um fator favorável ao exercício de poder de mercado por parte das distribuidoras líderes.



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustível – ANP (2008).

Figura 2 – Evolução das vendas e preços nominais da gasolina C praticados pelas distribuidoras no mercado nacional, janeiro de 2002 a dezembro de 2008.

O poder de mercado está associado à capacidade que uma firma tem de impor o preço de venda de um produto em um nível acima do custo marginal, sem obter perdas nas vendas (CARLTON e PERLOFF, 2005). Isto posto, a relativa estabilidade na demanda de gasolina C, verificada nos últimos anos, pode permitir com que o ônus da elevação do preço praticado pelas distribuidoras seja repassado, em grande magnitude, aos consumidores finais. Isso porque, estes podem não responder ao aumento de preços via redução do consumo.

No mercado nacional, há indícios de que a demanda por gasolina C seja inelástica. Os trabalhos de Nappo (2007) e Schünemann (2007) apresentaram evidências empíricas que corroboram tal pressuposição. Nappo (2007) analisou o impacto das vendas dos veículos *flex-fuel* sobre a demanda por gasolina no Brasil, no período de agosto de 1994 a julho de 2006, utilizando-se técnicas de cointegração. Os resultados obtidos indicaram que a demanda por gasolina é inelástica no curto e longo prazo. O autor compara os seus resultados com os dos trabalhos de outros autores concluindo que a demanda por gasolina no país era inelástica em relação a preço e renda. Estimou-se também a função de demanda com uma variável binária para identificar os impactos da entrada do *flex-fuel* a partir de março de 2003. Esta variável apresentou um coeficiente de cerca de -0,137, sugerindo que a partir desse período, a demanda por gasolina, se tornou menos inelástica, passando de -0,197 para -0,334. Concluiu-se que o álcool

hidratado tem se tornado um substituto menos imperfeito da gasolina C, embora a demanda desse combustível tenha permanecido inelástica no mercado nacional.

Schünemann (2007) avaliou o impacto na demanda de gasolina automotiva no Brasil a partir da introdução dos veículos *flex-fuel*, e da expansão do consumo do gás natural veicular (GNV) no passado recente. Os resultados sugeriram que a gasolina C é um bem inelástico em relação ao preço e à renda no curto prazo. No longo prazo, a gasolina C se torna um bem relativamente mais elástico à renda, porém, a inelasticidade em relação ao preço se mantém. Portanto, apesar do preço do GNV ser relativamente mais competitivo que os preços do álcool e da gasolina, existe um elevado custo de conversão dos veículos para sua utilização. Portanto, a opção pela demanda do combustível GNV é de ordem estrutural/tecnológica, uma vez que o preço deste combustível não foi relevante em suas estimativas.

Entretanto, é importante mencionar que nos mercados regionais o comportamento da demanda em relação aos preços da gasolina C e álcool hidratado, no curto e longo prazo, pode não acompanhar a tendência verificada no mercado nacional. Isso porque, as grandes regiões brasileiras apresentam particularidades quanto às questões relativas ao uso e a demanda por combustíveis. Desse modo, podem existir diferenças substanciais entre os mercados regionais, o que se reflete sobre o mercado consumidor.

A respeito das possibilidades de substituição, pelo lado da demanda, não se verifica uma diversidade de substitutos próximos da gasolina C que representem alternativas para o mercado consumidor, em especial, para os proprietários de veículos leves. No caso dos veículos movidos exclusivamente à gasolina não há alternativa de escolha, devido a restrição tecnológica. Nesse caso, a possibilidade de utilização de outro combustível em substituição à gasolina é de fato nula. Especificamente, para os proprietários de veículos com tecnologia *flex*, o álcool hidratado representa uma alternativa para o abastecimento.

No Brasil, o surgimento dos carros com tecnologia *flex-fuel* e aumento expressivo do preço do petróleo fizeram com que o consumo de álcool hidratado voltasse a crescer, após um longo período de queda (DIHEL et al., 2007). Anteriormente a introdução dos carros *flex* no mercado automobilístico, havia uma restrição de ordem tecnológica que consistia na escolha do tipo de veículo movido exclusivamente à gasolina ou a álcool. Assim, ocorreu uma flexibilização no processo

de escolha do consumidor, detentor da nova tecnologia, quanto à determinação do combustível a ser utilizado, o que elevou o consumo de álcool hidratado.

Entretanto, apesar de as vendas de álcool hidratado apresentar expansão, esta se tornou mais evidente somente no período recente. Além disso, até o ano de 2008, os volumes de vendas do álcool hidratado se mostraram comparativamente inferiores às vendas de gasolina C, Tabela 3.

Tabela 3 – 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 hidratado	13.290.096	9.022.759	1.605.379	1.235.696	197.765	1.228.496

Fonte: Elaborado pela autora a partir dos dados da ANP (2009).

Verifica-se que, para todas as delimitações geográficas, a demanda por gasolina C ainda supera, em grande medida, a demanda por álcool hidratado. Este fato, juntamente às características do mercado de distribuição de gasolina C, justifica a escolha desse combustível como produto relevante no presente estudo.

Com relação a oferta, apesar de haver um número relativamente elevado de empresas atuando no Brasil, o que poderia sugerir uma estrutura altamente competitiva, a razão de concentração das quatro maiores empresas distribuidoras de gasolina C indicou uma estrutura de mercado de oligopólio. Por outro lado, nas grandes regiões, existem diferenças com relação ao número de empresas participantes nesses mercados. Nas regiões Sudeste e Sul, verifica-se a presença um número comparativamente maior de distribuidoras atuando, enquanto que, no Centro-Oeste, Nordeste e Norte, esses números vão se tornando relativamente menores, nessa ordem. Entretanto, conforme salientado anteriormente, uma quantidade restrita de grandes empresas dominam parcelas significativas em todos os mercados regionais. Assim, a distribuição da gasolina C é realizada especialmente por grandes grupos, o que possibilita o reconhecimento da interdependência estratégica entre eles.

A entrada de novas empresas no setor apresenta algumas dificuldades em razão das elevadas barreiras. Existem desvantagens econômicas das firmas entrantes comparativamente as grandes empresas já estabelecidas, relacionadas não apenas às

maiores capacidades de armazenamento dos produtos, mas também à localização das bases que, via de regra, foram instaladas em regiões próximas as unidades produtoras.

Nos últimos anos, ocorreu uma elevação do número de distribuidoras regionais e a entrada de empresas multinacionais no Brasil. As distribuidoras ao disputarem o mercado aberto precisavam utilizar mecanismos que garantiam compradores para os seus produtos. Assim, muitas dessas distribuidoras, buscando beneficiar-se nessa disputa, passaram a adotar práticas que infringiam o direito da concorrência (CARNEIRO, 2003)⁷. Conseqüentemente, a ANP aumentou os requisitos de entrada no segmento de distribuição, como por exemplo, a exigência de maior capacidade de armazenagem própria e de capital mínimo mais elevado para fazer frente aos impostos, aumentando ainda mais as barreiras à entrada.

Porém, a princípio, o consumidor final preocupa-se mais com a qualidade da gasolina que está utilizando para abastecer o seu veículo. Como conseqüência, passaram a discriminar as pequenas distribuidoras e os postos de bandeira branca, pois associavam essas empresas à gasolina adulterada por acreditarem que elas não são capazes de garantir a qualidade do produto vendido. Portanto, ao que tudo indica, as práticas de adulteração podem impor um ônus sobre as pequenas distribuidoras e os postos de bandeira branca que atuam de maneira justa. Além disso, torna viável o exercício de poder de mercado por parte das grandes distribuidoras e postos de bandeira, uma vez que possuem a fidelidade desses consumidores (BRUNI, 2005).

O Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC) vem concentrando esforços na investigação de condutas anticompetitivas. Entretanto, dentre os diversos setores investigados, os segmentos de distribuição e revenda dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, representam grande parte dos casos analisados atualmente pelo sistema. De acordo com o último levantamento realizado pela Secretaria de Direito Econômico (SDE), existem aproximadamente 220 denúncias de práticas de condutas abusivas do setor de combustíveis líquidos em trâmite na Secretaria (SCURO, 2007).

Diante desse cenário, o enfoque do presente trabalho é o segmento de distribuição da gasolina C. O produto foi escolhido previamente como relevante, em razão da representatividade nas vendas internas, especialmente para a frota de veículos leves, e devido às características específicas desse segmento do setor de combustíveis

⁷ A prática de infrações contra a livre concorrência no setor de derivados do petróleo no Brasil ocorre, geralmente, por uma das seguintes formas: ingerência das distribuidoras de combustíveis no setor de revenda; *dumping*; formação de cartel; sonegação de impostos e adulteração de combustíveis.

que sugerem a possibilidade de exercício de poder de mercado. A respeito da dimensão geográfica, pelo fato de existirem distribuidoras atuando em todas as regiões do país, optou-se por realizar uma análise desagregada por regiões, sem negligenciar o mercado nacional. Também, baseou-se na análise anteriormente realizada pelo Ato de Concentração n.º 08012.002810/2000-74, de interesse das empresas Shell Brasil S.A. e Agip do Brasil S.A., citado no Ato de Concentração n.º 08012.005539/2004-60, de interesse das empresas Petrobrás Distribuidora S/A e Agip do Brasil Ltda., cuja dimensão geográfica para a atividade de distribuição de combustíveis foi definida como regional.

Diferentes fatores podem justificar o tipo e a quantidade de combustível demandada pelos consumidores, como o poder aquisitivo, a cultura e os hábitos da população, as disponibilidades de recursos naturais e transportes públicos de uma região, os incentivos governamentais e políticas adotadas, dentre outros. No Brasil, a grande extensão territorial justifica as disparidades quanto às características econômicas, naturais, culturais e demográficas que tornam relevante a análise de poder de mercado desagregada em suas grandes regiões.

Em suma, mediante as questões levantadas buscou-se avaliar o grau de poder de mercado no setor de distribuição de gasolina C no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Destaca-se que o ano 2002 foi escolhido, pois anteriormente, o Estado intervinha diretamente no setor de combustíveis fixando todos os preços dos derivados de petróleo. Já o último ano, 2008, foi escolhido em razão da disponibilidade de dados para todas as variáveis envolvidas na análise.

Para que o poder de mercado seja identificado, é necessário realizar uma análise mais complexa, avaliando, por exemplo, a conduta das firmas que atuam nos mercados relevantes em questão. No período recente, não existe um consenso na literatura nem mesmo evidências empíricas a respeito do grau de poder de mercado na distribuição de gasolina C no Brasil e nas grandes regiões. Se as empresas distribuidoras possuírem os mais elevados níveis de poder de mercado, este funciona como um monopólio, gerando o menor nível de bem-estar social possível. Por outro lado, na ausência de poder de mercado, este atua como em concorrência perfeita, resultando no maior bem-estar social. Nesse sentido, se o parâmetro de conduta rejeitar a hipótese de competição perfeita torna-se relevante também quantificar as variações do nível de bem-estar social.

O presente trabalho foi realizado à luz da Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO), a partir de uma abordagem proposta por Bresnahan (1982). O modelo

utilizado consiste em uma evolução no campo da teoria da organização industrial, pois permite identificar o poder de mercado superando algumas limitações do tradicional paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (ECD).

Existem vários trabalhos na literatura da NEIO que determinam o grau de poder de mercado em diferentes indústrias que utilizam como arcabouço teórico o modelo de Bresnahan (1982). Ressalta-se que, nos últimos anos, os trabalhos que utilizaram a teoria da NEIO passaram a ocupar espaço cada vez maior na literatura da organização industrial. No entanto, estudos dessa natureza têm mais destaques e aplicações na literatura internacional. Ou seja, ainda não se verifica uma diversidade de trabalhos baseados na teoria da NEIO com aplicações para o Brasil, em especial, enfocando o segmento de distribuição de gasolina C.

Diante disso, essa pesquisa utilizou a abordagem estática proposta no trabalho de Bresnahan (1982) e uma formulação dinâmica que permite identificar o parâmetro de condução de longo prazo. Dentre os principais trabalhos que utilizaram a abordagem dinâmica na literatura da NEIO destacam-se: Steen e Salvanes (1999) que analisaram o poder de mercado de salmão fresco na França; Nakane (2002) com a análise da competição bancária no Brasil; Zeidan e Resende (2005), que investigaram a condução de mercado na indústria de cimento brasileira e; Hjalmarsson (2000), Vassilopoulos (2003) e Bask et. al (2007), que identificaram o grau de poder do mercado atacadista de eletricidade dos países Nórdicos. Entretanto, neste trabalho, além das abordagens estática e dinâmica, procurou-se delimitar o mercado relevante de produto e mensurar os impactos do grau de competição vigente nas delimitações geográficas analisadas.

1.3. Hipótese

Existe poder de mercado no segmento de distribuição de gasolina C no Brasil e regiões, o que conseqüentemente, implica em perda de bem-estar social.

1.4. Objetivos

1.4.1. Geral

Avaliar o grau de poder de mercado na distribuição de gasolina C e o impacto sobre o bem-estar social, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008.

1.4.2. Específicos

- a) Delimitar o mercado relevante de produto na distribuição de combustíveis, gasolina C e álcool hidratado;
- b) Identificar se as distribuidoras de gasolina C possuem poder de mercado no Brasil e nas grandes regiões;
- c) Na ausência de competição perfeita, avaliar os impactos do grau de poder de mercado sobre o bem-estar social.

2 - REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo apresenta-se a teoria da Nova Organização Industrial Empírica (*New Empirical Industrial Organization* – NEIO) enfocando, especialmente, suas principais potencialidades e limitações. Especificamente, a abordagem formulada por Bresnahan (1982) é utilizada como referencial teórico nesta pesquisa. O modelo desenvolvido por este autor, permite identificar o grau de poder de mercado, a partir de um parâmetro de conduta médio, superando as principais limitações existentes no paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (ECD). Isto posto, na seção 2.1 apresenta-se os antecedentes históricos da organização industrial, inserindo o paradigma ECD neste contexto. Além disso, descreve-se de maneira sintética os principais pressupostos do modelo ECD e apresenta-se as críticas formuladas pelos autores da NEIO.

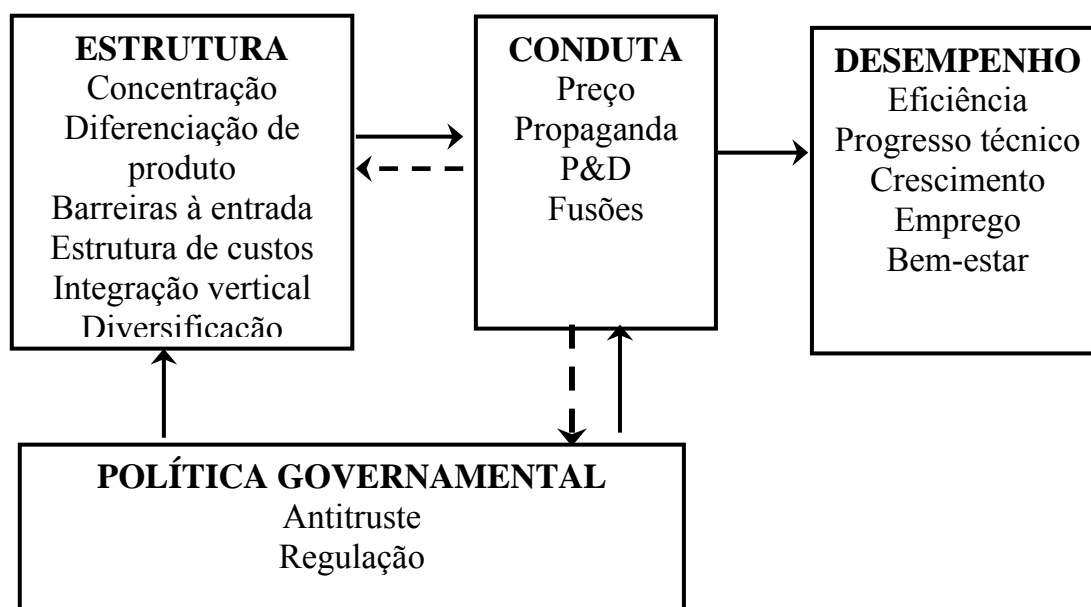
2.1. A Organização Industrial e o Paradigma Estrutura–Condução- Desempenho

A Organização Industrial (OI) surgiu como uma área distinta da economia no início do século XX. A criação das grandes corporações fabris modernas do final do século XIX e início do século XX criou um cenário favorável para o surgimento dessa nova área de pesquisa (SCHMALLENSEE, 1988). Essa teoria tem sua base teórica nos modelos da microeconomia tradicional, diferenciando-se desta pelas análises empíricas relacionadas às estruturas de mercado e interações entre as firmas inseridas no mercado. De acordo com Bresnahan e Schmalensee (1987), na década de 1930, Harvard foi a primeira grande escola no campo da OI tendo como principais nomes Eduard Chamberlin e Edward Mason. Ainda segundo esses autores, as pesquisas daquela época transformaram-se em livros completos com estudos de caso sobre indústrias específicas.

Estes tinham como fonte principal os dados tornados públicos pelas investigações dos órgãos antitruste americanos.

Mason (1939) lançou as bases do paradigma estrutura-conduta-desempenho e definiu como seu objeto de estudo as firmas oligopolistas. Sugeriu um método de análise dos mercados baseado em estudos de casos, como uma maneira de captar as estratégias empresariais (sendo particularmente importante a interdependência das ações da firma e de suas concorrentes, pois a ação de uma empresa afeta o retorno das demais). Centrou sua análise nas grandes empresas e, portanto, introduziu a idéia de firma ativa, que surge no sentido de modificar o ambiente em que esta inserida. Ao revelar que as firmas agiam ativamente sobre o mercado, ele abriu espaço para o estudo de diversas estratégias empresariais como gastos em P&D, diferenciação do produto, marketing e etc.

Durante muitos anos, diversos estudos na área de organização industrial utilizaram o modelo tradicional, o paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (ECD), como arcabouço teórico na análise do funcionamento de mercados em competição imperfeita e o comportamento das firmas nesses mercados. Essa abordagem pressupõe que a estrutura de mercado determina os padrões de condução das firmas em torno de suas variáveis de escolha (como preços, gastos em pesquisa e desenvolvimento (P&D), marketing, realização de fusões e aquisições, etc.), que determinam o desempenho dos mercados. Estas relações de causa e efeitos estão representadas na Figura 3.



Fonte: Braga (1979).

Figura 3 – Principais hipóteses do paradigma Estrutura – Conduta-Desempenho.

Conforme destacou Bresnahan (1989), o foco analítico da ECD envolvia algumas características específicas: a margem preço-custo, parâmetro de análise do desempenho, podia ser observada diretamente a partir de dados contábeis; um conjunto de variáveis captura as diferenças estruturais das indústrias; e os trabalhos empíricos nesta linha têm como objetivo estimar a relação entre estrutura e desempenho.

Diante desse quadro, a Nova Organização Industrial Empírica (NEIO), surgiu como uma crítica à teoria tradicional (ECD) devido ao descontentamento de economistas industriais com relação aos principais pressupostos desse paradigma. No entanto, é relevante salientar que o ponto fundamental de divergência entre ambas as teorias refere-se à mensuração de poder de mercado.

O paradigma ECD pressupõe que o poder de mercado será maior quanto mais elevadas forem a concentração e as barreiras à entrada. Assim, medidas de concentração e de escala mínima de eficiência são utilizadas para quantificar o poder de mercado (CHURCH & WARE, 2000). Porém, uma das críticas relacionadas a tais medidas é de que estas pouco refletem o nível de poder de mercado de uma indústria, pois não levam em consideração elementos relevantes, como a elasticidade-preço da demanda, que determina a reação dos consumidores diante de alterações nos preços dos bens.

O modelo ECD parte do princípio de que o poder de mercado pode ser verificado por meio da comparação entre o preço e custo marginal das firmas que fazem parte de um determinado mercado. Portanto, dado que o poder de mercado pode ser observável, o custo marginal poderá ser diretamente obtido a partir de dados contábeis. Porém, conforme concluiu Bresnahan (1982), esses custos marginais utilizados na teoria tradicional podem não estar disponíveis.

Segundo Church e Ware (2000), a fim de se mensurar o índice de *Lerner*⁸, utilizam custo variável médio como *proxy* do custo marginal. Todavia, exceto para firmas competitivas em equilíbrio de longo prazo, o custo variável médio não é uma boa aproximação do custo marginal. Além disso, o paradigma ECD baseia-se na taxa de retorno como indicador do poder de mercado para se inferir sobre a lucratividade econômica. Se a taxa de retorno for maior que os custos em um mercado competitivo, esta somente poderá ser mantida caso haja poder de mercado. Entretanto, um dos principais problemas com a disponibilidade da taxa de retorno e a mensuração da

⁸ $L = \frac{P - CMg}{P}$, em que P é o preço de mercado, CMg refere-se ao custo marginal e L, o índice de Lerner.

lucratividade é o fato de se basear em dados contábeis, pois, pode existir uma divergência com relação ao valor da taxa de retorno econômico⁹.

Em suma, os estudos que utilizam como arcabouço teórico o paradigma ECD assumem que medidas de poder de mercado podem ser calculadas por meio de dados contábeis disponíveis, viabilizando, por exemplo, a construção de aproximações do índice de *Lerner* e lucratividade econômica. No entanto, segundo Bresnahan (1989), as margens preço-custo não podem ser obtidas, pois o custo marginal (CMg) não é diretamente observado, isto é, ou é inferido ou simplesmente não pode ser calculado. Como o custo marginal depende de parâmetros desconhecidos, ao estimar tais parâmetros é possível calculá-lo.

2.2. A Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO)

Os estudos da NEIO começaram a tomar forma a partir da década de 1980. Os trabalhos nesta linha de pesquisa, têm como objetivo principal aferir o grau de poder de mercado por meio da identificação e estimação de um parâmetro de conduta, com modelos que admitem custos marginais não-observáveis. De modo geral, a avaliação da conduta é feita a partir do comportamento implícito das empresas observado nos dados de preço e quantidade de equilíbrio de mercado, existindo diferentes modelos da NEIO para mercados de produtos homogêneos e diferenciados. De forma sintética, os modelos da NEIO assumem que os custos marginais não são observáveis, buscando avaliar o grau de poder de mercado através da identificação de um parâmetro de conduta.

Bresnahan (1982) desenvolveu um modelo estrutural dentro do contexto da teoria da NEIO, que permite identificar o grau de poder de mercado das indústrias a partir da identificação de um parâmetro de conduta médio. O modelo formulado 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 a partir da regra de maximização de lucro, em que receita e custo se igualam na margem.

De acordo com Bresnahan (1989), para os analistas da NEIO, o grau de poder de mercado pode ser mensurado a partir da identificação de um parâmetro de conduta desconhecido da firma ou da indústria, que deve ser estimado com modelos que

⁹ Fatores como depreciação, investimentos como gastos em publicidade, pesquisa e desenvolvimento, que oferecem retorno além do período corrente, inflação e riscos sobre investimentos causam uma divergência entre a taxa de retorno e a lucratividade econômica.

assumem que os custos marginais podem não estar disponíveis. Tal parâmetro reflete o comportamento da firma implícito nos dados de preços de equilíbrio.

Portanto, o modelo proposto por Bresnahan (1982), dentro do contexto da NEIO, permite inferir sobre a elasticidade-preço da demanda, o custo marginal e o parâmetro de conduta que define o grau de poder de mercado. Bresnahan (1989) apresenta diversos outros pressupostos do tradicional paradigma ECD que são criticados pelos teóricos da NEIO.

Primeiramente, o paradigma utiliza um conjunto de variáveis estruturais para analisar as diferenças entre as firmas. Porém, os analistas da NEIO não confiam na análise de comparações intersetoriais e baseiam-se na análise do detalhamento institucional para avaliar a conduta das firmas no mercado.

Segundo, os trabalhos empíricos da abordagem tradicional têm como objetivo estimar a relação existente entre a forma reduzida: estrutura e desempenho. No entanto, uma crítica com relação a este aspecto é que não somente a estrutura determina o desempenho como o inverso também pode ser verdadeiro. Já os trabalhos da NEIO têm como objetivo determinar o grau de poder de mercado em uma indústria por meio da estimação de um parâmetro que determina a conduta das firmas no mercado.

Terceiro, estudos que seguem a abordagem ECD utilizam dados geralmente extraídos de estatísticas industriais oficiais. Fiúza (2001) adiciona que existe uma limitação com relação a esses dados, uma vez que as estatísticas disponibilizadas pelo governo, como usualmente são utilizadas, em geral, ignoram particularidades das indústrias, como o grau de concorrência externa, a intervenção das regulações e a própria definição de mercado relevante. Diante disso, conforme ressaltou Bresnahan (1989), estudos da NEIO utilizam novas fontes de dados que são acessadas ou construídas, bastante distintas das tradicionais.

Apesar de tais divergências entre ambas as teorias, conforme destacou Zeidan (2005), os trabalhos empíricos que as utilizam como suporte teórico apresentam falhas com relação à delimitação de mercado relevante. Esta consiste em uma das principais críticas existente em toda a literatura da Organização Industrial, pois na maioria dos trabalhos realizados nessa área, a delimitação de mercado relevante é realizada de maneira estritamente subjetiva.

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 poder de mercado por meio da resposta dos preços às variações na elasticidade preço da demanda a partir de 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 poder de mercado utilizando-se de dados agregados para a indústria.

Considere que os compradores tenham uma típica 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, 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 receita marginal percebida se iguala ao custo marginal, e não ao preço. 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 poder de mercado, podendo variar entre zero e um. Considerando uma solução de maximização de lucro em competição perfeita, $\lambda = 0$. Por outro lado, se a estrutura de mercado de uma indústria é um monopólio ou cartel perfeito, $\lambda = 1$. Já 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, a partir da 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 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 $RT = P.Q$ e a marginal é definida como

$$RMg = P + \left(\frac{\partial P}{\partial Q}\right)Q.$$

Para obter a função de demanda inversa, basta inverter a função de demanda (6):

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

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

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

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

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

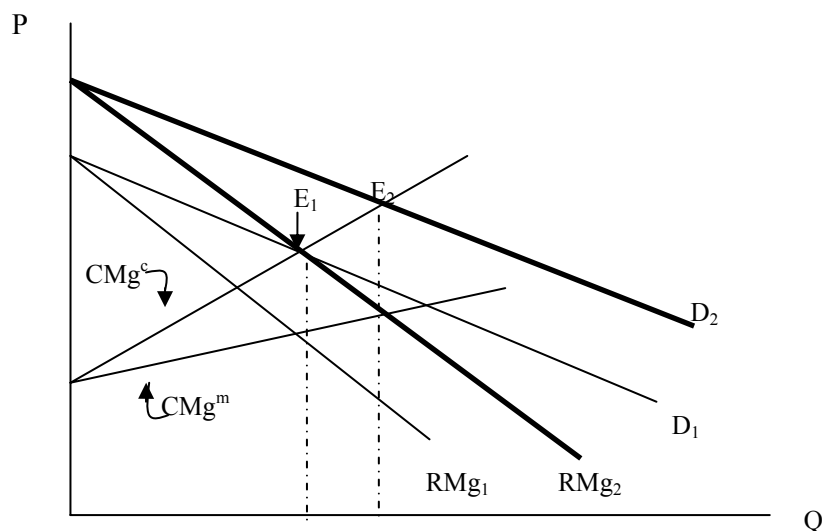
$$P = -\frac{\lambda Q}{\alpha_1} + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 w \quad (8)$$

Verifica-se que ambas as expressões atendem a 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, 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 3 permite ilustrar essa questão. Primeiramente, verifique D_1, RMg_1 no ponto de equilíbrio E_1 . A curva de demanda é linear, logo, RMg também é linear. Note que, E_1 pode ser o equilíbrio tanto para um cartel ou monopolista com custo CMg^m (obtido por $RMg_1=CMg^m$), ou 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 . O equilíbrio do monopólio e o competitivo movem-se para o novo ponto E_2 .



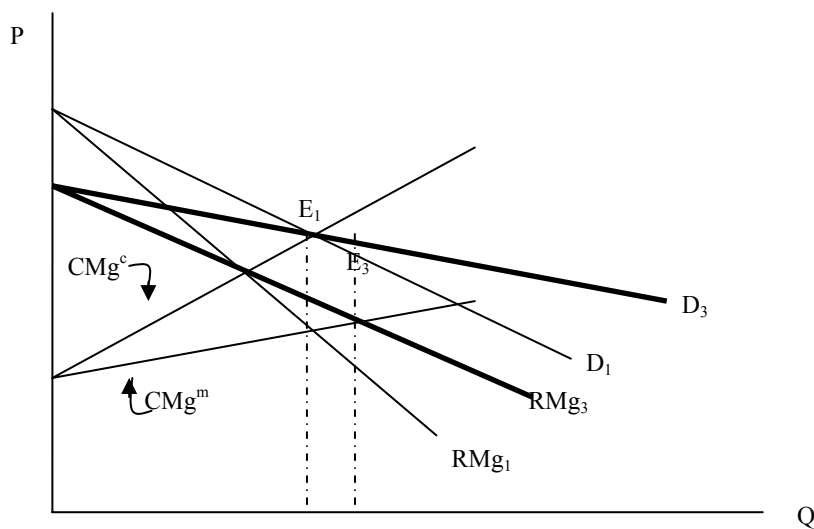
Fonte: Bresnahan (1982).

Figura 4 – Deslocamento da demanda e o equilíbrio de mercado.

O CMg^c é a relação de oferta para cada concorrente, o qual o custo marginal é determinado por CMg^c . Não há distinção observável entre a hipótese de competição e monopólio. Nesse caso, Bresnahan (1982) sugere que para solucionar o problema, deve-se 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 5).

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 4) 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 . Por outro lado, se CMg^m for a curva de custo marginal e a oferta de monopólio, conseqüentemente, 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.



Fonte: Bresnahan (1982).

Figura 5 – Mudança na elasticidade-preço da demanda e a determinação do equilíbrio de mercado.

Zeidan e Resende (2006) ressaltaram que a idéia central dessa abordagem é a de 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 presença de poder de mercado por parte das firmas. Em mercados competitivos, em que a maximização do lucro por parte das firmas é dada pela igualdade entre preço e custo marginal, $P=CMg$, o preço de equilíbrio permaneceria constante. Por outro lado, 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, a partir da 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 exógena 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 em 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 parêntese¹⁰.

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 $RMg = P + (\partial P / \partial Q)Q$. Para obter a função de demanda inversa, basta inverter a função de demanda (10'):

¹⁰ A contribuição de Lau (1982) para o modelo de Bresnahan (1982) foi a partir de 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 exógenas Z , envolvida na determinação de poder de mercado. Logo, α_3 deve ser diferente de zero, pois se $\alpha_3 = 0$, é impossível determinar o parâmetro de conduta médio, em outras palavras, o grau de poder de mercado.

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

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 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 $RMg = P + \left(\frac{Q}{\alpha_1 + \alpha_3 Z}\right)$

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 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; por outro lado, 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 .

2. 3. Revisão de literatura dos trabalhos da NEIO

Conforme mencionado anteriormente, no período recente, os trabalhos que utilizaram a teoria da NEIO passaram a ocupar espaço cada vez maior na literatura da organização industrial. Diante desse contexto, é relevante apresentar os principais trabalhos realizados nessa área, destacando-se os mercados analisados, os métodos e dados utilizados, bem como os principais resultados encontrados.

Deodhar e Sheldon (1997) analisaram o grau de imperfeição no mercado mundial de exportações de farelo de soja, a partir de séries anuais de 1966 a 1993, totalizando 28 observações. Todas as variáveis foram expressas na forma de logaritmo, em que os autores basearam-se em um modelo econométrico estrutural. O procedimento baseou-se na estimação de uma função de demanda e na construção de uma relação de oferta, a partir da regra de maximização de lucro, permitindo estimar o grau de poder de mercado segundo uma abordagem estática. Para tanto, os parâmetros do modelo foram estimados a partir da técnica de Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E). Os resultados obtidos por esses autores sugeriram que o mercado mundial de exportações de farelo de soja era perfeitamente competitivo. Além disso, concluíram que, este mercado era competitivo mesmo antes da entrada das firmas da Argentina, ocorrida em meados da década de 1970.

Genesove e Mullin (1998) basearam-se na teoria da NEIO para avaliarem o grau de poder de mercado da indústria de açúcar refinado na Costa Leste da Europa, entre os anos de 1890 a 1914. Nesse período, verificou-se um contexto de mudanças estruturais, marcadas por alternâncias entre períodos de concentração e desconcentração, entradas de novas firmas menores, guerra de preços e movimentos de fusões. Os autores buscaram identificar a competição na indústria de açúcar refinado e investigar o grau de sensibilidade da estimativa de poder de mercado à forma funcional da função de demanda. Para tanto, estimaram as formas funcionais linear, log-linear, quadrática e exponencial. A versão estática do modelo de Bresnahan (1982) foi utilizada, de forma que as equações do modelo foram estimadas pela técnica de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). Genesove e Mullin (1998) encontraram um parâmetro de conduta muito similar entre as diferentes formas funcionais estimadas. Contudo, os

autores observaram que, se hipóteses fortes fossem feitas sobre o comportamento da demanda e para a relação de oferta, tal relacionamento poderia não se manter. Em síntese, concluíram que as formas funcionais lineares adotadas são consistentes e, ainda ressaltaram que recentes estudos apontaram para parâmetros de condutas invariantes em relação à forma funcional escolhida. Os resultados mostraram que o parâmetro de conduta para a indústria de refino de açúcar foi de $\lambda = 0,05$, muito próximo à competição perfeita.

Correa e Herrera (1999) analisaram o grau de concorrência do setor de distribuição de combustíveis no Panamá, sob um contexto de reformas econômicas, com um número reduzido de distribuidoras atuando nesse mercado. O trabalho teve como objetivo estimar o grau de competição no setor de distribuição de combustíveis no Panamá entre os anos de 1993 a 1997. A abordagem desenvolvida por Bresnahan (1982) foi utilizada. De acordo com os autores, a base de variáveis foi construída em dados de painel, com informações sobre as quarenta principais distribuidoras de cada uma das cinco companhias petrolíferas. As equações do modelo foram estimadas pela técnica de MQ2E, assim como a maioria dos trabalhos que utilizam a mesma abordagem. Os resultados obtidos evidenciaram um parâmetro de conduta de 0,3. Diante desse valor encontrado, duas conclusões foram levantadas pelos autores. Primeiro, a hipótese de que as cinco maiores empresas distribuidoras fazem parte de um processo de colusão foi descartada. Segundo, o estudo não encontrou evidências de que a indústria de distribuição de combustíveis no Panamá seja não-competitiva. Assim, o grau de concorrência neste setor é "relativamente" elevado. Segundo os autores um corolário deste estudo seria a conclusão de que as possíveis condutas anticoncorrenciais no mercado de combustível não se refletem nos preços e quantidades comercializadas no mercado atacadista. Ressaltam que o trabalho não exclui a possibilidade de que haja conduta anticoncorrencial não manifestada nos preços ou quantidades negociadas na indústria ou a outros níveis da cadeia produtiva.

Steen e Salvanes (1999) analisaram o poder de mercado da Noruega no mercado de salmão Europeu. A União Européia (UE) é o mercado mais importante para o salmão norueguês, e o país oferece mais de 70% de todo o salmão fresco na UE. Durante o período de 1986 a 1991, a Noruega correspondeu, em média, 56% da produção de salmão mundial. Os autores fizeram uma reformulação do modelo de oligopólio de Bresnahan (1982), adicionando o Mecanismo de Correção de Erro (MEC) e analisaram o grau de poder de mercado de curto e de longo prazo. Segundo Steen e Salvanes (1999)

o MCE apresenta uma formulação dinâmica ao problema de oligopólio; ademais, é empiricamente tratável, e oferece mais informação que o modelo estático. Nessa versão a análise empírica evoluiu para a aplicação de testes de raiz unitária e de cointegração. Para ilustrar o modelo, os autores utilizaram dados trimestrais no período de 1981 a 1992. A técnica de MQ2E foi aplicada nos modelos estático e dinâmico. Os resultados sugeriram que o mercado de salmão era competitivo no longo prazo, mas a larga produção da Noruega indicou a existência de algum poder de mercado no curto prazo. Quando os autores compararam a abordagem estática e dinâmica, concluíram que o modelo estático era inadequado estatisticamente e em termos de predição econômica.

Nakane (2002) avaliou o grau de competição dos bancos no Brasil. Segundo o autor, a indústria bancária tanto no Brasil, como em muitos outros países, é altamente concentrada. A taxa de concentração dos cinco maiores bancos era de 49,7% (para o total de ativos), 55,3% (para o total de empréstimos), e 57,9% (para o total de depósitos) em junho de 2000. Além disso, o autor destacou que suspeitas sobre o comportamento de cartel entre os bancos do Brasil aumentaram no país, porém, a concentração não necessariamente implica que o mercado se comporte de maneira não competitiva. O autor utilizou a reformulação dinâmica, conforme Steen e Salvanes (1999), para avaliar o grau de competitividade entre os bancos brasileiros. O período de análise foi de julho de 1994 a agosto de 2000, em que dados mensais foram utilizados, totalizando 74 observações. O modelo foi estimado pelo método de MQ2E, em que a função de demanda e a relação de oferta foram expressas em suas formas logarítmicas. Os resultados foram consistentes com a visão de que os bancos no Brasil teriam algum poder de mercado, porém, tal fato foi mais evidente no longo prazo do que no curto prazo. O autor concluiu que a precisa estrutura de mercado não é conhecida, mas os dados rejeitaram fortemente a hipótese de que cartelização perfeita fosse praticada nos bancos brasileiros. Também, a indústria bancária no Brasil poderia ser descrita como competitiva, porém, não perfeitamente competitiva. Assim, hipóteses de comportamento colusivo dos bancos foram fortemente rejeitadas. Em suma, segundo Nakane (2002), tudo o que foi possível inferir foi que o setor bancário brasileiro não pode ser descrito por qualquer uma das duas estruturas mercado extremas, a saber, a concorrência perfeita e monopólio.

Hatirli et al. (2003), analisaram o poder de mercado das importações de bananas da Turquia. A produção de bananas na Turquia representa uma pequena proporção do que é necessário para satisfazer o consumo interno. No ano de 2000, o consumo interno

foi de 188.000 toneladas, enquanto a produção representou somente 34% do consumo. A diferença entre consumo e produção é composta pelas importações, sendo que as cinco maiores empresas multinacionais controlavam o fluxo de mais de 80% do comércio mundial de bananas. Os autores estimaram um modelo econométrico estrutural, baseados em dados anuais no período de 1984-2000. A equação de demanda e a relação de oferta foram estimadas pela técnica de MQ2E, porém, os autores se limitaram à utilização da versão estática do modelo de Bresnahan (1982). Os resultados sugeriram comportamento mais próximo da concorrência do que colusivo, com parâmetro de conduta de 0,19. Concluíram que o mercado de importações de bananas na Turquia não era perfeitamente competitivo, mas que o comportamento das empresas era muito mais próximo de tomador de preços que colusivo.

Zeidan (2005) avaliou o poder de mercado regional da indústria brasileira de cimento. O autor justificou a escolha do mercado de cimento devido as seguintes características: apresenta produto homogêneo, assim não é necessário reescrever o modelo para permitir diferenciação de produto; normalmente, é caracterizado, como um oligopólio, o que significa a predisposição de um resultado colusivo; e, tem sido sujeito a diferentes estudos de poder de mercado, o que viabiliza certo grau de comparação. O autor buscou verificar a robustez da abordagem NEIO com relação às principais críticas. Para tanto, os testes de estabilidade estrutural foram realizados, em razão das mudanças na estrutura de mercado, demanda, efeitos de regulação e mudanças tecnológicas. O teste utilizado foi o de estabilidade estrutural de Chow, em que se realizou a divisão dos dados ao meio, com a subsequente estimação das equações em separado para cada subgrupo. As versões estática e dinâmica do modelo de Bresnahan (1982) foram utilizadas para investigar o grau de poder de mercado da indústria de cimento nas diferentes regiões brasileiras. O período de análise foi de 1991 a 2002, as séries utilizadas foram regionais e mensais, totalizando 144 observações. As equações dos modelos estático e dinâmico foram estimadas por MQ2E, para as diferentes regiões do Brasil. Para todas as regiões, os resultados sugeriram estabilidade estrutural para os parâmetros estimados. Também, verificou-se robustez para ambas as versões do modelo, diferentemente do trabalho de Steen e Salvanes (1999) em que, o modelo estático não se mostrou eficiente em predição econômica e econometricamente. Além disso, verificou-se implicações de exercício de poder de mercado maior para mercados com menos empresas e vice-versa. A discriminação dos mercados relevantes em regionais trouxe resultados importantes. Para algumas regiões os resultados apontaram para colusão do tipo Cournot enquanto

em outras há quase monopólios, mas para nenhuma delas sugeriram inequivocamente um resultado de competição perfeita.

Deodhar e Pandley (2006) analisaram o grau de competição no mercado de café instantâneo da Índia. Esse mercado caracteriza-se como um duopólio, em que as duas firmas da Nestlé e Hindustan Lever atuaram durante décadas nesse mercado. Além disso, a partir da marca, ambas introduziram determinado grau de diferenciação e fidelidade a elas. Por outro lado, os autores destacaram que a nova política de concorrência do Governo da Índia, cujo objetivo era promover a competição, proteger e defender os interesses dos consumidores e aumentar a eficiência desse mercado, e a política de liberalização comercial foram elementos que possivelmente influenciaram a competitividade. O procedimento metodológico adotado restringiu-se à versão estática do modelo de Bresnahan (1982), em que a função de demanda e a relação de oferta foram estimadas por MQ3E em suas formas logarítmicas. Além disso, foi conduzido o procedimento de *Bootstrapping*, a fim de se obter uma estimativa direta da variância do parâmetro que determina o poder de mercado vigente, λ . Esse procedimento é um método não paramétrico de inferência estatística baseado na reamostragem dos dados¹¹. Os resultados indicaram que o mercado não se caracterizou por comportamentos colusivos e, apresentou-se bastante próximo da concorrência perfeita. Além disso, a partir do procedimento de reamostragem, *bootstrapping*, a hipótese de concorrência perfeita e Cournot-Nash não puderam ser rejeitadas. Em suma, os autores concluíram que o grau de concorrência no mercado de café indiano está entre competição perfeita e Cournot-Nash.

Turolla et al. (2006), analisaram a conduta da indústria do transporte aéreo brasileiro entre janeiro de 1997 a setembro de 2001. No ano de 1999, quatro companhias aéreas, que atuavam na Ponte Aérea Rio de Janeiro – São Paulo praticaram elevação de preços simultaneamente, em um mesmo percentual. Essa conduta “combinada e uniforme” foi objeto de investigação pela Secretaria de Direito Econômico (SDE) no ano de 2000, que condenou tais empresas aplicando multa, pela prática de infração da ordem econômica. Diante desse contexto, os autores quantificaram o grau de poder de mercado das companhias a partir da estimação de um sistema de equações de demanda e relação de oferta. O objetivo desse trabalho foi mensurar um parâmetro de conduta, a partir da reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982), proposta por Steen e Salvanes (1999). As equações do modelo

¹¹ Informações detalhadas a respeito do procedimento de *Bootstrapping*, ver Johnston e Dinardo (2001).

foram estimadas pela técnica de MQ2E, os dados utilizados foram mensais, de janeiro de 1997 a setembro de 2001. A contribuição metodológica desse trabalho foi a implementação de rotinas de *bootstrapping* para correção dos desvios padrões das estimativas do parâmetro de conduta, assim como fizeram Deodhar e Pandley (2006), embora estes tenham se restringido à versão estática. Os resultados sugeriram que a elevação de preços não trouxe efeitos no mercado em termos de prática de colusão. A estimativa obtida para o parâmetro de conduta sugeriu existência de conduta competitiva. Assim, as movimentações paralelas de preços ocorridas em agosto de 1999 não acarretaram efeitos relevantes sobre o mercado, tendo representado muito provavelmente somente uma tentativa de realinhamento das receitas unitárias diante do choque cambial ocorrido no início daquele ano. Tal fato não foi suficiente para promover um efetivo distanciamento de referenciais competitivos no mercado.

Susanto (2006) estimou o poder de mercado de oligopólio no complexo exportador de soja no mundo. O autor seguiu a metodologia dinâmica sugerida no trabalho de Steen e Salvanes (1999). O diferencial metodológico desse trabalho para o de Sheldon e Deodhar (1997), é que este último baseou-se somente na versão estática enquanto Susanto seguiu a versão dinâmica. Outras diferenças se destacam, pois, Susanto (2006) analisou o complexo exportador de soja, o que permitiu verificar o grau de competição de mercado em cada um desses segmentos (soja em grão, farelo de soja e óleo de soja), enquanto Sheldon e Deodhar (1997) concentraram sua análise no mercado mundial de exportações de farelo de soja; além disso, o trabalho de Susanto (2006) abrange um período de análise maior, 1963 a 2003, com dados anuais, totalizando 40 observações. Os resultados do trabalho de Susanto (2006) indicaram que a formulação dinâmica foi pertinente, pois os testes de estacionariedade sobre todas as séries em análise apresentaram presença de raiz unitária e, o de cointegração sugeriu a presença de um vetor de cointegração. Com relação ao poder de mercado, os segmentos de soja em grão e farelo apresentaram resultados semelhantes a mercados competitivos. No entanto, a respeito do segmento exportador de óleo de soja, os resultados não se apresentaram coerentes, quando a relação de oferta foi estimada. Os coeficientes de poder de mercado, no curto prazo e longo prazo, foram bastante elevados em magnitude. Porém, a relação de oferta apresentou um elevado número de parâmetros insignificantes e sinais não consistentes com a teoria econômica.

Bask et al. (2007), analisaram o mercado atacadista de eletricidade dos países Nórdicos (Noruega, Suécia, Finlândia, Dinamarca e Islândia). Segundo os autores, os

países Nórdicos, durante vários anos, forneceram aos consumidores eletricidade eficaz e confiável. Porém, desde o início da década de 1990, ocorreu uma evolução de mercados nacionais para um mercado desregulamentado tomado por empresas multinacionais. A partir dos anos de 1990, Finlândia e Dinamarca foram se juntando com Noruega e Suécia em um mercado comum fornecedor de eletricidade. Portanto, o trabalho buscou analisar a forma como o grau de poder de mercado evoluiu durante este processo de integração. Os autores basearam-se no modelo dinâmico proposto por Hjalmarsson (2000). Essa abordagem dinâmica foi uma versão alternativa ao modelo desenvolvido por Steen e Salvenes (1999), um ADL, que possibilitou estimar a equação de demanda e a relação de oferta na presença de variáveis integradas de ordens distintas (estacionárias e não estacionárias). As equações estimadas no modelo incorporaram vetores de cointegração obtidos a partir das variáveis que se mostraram integradas de ordem um $I(1)$. Desse modo, o procedimento permitiu com que as variáveis das equações de demanda e relações de oferta se tornassem todas estacionárias. Os dados utilizados nesse trabalho foram semanais para o período de 1996 a 2004. Portanto, como os testes sugeriram uma mistura de dados estacionários e não estacionários, o modelo autoregressivo de defasagem distribuída foi utilizado para a função de demanda enquanto a formulação do mecanismo de correção de erro foi usado para a relação de oferta. Assim como a maioria dos trabalhos realizados nessa área, as equações do modelo foram estimadas pelo método de MQ2E. Os resultados mostram que os fornecedores de eletricidade têm um pequeno, mas estatisticamente significativo poder de mercado durante o todo o período de análise. Além disso, o grau de poder de mercado tem sido reduzido à medida que o mercado tem se expandido. Em suma, o trabalho permitiu verificar como o nível de poder de mercado tem sido afetado pela expansão do mercado quando a Finlândia e a Dinamarca se juntaram gradualmente a Noruega e a Suécia em um mercado comum de eletricidade.

A breve revisão dos estudos da NEIO, com ênfase na abordagem teórica desenvolvida por Bresnahan (1982), mostrou que trabalhos baseados na determinação do parâmetro de conduta, que identifica o grau de competição de mercado, contemplam setores diversos. Além disso, verifica-se que os métodos de análise evoluíram da simples versão estática para modelos dinâmicos baseados em cointegração e mecanismos de correção de erro e modelos ADL. Porém, em alguns estudos, a indisponibilidade de dados de séries temporais, para determinados setores, inviabiliza a aplicação das reformulações dinâmicas. Como consequência, ainda se verifica na

literatura muitos trabalhos concentrados na versão estática. Ressalta-se que, dentre os trabalhos citados, verificou-se na maioria destes, a não identificação do exercício de poder por parte das firmas, embora a concentração tenha sido relativamente elevada.

2.4. Principais críticas aos modelos da Nova Organização Industrial Empírica

A NEIO é recente na literatura da Organização Industrial, portanto, críticas relacionadas aos modelos empíricos da NEIO começaram a surgir apenas nos últimos anos. Tais críticas ainda não se apresentam consolidadas de maneira formal e unificada, entretanto, se destacam: falta de relação com a teoria; viés das formas funcionais; falta de tratamento de mudanças tecnológicas; definição de mercado relevante; e, hipóteses realizadas sobre o comportamento da função de demanda e da relação de oferta.

- Falta de relação com a teoria: Os modelos que têm origem na teoria da NEIO, buscam modelar um fenômeno dinâmico (ação e reação entre firmas) dentro de uma abordagem estática (SEXTON E ZHANG, 2000). Assim, tais modelos analisam o comportamento das firmas em um mercado de competição imperfeita onde as empresas reconhecem que suas ações podem influenciar o comportamento das outras.

A principal crítica relacionada é a de que a abordagem estática não é eficiente em captar as interações estratégicas entre as empresas. Conseqüentemente, formulações dinâmicas consistem em uma alternativa plausível, sendo a melhor maneira de tratar o parâmetro de conduta, pois captura o comportamento estratégico subjacente dos participantes do mercado. Uma alternativa para solucionar o problema estático consiste na utilização de um modelo da forma reduzida com uma solução de variação conjectural. Cabral (1995) apresenta um superjogo dinâmico de quantidade, conforme o modelo de Cournot, que apresenta a solução de variação conjectural como forma reduzida. Assim, a ação e reação podem estar presentes também na abordagem estática, pois seus efeitos estarão sendo incorporados nos modelos por meio das mudanças nas variáveis de análise, especificamente, preço e quantidade.

- Viés das formas funcionais: Dentre os trabalhos empíricos existentes na literatura da NEIO, verifica-se a utilização de diferentes formas funcionais, desde as formas lineares simples como no trabalho de Steen e Salvanes (1999) até log-lineares utilizada por Nakane (2002) e funções quadráticas para os

modelos dinâmicos encontrados no trabalho de Karp e Perloff (1989). De acordo com Sheldon e Sperling (2003), uma preocupação relevante é se existe uma dependência dos resultados empíricos da escolha prévia da forma funcional e das variáveis explicativas. No entanto, alguns trabalhos encontrados na literatura da NEIO apresentam formas funcionais bastante flexíveis, o que sugere a neutralidade dos resultados do parâmetro de conduta com relação à equação utilizada.

- Falta de tratamento de mudanças tecnológicas: a maioria dos trabalhos empíricos baseados em modelos da NEIO utiliza dados anuais e, para se obter informações suficientes, que permitam captar todas as alterações tecnológicas, analisam períodos superiores a 30 anos. Porém, uma crítica que surge com relação a esse aspecto é que se o número de observações não for suficientemente grande, pode não ser possível captar as transformações tecnológicas (SHELDON e SPERLING, 2003).
- Definição de mercado relevante: Na maioria dos modelos empíricos, no campo da teoria da organização industrial, a definição de mercado é realizada de forma sutil e, na maioria das vezes, de forma bastante subjetiva. As definições usuais de mercado são geralmente realizadas pela determinação das características de oferta, especificamente com relação a um ou conjunto de produtos. Geralmente, os pesquisadores utilizam alguma classificação disponibilizada por agências (MARTIN, 2001). Porém, existem inúmeras críticas sobre tais classificações e assim, qualquer parâmetro de conduta estimado em modelos da NEIO será relevante em termos de racionalidade econômica somente se o mercado analisado for bem definido economicamente.
- Hipóteses realizadas sobre o comportamento da função de demanda e da relação de oferta: Alguns estudos da NEIO analisaram o poder de mercado a fim de se verificar o comportamento oligopolista ou oligopsonista assumindo implicitamente que a outra parte do mercado se comporta de maneira concorrencial. Consequentemente, esse fato pode levar a estimativas erradas do poder de mercado, caso o modelo não leve em consideração o outro lado, como por exemplo, a demanda. No entanto, em modelos com especificação dinâmica, o teste de poder de mercado unilateral funciona como mudanças no comportamento da demanda. Assim, o modelo permite suportar alterações especialmente com relação a preços e quantidades.

Diante do exposto, é importante ressaltar sobre a relevância da utilização da abordagem dinâmica em estudos empíricos da NEIO, pois permite superar a maioria das críticas supracitadas relativas aos modelos estáticos.

3 – METODOLOGIA

Neste capítulo foram apresentados os procedimentos que permitiram atender aos objetivos propostos nesse estudo. Portanto, o capítulo compõe-se de etapas metodológicas distintas, destinadas a delimitar o mercado relevante de produto; identificar o grau de poder de mercado na distribuição de gasolina C e; quantificar os impactos do grau de poder de mercado vigente, em cada delimitação geográfica, sobre o bem-estar social. Ressalta-se que os resultados dos modelos estático e dinâmico são fundamentais para a delimitação do mercado relevante e mensuração das variações no bem-estar social, uma vez que, as elasticidades-preço direta e cruzada utilizadas em tais análises são derivadas de coeficientes estimados nos modelos.

3.1. Delimitação do mercado relevante do produto

A delimitação prévia do mercado relevante é de fundamental importância, pois auxilia na determinação dos resultados da avaliação do poder de mercado. Constatase que 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.

Conforme ressaltou Pitelli (2008), a primeira etapa para a realização da 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. De acordo com Possas (2002), é no *locus* devidamente delimitado que o poder de mercado é exercido. Assim, a delimitação do mercado relevante 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).

Segundo Werder e Froeb (1993) e Barbosa (2006), a definição de mercado pelo Merger Guidelines (guia americano de fusões horizontais) é realizada pelo Teste do Monopolista Hipotético (TMH). O procedimento do teste inicia-se considerando-se 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 outros 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. Assim, pressupõe-se que o monopolista hipotético controla o produto e seu substituto próximo. Esse 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.

De acordo com Pitelli (2008), o teste do monopolista hipotético 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 Européia. Todavia, conforme destaca o próprio guia brasileiro, esse não é o único instrumental a ser utilizado na definição de mercado relevante. Existem outros métodos a serem aplicados 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 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, uma vez que as informações não estão disponíveis para as autoridades da defesa de concorrência de maneira adequada e desagregada.

O conceito de mercado relevante para o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) é definido conforme a sua Resolução nº 18, como:

“Mercados relevantes dos produtos: Agrega todos os produtos/serviços considerados substituíveis entre si pelo consumidor 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 – determinam, 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).

A delimitação de mercado determina a competição entre os produtos, além da área geográfica na qual ocorre a competição que define os preços dos mesmos. Medidas que representam poder de mercado dependem crucialmente dessa delimitação, que agregam elementos associados tanto à demanda quanto a oferta (CARLTON e PERLOFF, 2005). De acordo com Possas (2002), 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 dimensão de produto deve-se incluir todos aqueles que são substitutos próximos pelo lado da demanda bem como pela oferta. Quanto mais alternativas de escolhas o consumidor tiver, provavelmente, menor a possibilidade de exercer poder de mercado a partir da elevação de preços. De outro modo, pelo lado da oferta, dois produtos estão no mesmo mercado se, em resposta a um aumento no preço de um deles, as empresas forem capazes de deslocar seus recursos e instalações para ofertar o produto relativamente mais caro em detrimento do outro.

No entanto, segundo Baker (2006), é uma tarefa difícil e confusa definir o mercado relevante levando em consideração as duas forças econômicas, substituição da oferta e da demanda. Dessa forma, considerar somente a substituição sob a ótica da demanda pelo guia americano é a melhor opção. De acordo com Salgado (2003), enfatizar o papel da demanda é relevante, pois é sobre o consumidor que o poder de mercado é exercido e são suas reações e alternativas de escolhas que devem ser consideradas para identificar o grau de poder de mercado. Se os produtos são substitutos entre si, os mesmos estarão sendo comercializados no mesmo mercado.

Metodologias alternativas ao teste do monopolista hipotético podem ser utilizadas na delimitação do mercado relevante em razão da dificuldade operacional de realizá-lo e pelo fato de não existir um consenso na literatura a respeito do melhor método empírico para determiná-lo. Isto posto, surgiram argumentos a favor da aplicação de diferentes metodologias para a definição de mercado relevante, com destaque para os testes de preços (*price test*).

De acordo com Oliveira et al. (2003), 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. Para Haldrup (2003), se os preços dos produtos “caminham juntos” é o suficiente para estarem no mesmo mercado.

Carlton e Perloff (2005) adicionam 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. Porém, 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 preço do bem substituto se mantiver inalterado, a quantidade demandada do primeiro produto deve diminuir acentuadamente, sugerindo uma interdependência entre eles.

Church e Ware (2000), afirmam que uma das limitações do uso das correlações de preços no delineamento do mercado relevante é determinar qual é o nível de correlação necessária para concluir que dois produtos pertencem ao mesmo mercado.

Oliveira et al. (2003) ressaltaram que 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*).

De acordo com Farina et al. (2008), a correlação entre preços tem sido amplamente utilizada para definir mercados geográficos relevantes, segundo o 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. Conseqüentemente, mesmo quando se verifica alta correlação entre os preços, sugere-se a aplicação de outras técnicas a fim de complementar a análise. Portanto, 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.

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

- Análises meramente teóricas, definindo de maneira prévia (*ex-ante*) o escopo e a área de mercado;
- Entrevistas com consumidores e possíveis participantes do mercado. Tal procedimento consegue mapear as preferências dos consumidores;

- 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;
- 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.

Neste trabalho, a delimitação do mercado relevante baseou-se nas estimativas das elasticidades-preço direta e cruzada, testes de cointegração, estimativas da decomposição histórica da variância do erro de previsão e teste de causalidade de Granger. Utilizou-se o conceito de delimitação de mercado que enfatiza o lado da demanda.

A respeito dos produtos escolhidos, foram considerados a gasolina C e o álcool hidratado, em razão da representatividade dos mesmos no mercado de combustíveis líquidos e, naturalmente, para o abastecimento de veículos leves, no período recente¹². Diante da relevância e representatividade da gasolina e do álcool no mercado nacional e regional de combustíveis líquidos, a escolha de ambos não deve ser considerada um fator limitante a esse tipo de análise.

Deve-se mencionar que somente o segmento de distribuição de gasolina C é objeto de estudo na identificação do grau de poder de mercado, em razão de uma série de fatores já mencionados nesse trabalho. O álcool hidratado vem ganhando cada vez mais participação no mercado de combustíveis líquidos, em razão da expansão das vendas de veículos com tecnologia *flex*, conjugada a paridade de preços álcool/gasolina favorável ao álcool hidratado em diferentes localidades do país. Entretanto, a demanda por gasolina C ainda apresenta expressiva representatividade frente ao álcool. Diante disso, nesse trabalho limitou-se a analisar a possibilidade de substituição entre ambos os produtos, em diferentes dimensões geográficas.

Espera-se que os resultados encontrados contribuam para as discussões subseqüentes relativas ao grau de poder de mercado no segmento de distribuição desse combustível. Por outro lado, a utilização da abordagem de mercado relevante permite superar uma das principais críticas direcionadas aos modelos da NEIO, especificamente à abordagem de Bresnahan (1982), com relação à lacuna deixada pela maioria dos

¹² A indisponibilidade de dados de preços e quantidades vendidas de alguns combustíveis para todos os Estados brasileiros e também a ausência de dados sobre o volume de vendas destinado unicamente ao abastecimento do setor automotivo justifica a escolha desses dois produtos.

trabalhos empíricos realizados nessa área, por não inserirem esse tipo de análise em seus estudos.

3.1.1. Mensuração das elasticidades-preço direta e cruzada

Delimitou-se o mercado relevante dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, sob o enfoque do produto. Geograficamente, optou-se por considerar a dimensão regional do mercado, sem negligenciar a análise na esfera nacional. Conforme mencionado anteriormente, ambos os produtos foram escolhidos em razão da expressiva representatividade que possuem nos mercados de combustíveis líquidos e também pela limitação de dados mensais desagregados sobre os demais produtos. Portanto, nesse estudo, dentre os procedimentos escolhidos para caracterizar a delimitação do mercado relevante de combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, utilizou-se os cálculos das elasticidades-preço direta e cruzada.

A elasticidade preço-direta pode ser relevante na determinação do grau de poder de mercado. Além disso, possibilita também inferir sobre a delimitação do mercado relevante pelo enfoque do produto. Nesse sentido, quando não houver dados de produtos substitutos, a elasticidade-preço da demanda é fundamental para determinar o mercado relevante.

Deve-se salientar que, as elasticidades-preço da demanda e cruzada, dependem de alguns coeficientes estimados nas funções de demanda nos modelos estáticos e dinâmicos, que serão apresentados adiante. Assim, o fato de a delimitação prévia do mercado relevante ser importante à análise de poder de mercado justifica a seqüência dos procedimentos metodológicos apresentados nesse trabalho, embora se faça necessário estimar as equações de demanda antecipadamente, para se obter tais elasticidades. Dessa forma, a partir dos coeficientes estimados na equação de demanda, obtém-se as elasticidades-preço direta e cruzada, ε_{pp} e ε_{pgpa} , respectivamente:

$$\varepsilon_{pp} = \left[\alpha_{pg} + \alpha_{pz} \bar{Z} \right] \left[\frac{\bar{P}}{\bar{Q}} \right] \quad (12)$$

em que \bar{P} e \bar{Q} são preço e quantidade média do bem em análise.

$$\varepsilon_{pgpa} = \left[\alpha_{pa} \right] \left[\frac{\bar{P}_a}{\bar{Q}} \right] \quad (13)$$

em que, \overline{P}_a é o preço médio do bem substituto.

Os valores dos parâmetros α_{pg} , α_{pz} e α_{pa} , são derivados da estimação das equações das curvas de demanda (27) ¹³. Espera-se que as elasticidades-preço direta e cruzada sejam negativa e positiva, $\varepsilon_{pp} < 0$ e $\varepsilon_{pgpa} > 0$, respectivamente.

A elasticidade-preço cruzada permite definir, por exemplo, se o mercado da gasolina C deve incluir o álcool hidratado, ou seja, abrange a questão da substitutibilidade entre eles. Assim, os dois combustíveis líquidos são considerados substitutos se a elasticidade preço-cruzada for positiva, sugerindo que a elevação do preço da gasolina C implicará em aumento na quantidade demandada do álcool hidratado e, vice-versa. Conseqüentemente, ambos estarão competindo dentro de um mesmo mercado geográfico relevante. Quanto maior o valor da elasticidade-preço cruzada maior será o grau de substitubilidade dos produtos. Por outro lado, caso não se verifique substitubilidade entre os dois, pode-se inferir que ambos não estão sendo comercializados conjuntamente no mesmo mercado. Em outras palavras, não constituem produtos relevantes nesse mercado, a partir da análise do produto.

De acordo com Zeidan e Resende (2006), qualquer parâmetro de conduta que determina o grau de poder de mercado estimado pela abordagem da NEIO é válido em termos de racionalidade econômica, somente se o mercado em análise for bem definido economicamente.

3.1.2. Delimitação do mercado a partir análise da relação entre os preços

Como mencionado anteriormente, não existe um consenso entre os economistas a respeito de métodos quantitativos que devem ser utilizados para determinar a delimitação de mercado relevante. Por outro lado, o teste do monopolista hipotético não consiste em uma técnica fácil de ser especificada em um procedimento econométrico. Estudos recentes encontrados na literatura, utilizam-se de outros métodos nos quais somente as séries de preços são necessárias, abrangendo a definição de mercado relevante. Desse modo, cabe ao pesquisador, mediante a disponibilidade de dados e das

¹³ Tais parâmetros correspondem, respectivamente, a α_p , α_{pZ} e α_Z , na equação (33). Além disso, as elasticidades-preço direta e preço-cruzada da demanda no modelo dinâmico podem ser obtidas a partir da

equação (33), sendo definidas por: $\varepsilon_{pp} = \left[\theta_{pg} + \theta_{pZ} Z \right] \left[\frac{\overline{P}}{\overline{Q}} \right]$ e $\varepsilon_{pgpa} = \left[\theta_{pa} \right] \left[\frac{\overline{P}_a}{\overline{Q}} \right]$.

características específicas do setor em estudo, optar pelo método mais adequado. Alguns trabalhos baseiam-se nas correlações entre os preços para delimitar o mercado relevante. Porém, conforme salientado anteriormente, existem algumas limitações com relação a seus resultados e interpretações.

Diante disso, neste trabalho foram utilizados, além das elasticidades citadas, os testes de co-integração, a estimação da decomposição da variância do erro de previsão e o teste de causalidade de Granger.

A técnica de cointegração foi escolhida para avaliar se os preços da gasolina C e álcool hidratado se movimentam, sincronizadamente, nos mercados brasileiro e regionais. A decomposição de variância do erro de previsão foi estimada para indicar as inter-relações entre as variáveis a partir da separação dos movimentos em seus choques “próprios” e aqueles provenientes de outras variáveis. Adicionalmente, o teste de causalidade de Granger foi utilizado para se identificar a relação de precedência entre as séries de preços. O objetivo é verificar “quanto” do valor corrente de uma variável pode ser explicado por seus próprios valores passados e o quanto a adição de valores passados de uma segunda variável pode ajudar a explicar este valor. A razão para a proposição de tal definição é a de que se um evento é a causa de um outro evento no sentido de Granger, o primeiro deve preceder o último.

3.1. 3. 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 sofrer mudanças com o tempo, tal processo será denominado não-estacionário, tornando difícil a modelagem do seu comportamento. Por outro lado, 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 et al., 1999).

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:

$$(a) E(Y_t) = \mu$$

$$(b) V(Y_t) = \sigma^2$$

$$(c) Cov(Y_t, Y_s) = f(K); t \neq s$$

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 se testar a presença de raiz unitária, sendo que estas diferem uma 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:

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

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

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

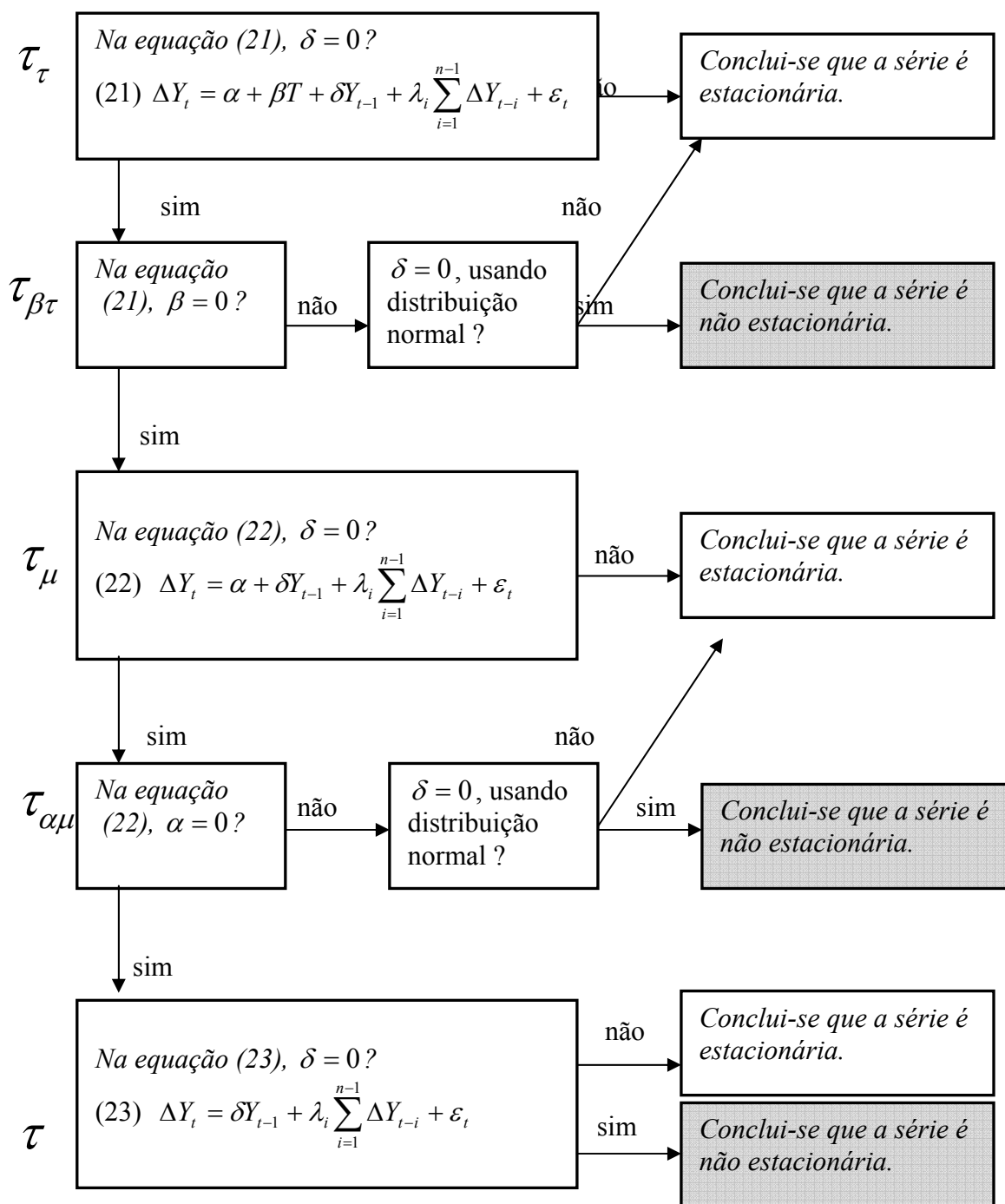
em que Y_t representa as séries de preços; α e β são os parâmetros dos termos determinísticos intercepto e tendência, respectivamente; δ determina a presença de raiz unitária nas séries. A equação (14) inclui ambos, intercepto e tendência linear; a equação (15), introduz o termo intercepto (*drift*) 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 se 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 utilizado¹⁴. Diante de sua limitação, das dificuldades de se conhecer, *a priori*, qual é o processo gerador dos dados, foi realizado o procedimento seqüencial apresentado Doldado et al (1990), para se determinar criteriosamente os termos determinísticos a serem incluídos no teste e evitar a redução de seu poder.

Doldado et al. (1990), propuseram um procedimento seqüencial para a realização do teste. Inicia-se 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 e nem tendência, seja analisada. Sugere-se que, em qualquer etapa, deve-se interromper o teste se a hipótese $\delta = 0$ for rejeitada. A Figura 6, apresenta a realização completa do procedimento.

¹⁴ Diversos estudos também utilizaram o teste ADF para a determinação da ordem de integração das variáveis, como o trabalho de Pitelli (2008), entre outros.



Fonte: Enders (1995, p.257)

Figura 6 - Procedimento seqüencial para a realização do teste ADF.

3.1.4. 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 a partir de um mecanismo, o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), que influencia o comportamento de curto prazo das variáveis de maneira a existir uma relação entre as dinâmicas de curto e longo prazo.

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 co-integração. 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. Neste caso, o teste de cointegração sugerido é o teste de Engle e Granger (1987). Por outro lado, 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 Auto-Regressão Vetorial (VAR). Entretanto, 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 seqüência, após a estimação da equação (18), testa-se a estacionariedade no resíduo estimado ε_t , a partir do teste de Dickey-Fuller (DF) ou Dickey-Fuller Aumentando (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 uma série 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 co-integração 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 a partir de 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; 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 aleatórios¹⁵.

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

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

com $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^n \theta_j$ 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 co-integrados.

¹⁵ Sobre informações detalhadas sobre o modelo VAR consultar Enders (1995).

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 co-integração igual ao de variáveis co-integradas. 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 co-integração 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. Portanto, segundo Pitelli (2008), é o caso mais interessante, pois, determina uma situação em que se verifica “relações de atrações” entre os níveis de preços, o que afetam 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 essa definição de Π em (17), obtém-se:

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

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), assim 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 co-integração (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:

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

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (23)$$

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 co-integração ($H_0 = r \leq r_0$, contra $H_a = r > r_0$). O teste de máximo autovalor, por outro lado, testa a hipótese nula de que existe r vetores de co-integração, contra a hipótese alternativa de que há $(r + 1)$.

Conforme Wang e Tomek (2007), como o objetivo da análise de co-integração é determinar uma tendência comum de longo prazo entre as séries, não é razoável criar uma tendência antes da implementação do teste. Portanto, na determinação da relação de longo prazo não é necessário deflacionar as séries de preços.

A decomposição da variância parte de um modelo VAR, e é útil para entender as propriedades das previsões de erro e descobrir inter-relações entre as variáveis de um sistema. Ela determina o percentual do erro da variância prevista atribuído aos choques de uma 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 seqüência y é exógena. Caso contrário, diz-se que ela é endógena (ENDERS, 1995). Portanto, 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. Desse modo, 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 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.

3.1.6. Teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger parte da premissa de que o futuro não pode causar o passado. Assim, se uma variável X causa (no sentido de Granger) a variável Y, as mudanças em X devem preceder as mudanças em Y. Desse modo, em uma regressão de Y sobre as outras variáveis (incluindo seus próprios valores passados), se adicionarem os valores passados ou defasados de X e isso melhorar de forma significativa a previsão de Y, deve-se, então, concluir que X causa (no sentido de Granger) Y. 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. O teste é realizado por meio das seguintes equações, sob o pressuposto de que as perturbações não possuem correlação:

$$P_t^G = \sum_{j=1}^n \beta_j P_{t-j}^A + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{t-i}^G + \varepsilon_{Gt} \quad (24)$$

$$P_t^A = \sum_{j=1}^n \delta_j P_{t-j}^G + \sum_{i=1}^n \lambda_i P_{t-i}^A + \varepsilon_{At} \quad (25)$$

em que P^G é o preço da gasolina C, P^A é o preço do álcool hidratado praticados pelas distribuidoras e α , β , λ e δ são os parâmetros a serem estimados.

Estimadas as equações é possível distinguir os seguintes casos:

1) A causalidade unidirecional de P^A para P^G é indicada quando os coeficientes estimados em (24) para a variável defasada P^A são conjuntamente diferentes de zero ($\beta_j \neq 0$), e quando o conjunto de coeficientes estimados em (25) para a variável P^G não forem estatisticamente diferentes de zero ($\delta_i = 0$).

2) A causalidade unidirecional de P^G para P^A é indicada quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável P^A na equação (24) não for diferente de zero ($\beta_j = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados para a variável P^G em (25) 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^G e P^A 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^G e P^A não forem estatisticamente diferentes de zero.

De acordo com Oliveira et al. (2003), a aplicação do teste de causalidade de Granger consiste em um instrumento complementar a técnica de cointegração e representa um avanço comparativamente a correlação que também é utilizada em alguns trabalhos na delimitação de mercado relevante, pois, leva em consideração à 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.

3.2. Modelos de determinação do grau de poder de mercado

A análise de determinação do grau de poder de mercado foi realizada a partir de abordagens estática e dinâmica. Em ambos os casos, primeiramente estimou-se a equação de demanda e, na seqüência, a relação de oferta. Nesta, obtém-se diretamente o parâmetro de conduta que foi construído a partir dos coeficientes estimados na equação de demanda, como descrito no modelo teórico.

3.2.1. Formulação estática do modelo de Bresnahan (1982)

O modelo estático estimado segue a formulação desenvolvida por Bresnahan (1982), em que a curva de demanda, equação (10), e a equação de oferta (11') podem ser representadas especificando-se suas variáveis como se segue:

$$Q_{gi} = \alpha_{0i} + \alpha_{pg}P_{gi} + \alpha_{pa}P_a + \alpha_d Dflex + \alpha_y Y_i + \alpha_z Z_i + \alpha_{pz} P_g Z_i + \sum_{j=1}^{12} \alpha_M M_j + u_i \quad (26)$$

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_i 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 , sendo que Z apresenta uma interdependência com P_g , de forma que se possa fazer uma distinção entre os pontos de equilíbrio competitivo e competição imperfeita; M_j é a variável *dummy* mensal sazonal, u_i é o termo de erro aleatório.

Para a estimativa da equação de oferta segue-se a especificação da equação (11'), porém, adiciona-se mais de uma variável deslocadora de oferta¹⁶:

$$P_{gi} = \beta_{0i} + \beta_{Qi} Q_{gi} + \beta_{W1i} W_{1i} + \beta_{W2i} W_{2i} + \sum_{j=1}^{12} \beta_M M_j + \psi tend + \lambda_i Q_{it}^* + u_{it} \quad (27)$$

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

Na equação (27), que representa a curva de demanda, espera-se que, Q_g se relacione positivamente com Z , P_a e Y_i e, negativamente com $Dflex$, P_g e $P_g Z$. Tudo 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. Por outro lado, o aumento do preço da gasolina C implicará em uma redução na quantidade vendida. Com a introdução dos

¹⁶ Conforme especificado anteriormente, por definição Q_{it}^* é dado por: $Q_{it}^* = -\frac{Q_{it}}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$.

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 equação de oferta, equação (28), espera-se que P_g se relacione positivamente com a maioria dos seus regressores. Porém, as *dummies* sazonais e 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 estimadas no presente trabalho, determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio. Assim, tais variáveis podem estar determinadas endogenamente e as demais Y_t , Z , P_a , $P_g Z$, *Dflex*, W_{1i} , W_{2i} e *tend* são exógenas.

3.2.2. A reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982)

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 apresentados anteriormente, 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.

3.2.2.1. Testes preliminares

a) 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 λ , pois, a curva de demanda não apresentará rotação, apenas deslocamento, conforme mostrado na Figura 4.

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 calcula-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 seqüência, 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 e JUSELIUS, 1990). A hipótese nula testada é a de 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 é aceita.

3.2.2.2. Abordagens dinâmicas de Steen e Salvanes (1999) e Hjalmarsson (2000)

Conforme salientado anteriormente, os resultados dos testes de raiz unitária e cointegração são essenciais para definir a escolha da abordagem dinâmica a ser utilizada nesse estudo. Se as séries se revelarem cointegradas, um Mecanismo de Correção de Erros (MCE) deve ser utilizado. Por outro lado, na presença de séries integradas de ordens distintas, a estimação de um modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ADL), representa a melhor opção. Utilizando-se desses instrumentais econométricos, Steen e Salvanes (1999) e Hjalmarsson (2000), apresentaram abordagens dinâmicas alternativas ao modelo estático de Bresnahan (1982).

Steen e Salvanes (1999) propuseram uma reformulação no modelo estático de Bresnahan (1982), uma abordagem dinâmica, a partir de um mecanismo de correção de erros (MCE)¹⁷. Segundo esses autores, a abordagem dinâmica é relevante, pois leva em consideração a dinâmica de curto prazo e também resolve o problema de inferência quando são utilizados dados não estacionários. O mecanismo de correção de erros permite partir de uma dinâmica de curto prazo para um equilíbrio de longo prazo. Os desvios de curto prazo geralmente são causados por fatores como choques aleatórios, políticas de fixação de preços, contratos e também podem ser resultados de mudanças sazonais na oferta e demanda. O fato de o modelo dinâmico incluir observações defasadas nas variáveis endógenas adiciona fatores dinâmicos como mudanças nos hábitos de consumo e choques nos custos para os produtores. Conseqüentemente, tais fatores tornam a utilização do modelo estático pouco eficiente, pois modelos estáticos não são capazes de fornecer informações sobre um parâmetro de conduta de curto prazo distintas daquele de longo prazo.

O modelo dinâmico enfatiza a dimensão temporal do mercado, utiliza-se um termo de correção de erros para mostrar como os desvios de curto prazo são corrigidos em direção ao equilíbrio de longo prazo. Porém, para assegurar a existência de uma relação de longo prazo, deve-se realizar o teste de cointegração nas séries¹⁸. No trabalho de Steen e Salvanes (1999), primeiramente, a função de demanda e a relação de oferta são descritas segundo o modelo autoregressivo de defasagem distribuída – ADL(1), respectivamente:

$$Q_t = \alpha_{P,0}P_t + \alpha_{P,1}P_{t-1} + \alpha_{Y,0}Y_t + \alpha_{Y,1}Y_{t-1} + \alpha_{Z,0}Z_t + \alpha_{Z,1}Z_{t-1} + \alpha_{PZ,0}PZ_t + \alpha_{PZ,1}PZ_{t-1} + \alpha_{Q,1}Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$P_t = \beta_{Q,0}Q_t + \beta_{Q,1}Q_{t-1} + \beta_{W,0}W_t + \beta_{W,1}W_{t-1} + \lambda_0Q^* + \lambda_1Q_{t-1}^* + \beta_{P,1}P_{t-1} + \eta_t \quad (29)$$

Os parâmetros de curto prazo são os coeficientes das variáveis contemporâneas, $\alpha_{P,0}$, $\alpha_{Y,0}$, $\alpha_{Z,0}$ e $\alpha_{PZ,0}$, na equação de demanda e $\beta_{Q,0}$, $\beta_{W,0}$ e λ_0 na relação de

¹⁷ Na abordagem dinâmica as séries são transformadas em estacionárias, sendo que o único problema é que a diferença elimina a informação de longo prazo contida nas variáveis em nível. Alternativamente é estimado um modelo de correção de erros. O procedimento econômico pode ser descrito pela relação de equilíbrio de longo prazo, em que os desvios da relação de longo prazo podem ser observados no curto prazo.

¹⁸ Antes de se especificar o modelo é necessário realizar testes de raiz unitária e cointegração, conforme apresentados nas seções anteriores.

oferta. A solução estacionária de longo prazo é encontrada quando, $Q_t = Q_{t-1}$, $P_t = P_{t-1}$, $Y_t = Y_{t-1}$, $PZ_t = PZ_{t-1}$, $W_t = W_{t-1}$ e $Q^*_t = Q^*_{t-1}$.

Assim como demonstrado por Steen e Salvanes (1999), os modelos de defasagem distribuída, equações (28) e (29), podem ser escritos como mecanismo de correção de erro¹⁹. Especificamente, se a restrição de uma defasagem for relaxada e o termo intercepto for incluído, a equação de demanda e a relação oferta podem ser definidas conforme a reformulação dinâmica do modelo MCE, como proposto por Steen e Salvanes (1999).

Nesse estudo, a equação de demanda na formulação dinâmica do MCE, pode ser expressa conforme a equação (30):

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + adDflex + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma^* [Q_{t-k} - \theta_P P_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \theta_{PZ} PZ_{t-k}] + \varepsilon_t \quad (30)$$

em que $\theta_j = \frac{\alpha^*_j}{\gamma^*}$ e $j = P, Y, Z, PZ$.

Os termos dentro do colchete são os termos do MCE que identificam o equilíbrio estacionário de longo prazo. O parâmetro θ_P , por exemplo, mensura o impacto de longo-prazo estacionário de P_t em Q_t . γ^* é um parâmetro de ajustamento de equilíbrio de longo prazo, ou seja, revela o quanto o equilíbrio de curto prazo está afastado do longo prazo.

A relação de oferta e o parâmetro que determina o poder de mercado λ são obtidos a partir dos parâmetros da demanda, θ_P e θ_{PZ} . Então, a formulação dinâmica de um MCE para a relação de oferta é definida por:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W1,i} \Delta W1_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W2,i} \Delta W2_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W3,i} \Delta W3_{t-i} + \varphi tend + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q^*_{t-i} + \Psi^* \left[\begin{array}{l} P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \xi_{W1} W1_{t-k} - \xi_{W2} W2_{t-k} + \\ \xi_{W3} W3_{t-k} - \Lambda Q^*_{t-k} \end{array} \right] + \eta_t \quad (31)$$

¹⁹ Ver Apêndice B.

em que $Q_i^* = \frac{Q_i}{(\theta_p + \theta_{pz} Z_i)}$ e $\Lambda = \frac{\lambda^*}{\psi^*}$, $\xi_Q = \frac{\beta^*_Q}{\psi^*}$, $\xi_W = \frac{\beta^*_W}{\psi^*}$

Segundo Steen e Salvanes (1999), o modelo dinâmico determina a mensuração do parâmetro de conduta médio λ de curto prazo λ_0 e de longo prazo Λ . O modelo de correção de erros é uma transformação linear de um *autoregressive-distributed model* (ADL). Os autores desenvolveram, matematicamente, o relacionamento existente entre o modelo ADL e o MCE baseados na abordagem formulada por Bresnahan (1982), Anexo A.

Todas as variáveis de (30) e (31), foram especificadas anteriormente nas equações de demanda e oferta. Assim como na versão estática, se as variáveis preços e vendas de gasolina C revelarem-se endógenas o método MQ2E deve ser utilizado para estimar a formulação dinâmica.

Se os testes de raiz unitária apontarem que as séries são integradas de ordens distintas, o modelo ADL deve ser estimado. De acordo com Banerjee et al. (1993), o modelo *ADL*, assim como o MCE oferece um parâmetro de conduta de curto e longo prazo. Portanto, ambos oferecem os mesmos efeitos, porém, no MCE a velocidade de ajustamento aparece diretamente. Todavia, no ADL o multiplicador de longo prazo deve ser calculado.

Alternativamente, Hjalmarsson (2000) propôs uma versão dinâmica do modelo de Bresnahan (1982), um ADL, para equações de demanda e relações de oferta em que as variáveis se mostraram integradas de ordens distintas. O modelo sugerido por Hjalmarsson (2000) apresenta algumas particularidades: as equações de demanda e oferta estimadas incorporam os vetores de cointegração determinados a partir das variáveis integradas de ordem um I(1). A introdução desses vetores nas equações permite que todas as variáveis se tornem estacionárias. Por outro lado, na relação de oferta, como a variável dependente é integrada de ordem um, os autores utilizaram uma reparametrização do modelo ADL²⁰. Nesse caso, as variáveis I(1) são tomadas em sua primeira diferença e, um vetor de cointegração, VI_{t-1} , formado pelos preços é introduzido na relação de oferta. Portanto, as equações de demanda e as relações de oferta segundo essa formulação dinâmica podem ser representadas pelas expressões (32) e (33), respectivamente:

²⁰ Para maiores informações sobre esse modelo, ver Hjalmarsson (2000), Vassilopoulos (2003) e Bask et al. (2007).

$$Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i Q_{t-i} + \psi Dflex + \sum_{i=0}^k \alpha_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^K \alpha_{P,i} P1_{t-i} \quad (32)$$

em que os parâmetros de longo prazo são dados por:

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

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.

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{Q,i} Q_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{W1,i} W1a_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{W2,i} \Delta W2_{t-i} + \\ & + \varphi tend + \sum_{i=0}^k \lambda_i Q^*_{t-i} + \Psi V1_{t-1} \end{aligned} \quad (33)$$

em que,

$$\Lambda = \frac{\sum_{i=0}^k \lambda_i}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i}; \quad \xi_Q^* = \frac{\sum_{i=0}^k \beta_{Q,i}}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i}; \quad \xi_{W1}^* = \frac{\sum_{i=0}^k \beta_{W1,i}}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i}$$

$P1$, é o vetor de cointegração entre as variáveis integradas de primeira ordem na função de demanda. Por outro lado, $V1$ 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.

Após a realização dos testes de raiz unitárias nas variáveis, verificou-se que existia uma mistura de dados estacionários e não estacionários. Diante desse fato, optou-se pela abordagem dinâmica sugerida no trabalho de Hjalmarsson (2000), equações (32) e (33).

3.2.3. Método de Estimação

Nos modelos estático e dinâmico apresentados anteriormente, a equação de demanda e a relação de oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio. Portanto, a especificação da curva de demanda e a equação de oferta levam, inevitavelmente, à determinação de modelos econométricos com variáveis endógenas como explicativas. O problema da endogeneidade de uma variável explicativa é a sua correlação com o termo de perturbação. Nesse caso, a aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conduz a estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros do modelo.

A principal característica dos modelos de equações simultâneas é o fato de que duas ou mais variáveis endógenas são determinadas conjuntamente dentro de um modelo como função de variáveis exógenas e do termo de erro. Assim, as variáveis endógenas são determinadas, simultaneamente, por um conjunto de equações inter-relacionadas. Nesse caso a aplicação do método de MQO implicará em estimadores de parâmetros tendenciosos e inconsistentes (DAVIDSON e MACKINNON, 1993).

Diferentemente dos modelos de equação única, em equações simultâneas não se pode estimar o parâmetro de uma equação individual sem considerar informações fornecidas por outras equações do sistema. Portanto, torna-se inviável estimar individualmente uma equação embutida em um sistema de equações, se uma ou mais variáveis explicativas, tiverem correlação com o termo de perturbação. Diante do exposto, devem-se empregar métodos de estimação que apresentem estimadores não viesados, eficientes e consistentes, ou seja, que resolva o problema de viés de simultaneidade.

Em modelos de equações simultâneas, é possível estimar as equações estruturais, por meio de duas abordagens, ambas baseadas no princípio de variáveis instrumentais: métodos de informação limitada, e os métodos de informação completa (GREENE, 2003). No primeiro, estima-se cada equação do sistema simultâneo individualmente, considerando qualquer restrição imposta sobre essa equação, sem se preocupar com as restrições impostas às demais. Os métodos que estimam equações individuais são: Mínimos Quadrados Indiretos (MQI), Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E) e Máxima Verossimilhança de Informação Limitada (MVIL). Pindyck e Rubinfeld (2004) deixam claro que não existe grandes diferenças em termos de resultados de simulação e previsão entre esses métodos. Assim, na estimação dos modelos estático e dinâmico

utilizou-se o MQ2E, como forma de representar essa classe de métodos de estimação de equações simultâneas.

Por outro lado, nos métodos de informação completa, estimam-se todas as equações no modelo simultaneamente, considerando devidamente todas as restrições sobre tais equações pela omissão ou ausência de algumas variáveis. Neste último, têm-se os métodos de Mínimos Quadrados de Três Estágios (MQ3E) e Máxima Verossimilhança de Informação Plena (MVIP) (MADDALA, 2003).

A partir de um modelo na forma estrutural, é possível derivar equações da forma reduzida, que expressam uma variável endógena, unicamente em termos das variáveis predeterminadas e perturbações estocásticas. Supõe-se que as variáveis predeterminadas não se correlacionam com os termos de perturbação. Portanto, é viável aplicar o método dos mínimos quadrados ordinários para estimar os coeficientes da forma reduzida. A partir dos coeficientes estimados na forma reduzida, deve ser possível encontrar pelo menos um valor para cada parâmetro da forma estrutural. Todavia, diferentes coeficientes estruturais podem ser compatíveis com o mesmo conjunto (número) de dados, ou seja, uma dada equação da forma reduzida pode ser compatível com diferentes equações estruturais ou hipóteses distintas, tornando difícil verificar qual hipótese em particular está sendo considerada.

Conseqüentemente, é relevante determinar se as equações de um sistema são identificadas, superidentificadas, subidentificadas ou não identificadas. Especificamente, no caso de uma equação exatamente identificada, obtém-se, por meio da forma reduzida, um único valor para cada parâmetro da forma estrutural. Por outro lado, nas equações superidentificadas, a forma reduzida determina mais de um valor para alguns ou para todos os parâmetros da forma estrutural e, nas subidentificadas, ou não-identificadas, não é possível encontrar os parâmetros da forma estrutural a partir da forma reduzida (GREENE, 2003).

Portanto, as equações do sistema devem ser identificadas ou superidentificadas. As condições de ordem e de posto devem ser testadas em cada uma das equações do modelo²¹. Os modelos estático e dinâmico estimados nesse trabalho são definidos pelas equações de demanda e de oferta, equações (26) e (27) e; (32) e (33), respectivamente. De acordo com a condição de ordem verifica-se que as equações são superidentificadas.

²¹ Em síntese, a condição de posto determina se a equação considerada está identificada ou não, enquanto a condição de ordem, determina se está identificada exatamente ou sobreidentificada. Maiores detalhes sobre as condições de ordem e de posto podem ser verificadas em Greene (2003).

Em equações superidentificadas, os métodos de MQ2E e MQ3E proporcionam uma técnica de estimação útil para obter os valores dos parâmetros estruturais. A partir da estimação por MQ2E e MQ3E procura-se obter uma estimativa individual para cada parâmetro estrutural, o que permite obter estimativas consistentes.

O MQ2E consiste em dois estágios. No primeiro estágio, partindo-se das equações de demanda e oferta originais, estimam-se os parâmetros na forma reduzida, regredindo-se individualmente cada variável endógena, Q_g e P_g , sobre todas as variáveis predeterminadas do sistema inteiro. Conseqüentemente, os parâmetros da forma reduzida obtidos, podem ser estimados pelo método de MQO pois não apresentarão viés de simultaneidade, dado que tem-se variáveis endógenas unicamente em função de variáveis fixas. No segundo estágio, as equações de oferta e de demanda do modelo estrutural, equações (26) e (27); (32) e (33), devem ser estimadas substituindo-se Q_g e P_g por seus respectivos valores estimados nas duas regressões na forma reduzida do primeiro estágio, e em seguida, as equações resultantes são estimadas por MQO. Logo, as estimativas obtidas serão, obviamente, consistentes, pois, os valores previstos de cada variável endógena não são correlacionados com o termo de erro da equação. O estimador de MQ2E é consistente, porém, o método pressupõe que se tenha conhecimento de todas as variáveis predeterminadas do sistema, sendo mais sensível a erros de especificação.

Deve-se destacar que, uma peculiaridade dos modelos de equações simultâneas diz respeito à estacionariedade das séries estudadas. De acordo com Johnston e DiNardo (1997), ao trabalhar com séries não-estacionárias não haverá problemas de inferência quando se utiliza o MQ2E. A preocupação maior deve ser com a identificação e com o enviesamento de simultaneidade, mas a não-estacionariedade e a co-integração não são preocupantes.

Portanto, para que o MQ2E possa ser aplicado, três hipóteses básicas devem ser atendidas. Primeiro, os termos de erros aleatórios das equações da forma estrutural e reduzida devem satisfazer os mesmos pressupostos tradicionais de um modelo de regressão convencional. Segundo, as variáveis exógenas são utilizadas para o reconhecimento da especificação do modelo. Por último, não deve existir colinearidade perfeita entre as variáveis explicativas (SUGANUMA, 2000). A respeito da multicolinearidade, conforme Farrar e Glauber (1967), a partir da matriz de correlação das variáveis independentes do modelo é possível verificar a existência e severidade de

multicolinearidade. Farrar e Glauber (1967), sugerem a verificação da correlação entre as variáveis independentes de uma equação. Para tanto, é recomendável adotar os testes de *Variance Inflation Factor* (VIF_K) e *Tolerance*²².

O método de MQ3E é definido em três estágios. O primeiro e o segundo estágios seguem o procedimento realizado em MQ2E, no terceiro estágio, aplica-se o método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), com a matriz de variância e covariância, obtida nos termos de erros gerados na etapa anterior (GREENE, 2003). Suganuma (2000), define algumas hipóteses para que o MQ3Q possa ser utilizado. Primeiro, o sistema de equações deve ser superidentificado. Segundo, a especificação do modelo deve ser conhecida. Terceiro, os termos aleatórios de cada equação são não autocorrelacionados e; por último, os termos aleatórios das diferentes equações devem apresentar correlação contemporânea.

Inicialmente, as técnicas de MQ2E e MQ3E foram escolhidas para representar a classe de métodos de estimação de equações simultâneas, para determinar o grau de poder de mercado²³. Entretanto, a decisão quanto ao método de estimação das equações utilizado foi feita com base na robustez do sistema, assim como a significância estatística dos coeficientes estimados. Portanto, o método dos MQ2E foi empregado para estimar os modelos estático e dinâmico que apresentaram variáveis dependentes endogenamente determinadas.

3.3. Determinação da perda de bem-estar (DWL)

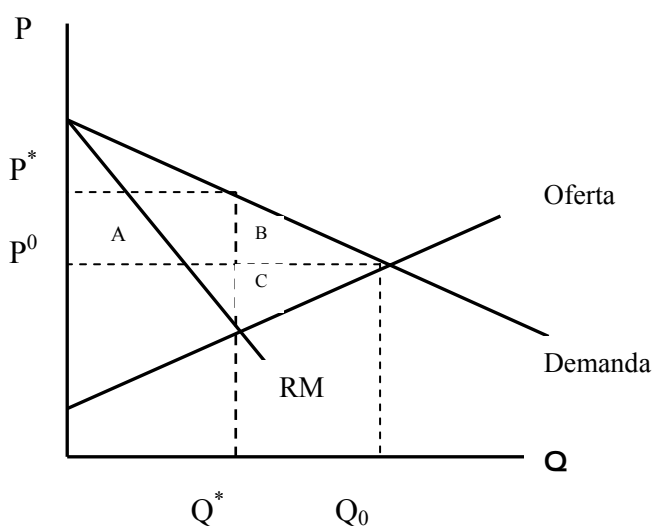
As variações no nível de bem-estar associadas às estruturas em competição imperfeita têm sido, frequentemente, alvo de vários estudos que buscam quantificar os impactos do uso de poder de mercado sobre a sociedade. As diferenças entre preços e custos marginais provenientes das imperfeições de mercado conduzem a situações em que os excedentes adicionais obtidos por uma indústria ou firma, valendo-se de algum tipo de poder de mercado, não são suficientes para compensar as perdas imputadas aos

²² Teste *Variance Inflation Factor* (VIF_K): $VIF_K = 1/(1 - rK^2)$. Em que rK = coeficiente de correlação da variável K com as demais variáveis. Se $VIF_K \leq 1$ - ausência de multicolinearidade; $1 < VIF_K \leq 10$ - multicolinearidade aceitável; $VIF_K > 10$ - multicolinearidade problemática. Já o Teste *Tolerance*_K: $(1 - rK^2)$, tem-se que: $Tolerance_K = 1$ - ausência de multicolinearidade; $1 < Tolerance_K \leq 10$ - multicolinearidade aceitável; $Tolerance_K > 10$ - multicolinearidade problemática.

²³ Diversos trabalhos da NEIO baseados no modelo de Bresnahan (1982) utilizam esses métodos a fim de estimar a função de demanda e relação de oferta para determinar o parâmetro de conduta médio.

consumidores devido às elevações dos preços de mercado. Conseqüentemente, os resultados consistem em uma perda líquida para a sociedade como um todo.

A Figura 7 apresenta a perda de bem-estar associada ao exercício de poder de mercado. O preço e a quantidade demandada em competição perfeita são representados por P^0 e Q^0 , respectivamente. Já no monopólio, preço e quantidade são definidos por P^* e Q^* . A transferência de renda do consumidor ao produtor, em razão de determinado grau de poder de mercado, é representada pela área A. Todavia, esta não representa uma perda do ponto de vista da sociedade. Por outro lado, o triângulo formado pela soma das áreas B e C, representa a perda de bem-estar social que reflete o excedente potencial que seria apropriado por algum grupo – consumidor ou produtor – em uma estrutura de competição perfeita.



Fonte: Carlton e Perloff (2005).

Figura 7 – Perda de bem-estar associada ao exercício de poder de mercado.

O custo para uma sociedade de um mercado não operar de maneira eficiente como em estruturas de mercado em concorrência perfeita é denominado perda de bem-estar (*DWL*)²⁴. Porém, de acordo com Martin (1993), a transferência de renda do consumidor para o produtor não pode ser considerada perda de bem-estar social, quando é compensada pelo lucro do monopólio que vai para os proprietários das firmas que exercem poder de mercado.

A mensuração da perda de bem-estar é relevante, pois determina as perdas que os consumidores sofrem em decorrência do exercício de poder de mercado. De acordo

²⁴ *DWL* é a abreviação comumente utilizada para *Deadweight Loss*.

com Araújo (2001), nos trabalhos mais recentes sobre esse tema, evidências empíricas parecem indicar que as perdas de bem-estar podem ser significativas, ensejando um amplo escopo para políticas de defesa da concorrência.

Os primeiros estudos sobre estimações da perda de bem-estar social apresentam descrições analíticas bastante simplificadas dotadas de pressuposições pouco realistas. O trabalho de Harberger (1954) foi o pioneiro na tentativa de estimar o valor da perda de bem-estar (*DWL*). A idéia básica que norteia sua formulação é a de que o objetivo da firma é colocar o preço acima do custo marginal reduzindo o excedente do consumidor, aumentando o lucro relativo à situação de ambiente competitivo. Assim, a diferença entre a perda do excedente do consumidor e o ganho do produtor representa a perda de bem-estar pura, ao invés da redistribuição do consumidor ao produtor quando o mercado deixa de ser competitivo passando a monopolista. A primeira formulação do cálculo da perda de bem-estar (*DWL*) em estrutura de monopólio, sugerida por Harberger (1954), foi definida por:

$$DWL = \left(\frac{1}{2}\right)(\Delta p)(\Delta q) \quad (34)$$

em que $\Delta p = p_m - p_c$ e $\Delta q = q_m - q_c$ representam desvios do preço e produção do equilíbrio competitivos que resulta de um exercício de poder de mercado. Nessa equação, Harberger (1954) assume uma estrutura de mercado monopolística, em que a firma possui custo marginal constante e defronta-se com uma curva de demanda com elasticidade unitária. Entretanto, o autor reconhece as limitações de suas hipóteses, destacando que o objetivo de sua análise era tão somente avaliar a ordem de grandeza dos valores envolvidos, centrado na experiência das principais indústrias americanas de manufaturas.

As principais críticas ao trabalho de Harberger (1954) consistem na pressuposição de que a elasticidade-preço da demanda é unitária, $\eta = 1$, para todas as indústrias, a incapacidade de levar em consideração a interdependência de Δp e Δq e, por último, suas estimações sobre o excesso de lucro. Porém, Harberger (1954) e outros autores apresentaram uma reformulação dessa equação, permitindo a mensuração da perda de bem-estar em estruturas de mercado oligopolísticas (DASKIN, 1991). Os autores reescreveram a equação que determina a perda de bem-estar em termos de variáveis observáveis, a mensuração do *DWL* é expressa como:

$$DWL = (1/2)\pi^2 \eta / R \quad (35)$$

em que, η é o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda, π o lucro do monopolista e R a receita total, ($RT = PQ$). Essa equação apresentada no trabalho de Daskin (1991) flexibiliza o pressuposto anterior de que a elasticidade-preço da demanda é unitária.

Na realidade, as ocorrências de monopólios e custos marginais constantes são relativamente pouco freqüentes, e o objetivo de quantificar as perdas de bem-estar conduz, via de regra, a uma descrição modelar das estruturas de oligopólio. Geralmente, estas descrições podem ser tão sofisticadas ou simples quanto se queira, conforme a precisão permitida ou desejada para as estimativas (ARAUJO, 2001). Porém, existe uma limitação para se mensurar o DWL em diversos setores da economia, em razão da indisponibilidade de dados desagregados em nível de firma, o que muitas vezes inviabiliza a utilização de metodologias mais complexas.

Existem diferentes métodos que se propõem a quantificar a perda de bem-estar dos consumidores, resultante de determinado grau de poder de mercado, que prevalece em estruturas de mercados em competição imperfeita. Em alguns casos, na quantificação da perda de bem-estar, consideram-se elementos como variações conjecturais e diferenças de custos entre firmas individuais.

O modelo apresentado nesse trabalho, de modo geral, segue a metodologia apresentada no estudo de Daskin (1991). Entretanto, deve-se ressaltar previamente que foram realizadas adaptações ao modelo descrito naquele trabalho no que se refere à curva de demanda estimada e ao parâmetro de determinação de poder de mercado. Portanto, conforme será apresentado, as elasticidades-preço da demanda foram obtidas a partir das funções de demanda lineares estimadas na formulação dinâmica do modelo da NEIO. Realizou-se também uma adaptação ao Índice de *Lerner* substituindo as parcelas de mercado pelo parâmetro de conduta médio a fim de tornar a análise consistente com a Teoria da NEIO.

O modelo apresentado por Daskin (1991) parte dos seguintes pressupostos: seja uma demanda com elasticidade constante (isoelástica) definida por $Q = AP^{-\varepsilon}$, em que Q é a quantidade total vendida na indústria, $A > 0$ é uma constante, ε é o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda e P o preço do produto em análise. A

indústria possui N firmas, de forma que q_i representa a quantidade vendida pela firma i e $S_i = q_i/Q$ a parcela de mercado da firma i e C_i o custo marginal da firma i . O problema de maximização de lucro de cada firma é definido da seguinte forma: $\Pi_i = RT_i(Q) - CT_{i(q_i)}$, em que Π_i é o lucro da firma i , $RT_i(Q)$ é a receita total, ou faturamento, e $CT_{i(q_i)}$ é o custo total da firma individual. Parte-se do pressuposto de que não existe custo fixo, o custo marginal C_i pode variar entre as firmas, e a variação conjectural é definida por: $\frac{dq_k}{dq_i} = \alpha_i * \frac{q_k}{q_i}$, $\forall k \neq i$, $\alpha_i \in (0,1]$. O resultado da derivação da função de maximização de lucro, pela condição de primeira ordem, é dado por:²⁵

$$P(Q) \left\{ 1 - \frac{[S_i(1 - \alpha_i) + \alpha_i]}{\varepsilon} \right\} - C_i = 0 \quad (36)$$

Daskin (1991) coloca esse resultado em termos da margem preço-custo, Índice de Lerner, $L_i = (P_i - Cmg_i)/P_i$, reescrevendo (36) como:

$$L_i = \frac{[S_i(1 - \alpha_i) + \alpha_i]}{\varepsilon} \quad (37)$$

A respeito da variação conjectural, deve-se fazer a seguinte consideração: no caso de oligopólio de produtos homogêneos, $\alpha_i = 0$. Desse modo, o índice de Lerner equação (37) pode ser definido como, $L_i = S_i/\varepsilon$.

Conforme Mas Collet et al. (1995), o *Deadweight Loss (DWL)* pode ser formalmente definido como a redução do bem-estar ocasionada pela distorção da quantidade com respeito à situação de equilíbrio competitivo.

Sejam as funções, $Q(P)$ e Cmg , de demanda e custo marginal da indústria, respectivamente, a variação do bem - estar social pode ser analiticamente descrita como:

$$DWL = \int_{P_{cp}}^{P_o} \{Q(p) - Cmg[Q(P)]\} dP \quad (38)$$

O primeiro termo da diferença refere-se ao excedente do consumidor (EC), e o segundo, ao excedente do produtor (EP). A medida de variação do excedente do

²⁵ A derivação da condição de primeira ordem é desenvolvida no Apêndice A.

consumidor também é aceita como medida de bem-estar, e requer somente o conhecimento da curva de demanda. Daskin (1991) deriva as expressões para o excedente do consumidor e excedente do produtor. Assim, a perda de bem-estar em decorrência de distorções no equilíbrio competitivo pode ser determinada pela diferença entre o excedente do consumidor e o excedente do produtor.

A equação do excedente do produtor é definida por:

$$EP = \sum_{K=1}^N \Pi_K = \sum_{K=1}^N [P(Q) - C_i] * q_i = \sum_{K=1}^N \frac{[P(Q) - C_i]}{P(Q)} * \frac{q_i}{Q} * [P(Q) * Q] \quad (39)$$

$$EP = RT(Q)_0 * \sum_{i=1}^N L_i * S_i \quad (40)$$

em que $RT(Q)_0$ é a receita total da indústria, L_i é o Índice de *Lerner*, S_i é a parcela de mercado da firma individual e N , representa o número de um conjunto de firmas.

Daskin (1991) propôs uma adaptação ao modelo teórico com relação ao critério de escolha das firmas em análise. Portanto, ao invés de incluir as firmas com menor custo, $C^* = \text{Min}_i C_i^* = P(Q)_{CP}$, sugeriu a escolha daquelas com maiores lucros, e, portanto, que detenham maior parcela de mercado. Isso porque, diante das informações assimétricas em relação aos custos das empresas, não é possível ter acesso a todos os dados das mesmas, de modo que, o calculo pode induzir a sérias distorções. O autor ressaltou que o excedente do produtor não necessariamente requer informação a respeito da parcela ou margens preço-custo de uma firma individual. Portanto, sugeriu a utilização da parcela de mercado de uma média ponderada das maiores firmas; especificamente em seu trabalho, utilizou das quatro maiores firmas.

O excedente do consumidor é determinado pela área abaixo da curva de demanda entre o preço e o custo marginal. Conforme apresentado no trabalho de Daskin (1991), o excedente do consumidor pode ser obtido pela mensuração da referida área, considerando $\varepsilon \neq 1$. Na seqüência, a partir do desenvolvimento de manipulações algébricas, obtém-se a equação do excedente do consumidor conforme se segue

$$EC = \int_{P_{CP}}^{P_0} Au^{-\varepsilon} du, \quad \varepsilon \neq 1 \quad (41)$$

$$EC = \frac{Au^{(1-\varepsilon)}}{(1-\varepsilon)} \Big|_{P_{CP}}^{P_o} = \quad (42)$$

Resolvendo a integral definida, e substituindo, $u = P(Q)_o$, obtém-se:

$$EC = \frac{AP(Q)_o^{(1-\varepsilon)}}{(1-\varepsilon)} - \frac{AP(Q)_{CP}^{(1-\varepsilon)}}{(1-\varepsilon)} = \quad (43)$$

$$EC = \frac{AP(Q)_o^{(1-\varepsilon)} P(Q)_o}{(1-\varepsilon)} - \left[1 - \left(\frac{P(Q)_{CP}}{P(Q)_o} \right)^{(1-\varepsilon)} \right] = \quad (44)$$

$$EC = \frac{(Q)_o P(Q)_o}{(1-\varepsilon)} \left[1 - \left(\frac{P(Q)_{CP}}{P(Q)_o} \right) \right] = \quad (45)$$

$$EC = \frac{RT(Q)_o}{(1-\varepsilon)} \left[1 - \left(\frac{P(Q)_{CP}}{P(Q)_o} \right)^{(1-\varepsilon)} \right] = \quad (46)$$

em que o subscrito CP refere-se a situação de concorrência perfeita, e o subscrito “o”, ao oligopólio. Utilizando o índice de *Lerner* e supondo $C^* = \text{Min}_i C_i^* = P(Q)_{CP}$, tem que:

$$L_i = \frac{P(Q)_o - P(Q)_{CP}}{P(Q)_o} = 1 - \frac{P(Q)_{CP}}{P(Q)_o}$$

$$\text{ou seja, } \frac{P(Q)_{CP}}{P(Q)_o} = 1 - L_i \quad (47)$$

Substituindo, (47) em (48), tem-se o excedente do consumidor:

$$EC = \frac{RT(Q)_o}{(1-\varepsilon)} \left[1 - (1 - L_i)^{(1-\varepsilon)} \right] \quad (48)$$

Portanto, a perda de bem - estar (*DWL*) pode ser quantificada por meio da equação (49):

$$DWL = \left\{ \frac{RT(Q)_o}{(1-\varepsilon)} * [1 - (1-L_i)^{(1-\varepsilon)}] - \left[RT(Q)_o * \sum_{i=1}^N L_i * S_i \right] \right\} \quad (49)$$

as variáveis foram definidas anteriormente. Verifica-se que a equação (49) depende, entre outros fatores, da elasticidade-preço da demanda. Portanto, para a determinação do DWL, utilizou-se a elasticidade – preço da demanda obtida a partir dos resultados da estimação da equação de demanda linear do modelo dinâmico. Além disso, diferentemente do índice de *Lerner* proposto por Daskin (1991), nesse trabalho utilizou-se a equação (5'), que estabelece a igualdade entre receita e custo marginal, para se obter a seguinte definição:

$$L = \frac{P - CM}{P} = - \frac{\lambda Q_i (\partial P(\cdot) / \partial Q_i)}{P} = \frac{\lambda}{\varepsilon} \quad (50)$$

em que, λ é o grau de poder de mercado estimado.

Conforme salientado anteriormente, a concentração de mercado não deve ser definida, isoladamente, como fator determinante de exercício de poder de mercado. Portanto, no contexto da NEIO, a equação (50) representa de forma satisfatória o índice de Lerner, pois é utilizado o parâmetro de conduta λ , ao invés da parcela de mercado como determinante do grau de poder de mercado.

O *DWL* é a variação do excedente total, ou seja, $\Delta ET = DWL = EC - EP$. Daskin (1991) concluiu que, quando o equilíbrio é o de concorrência perfeita (Q_{CP}, P_{CP}) , como $L_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$, $EP = 0$, e quando o equilíbrio é o de oligopólio (Q_o, P_o) , $EC = 0$.

3.4. Variáveis e Fonte de dados

Os dados utilizados para a realização desta pesquisa são mensais, compreendendo o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008, e suas respectivas fontes foram:

As vendas de gasolina C pelas distribuidoras, em metros cúbicos, preços médios da gasolina A ao produtor (R\$/litro), preço médio da gasolina C (R\$/litro), preço médio do álcool hidratado (R\$/litro) os dois últimos, referentes ao praticados pelas

distribuidoras, foram todos obtidos junto à Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis- ANP. Esses dados referem-se aos prevalecentes no Brasil e regiões.

As séries de preços do álcool anidro combustível (R\$/litro) nas usinas e destilarias dos Estados de São Paulo e Alagoas²⁶ foram obtidos junto ao 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 a indisponibilidade de dados mensais de vendas de automóveis por tipo de combustível em nível regional, para todo o período em análise, utilizou-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 junto ao site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE²⁷.

Para a estimação dos modelos, todas as séries de preços foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE. As informações referentes às parcelas de mercado das empresas distribuidoras de gasolina C que atuam em nível regional foram obtidas junto a ANP (2009). As estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas nesse trabalho são apresentadas na Tabela 3.

²⁶ Os preços do Estado de São Paulo foram utilizados como representativos para o Brasil, Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Já os preços do Alagoas representaram o Norte e Nordeste.

²⁷ A justificativa para a utilização dessa variável, foi para se evitar problemas de ajustamento nos modelos, pois as séries do PIB e das vendas de automóveis e comerciais leves no atacado apresentaram correlação bastante elevada. Inicialmente estimou-se o modelo estático utilizando-se a variável produto interno bruto ou também o produto interno bruto per capita como variável deslocadora nas equações de demanda. Todavia, foi necessário substituí-los pelo fato de os resultados não apresentarem coeficientes com sinais consistentes como esperado pela teoria econômica. Verificou-se elevado coeficiente de correlação entre o PIB e as vendas de automóveis e comerciais leves a gasolina.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das variáveis envolvidas na estimação dos modelos estático e dinâmico para a determinação do grau de poder de mercado das distribuidoras de gasolina C, Brasil e regiões, 2002 a 2008

Região	Estatísticas	PG	QG	PA	Z	Y	PZ	w1	w2
Brasil	Média	2,34	1959,95	1,35	53094	111,8	123768	0,95	1,64
	Mínimo	2,05	1578,29	0,93	11446	87,85	24952	0,5	1,28
	Máximo	2,63	2399	1,99	106603	138,3	248872	1,4	1,82
	Desv- Padr	0,13	146,22	0,22	30283	12,28	70125	0,18	0,09
Sudeste	Média	2,30	979,59	1,19	53094	111,8	122044	0,95	1,64
	Mínimo	2,04	818,38	0,3	11446	87,85	24494	0,5	1,28
	Máximo	2,59	1125,53	1,8	106603	138,3	245087	1,4	1,82
	Desv- Padr	0,12	60,3053	0,23	30283	12,28	69429	0,18	0,09
Sul	Média	2,39	404,79	1,40	53094	111,8	127215	0,95	1,638
	Mínimo	2,09	325,02	0,95	11446	87,85	25296	0,5	1,28
	Máximo	2,78	517,35	2,09	106603	138,3	263066	1,4	1,82
	Desv- Padr	0,13	34,96	0,23	30283	12,28	72618	0,18	0,09
Nordeste	Média	2,36	288,36	1,59	53094	111,8	124279	1,09	1,61
	Mínimo	2,01	218,2	1,23	11446	87,85	25525	0,83	1,29
	Máximo	2,62	386,49	2	106603	138,3	246033	1,55	1,78
	Desv- Padr	0,13	31,67	0,19	30283	12,28	69278	0,16	0,09
Norte	Média	2,44	100,51	1,7325	53094	111,8	128953	1,09	1,61
	Mínimo	2,12	68,28	1,32	11446	87,85	26097	0,83	1,29
	Máximo	2,72	147,89	2,29	106603	138,3	257388	1,55	1,78
	Desv- Padr	0,12	18,10	0,22	30283	12,28	72753	0,16	0,09
Centro - Oeste	Média	2,39	186,71	1,43	53094	111,8	126189	0,95	1,64
	Mínimo	2,07	144,72	1,01	11446	87,85	25868	0,5	1,28
	Máximo	2,66	221,74	2,28	106603	138,3	251711	1,4	1,82
	Desv- Padr	0,13	15,85	0,25	30283	12,28	70530	0,18	0,09

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: PG: preço da gasolina C; QG: vendas de gasolina C; PA: preço do álcool hidratado; Z: vendas de automóveis e comerciais leves no atacado; Y: índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal da produção física industrial; interação entre preço da gasolina C e vendas de automóveis e comerciais leves no atacado; W1: preço do álcool anidro e, W2: preço da gasolina A.

4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são apresentados os resultados e a discussão originários dos objetivos propostos no presente trabalho. Primeiramente, realizou-se a análise da delimitação do mercado relevante dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, que são utilizados especialmente no abastecimento de veículos leves. Para tanto, além da estimação das elasticidades-preço da demanda e cruzada²⁸, foram utilizadas técnicas de cointegração, a estimação da decomposição da variância e testes de causalidade de Granger entre as séries de preços.

Apesar de a presente pesquisa focar a identificação do grau de poder de mercado das distribuidoras de gasolina C, avaliou-se a possibilidade de substituição entre os dois combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado. O elevado grau de substitubilidade entre os produtos pode limitar, de certo modo, o exercício de poder de mercado. Por outro lado, a elasticidade-preço direta é relevante para a determinação da capacidade de exercício de poder de mercado, pois, quanto mais inelástica ela for, maior a capacidade de elevação de preços. Portanto, espera-se que possivelmente, os resultados encontrados a partir das estimativas das elasticidades possam dar subsídios a discussões posteriores a respeito do parâmetro de conduta estimado no segmento de distribuição de gasolina C.

Na seqüência, utilizou-se o modelo desenvolvido por Bresnahan (1982) para identificar o grau de poder de mercado existente no segmento de distribuição de gasolina C. Tal abordagem permitiu obter estimativas do parâmetro de conduta médio de curto prazo. O grau de competição do setor foi avaliado também a partir de um

²⁸ Tais elasticidades somente puderam ser obtidas nas próximas seções, a partir da estimação dos modelos estáticos e dinâmicos estimados.

modelo dinâmico baseado no trabalho de Hjalmarsson (2000). A abordagem dinâmica permitiu a identificação do parâmetro comportamental sob uma perspectiva de longo prazo. Por último, mensurou-se os impactos do grau de poder de mercado vigente sobre o bem-estar social. É importante mencionar previamente que as estimativas relacionadas às elasticidades, em geral, referem-se aos impactos do segmento de distribuição, que representa a penúltima etapa da comercialização de combustíveis sobre o mercado consumidor.

4.1. Delimitação do mercado relevante dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, no segmento de distribuição

A delimitação do mercado de produto foi realizada por meio das estimativas das elasticidades-preço direta e cruzada da demanda e pelos testes 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 cada uma das delimitações geográficas em análise, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. 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.

4.1.1. Delimitação do mercado relevante de produto, a partir das elasticidades preço direta e cruzada, Brasil e regiões

O estudo para delimitação de mercado relevante foi desenvolvido sob o enfoque da demanda. Conforme apresentado no modelo de Bresnahan (1982), a relação de oferta que determina o parâmetro de conduta médio depende das estimativas de coeficientes da função de demanda. Portanto, corrobora-se a importância de se delimitar o mercado relevante de produto para a estimação precisa dos parâmetros de conduta.

Nos últimos anos, com o início das vendas dos veículos *flex-fuel* ocorreu uma expansão no consumo do álcool no país. As vendas internas desses automóveis atingiram cerca de 50% das vendas totais de veículos novos em 2005, participação que evoluiu nos três anos subsequentes alcançando cerca de 78%, 86% e 87,% do total das vendas de veículos novos (Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos

Automotores – ANFAVEA, 2009). 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*.

A Tabela 4 apresenta as estimativas das elasticidades-preço direta e cruzada da demanda de curto e de longo prazo para o Brasil e regiões. Verifica-se que os sinais encontrados para as elasticidades estimadas foram consistentes com a teoria econômica.

Tabela 4 – Elasticidades-preço direta e cruzada, gasolina C e álcool hidratado, de curto e de longo prazo obtidas a partir da equação de demanda na formulação estática e dinâmica

Elasticidades	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro - Oeste
Curto Prazo						
ϵ_{pp}	-0,742	-0,374	-0,314	-0,435	-7,376	-3,405
ϵ_{pgpa}	0,173	0,094	0,131	0,286	0,559	0,121
Longo Prazo						
ϵ_{pp}	-0,694	-0,372	-30,085	-4,563	-1,43	-3,168
ϵ_{pgpa}	0,187	0,136	11,019	1,644	0,236	0,666

Fonte: Resultados da pesquisa.

No curto prazo, as elasticidades-preço direta evidenciaram que a demanda por gasolina C é inelástica, exceto no Norte e Centro-Oeste em que se apresentou elástica, sugerindo que os consumidores destas regiões são extremamente sensíveis a qualquer variação no preço desse combustível. O Norte e o Centro-Oeste apresentaram os menores volumes de vendas de gasolina C comparativamente as demais regiões do país.

No ano de 2008, segundo dados da ANP (2009), as vendas de gasolina C e álcool hidratado pelas distribuidoras da região Norte, corresponderam a 6,15% e 1,49% do volume de vendas desses combustíveis no país. Com relação ao Centro-Oeste, as participações nas vendas nacionais de gasolina C e álcool hidratado ficaram em torno de 15,8% e 9,29%, respectivamente. As frotas de automóveis nas regiões Norte e Centro-Oeste são relativamente pequenas quando comparadas com a média nacional. Segundo dados do Departamento Nacional de Trânsito – DENATRAN, (2009), em dezembro de 2008, as frotas de veículos em ambas as regiões somaram apenas 10,24% da frota de automóveis nacional. Diante desse quadro, sugere-se que, possivelmente, nestas regiões utilizam-se de outras alternativas de locomoção, como por exemplo, os transportes coletivos.

Portanto, qualquer variação positiva no preço da gasolina C pode implicar em uma redução proporcionalmente maior na quantidade demandada. Segundo Borba (2008), um aspecto relevante relacionado, entretanto, ao poder aquisitivo da população, é que nas regiões em que as famílias possuem renda mais baixa apresentam maior participação nos transportes coletivos ou andam a pé, enquanto aquelas detentoras de rendas mais altas têm maiores participações no deslocamento individual, ou seja, veículo próprio.

No longo prazo, a demanda apresentou-se inelástica para Brasil e Sudeste e elástica no Sul, Nordeste, Norte e Centro-Oeste. Portanto, nestas regiões, os proprietários de automóveis são mais sensíveis às alterações nos preços da gasolina C. Mediante uma elevação no preço da gasolina C, os proprietários de veículos terão tempo para procurarem soluções alternativas para o abastecimento. Isto posto, justifica-se os resultados de longo prazo para as regiões Sul, Nordeste, Norte e Centro-Oeste. Já no Brasil e Sudeste, em que se têm os maiores volumes de vendas de gasolina C, observou-se uma rigidez por parte dos proprietários de veículos movidos à gasolina com relação às variações nos preços desse combustível também no longo prazo.

A respeito das elasticidades-preço cruzadas de curto prazo, o álcool hidratado é um produto substituto, porém imperfeito, da gasolina C no Brasil e regiões, ou seja, o grau de substitubilidade é baixo. Embora os consumidores da região Norte e Centro-Oeste sejam relativamente mais sensíveis às variações no preço da gasolina C, não estão propensos a realizarem significativas substituições no abastecimento pelo álcool hidratado. Portanto, o grau de substitubilidade imperfeita entre ambos os combustíveis indica que, no curto prazo, existe uma certa rigidez pelo lado da demanda, seja pelo tamanho da frota preexistente de automóveis exclusivamente movidos a gasolina ou pelo fato de outras alternativas de locomoção estarem sendo utilizadas quando o preço da gasolina aumenta.

Portanto, de maneira geral, embora as estimativas das elasticidades-preço cruzada de curto prazo apontem que ambos os combustíveis líquidos encontram-se nos mesmos mercados geográficos relevantes, o grau de substitubilidade entre eles, representado pelas elasticidades-preço cruzadas, ainda é relativamente baixo.

No longo prazo, estas elasticidades revelaram-se relativamente baixas na maioria das delimitações geográficas, exceto no Sul e Nordeste. É relevante destacar também que embora a elasticidade-preço cruzada nas demais regiões tenham se revelado menor

que a unidade, caracterizando o álcool como um substituto imperfeito da gasolina C, os valores foram comparativamente maiores que as de curto prazo, exceto na região Norte.

Provavelmente, no longo prazo, a possibilidade de alguns proprietários de veículos movidos exclusivamente à gasolina trocarem seus automóveis por veículos *flex* pode explicar o aumento no grau de substitubilidade entre os dois combustíveis. Na região Sul, em que a elasticidade se revelou extremamente elevada, deve-se ressaltar que o preço do álcool hidratado é competitivo frente ao da gasolina C. Além disso, no Sul do país o volume de produção e vendas de álcool hidratado é significativo, pois, existe uma concentração de distribuidoras de álcool combustível nessa região.

Em síntese, a respeito da substitubilidade entre os combustíveis, para todas as delimitações geográficas, sugere-se que o álcool hidratado é um substituto para gasolina C, apesar de as estimativas terem evidenciado que ambos os produtos são substitutos imperfeitos, exceto no longo prazo nas regiões Sul e Nordeste. Portanto, conclui-se, a partir desses resultados, que ambos os produtos encontram-se mesmo mercado relevante geográfico.

A imperfeição com relação à substituição entre os dois combustíveis provavelmente está refletindo a existência de diferenças não pecuniárias entre eles, ou seja, diferenças não manifestadas exclusivamente em termos de preços relativos. Destaca-se, por exemplo, a questão estrutural da diferença de rendimento energético entre eles, e, especialmente, a impossibilidade de substituição direta entre os combustíveis para alguma parcela dos consumidores, uma vez que a frota existente de automóveis movidos somente à gasolina ainda é relevante, especialmente no curto prazo. Embora no período recente tenha se verificado uma expansão nas vendas dos veículos com a tecnologia *flex fuel*, o tamanho da frota preexistente de automóveis movidos exclusivamente à gasolina ou álcool pode explicar, em grande medida, o grau de imperfeição de substitubilidade entre ambos os combustíveis.

4.1.2. Delimitação do mercado relevante de produto a partir das relações de preços, Brasil e regiões

Como análise complementar às estimativas das elasticidades-preço direta e cruzada, foram realizados os testes de cointegração, estimativas da decomposição da variância e teste de causalidade de Granger entre os pares de preços das séries de álcool hidratado e gasolina C.

A Figura 8 apresenta o comportamento das séries de preços dos combustíveis, gasolina C e álcool hidratado no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008.

A inspeção visual gráfica indica que as séries caminham juntas e apresentam suave movimento ascendente. Na literatura de séries temporais, a constatação de que as séries parecem caminhar juntas geralmente é apontada como um primeiro indício de integração. Mesmo assim, não se deve concluir precipitadamente que há integração, sendo necessário realizar procedimentos adicionais, de modo que a identificação da ordem de integração das séries é um dos métodos mais relevantes.

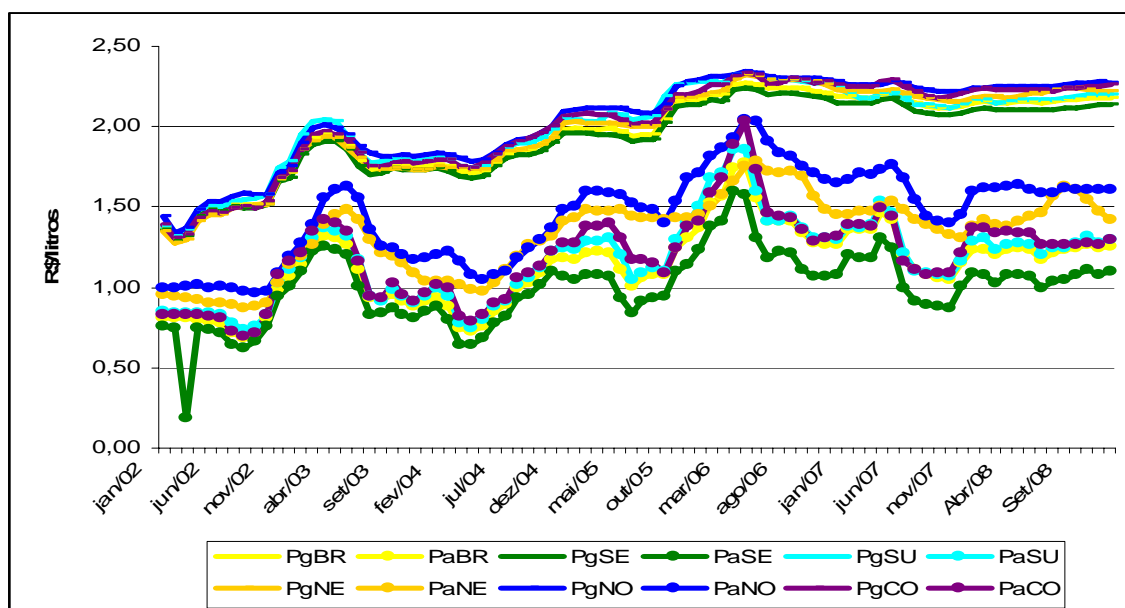


Figura 8 – Preços mensais nominais dos combustíveis praticados pelas distribuidoras, de janeiro de 2002 a dezembro de 2008.

Nota: PgBR: preço da gasolina C no Brasil; PaBR: preço do álcool hidratado no Brasil; PgSE: preço da gasolina C na região Sudeste; PaSE: preço do álcool hidratado na região Sudeste; PgSU: preço da gasolina C na região Sul; PaSU: preço do álcool hidratado na região Sul; PgNE: preço da gasolina C na região Nordeste; PaNE: preço do álcool hidratado na região Nordeste; PgNO: preço da gasolina C na região Norte; PaNO: preço do álcool hidratado na região Norte; PgCO: preço da gasolina C no Centro-Oeste; PaCO: preço do álcool hidratado no Centro-Oeste.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Foram utilizados os testes de cointegração para avaliar se os preços da gasolina C e do álcool hidratado se movimentam sincronizadamente no Brasil e suas regiões. Porém, a aplicação desse procedimento é viável somente quando as séries utilizadas são integradas de mesma ordem. A determinação da estacionariedade dos preços dos combustíveis foi fundamental. Os resultados do teste de raiz unitária para as séries de preços de gasolina C e álcool hidratado para o Brasil e regiões estão reportados na

Tabela 5. Com relação à determinação do nível de significância, um nível elevado (1% ou 5%) torna o teste mais potente²⁹. Portanto, optou-se aqui por considerar o nível de 1%.

Tabela 5 – Resultados do teste ADF a partir do procedimento descrito em Enders (1995)

	Nível		Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens	t	Defasagens	t	
PgBR	1	1,22	1	- 4,71***	I(1)
PaBR	1	-0,15	0	- 5,41***	I(1)
PgSE	1	1,20	1	-4,86***	I(1)
PaSE	3	-0,20	0	-9,59***	I(1)
PgSU	1	1,06	1	-4,65***	I(1)
PaSU	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)
PgNO	1	1,36	1	-4,57***	I(1)
PaNO	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)

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1% (os valores críticos de cada modelo ver Tabela 1 A, Anexo).

Nota: PgBR: preço da gasolina C no Brasil; PaBR: preço do álcool hidratado no Brasil; PgSE: preço da gasolina C na região Sudeste; PaSE: preço do álcool hidratado na região Sudeste; PgSU: preço da gasolina C na região Sul; PaSU: preço do álcool hidratado na região Sul; PgNE: preço da gasolina C na região Nordeste; PaNE: preço do álcool hidratado na região Nordeste; PgNO: preço da gasolina C na região Norte; PaNO: preço do álcool hidratado na região Norte; PgCO: preço da gasolina C no Centro-Oeste; PaCO: preço do álcool hidratado no Centro-Oeste.

As séries de preços da gasolina C e álcool hidratado foram não-estacionárias em nível, mas em primeira diferença mostraram-se estacionárias, portanto, são integradas de primeira ordem I(1). Para as séries de preços de gasolina C nas regiões Norte e Nordeste, a especificação mais adequada foi a que considerou apenas o intercepto, nas demais, os termos determinísticos, intercepto e tendência, não se mostraram estatisticamente significativos a um nível de 1%. Portanto, procedeu-se a análise realizando o teste de cointegração. Para tanto, utilizou-se o procedimento proposto por Engle e Granger (1987) e o procedimento proposto por Johansen (1988).

²⁹ (ENDERS, 1995).

A respeito do teste de Engle e Granger (1987), primeiramente, estimou-se a equação de cointegração entre os preços dos combustíveis para cada delimitação geográfica pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Na seqüência, verificou-se, a partir do teste de raiz unitária, se a série dos resíduos era estacionária³⁰. A relação de cointegração entre duas séries é identificada quando o resíduo estimado for estacionário. As equações de cointegração entre os preços dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado, estimadas pelo método dos MQO estão apresentadas na Tabela 6.

Tabela 6 – Relações de cointegração entre o preço de gasolina C e álcool hidratado praticados pelas distribuidoras

Delimitações Geográficas	Equação de Cointegração ($P_{Git} = \alpha_i + \beta_{1i}P_{Ait} + \varepsilon_{it}$)
Brasil	($P_{GBRt} = 0,902824 + 0,929975P_{ABRt} + \varepsilon_{BRt}$) (0,07077) (0,06111)
Sudeste	($P_{GSEt} = 1,04051 + 0,88535P_{ASEt} + \varepsilon_{SEt}$) (0,07759) (0,07580)
Sul	($P_{GSst} = 0,972329 + 0,875667P_{ASst} + \varepsilon_{Sst}$) (0,07300) (0,06071)
Nordeste	($P_{GNEt} = 0,564883 + 1,61152P_{ANEt} + \varepsilon_{Nt}$) (0,07140) (0,05271)
Norte	($P_{GNt} = 0,765142 + 0,876165P_{ANt} + \varepsilon_{Nt}$) (0,06468) (0,043604)
Centro-Oeste	($P_{GCOt} = 0,95981 + 0,874723P_{ACOt} + \varepsilon_{COt}$) (0,08386) (0,06843)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: P_{Git} e P_{Ait} são os preços da gasolina C e do álcool hidratado no i-ésimo mercado ($i =$ Brasil, Sudeste, Sul, Nordeste, Norte e Centro-Oeste) no período t .

Os valores entre parênteses correspondem ao erro padrão do parâmetro estimado.

Os resultados sugerem que os coeficientes de longo prazo foram estatisticamente significativos em um nível de 1%. Nota-se que as relações de cointegração apresentaram elevados coeficientes, com destaque para a região Nordeste, que foi consideravelmente maior que a unidade. Na seqüência, após a estimação das equações de cointegração, realizou-se o teste de raiz unitária nos resíduos das regressões.

³⁰ Os valores críticos do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller não são válidos nesse caso, pois os resíduos foram estimados.

Tabela 7 – Testes de raiz unitária nos resíduos das equações de cointegração entre os preços de gasolina C e álcool hidratado, Brasil e regiões

Delimitações Geográficas	Defasagens ¹	Estatística de teste t
Brasil	1	-3,791364***
Sudeste	1	-3,222396***
Sul	1	-4,062999***
Nordeste	1	-4,154836***
Norte	1	-4,202171***
Centro-Oeste	1	-3,418501***

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1%.

¹ O número de defasagens utilizadas foi aquele que minimizou o Critério de Schwarz.

² Valores críticos de Mackinnon para a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária: -2,5915 a 1%; -1,9442 a 5%; -1,6178 a 10%.

O teste de raiz unitária nos resíduos indicou que estes foram estacionários permitindo concluir que as séries de preços são cointegradas. Em suma, a análise de cointegração permitiu corroborar que, no longo prazo, o álcool hidratado e a gasolina C são produtos relevantes no Brasil e nas grandes regiões.

Nesse trabalho, optou-se por utilizar também 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 3C). Conforme Enders (1995), em casos como esse, deve-se escolher o critério de SC, pois é o mais parcimonioso. Isto posto, optou-se por incluir duas defasagens, conforme os resultados apontados pelo critério SC.

Os resultados dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, realizados para as séries de preços de gasolina C e álcool hidratado em cada uma das delimitações geográficas estão apresentados na Tabela 8. O teste do Traço indicou que a hipótese de que não há cointegração entre as séries de preços pode ser rejeitada, a 5% de significância, para Brasil e regiões brasileiras. 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%, para as regiões brasileiras e 10%

para Brasil. Em suma, ambos os testes sugeriram que, para Brasil e regiões, a hipótese de que há um único vetor de cointegração não pode ser rejeitada.

Tabela 8 – 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
Brasil	$r = 0$	13,641***	10,475	10,998**	9,475
	$r \leq 1$	2,643	2,976	2,643	2,976
Sudeste	$r = 0$	15,736***	12,321	13,913***	11,225
	$r \leq 1$	1,824	4,130	1,824	4,130
Sul	$r = 0$	13,563***	12,323	12,215***	11,225
	$r \leq 1$	1,349	4,130	1,349	4,130
Nordeste	$r = 0$	13,918***	12,321	11,296***	11,225
	$r \leq 1$	2,622	4,130	2,622	4,130
Norte	$r = 0$	15,199***	12,323	12,422***	11,223
	$r \leq 1$	2,778	4,130	2,777	4,130
Centro-Oeste	$r = 0$	14,796***	12,323	11,360***	11,225
	$r \leq 1$	3,436	4,130	3,436	4,130

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

Os resultados obtidos a partir do teste de cointegração de Johansen (1988) permitiram corroborar a existência de uma relação de longo prazo entre as séries de preços dos combustíveis líquidos em análise, assim como verificado no teste de estacionariedade dos resíduos, de Engle Granger (1987). Portanto, conclui-se a partir dos resultados dos testes de cointegração 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 conseqüências relevantes para o bem estar econômico do consumidor brasileiro. Este poderá escolher o combustível relativamente mais barato e ainda, mediante uma eventual escassez do álcool ou da gasolina, poderá optar por qualquer um destes combustíveis (GAMARRA, 2009). Sugere-se que a possibilidade de substituição no consumo provavelmente pode implicar em limitação do exercício do poder de mercado por parte das distribuidoras de gasolina C. Entretanto, conforme mencionado anteriormente, 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 não abasteça com um ou outro produto e; por fim, por questões ambientais prefira um dos combustíveis.

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. Verificou-se que, a evolução nos preços da gasolina C é explicada, em grande medida, pelos seus próprios desvios, ou seja, a variância do erro de previsão de cada variável é explicada em grande proporção por ela mesma, Tabelas 4C a 9C (Apêndice). Com relação ao álcool hidratado, os preços da gasolina C têm elevado poder explanatório sobre a variabilidade na decomposição do erro de previsão, com destaque para as regiões Sul e Sudeste.

A partir da aplicação do teste de causalidade de Granger nesses preços verificou-se que somente os preços de gasolina C causam no sentido de Granger os preços do álcool hidratado (Tabela 10C). Desse modo, a hipótese de que o preço da gasolina C não causa no sentido de Granger o preço do álcool hidratado foi rejeitada, para Brasil e regiões, em um nível de 5% e 1%, respectivamente. 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. Esses resultados são consistentes com os obtidos pela decomposição histórica do erro de previsão.

Em síntese, apesar de se corroborar a presença de ambos os combustíveis como produtos relevantes em cada uma das delimitações geográficas, as estimativas da decomposição histórica da variância do erro de previsão e os testes de causalidade de Granger evidenciam a relevância da gasolina C nesses mercados. Isto posto, justifica-se a análise do grau de poder de mercado na distribuição de gasolina C.

4.2. Identificação do grau de poder de mercado exercido pelas distribuidoras de gasolina C a partir do modelo estático

Nessa seção são apresentados os resultados obtidos a partir da aplicação do modelo estático, segundo a abordagem de Bresnahan (1982). Nos modelos de equações

simultâneas, as variáveis endógenas de uma equação têm efeitos indiretos sobre as variáveis da outra equação. Verificou-se a presença de simultaneidade do modelo, por meio do teste de erro de especificação de *Hausman*, cujo resultado evidenciou a existência de endogeneidade nas variáveis explicativas. Portanto, as equações de demanda e as relações de oferta foram estimadas por meio do Método dos Mínimos Quadrados de Dois e Três Estágios. O primeiro método foi escolhido em razão da robustez dos resultados das equações estimadas e pela significância estatística dos coeficientes estimados.

No geral, o modelo estático ajustou bem aos dados. Em relação aos valores obtidos para o R^2 ajustado, tanto na equação de demanda quanto na relação de oferta foram relativamente elevados. Para todas as equações estimadas, não se rejeitou a hipótese nula de resíduos homocedásticos. Entretanto, embora a presença de autocorrelação residual nas equações de demanda tenha sido detectada apenas para o Centro-Oeste, de modo geral, foi um problema nas relações de oferta, exceto nas regiões Norte e Sul³¹. Portanto, foi necessário incorporar um componente auto-regressivo nessas equações para solucionar o problema (Tabelas 10 e 11). A respeito da multicolinearidade, verificou-se, a partir da matriz de correlação das variáveis independentes do modelo, elevada correlação entre os preços do álcool hidratado e gasolina C. Os testes *Variance Inflation Factor (VIF)* e *Tolerance* apontaram multicolinearidade, embora não tenha sido severa. O teste *VIF* entre os preços do álcool hidratado e gasolina C detectou multicolinearidade aceitável com $(VIF_k) = 3,13$. O teste de *Tolerance* corroborou a presença de multicolinearidade aceitável, $Tolerance = 0,319$ (Tabela 9).

³¹ Realizou-se o teste de Cumby-Huizinga, sob a hipótese nula de resíduos não autocorrelacionados de ordem 1. O trabalho de Steen e Salvanes (1999) também evidenciou presença de autocorrelação residual na versão estática. Pinho (2008) aplicou as versões estática e dinâmica para o mercado de distribuição de gás liquefeito de petróleo brasileiro (GLP) e também verificou que a autocorrelação nos resíduos era um problema na maioria das equações de demanda e oferta do modelo estático.

Tabela 9 – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta

Demanda	Preço gasolina C	Preço do álcool		
		Hidratado	Renda	PZ
Preço da gasolina C	1	0,825	-0,158	0,007
Preço álcool hidratado	0,825	1	-0,149	-0,133
Renda	-0,158	-0,149	1	-0,716
PZ	0,007	-0,133	-0,717	1

Relação de Oferta	Vendas gasolina C	Preço Álcool	
		anidro	Preço Gasolina A
Vendas de gasolina C	1	-0,157	-0,055
Preço Álcool Hidratado	-0,157	1	0,494
Preço Gasolina A	-0,054	0,495	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados encontrados para o teste *Reset (Regression Specification Error Test)*, em cada uma das equações, mostraram que a especificação linear das variáveis foi satisfatória para captar o relacionamento entre as variáveis. As variáveis endógenas Pg e Qg foram instrumentalizadas, em geral, pelas variáveis endógenas defasadas e exógenas da relação de oferta e demanda, respectivamente. Para testar a validade dos instrumentos utilizados nas equações, utilizou-se o teste de *Sargan*³². Os resultados desse teste não permitiram rejeitar a hipótese nula de que todos os instrumentos utilizados foram válidos.

As estimativas das equações de demanda para o Brasil e regiões brasileiras estão reportadas na Tabela 10.

No geral, os coeficientes apresentaram os sinais esperados, coerentes com a teoria econômica. A variável preço apresentou relação inversa com a quantidade, embora no Sudeste, Sul, Nordeste e Centro-Oeste não tenha se apresentado estatisticamente significativa. Assim, pelo menos no curto prazo, o preço da gasolina C não consiste em fator relevante na determinação da demanda de gasolina C nessas regiões. De acordo com Gomez (2009), as variações de preços nominais da gasolina são pequenas graças à política comercial adotada pela Petrobrás de não transferir para os preços internos as fortes oscilações do mercado internacional. Como consequência, tem-

³² 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 o número de regressores no lado direito da equação. A hipótese nula do teste é a de que todos os instrumentos utilizados são válidos.

se longos períodos de preços estáveis. Portanto, os preços reais são afetados apenas pelos efeitos da inflação ao consumidor o que leva os testes de hipótese dos coeficientes desta variável não apresentarem significância, no curto prazo.

Tabela 10 – Coeficientes estimados por Mínimos Quadrados em Dois Estágios da formulação estática da equação de demanda

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro - Oeste
<i>Pg</i>	-250,995* (156,52)	-38,550 ^{ns} (85,879)	-12,779 ^{ns} (34,338)	-9,618 ^{ns} (32,715)	-144,989*** (17,298)	-8,659 ^{ns} (18,97)
<i>Pa</i>	250,519*** (71,340)	77,038** (35,865)	37,828** (16,001)	51,932*** (13,417)	32,415*** (6,823)	15,834** (7,135)
<i>dflex</i>	-33,294* (20,236)	-51,622*** (10,683)	15,932*** (5,833)	-14,463*** (4,303)	-2,416 ^{ns} (1,803)	8,047*** (2,506)
<i>Y</i>	7,462*** (1,244)	2,469*** (0,678)	1,656*** (0,359)	0,544* (0,291)	0,594*** (0,109)	0,767*** (0,153)
<i>Z</i>	0,0155*** (0,004)	0,007*** (0,002)	0,002*** (0,001)	0,004*** (0,001)	-0,003*** (6,31)	0,001*** (0,001)
<i>PZ</i>	-0,007*** (0,002)	-0,003*** (0,002)	-0,001*** (0,0004)	-0,001*** (0,003)	0,003*** (0,001)	-0,005** (0,002)
Const.	1447,485*** (392,818)	737,75*** (224,686)	195,494** (94,648)	112,716 ^{ns} (78,635)	348,250*** (40,615)	2,195 ^{ns} (52,631)
AR(1)	-	-	-	-	-	0,388*** (0,082)
R ² ajust.	0,8856	0,8200	0,7884	0,9151	0,9398	0,8501
Estatist. F	28,65***	17,01***	18,20***	37,14***	57,77***	19,58***
Teste						
Hausman	11,025**	4,106**	5,440*	4,808*	8,433***	2,689*
Teste						
Autocor.	1,09 ^{ns}	0,12 ^{ns}	0,89 ^{ns}	1,39 ^{ns}	2,08 ^{ns}	4,756 ^{ns}
Teste						
Heteroc.	16,301 ^{ns}	60,96 ^{ns}	56,79 ^{ns}	53,73 ^{ns}	62,05 ^{ns}	11,08 ^{ns}
Teste						
<i>Reset</i>	0,56 ^{ns}	1,44 ^{ns}	1,41 ^{ns}	1,84 ^{ns}	0,36 ^{ns}	1,17 ^{ns}
Teste						
Sargan ⁺	0,029 ^{ns}	0,330 ^{ns}	4,343 ^{ns}	4,049 ^{ns}	1,001 ^{ns}	0,070 ^{ns}
⁺ Instrumentos	Variáveis	exógenas e	variáveis	endógenas	defasadas.	
Elasticidade						
ϵ_{pp}	-0,742	-0,374	-0,314	-0,435	-7,376	-3,405
ϵ_{yx}	0,173	0,094	0,131	0,286	0,559	0,121
ϵ_{yy}	0,425	0,281	0,457	0,211	0,660	0,424

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Coeficientes relativos as *dummies* sazonais encontram-se disponíveis na Tabela B1, Anexo.

(***) indica significativo a 1%, (**); significativo a 5%, (*) significativo a 10% e ns, não significativo.

Os valores entre parênteses referem-se aos desvios - padrão.

A respeito do preço do álcool, verifica-se que este foi estatisticamente significativo e positivamente correlacionado com a quantidade vendida de gasolina, no Brasil e em todas as regiões. Portanto, mediante elevações no preço do álcool hidratado pode ocorrer uma substituição no consumo, apresentando impactos positivos sobre a demanda de gasolina C. Ressalta-se que, a introdução e expansão dos carros *flex* no mercado de veículos leves, pode explicar, parcialmente, os resultados encontrados para esta variável.

No que tange a variável *dummy flex*, seus coeficientes foram estatisticamente significativos, exceto na região Norte, em que a *dummy* não se mostrou estatisticamente significativa. Particularmente, as regiões Sudeste e Nordeste seguiram a tendência nacional, apresentando-se negativamente correlacionada com as vendas de gasolina. O sinal negativo dessa variável para essas delimitações geográficas evidencia que ocorreram modificações nesses mercados, pois a introdução dos carros com tecnologia *flex* reduziu a demanda por gasolina C. Contudo, conforme já discutido, as elasticidades-preço direta e cruzada revelaram baixa propensão dos consumidores em substituir a gasolina C pelo álcool hidratado, nesses mercados. Além disso, é importante mencionar que conclusões relacionando as elasticidades estimadas e a variável *dummy*, devem ser feitas com cautela. Isso porque, a análise da demanda não se restringe ao segmento de mercado usuário apenas da tecnologia *flex*, o que possivelmente justifica esses resultados.

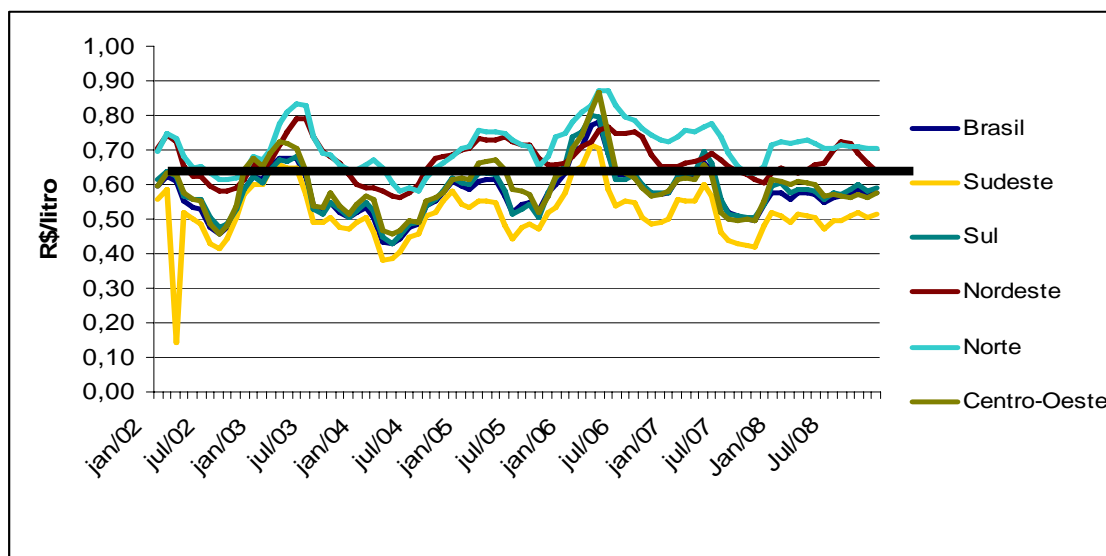
No Sul e Centro-Oeste, a variável *dummy* mostrou-se positivamente correlacionada com o volume de vendas de gasolina C. Embora, na maior parte do período, a paridade de preços tenha revelado a competitividade do álcool hidratado frente à gasolina, (Figura 8), a introdução dos carros *flex* determinou um aumento no volume de vendas da gasolina C³³. Isto posto, a paridade de preço favorável ao álcool hidratado não foi fator determinante na opção de abastecimento para essas regiões.

Segundo Borba (2008), diferentes fatores podem influenciar os consumidores no momento de decisão quanto ao combustível a ser utilizado, diante da possibilidade de se fazer tal escolha, como por exemplo, confiança na tecnologia *flex* e fatores sociais, os

³³ Os veículos *flex-fuel* consomem, em média, cerca de 30% a mais com álcool do que com gasolina, devido, especialmente, a diferença de poder calorífico entre ambos os combustíveis (LOURO, 2006). Para que o álcool seja competitivo é necessário que seu preço corresponda em até 70% em relação ao da gasolina. Para rodar a mesma quilometragem, o álcool queima mais do que seu concorrente. Pela média, o motor rende dez quilômetros, no caso da gasolina, e sete quando é utilizado o álcool. De acordo com o Ministério das Minas e Energia (2006), o álcool hidratado possui 5.097 kcal/l e a gasolina 7.696 kcal/l, sendo que nesta ainda é acrescentado o álcool anidro, que possui cerca de 5.339 kcal/l.

quais podem ter impactos maiores que o próprio preço do combustível. Deve-se lembrar também que a gasolina permite percorrer uma distância maior do que o álcool, reduzindo o número de paradas para abastecimento, o que pode justificar a opção por esse combustível para alguns consumidores.

A Figura 9 apresenta a paridade mensal de preços entre o álcool hidratado e a gasolina C no Brasil e regiões, de janeiro de 2002 a dezembro de 2008.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 9 – Relação de preços álcool hidratado e gasolina C, Brasil e regiões, 2002 a 2008.

Exceto em períodos de pico, como ocorrido em alguns meses do primeiro semestre do ano de 2006, a paridade para o Brasil, Centro-Oeste e Sudeste estiveram abaixo de 70%. Já nas regiões Norte e Nordeste, estas mostraram-se comparativamente maiores, apresentando picos acima da média de 70% em alguns meses dos anos de 2003, 2005, 2006, final de 2007 e; no início de 2008, ficou um pouco acima dos 70%.

A variável renda mostrou-se estatisticamente significativa e positivamente correlacionada com a demanda por gasolina C. Porém a elasticidade-renda revelou-se menor que a unidade, podendo classificar o produto como um bem normal. Os resultados obtidos sugerem a adequação da utilização do índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal da produção física industrial, como *proxy* da renda. Tal evidência já era esperada, pois Schunemann (2007), analisando a demanda por gasolina automotiva no Brasil, utilizou a mesma variável como *proxy* da renda e obteve resultados semelhantes aos encontrados aqui.

Com relação a variável que desloca e rotaciona a função de demanda, PZ, o coeficiente estimado para essa variável não possui interpretação econômica. Contudo, espera-se que seja negativo e significativo, uma vez que, deve ser interpretado sob uma perspectiva da elasticidade. Além disso, sua significância é relevante para que se obtenha a identificação do parâmetro de conduta médio. Os coeficientes apresentaram sinais negativos para a maioria das delimitações geográficas; a única divergência quanto a este resultado refere-se à região Norte. A elevação nas vendas de automóveis e comerciais leves movidos à gasolina no Brasil, variável Z, mostrou-se negativamente correlacionada com a quantidade vendida de gasolina no Norte do país. A interação entre P e Z, apresentou relação direta com a quantidade vendida. Portanto, possivelmente, o mercado automobilístico e, naturalmente, o de combustíveis na região Norte, no curto prazo, apresentaram comportamentos distintos do nacional e também das demais regiões.

A utilização de dados mensais sobre as vendas de automóveis e comerciais leves movidos à gasolina para a região Norte permitiria obter resultados mais consistentes. Esta região apresenta características peculiares que provavelmente podem determinar resultados distintos daqueles obtidos para o país e demais regiões. Destaca-se, por exemplo, o volume reduzido de gasolina C comercializado na região. Além disso, conforme destacou Borba (2008), existe uma elevada concentração de veículos sem registro no Norte do país.

A relação de oferta depende dos coeficientes estimados na equação de demanda. Portanto, de posse dos resultados desses coeficientes, estimou-se as relações de oferta. A Tabela 11 reporta os resultados dos coeficientes estimados para a quantidade comercializada de gasolina C, variáveis deslocadoras de custos e tendência nas relações de oferta³⁴.

³⁴ A variável tendência foi introduzida nas relações de oferta a fim de melhorar o ajustamento do modelo, de forma que os efeitos de outras variáveis não inseridas no modelo possam ser capturados.

Tabela 11 – Coeficientes estimados por Mínimos Quadrados em Dois Estágios da formulação estática da relação de oferta

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro - Oeste
<i>Qg</i>	0,0003* (0,0002)	0,0002 ^{ns} (0,001)	0,003** (0,001)	0,001** (0,001)	-0,019 ^{ns} (0,013)	0,001* (0,001)
<i>Pga</i>	0,733*** (0,10)	0,474*** (0,613)	1,800*** (0,191)	1,002*** (0,841)	0,079*** (0,189)	0,626*** (0,066)
<i>Paa</i>	0,137*** (0,03)	0,192*** (0,022)	0,164*** (0,061)	0,130*** (0,027)	0,240*** (0,063)	0,162*** (0,018)
<i>tend.</i>	-0,003*** (0,007)	-0,002*** (0,003)	-0,007*** (0,002)	-0,001 ^{ns} (0,001)	-0,014 ^{ns} (0,105)	-0,001* (0,001)
Const.	-0,787 ^{ns} (0,54)	0,014 ^{ns} (0,205)	-2,095*** (0,804)	-0,615** (0,250)	1,822*** (0,695)	-0,101 ^{ns} (0,134)
AR(1)	0,480*** (0,065)	0,481*** (0,041)	-	0,392*** (0,043)	-	0,454*** (0,038)
R ² ajust.	0,9354	0,9597	0,8096	0,9762	0,7988	0,9714
Estatist. F	56,34***	88,56***	20,17***	132,09	12,44***	126,85***
Teste						
Hausman	10,099***	6,003*	24,225***	3,025*	5,768***	23,157***
Teste Autocor.	0,021 ^{ns}	1,46 ^{ns}	1,13 ^{ns}	5,91 ^{ns}	0,43 ^{ns}	4,663 ^{ns}
Teste Heteroc.	3,17 ^{ns}	21,25 ^{ns}	2,58 ^{ns}	15,35 ^{ns}	0,30 ^{ns}	9,872 ^{ns}
Teste <i>Reset</i>	0,18 ^{ns}	2,12 ^{ns}	1,85 ^{ns}	2,08 ^{ns}	0,46 ^{ns}	1,04 ^{ns}
Teste Sargan ⁺	0,355 ^{ns}	4,783 ^{ns}	6,221 ^{ns}	5,376 ^{ns}	0,387 ^{ns}	6,070 ^{ns}
exógenas						
⁺ Instrumentos:	Variáveis	e	endógenas	defasadas.		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Utilizou-se o nível de significância de até 5%, para os testes *Reset* e *Sargan*.

(***) indica significativo a 1%, (**) indica significativo a 5%, (*) indica significativo a 10%, ns, não significativo.

Os valores entre parênteses referem-se aos desvios - padrão.

São nas distribuidoras que ocorrem a mistura da gasolina A e do álcool anidro resultando na gasolina C. Portanto, as variáveis deslocadoras da relação de oferta utilizadas foram os preços da gasolina A e do álcool anidro praticados nas refinarias, centrais petroquímicas e usinas. Nos preços da gasolina A, já estão embutidos os devidos impostos prevaletentes no Brasil e regiões. Ambos os preços explicam, em grande medida, os custos de produção da gasolina C.

Os resultados obtidos nas relações de oferta para Brasil e regiões foram, no geral, consistentes com a teoria econômica. A maioria dos coeficientes apresentou-se, estatisticamente significativos. Verificou-se que os preços da gasolina A e do álcool anidro mostraram-se positivamente correlacionados com os preços da gasolina C. Assim, uma elevação nos preços desses produtos implicará em aumentos no preço da

gasolina C. Deve-se destacar a inclusão da variável tendência nas relações de oferta através da qual os efeitos de outras variáveis não inseridas no modelo podem ser capturados. Esta se mostrou significativa e negativamente relacionada com o preço de mercado, exceto para o Norte e Nordeste em que se apresentou irrelevante. Além disso, foram inseridas variáveis *dummies* em todos os modelos para amenizar possíveis efeitos sazonais, possibilitando um melhor ajustamento nas equações de demanda e relações de oferta estimadas³⁵.

A Tabela 12 apresenta os resultados dos parâmetros de conduta estimados, o grau de conduta hipotético de *Cournot* e o número de distribuidoras e Índice de *Lerner*, em cada delimitação geográfica³⁶.

Tabela 12 - Parâmetro de conduta, λ , grau de conduta médio hipotético de *Cournot*, $|\lambda_i|$, número de distribuidoras e Índice de *Lerner*

Região	λ_i	Hipóteses Cournot $ \lambda_i = 1/n$	$\lambda = \lambda_i $ Estatística χ^2	Número de Distribuidoras	Índice de <i>Lerner</i>
Brasil	0,017** (0,010)	($H_0 : \lambda = 0,005$)	1,39 ^{ns} (0,238)	205	0,023
Sudeste	0,011*** (0,003)	($H_0 : \lambda = 0,011$)	0,00 ^{ns} (0,964)	93	0,029
Sul	0,021** (0,009)	($H_0 : \lambda = 0,018$)	0,11 ^{ns} (0,735)	55	0,067
Nordeste	0,004* (0,002)	($H_0 : \lambda = 0,048$)	364,42*** (0,000)	21	0,009
Norte	0,302 ^{ns} (0,268)	($H_0 : \lambda = 0,125$)	76,41*** (0,000)	8	-
Centro-Oeste	0,006** (0,003)	($H_0 : \lambda = 0,032$)	75,59*** (0,000)	31	0,002

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1%, (**) indica significativo a 5%, (*) indica significativo a 10% e ns, não significativo.

Os parâmetros estimados, λ_i , revelaram-se baixos, evidenciando que as empresas distribuidoras de gasolina C, no Brasil e regiões, não possuem poder de mercado conjunto, ou seja, não atuam de forma colusiva. Na região Norte, o coeficiente

³⁵ Os resultados das *dummies* sazonais são apresentados no Anexo D.

³⁶ O grau de conduta médio hipotético de *Cournot* foi calculado por meio da fórmula $\lambda = 1/n$, em que n é o número de distribuidoras que atuam no mercado. Testou-se também a hipótese de que os parâmetros estimados eram estatisticamente iguais ao parâmetro hipotético de Cournot.

estimado foi estatisticamente não significativo, sugerindo que, apesar de existirem poucas distribuidoras de gasolina C nessa região, estas atuam de forma competitiva no curto prazo. Nas regiões Norte e Nordeste, o volume de vendas de combustíveis é baixo. Além disso, no Norte, a demanda é extremamente sensível às variações nos preços de mercado. Tal fato pode explicar, parcialmente, os resultados referentes ao grau de poder de mercado nessa região.

Para o Brasil, Sudeste e Sul, apesar do elevado número de empresas atuando nesses mercados, aceitou-se a hipótese de que as distribuidoras de gasolina C se comportam como oligopólio de *Cournot*. Por outro lado, no Nordeste, Norte e Centro-Oeste a hipótese nula, *Cournot* hipotético calculado, foi rejeitada a 1% de significância. Verifica-se que essas regiões, apesar de apresentarem maior concentração de mercado possuem os menores valores do parâmetro comportamental e do índice de *Lerner*.

Portanto, a formulação estática do modelo de Bresnahan não permitiu aceitar a hipótese de que existe poder de mercado nas regiões geográficas analisadas. Por outro lado, exceto no caso da região Norte em que o parâmetro de conduta revelou-se estatisticamente não significativo, nos demais mercados a hipótese de competição perfeita foi descartada em um nível de 1% e 5% de significância. A princípio, esperava-se que a presença do álcool hidratado em todos esses mercados poderia estar limitando, pelo menos parcialmente, o exercício do poder de mercado. Entretanto, de maneira geral, embora os parâmetros de conduta não tenham revelado poder de mercado expressivo, é relevante salientar que os resultados obtidos pelas elasticidades cruzadas de curto prazo, indicaram que o grau de substitubilidade entre os produtos é relativamente baixo. Esses resultados de curto prazo podem estar associados ao tamanho da frota preexistente de automóveis movidos exclusivamente a gasolina e a impossibilidade de se trocar os veículos para aqueles com tecnologias *flex*.

De modo geral, conforme apresentado anteriormente, a competição se aproximou do oligopólio de *Cournot* e concorrência perfeita. Em algumas regiões, embora exista um número reduzido de empresas atuando, a competição é elevada com destaque para a região Norte. Sugere-se que a concorrência entre distribuidoras localizadas em regiões fronteiras também pode explicar parcialmente esses resultados. Por outro lado, as distribuidoras locais não enfrentam concorrência do mercado internacional.

No que se refere ao ambiente institucional, a presença da ANP como Agência reguladora do setor de combustíveis também pode contribuir, parcialmente, para inibir o

exercício de poder de mercado por parte das distribuidoras. A Agência é responsável pela regulação e fiscalização da indústria petrolífera nacional, embora não exerça papel efetivo repressivo sobre as práticas anticoncorrenciais³⁷.

É possível que exista conduta anticoncorrencial em outros níveis da cadeia produtiva, cita-se, por exemplo, o segmento revendedor. Entretanto, a determinação do grau de competição nesse segmento envolve uma análise mais desagregada a fim de se delimitar geograficamente os mercados relevantes conforme sugerido pelos órgãos de defesa da concorrência do Brasil³⁸. Esse fato consiste em um elemento impeditivo a esse tipo de análise, em razão da deficiência de dados por municípios, por exemplo. Por outro lado, segundo Flores (2006), embora se reconheça que o segmento de revenda lidera o número de investigações junto ao Sistema Brasileiro de Defesa de Concorrência (SBDC), os órgãos integrantes do SBDC sugerem metodologias alternativas compatíveis com as necessidades específicas desse segmento para se avaliar indícios de comportamento colusivo.

A respeito da identificação do grau de poder de mercado no setor de distribuição de gasolina C, é interessante aplicar o modelo dinâmico a fim de se verificar o parâmetro de conduta de longo prazo prevalente nesse segmento. De acordo com Zeidan e Resende (2006), a racionalidade do modelo dinâmico é a de que as interações estratégicas entre as empresas conduziram a um equilíbrio de longo prazo, determinando um parâmetro de conduta estável. Porém, no curto prazo, poderia existir um parâmetro diferente, a ser ajustado pelo setor. Assim, uma vez que a interação entre as empresas pode determinar estratégias de longo prazo, os modelos estáticos podem não ser capazes de reter informações sobre um parâmetro de conduta que apresente características de curto prazo diversas daquelas de longo prazo.

A aplicação do modelo estático para esse mercado permitiu corroborar uma das principais críticas da abordagem de Bresnahan (1982) referentes ao paradigma ECD a respeito do pressuposto de que o poder de mercado será maior quanto mais elevada for a concentração. Dessa forma, os resultados encontrados aqui, sugerem que evidências de estruturas concentradas não é fator determinante para a existência de poder de mercado.

³⁷ De acordo com Nascimento *et al.* (2005), a ANP comunica todo indicio de prática anticompetitiva aos órgãos do sistema brasileiro de defesa de concorrência (SBDC) para que estes tomem as devidas providências legais.

³⁸ No que tange à dimensão geográfica do mercado de revenda dos combustíveis líquidos, a Secretaria de Acompanhamento Econômico - SEAE considerou o mercado relevante como sendo municipal, de acordo com entendimento emitido na análise do Ato de Concentração n.º 08012.002810/2000-74, cujo parecer adotou dimensão geográfica municipal, para municípios com população inferior a 200 mil habitantes e por bairro, para municípios com população superior a 200 mil habitantes.

Entretanto, ainda não se deve fazer conclusões definitivas a respeito do grau de poder de mercado, pois diversos trabalhos encontrados na literatura da NEIO destacam a relevância do modelo dinâmico para se fazer inferências sobre a competição prevalente em diversos setores³⁹.

4.3. Identificação do grau de poder de mercado exercido pelas distribuidoras de gasolina C: modelo dinâmico

A abordagem dinâmica requer a realização prévia de alguns testes a fim de se assegurar a validade de seus resultados. Nesse trabalho realizou-se o teste de raiz unitária e o teste de cointegração para verificar se as variáveis que compõem as funções de demanda e relações de oferta possuem relações de longo prazo; e, por último, foi realizado o teste de separabilidade na variável PZ.

Nas próximas seções são apresentados os resultados desses testes realizados conforme a seqüência descrita acima e, posteriormente, apresentou-se os resultados do modelo dinâmico. Destaca-se que os resultados dos testes de raiz unitária e cointegração foram fundamentais na definição quanto ao modelo dinâmico a ser estimado, a saber, ADL ou MCE. Segundo Steen e Salvanes (1999) ambos os modelos apresentam a mesma contribuição à análise dinâmica, uma vez que permitem obter efeitos de curto e longo prazos. Entretanto, o ADL permite estimar equações em que as séries de dados utilizados não necessariamente são integradas de mesma ordem. Em outras palavras, esse procedimento é mais flexível aos resultados dos testes estatísticos, raiz unitária e cointegração, respectivamente.

4.3.1 Testes preliminares

4.3.1.1. Teste de raiz unitária

A Tabela 13 reporta os resultados do teste de raiz unitária ADF segundo o procedimento seqüencial.

³⁹ Dentre os quais se destacam os trabalhos de Steen e Salvanes (1999), Susanto (2006) e Nakane (2000).

Tabela 13 – Resultados do teste ADF pelo procedimento descrito em Enders (1995)

	Nível		Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens	t	Defasagens	t	
PgBR	1	1,22	1	-4,71***	I(1)
PaBR	1	-0,15	0	-5,41***	I(1)
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)
PgaBR	1	3,79***	-	-	I(0)
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)
PZBR	1	-0,92	0	11,60***	I(1)
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)
QgBR	11	-3,06***	-	-	I(0)
QgSE	11	-6,46***	-	-	I(0)
QgS	0	-8,74***	-	-	I(0)
QgNE	0	-7,11***	-	-	I(0)
QgN	11	-4,87***	-	-	I(0)
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.

(***) indica significativo a 1% (os valores críticos de cada modelo ver tabela 1 A, Anexo).

Para a realização do teste, empregou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de *Schwarz*. Os resultados dos testes de ADF evidenciaram que, a 1% de significância, para Brasil e regiões, as séries de preços da gasolina C, do álcool

hidratado e variáveis de interação PZ foram integradas de ordem um; assim como o preço do álcool anidro nos Estados de Alagoas e São Paulo, preço da gasolina A na região Sudeste e as vendas de automóveis e comerciais leves movidos à gasolina. Por outro lado, as séries de preços da gasolina A no Brasil e regiões, exceto Sudeste, vendas de gasolina C em todas as delimitações geográficas e produção física industrial mostraram-se estacionárias a 1% de significância⁴⁰.

4.3.1.2. Teste de cointegração

Como os testes de raiz unitária apontaram 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 não estacionárias⁴¹.

Na equação de demanda, a análise das relações de cointegração foi realizada entre as variáveis: preço de gasolina C (Pg), preço do álcool hidratado (Pa) e, termo de interação PZ. Já nas relações de oferta, os testes de cointegração foram realizados entre os preços da gasolina C e do álcool anidro, exceto para a região Sudeste, em que o teste incluiu além desses dois, o preço da gasolina A.

O número ótimo de defasagens utilizado nas equações de demanda e nas relações de oferta do modelo dinâmico foi escolhido com base nos critérios de *Akaike* (AIC), *Schwartz* (SC) e *Hannam-Quin* (HQ). De modo geral, os critérios apontaram divergências com relação ao número de defasagens a ser utilizado (Tabelas 1E e 2E). Utilizou-se o critério de SC pelo fato de ser o mais parcimonioso. Optou-se por incluir duas defasagens para as séries das equações de demanda, exceto no Sudeste em que o critério apontou para uma defasagem. Nas relações de oferta optou-se também por incluir duas defasagens, exceto no Centro-Oeste, em que o teste apontou para três defasagens. Os resultados dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, realizados para o conjunto de variáveis das equações de demanda, encontram-se reportados na Tabela 14.

⁴⁰ A respeito da significância dos termos determinísticos, ver Tabela 1C.

⁴¹ Hjalmarsson (2000), Vassilopoulos (2003) e Bask et al. (2007), analisaram o poder de mercado do setor de eletricidade nos países Nórdicos, e adotaram o mesmo procedimento utilizado aqui, uma vez que os resultados dos testes de raiz unitária em seus trabalhos indicaram a presença de variáveis integradas de ordem zero e um. Os autores dividiram os dados em dois grupos, para as equações de demanda e relações de oferta e realizaram o teste de cointegração entre as séries integradas de primeira ordem.

Tabela 14 – Teste de Cointegração na equação de demanda, entre as variáveis, Pg, Pa e PZ

	Hipótese nula	τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico
Brasil	$r = 0$	52,078*	41,195	30,010*	27,067
	$r \leq 1$	22,068	25,078	15,894	20,161
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
Brasil	1,000000	-0,521320	0,00000235	-1,966034
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.

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

Os testes do Traço e do Máximo Autovalor, 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. Já a hipótese nula de existência de uma relação de cointegração não pode ser rejeitada. Portanto, existe uma relação de cointegração entre as séries Pg, Pa e PZ nas equações de demanda.

A respeito das relações de oferta, a Tabela 15 apresenta os resultados das relações de cointegração para Brasil e regiões.

Tabela 15 – Teste de cointegração nas variáveis integradas de ordem um nas relações de oferta

	Hipótese nula	τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico
Brasil	$r = 0$	17,372**	12,321	14,649**	11,225
	$r \leq 1$	2,723	4,130	2,723	4,130
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
	$r \leq 1$	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
Brasil	1,000000	-2,527302	-
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.

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

Os testes do Traço e do Máximo Autovalor 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 delimitações geográficas, foi rejeitada a 5% de significância. Já a hipótese nula de existência de uma relação de cointegração não pode ser rejeitada.

4.3.1.3. Teste de separabilidade

A partir do teste de separabilidade procurou-se assegurar se é possível identificar o grau de poder de mercado por meio da estimação do parâmetro de conduta médio. De acordo com o “Teorema de Impossibilidade” de Lau (1982), a identificação 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 . Portanto, para que o grau de poder de mercado possa ser identificado na prática, o coeficiente da variável de interação, PZ , tem que ser estatisticamente diferente de zero. Se isso não ocorrer, ou seja, se $\alpha_{pz} = 0$, a função de demanda apresentará apenas deslocamento, conforme ilustrado na Figura 3. Nesse caso, não se pode identificar se o novo equilíbrio é diferente para os casos de concorrência perfeita e imperfeita.

Os resultados dos testes de separabilidade para todas as delimitações geográficas encontram-se reportados na Tabela 16.

Tabela 16 – Resultados dos testes de separabilidade na variável PZ

Hipótese nula	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
$H_0 : \alpha_{1,PZ} = 0$	26,850***	15,129***	19,145***	16,461***	40,285***	32,020***

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) refere-se aos valores críticos a 1% de significância.

Como os testes do traço e do máximo autovalor sugeriram a existência de apenas uma única relação de cointegração, testou-se a hipótese de que o coeficiente da variável PZ , para todas as delimitações geográficas, é zero em apenas um vetor de cointegração. O teste de separabilidade evidenciou que a hipótese nula de que $\alpha_{pz} = 0$ foi rejeitada para todos os mercados geográficos, a um nível de 1% de significância, sugerindo que PZ pode ser utilizada para identificar o grau de poder de mercado, λ .

4.3.2 Análise do poder de mercado das distribuidoras de gasolina C: a reformulação do modelo dinâmico em Hjalmarsson (2000)

No presente trabalho, a versão dinâmica do modelo de Bresnahan (1982) foi estimada de acordo com o trabalho de Hjalmarsson (2000). Os resultados dos testes de raiz unitária evidenciaram que algumas variáveis se revelaram $I(0)$ e outras $I(1)$. Diante

disso, seguiu-se o mesmo procedimento empírico aplicado no trabalho supracitado, ou seja, optou-se pelo modelo ADL com uma abordagem de cointegração.

As equações foram estimadas conforme o procedimento seqüencial. Inicialmente, estimou-se um modelo geral, com o maior número de defasagens possível, e em cada etapa excluíram-se os coeficientes não significativos das variáveis defasadas, resultando em um modelo particular. Assim, 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, uma vez que a inclusão da mesma no vetor de cointegração gerou resultados com sinais teoricamente inconsistentes.

As Tabelas 17 a 20 reportam os resultados dos coeficientes estimados nas equações de demanda e relações de oferta do modelo dinâmico mais parcimonioso para Brasil e regiões. No geral, o modelo dinâmico revelou-se bem ajustado. A respeito dos valores obtidos para o R^2 ajustado, tanto na equação de demanda quanto na relação de oferta, foram relativamente elevados para Brasil e regiões. Em todas as equações estimadas, não se rejeitou a hipótese nula de resíduos homocedásticos. Além disso, não se detectou presença de autocorrelação residual nas equações estimadas, sugerindo que os modelos estão bem formulados. Adicionalmente, os resultados para o teste *Reset* (*Regression Specification Error Test*), em cada uma das equações, evidenciaram que a especificação linear foi satisfatória para captar o relacionamento entre as variáveis. Inicialmente, o modelo geral foi estimado por meio do método de MQ2E. 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, Brasil e região Nordeste na relação de oferta.

A respeito das equações de demanda, para Brasil e regiões, de modo geral, diversas defasagens incluídas no modelo não se revelaram estatisticamente significativas, sendo necessário excluí-las⁴². Entretanto, todas as estimativas dos parâmetros restantes revelaram-se altamente significantes, exceção ao termo constante nas regiões Norte e Centro-Oeste e variável *dummy flex*, no Sudeste, Tabela 17.

⁴² Para Brasil, Sudeste, Sul e Nordeste o modelo parcimonioso foi estimado pelo método MQO, pois, a variável preço da gasolina C revelou-se exógena, em alguma etapa do processo de exclusão de variáveis defasadas. Nas regiões Norte e Centro-Oeste, a endogeneidade dos preços da gasolina C se manteve até o modelo mais parcimonioso. Para estas regiões, estimou-se pelo método de MQ2E, utilizando-se, como instrumentos, as variáveis endógenas defasadas e exógenas da relação de oferta.

Tabela 17 - Estimativa dos coeficientes das funções de demanda do modelo dinâmico

Variável	(continuação)					
	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Pg_t	-	-	-27,519*** (14,863)	-	-7,834* (4,725)	-22,261*** (6,608)
Q_{t-1}	0,172* (0,098)	0,399*** (0,131)	-	0,560*** (0,108)	-	0,543*** (0,102)
Q_{t-3}	0,263** (0,100)	-	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)	-	-	-
$Dflex$	54,223*** (27,711)	-7,481 ^{ns} (16,150)	25,683*** (8,252)	7,856** (3,813)	7,878*** (2,311)	9,604** (4,201)
Y_t	5,409*** (1,262)	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)	-
$\Delta vacl$	0,003*** (0,001)	0,001* (0,001)	-	-	-	-
$\Delta vacl_{t-1}$	-	-	-	-	0,0001*** (0,0001)	-
$P1$	293,806** (120,929)	-	-	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)
$\overline{Const.}$	397,476** (397,476)	303,648*** (122,286)	125,700** (48,672)	57,543* (33,672)	-8,054 ^{ns} (17,219)	0,266 ^{ns} (14,751)
$\overline{R^2}$	0,8428	0,7873	0,8342	0,9170	0,9705	0,8737
Estatist. F	26,23***	16,43	17,76	46,92	81,60	18,98
Testes						
Hausman	-	-	-	-	5,916***	3,414*

Tabela 17 - Estimativa dos coeficientes das funções de demanda do modelo dinâmico

(conclusão)

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Autocor.	0,279 ^{ns}	0,132 ^{ns}	0,545 ^{ns}	1,568 ^{ns}	1,223 ^{ns}	0,297 ^{ns}
Heteroc.	15,597 ^{ns}	2,42 ^{ns}	3,01 ^{ns}	0,08 ^{ns}	30,112 ^{ns}	18,002 ^{ns}
Reset	1,07 ^{ns}	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.

(***) significativo a 1%, (**) significativo a 5%, (*) significativo a 10%, ns, não significativo.

Verifica-se que, para Brasil e regiões, todas as defasagens resultantes do sistema dinâmico (Q_{t-i}) foram positivas e altamente significativas. Com relação a *dummy flex*, exceto para a região Sudeste, a variável mostrou-se estatisticamente significativa e positiva, sugerindo que após a introdução dos carros com tecnologia *flex* ocorreu um aumento nas vendas de gasolina C nessas delimitações geográficas. Os resultados encontrados para essa variável no modelo dinâmico, no Brasil, Sudeste e Nordeste, não foram consistentes com aqueles obtidos das estimativas da abordagem estática, em que a variável apresentou impacto negativo sobre o volume de gasolina C comercializado. Por outro lado, nas regiões Sul e Centro-Oeste a *dummy flex* foi positivamente correlacionada com as vendas de gasolina C em ambos os modelos, estático e dinâmico.

As demais estimativas individuais, nas equações de demanda, revelam algumas peculiaridades: O impacto contemporâneo da elevação da produção física industrial, variável *proxy* da renda, mostrou-se positivo, para todas as delimitações geográficas, conforme esperado. As defasagens três da produção física industrial também se apresentaram positivas para Sudeste, Nordeste e Norte; além da primeira e sétima defasagem no Sudeste e Centro-Oeste, respectivamente. Entretanto, os efeitos dessa variável na primeira defasagem nas regiões Nordeste, Norte e Centro-Oeste e na quarta defasagem para o Nordeste foram negativos.

Com relação a variável vendas de automóveis e comerciais leves verificou-se que, no geral, apenas os impactos contemporâneos e defasados em um período foram estatisticamente significativos e positivos. No entanto, nas regiões Sul, Nordeste e Centro-Oeste foi excluída, sugerindo que no modelo dinâmico, a variável não se mostrou relevante para explicar a demanda de gasolina C nessas delimitações

geográficas. Conforme salientado anteriormente, essa variável foi introduzida no modelo na primeira diferença, pois o resultado do teste de raiz unitária identificou que ela era integrada de ordem um.

No que tange as estimativas dos vetores de cointegração, verifica-se que, para Brasil e regiões, os coeficientes contemporâneos e defasados de P1 mostraram-se altamente significativos. Além disso, no Centro-Oeste a estimativa do vetor P1 na oitava defasagem revelou-se positiva. Portanto, nessa região os preços apresentaram efeitos negativos e positivo sobre a demanda de gasolina C. O impacto positivo na oitava defasagem revela que algumas pessoas aumentam a demanda por gasolina C quando o preço eleva. Provavelmente, isso ocorre em razão de os indivíduos formarem expectativas de que os preços possam vir a aumentar ainda mais em um momento futuro.

A existência de vetores P1, contemporâneos e ou defasados, estatisticamente significativos é relevante, pois, de acordo com o Teorema da Impossibilidade de Lau, o poder de mercado é identificado somente se a função de demanda não for separável no parâmetro de interação.

Hjalmarsson (2000), Vassilopoulos (2003) e Basket et al. (2007) ressaltaram que, para que a variável de interação seja significativa é suficiente que o vetor P1 seja estatisticamente significante. 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 determina a inexistência do vetor. Sendo assim, conforme sugeriram os autores supracitados, a significância de P1 representa a significância dessas variáveis no longo prazo. Entretanto, a significância dos coeficientes das variáveis no longo prazo pode ser provada pelo teste de separabilidade. Conforme ressaltou Vassilopoulos (2003), a interpretação do sinal do termo de interação não é simples. Dessa forma, esse parâmetro pode ser melhor interpretado sob uma perspectiva de elasticidade-preço, apresentando necessariamente um coeficiente negativo.

As estimativas das soluções estáticas de longo prazo encontram-se reportadas na Tabela 18.

Tabela 18 - Coeficientes de longo prazo da função de demanda do modelo dinâmico

Soma das estimativas dos componentes individuais de P1

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Pg_t	-293,806	-	-	-61,339	-	-
Pa_t	153,167	-	-	37,488	-	-
PZ_t	-0,000690	-	-	-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	702,971 ^{ns} (911,515)	504,980** (235,888)	9742,44*** (1956,14)	457,949*** (90,086)	-12,25*** (0,24)	3,840 ^{ns} (29,552)
Pg_t	-	-	-2132,85** (440,036)	-	-11,923 ^{ns} (14,20)	322,24*** (48,91)
Y_t	9,56*** (2,42)	4,339 ^{ns} (4,59)	-	2,902*** (1,02)	2,00*** (0,83)	7,286*** (1,14)
$\Delta vacl$	0,0052*** (8,95x10 ⁻⁶)	0,00150** (5,9x10 ⁻⁴)	-	-	0,002*** (5,3x10 ⁻⁴)	-
P1	-519,622*** (283,09)	151,607*** (137,48)	4692,29*** (4,93)	488,156*** (104,95)	-53,478* (28,54)	215,13*** (43,07)
Componentes individuais de P1 no longo prazo						
(θ_{pg})	-519,622	-151,607	-4692,296	-488,156	-53,478	-215,131
(θ_{pa})	270,889	111,350	3179,077	298,342	13,697	87,111
(θ_{pz})	-0,0012	-0,000128	-0,0075	-0,0013	-0,0001	-0,0006
Elasticidades de Longo Prazo						
ε_{pp}	-0,694	-0,372	-30,085	-4,563	-1,43	-3,168
ε_{yx}	0,187	0,136	11,019	1,644	0,236	0,666
ε_{yy}	0,579	-	-	1,19	2,364	4,365

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1%, (**) indica significativo a 5%, (*) indica significativo a 10%, ns, não significativo.

Os valores entre parênteses referem-se aos desvios – padrão, que foram calculados a partir da transformação de Bardsen (1989).

Para Brasil, Sudeste e Nordeste, a variável preço não se mostrou relevante para explicar a demanda por gasolina C, de forma que foi excluída da solução de longo prazo. A respeito da renda, no longo prazo, no Nordeste, Norte e Centro-Oeste, a demanda se revelou elástica em relação a esta variável, sugerindo que, o aumento na renda sobre as vendas de gasolina C ocorre por meio do aumento, ou aquisição, da frota de veículos movidos à gasolina C nessas regiões. Por outro lado, no Sudeste e Sul a renda não se apresentou relevante para a determinação da demanda de gasolina C no 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 Tabela 19 apresenta os resultados do modelo dinâmico das relações de oferta para Brasil e regiões.

Tabela 19 - Estimativa dos coeficientes das relações de oferta do modelo dinâmico

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	(continua)
						Centro-Oeste
ΔPg_{t-1}	0,487*** (0,667)	-	-	-	-0,243*** (0,08)	-
ΔPg_{t-3}	-	-	-	-	-0,242*** (0,074)	-
ΔPg_{t-4}	-0,388*** (0,797)	-	-	-	-0,166*** (0,079)	-
ΔPg_{t-5}	0,277*** (0,071)	-	-	-	-0,252*** (0,068)	-
ΔPg_{t-6}	0,163*** (0,052)	-	-	-	-0,165*** (0,069)	-
ΔPg_{t-7}	-	-	-	-	-0,120** (0,053)	-
Q_t	0,0001* (0,00004)	-	0,001** (0,0004)	0,001** (0,0005)	-	-
Q_{t-1}	0,0001*** (0,00002)	-	-	-	-	-
Q_{t-3}	-	0,0002*** (0,0001)	-	-	-	-
Q_{t-4}	-0,0001*** (0,00002)	-	-	-	-	0,002*** (0,001)
Q_{t-5}	-	-	-	-0,0003** (0,0001)	-	-
Q_{t-7}	-0,0001* (0,00003)	-	-	-	0,002*** (0,001)	-

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Q_{t-8}	-	-	-	-	-	-0,001*** (0,0004)
Pga	0,894*** (0,061)	-	1,202*** (0,094)	1,192*** (0,083)	0,700*** (0,057)	0,816*** (0,078)
ΔPga	-	0,582*** (0,074)	-	-	-	-
Pga_{t-1}	-	-	1,201*** (0,085)	-0,698*** (0,119)	-	-0,777*** (0,074)
ΔPga_{t-1}	-	0,284*** (0,084)	-	-	-	-
Pga_{t-2}	-0,519*** (0,089)	-	-	-0,392*** (0,078)	-0,443*** (0,070)	-
Pga_{t-3}	-0,289*** (0,098)	-	-	-	-	-
Pga_{t-4}	0,348*** (0,124)	-	-	-	-	-
Pga_{t-5}	-0,387*** (0,106)	-	-	-	-	-
Pga_{t-8}	-	-	-	-	-0,243*** (0,048)	-
ΔPaa	0,112*** (0,021)	-	0,187*** (0,029)	0,146*** (0,028)	0,079** (0,307)	0,139*** (0,023)
ΔPaa_{t-1}	0,142*** (0,021)	0,084** (0,039)	-	-	-	0,173*** (0,024)
ΔPaa_{t-2}	-	-	-	-	-	0,045** (0,022)
ΔPaa_{t-8}	-0,039** (0,017)	-	-	-	-	-
Q^*	0,064** (0,029)	0,018** (0,089)	0,209** (0,087)	0,440* (0,253)	-	0,381** (0,149)
Q_{t-1}^*	-	-	-	-	-	-
Q_{t-2}^*	-	-	-	-	-	-
Q_{t-3}^*	-	-	-	-	-	-
Q_{t-7}^*	-	-	-	-	0,149*** (0,053)	-
Q_{t-8}^*	-	-	-	-	-	-0,296** (0,120)
$V1_{t-1}$	-0,020** (0,007)	-0,324*** (0,101)	-0,031* (0,009)	-0,015* (0,009)	-0,043* (0,011)	-0,011* (0,006)
$Const.$	-0,047 ^{ns} (0,081)	-0,053 ^{ns} (0,063)	0,016* (0,066)	-0,152* (0,089)	-0,080** (0,036)	-0,011 ^{ns} (0,041)
$tend.$	0,007** (0,00004)	-	0,0001** (0,0003)	-	-	-
$\overline{R^2}$	0,9302	0,7450	0,8151	0,8499	0,8515	0,8699
Estatist. F	19,59***	14,75	20,59	17,54	18,91	24,87
Testes						
Hausman	5,451**	-	-	-4,56*	-	

Tabela 19 - Estimativa dos coeficientes das relações de oferta do modelo dinâmico

(conclusão)

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Autocor.	0,021 ^{ns}	1,038 ^{ns}	0,004 ^{ns}	0,521 ^{ns}	0,065 ^{ns}	-0,007 ^{ns}
Heteroc.	22,822 ^{ns}	4,36 ^{ns}	25,679 ^{ns}	18,97 ^{ns}	9,44 ^{ns}	0,99 ^{ns}
Reset	02,87 ^{ns}	4,66 ^{ns}	1,30 ^{ns}	2,39 ^{ns}	4,01 ^{ns}	0,94 ^{ns}
Sargan+	6,022 ^{ns}	-	-	3,676 ^{ns}	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ressalta-se que o modelo geral das relações de oferta, assim como nas equações de demanda, foi estimado inicialmente por meio do método de MQ2E. Entretanto, exceto para o Brasil e 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 tinha se revelado exógena.

A variável Q^* foi calculada a partir dos coeficientes dos parâmetros de longo prazo, preço (θ_p) e variável de interação (θ_{pz}), obtidos nas equações de demanda. Conforme salientado anteriormente, as relações de oferta estimadas aqui utilizaram uma versão reparametrizada do modelo ADL, com a inclusão de vetores de cointegração.

Algumas variáveis defasadas incluídas no modelo geral foram excluídas das relações de ofertas. A variável dependente ΔP apresentou processo auto-regressivo apenas para Brasil e Norte. Portanto, nas demais regiões nenhuma das defasagens resultantes foram estatisticamente significativas e, portanto, não aparecem no modelo parcimonioso.

A respeito da variável quantidade, os coeficientes contemporâneos estimados no Brasil, Sul e Nordeste apresentaram, impactos positivos sobre o preço, sugerindo que uma elevação na quantidade ofertada de gasolina C gera um aumento no preço desse combustível. Entretanto, nas demais delimitações geográficas as quantidades correntes não se mostraram significativas e, portanto, tiveram que ser excluídas do modelo.

Sobre os insumos, gasolina A e álcool anidro, as estimativas dos coeficientes correntes foram positivas e estatisticamente significativas. Portanto, o aumento nos preços desses insumos, naturalmente, eleva o preço da gasolina C. No caso dos preços da gasolina A, as defasagens 2, 3 e 5 no Brasil, as defasagem 1 e 2 no Nordeste, 2 e 8 no Norte e primeira defasagem no Centro-Oeste apresentaram-se negativas.

No longo prazo, exceto na região Centro-Oeste, a quantidade também apresentou impactos positivos e significativos sobre o preço da gasolina C. 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, exceto a defasagem 8 no Brasil. Destaca-se que, os efeitos cumulativos de longo prazo para Brasil e regiões foram todos positivos. Assim, no longo prazo, exceto na região Norte do país, uma elevação nos preços dos insumos gasolina A e álcool anidro determinam uma elevação no preço da gasolina C.

O coeficiente do vetor de correção de erros $V1_{t-1}$, que determina a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo, foi significativo para todas as delimitações geográficas, embora tenha se revelado baixo na maioria delas. A Tabela 20, reporta os resultados dos coeficientes de longo prazo da relação de oferta, assim como os parâmetros que determinam o grau de poder de mercado de longo prazo no modelo dinâmico.

Tabela 20 - Coeficientes de longo prazo da relação de oferta do modelo dinâmico

Solução estática de longo prazo

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro-Oeste
Constante	0,030 ^{ns} (0,130)	-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)	0,00001*** (7,1x10 ⁻⁷)	0,0002** (0,0001)	0,001** (0,0004)	0,0009* (0,0005)	0,009*** (0,001)	0,001 ^{ns} (0,002)
(ξ_{paa})	0,136*** (0,050)	0,084** (0,039)	0,187*** (0,030)	0,145*** (0,028)	0,036 ^{ns} (0,231)	0,357*** (0,041)
(ξ_{pga})	0,032** (0,013)	0,0867*** (0,112)	2,403*** (0,13)	0,102 ^{ns} (0,168)	-0,006 ^{ns} (0,042)	0,039*** (0,011)
Λ	0,040 ^{ns} (0,050)	0,018** (0,09)	0,209** (0,087)	0,440* (0,253)	0,068* (0,034)	0,085** (0,033)
Estimativas dos componentes individuais de V1 no longo prazo						
Pg_{t-1}	-0,020	-0,324	-0,031	-0,015	-0,043	-0,011
Paa_{t-1}	0,051	0,099	0,079	0,032	0,095	0,031
Pga_{t-1}	-	0,340	-	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1%, (**) indica significativo a 5%, (*) indica significativo a 10%, ns, não significativo.

Os valores entre parênteses referem-se aos desvios – padrão, que foram calculados a partir da transformação de Bardsen (1989).

Todas as variáveis especificadas na estimação das relações de ofertas apresentaram sinais coerentes com a teoria econômica. Os preços do álcool anidro e gasolina A, mostraram-se positivamente correlacionados com o preço da gasolina C, sugerindo que o aumento no preço desses insumos implicará em uma elevação no preço da gasolina C. Com relação ao parâmetro que determina o grau de poder de mercado no modelo dinâmico, os coeficientes contemporâneos foram positivos e estatisticamente significativos, porém, relativamente baixos. Já no longo prazo apesar dos parâmetros se apresentarem significativos, estes não determinam um comportamento colusivo.

Particularmente, no caso do Brasil, o parâmetro de conduta estimado pelo modelo dinâmico não foi estatisticamente significativo, sugerindo que no longo prazo, as empresas distribuidoras de gasolina C atuam de forma competitiva. A inelasticidade da demanda por gasolina C em relação ao preço, combinado as expressivas barreiras a entrada, poderia facilitar o exercício de poder de mercado por parte das distribuidoras. Todavia, outros fatores podem estar sendo determinantes para acirrar a concorrência entre as distribuidoras que atuam no mercado nacional. Existe um número relativamente elevado de empresas distribuidoras de gasolina C no Brasil e, mesmo mediante a expansão do volume de vendas de álcool hidratado, a demanda por gasolina C é bastante expressiva. Esses fatores podem favorecer o comportamento de concorrência perfeita por parte das empresas no longo prazo.

A princípio, ao observar a estrutura atual do mercado nacional de distribuição de gasolina C, identificar as características da demanda em relação ao preço e os indícios de elevadas barreiras à entrada, esperava-se que as empresas agissem de forma não competitiva. Entretanto, os modelos estático e dinâmico evidenciaram que o comportamento das firmas no mercado nacional se distancia bastante do colusivo perfeito. No extremo, o modelo dinâmico aplicado ao mercado nacional apontou para concorrência perfeita entre as empresas no longo prazo, ou seja, as distribuidoras são tomadoras de preço.

A respeito dos mercados regionais, de maneira geral, assim como no modelo estático, os resultados encontrados no modelo dinâmico corroboram a rejeição da hipótese de existência de exercício de poder de mercado por parte das empresas distribuidoras de gasolina C. Entretanto, os parâmetros de conduta foram comparativamente maiores que aqueles obtidos na versão estática, com destaque para as regiões Nordeste e Sul.

No Sudeste, embora a demanda por gasolina C seja inelástica em relação a seu próprio preço e ao preço do álcool hidratado, o grau de competição entre elas é elevado, embora não tenha se revelado perfeito. Na região Sul, as elasticidades de longo prazo sugeriram que os proprietários dos veículos são extremamente sensíveis a qualquer variação no preço da gasolina C. O parâmetro comportamental apontou que nessa região prevalece a concorrência imperfeita, apesar de ser relativamente distante da conduta colusiva. Evidentemente, espera-se que as elevadas elasticidades-preço direta e cruzada poderiam inviabilizar o exercício de poder de mercado. No caso das regiões Sudeste e Sul, sugere-se que o comércio intra-regional também pode funcionar como elemento impeditivo ao exercício de poder de mercado por parte das empresas locais. Nesse sentido, se as distribuidoras locais estabelecem preços relativamente maiores que os prevalentes em mercados competitivos, isso pode estimular a concorrência de distribuidoras localizadas nas regiões mais próximas.

Nas regiões Norte e Centro-Oeste, os parâmetros de conduta de longo prazo mostraram-se estatisticamente significativos e positivos. Entretanto, mesmo existindo um número relativamente pequeno de distribuidoras atuando nessas regiões, especialmente no Norte, o grau de competição refletido pelo parâmetro foi bastante elevado. Nessas regiões o total de combustível comercializado é bastante baixo, o volume de vendas de gasolina C no Norte e Centro-Oeste representam as menores médias nacionais. Sugere-se que uma demanda permanentemente reprimida impõe um limite natural ao exercício de poder de mercado das empresas distribuidoras que vendem a gasolina C. Além disso, os proprietários de veículos nessas regiões são bastante sensíveis a qualquer variação nos preços da gasolina C. Assim, uma elevação no preço desse combustível gera uma redução mais que proporcional na quantidade demandada. Por outro lado, mesmo no longo prazo, o álcool hidratado e a gasolina C são combustíveis substitutos imperfeitos. Provavelmente, nessas regiões outras alternativas de locomoção, como por exemplo, o transporte público, são bastante utilizados.

Na região Nordeste, o parâmetro de conduta estimado no modelo dinâmico foi comparativamente maior que nas demais regiões. As elasticidades calculadas sugerem que os proprietários de veículos são bastante sensíveis a alterações no preço da gasolina C. Entretanto, a competição entre as 21 empresas distribuidoras exibe algum grau de imperfeição. Nesse sentido, o grau de poder de mercado das empresas que atuam nesta

região pode não estar associado às elevadas elasticidades-preço direta e cruzada da demanda.

No geral, exceto no Brasil, os valores estimados para o parâmetro de conduta no modelo dinâmico são comparativamente maiores que os encontrados no modelo estático. Os resultados sugerem que para a maioria das delimitações geográficas, o grau de poder de mercado estimado não está associado às elasticidades-preço direta e cruzada da demanda. Além disso, a concentração de mercado, as elevadas barreiras à entrada e as condições conjunturais do setor, parecem não serem suficientes para permitir o exercício de poder de mercado pelas distribuidoras de gasolina C.

Em suma, os resultados do modelo dinâmico em nível regional não permitem aceitar a hipótese de que as empresas distribuidoras de gasolina C ajam como tomadoras de preços ($\Lambda = 0$). No outro extremo, a hipótese de conluio perfeito ($\Lambda = 1$) entre elas é rejeitada. Existe uma clara indicação de que as empresas que atuam regionalmente apresentam uma competição imperfeita no longo prazo. Entretanto, nas regiões Sudeste, Norte e Centro-Oeste os parâmetros comportamentais refletem a elevada competição entre as distribuidoras não associada às condições estruturais e as características da demanda do mercado consumidor. No Sul e Nordeste, os parâmetros de conduta resultantes foram comparativamente mais elevados, distantes da competição perfeita. O modelo dinâmico revelou que, no longo prazo, o mercado nacional de distribuição de gasolina C é competitivo, apesar do elevado grau de concentração de mercado e as barreiras à entrada existentes nesse segmento. Nesse sentido, os resultados corroboram a discussão realizada no modelo estático de que evidência de estruturas concentradas não é um fator determinante para a existência de poder de mercado.

Sugere-se que a atuação da ANP juntamente com os órgãos de defesa da concorrência pode estar sendo efetiva no sentido de garantir o ambiente concorrencial evitando práticas abusivas por parte das empresas que atuam no segmento de distribuição de gasolina C, especialmente no âmbito nacional. Regionalmente, além desse fator, a concorrência intra-regional entre regiões limítrofes, a demanda permanentemente reprimida, em casos isolados, e a demanda elástica em relação a preço da gasolina C e álcool hidratado podem consistir em elementos impeditivos ao exercício de poder de mercado. Também, possivelmente, os parâmetros de conduta estimados nos modelos estático e dinâmico podem ter sofrido alguma distorção, em magnitude, em decorrência das adulterações na gasolina C e, ou da sonegação de impostos. Entretanto,

não se espera que as conclusões sobre o grau de poder de mercado sejam efetivamente alteradas por essas questões, uma vez que os parâmetros se distanciaram bastante daquele que teoricamente prevalece em um conluio perfeito.

4.4. Mensuração das perdas de bem-estar social

Para analisar as variações no nível de bem-estar social utilizou-se a metodologia apresentada no estudo de Daskin (1991) e reproduzida, posteriormente, no trabalho de Schmidt e Lima (2006). Entretanto, conforme mencionado anteriormente, o modelo proposto em Daskin (1991) foi adaptado no que se refere a curva de demanda estimada e ao índice de determinação de poder de mercado. Nesse sentido, as elasticidades-preço da demanda foram obtidas a partir das funções de demanda lineares estimadas no modelo dinâmico. No Índice de *Lerner*, substituiu-se as parcelas de mercado das maiores empresas pelo parâmetro de conduta médio a fim de tornar a análise consistente com a Teoria da NEIO. Segundo esta teoria, a concentração de mercado não consiste em elemento determinante do exercício de poder de mercado. A mensuração do *DWL* para o segmento de distribuição de gasolina C foi realizada em nível regional, uma vez que o parâmetro de conduta obtido a partir do modelo dinâmico evidenciou que no mercado nacional as empresas são tomadoras de preços. Consequentemente, não faz sentido avaliar o custo para uma sociedade de um mercado não operar de maneira eficiente como em estruturas de mercado em concorrência perfeita.

A Tabela 21 apresenta os resultados da mensuração da perda de bem-estar social para cada região brasileira, o faturamento médio e a razão entre essas duas variáveis. O faturamento médio do setor em cada região foi obtido pelo produto entre o preço médio e a quantidade vendida de gasolina C, em metros cúbicos. Conforme a expressão 51, para mensurar o *DWL* em cada região, foi necessário obter a parcela de mercado de um conjunto de firmas representativas no setor. Diante disso, utilizou-se os dados referentes às parcelas de mercado das 5 maiores empresas distribuidoras de gasolina C em cada região. Ressalta-se que esse grupo de empresas detém parcelas substanciais das vendas de gasolina C nesses mercados, em torno de 70% do mercado.

Tabela 21 – Perda de bem-estar social como proporção do faturamento em reais, nas grandes regiões brasileiras no ano de 2008

Região	<i>DWL</i> (R\$)	Faturamento (R\$)	<i>DWL</i> /Faturamento (%)
Sudeste	24.018,00	2.254.128,00	1,07
Sul	2.332,00	968.760,00	0,24
Nordeste	38.254,00	680.921,00	5,62
Norte	3.300,00	244.885,00	1,35
Centro-Oeste	4.247,00	470.910,00	0,90

Fonte: Dados da pesquisa.

Verifica-se que, para todas as regiões, a magnitude da razão entre o *DWL* e o faturamento do setor foi baixa. Na região Nordeste, o *DWL* foi relativamente maior que nas demais regiões, sendo seguido pelas regiões Norte, Sudeste, Centro-Oeste e Sul, respectivamente. Portanto, as perdas para a sociedade não chegaram a ser significativas nessas regiões.

Destaca-se que embora a hipótese de competição pura seja regionalmente rejeitada pelos resultados do modelo dinâmico, as perdas de bem estar provenientes do grau de poder de mercado vigente são relativamente baixas. Assim, apesar dos mercados regionais serem altamente concentrados, as variações no bem-estar social são consistentes com os resultados do grau de poder de mercado prevalecente. Portanto, os resultados da estimação dos parâmetros de conduta do modelo dinâmico evidenciaram que embora as empresas não sejam tomadoras de preços, o grau de poder de mercado existente ainda é bastante distante do conluio perfeito. Como consequência, a perda monetária para a sociedade em relação ao faturamento do setor foi relativamente pequena para todas as regiões.

Algumas considerações sobre o mercado de distribuição de gasolina C podem ser feitas. O setor de distribuição de gasolina C é regionalmente concentrado. Em 2008, no Centro-Oeste, Nordeste e Norte a participação da distribuidora BR sobre as vendas de gasolina C giraram em torno de 41%, 37,5% e 34,5%, respectivamente. No Sudeste as vendas da distribuidora BR representaram cerca de 25,8% do volume total vendido, sendo que a Ipiranga e a Shell detiveram aproximadamente 21,1% e 16,4%. No Sul, mais de 60% das vendas de gasolina C foram realizadas pelas empresas Ipiranga (33,8%) e BR (24,3%), Tabela 22.

Tabela 22 – Parcelas de mercado das cinco maiores empresas distribuidoras de gasolina C (%), nas grandes regiões brasileiras

Sudeste		Sul		Nordeste		Norte		Centro - Oeste	
BR	25,8	Ipiranga	33,8	BR	37,5	BR	34,5	BR	41
Ipiranga	21,1	BR	24,3	Shell	9,5	Shell	12,9	Ipiranga	11,7
Shell	16,4	Shell	7,6	Alesat	8,7	Ipiranga	12,7	Shell	8,2
Esso	8,0	Esso	7,0	Total	6,5	Atem's	7,9	Alesat	5,0
Alesat	7,6	Alesat	3,9	SP	6,2	Equador	7,2	Fic	4,9

Fonte: Resultados da pesquisa.

Apesar de as parcelas consideráveis das vendas de gasolina C estarem sendo controladas por um número restrito de empresas, verificou-se que isso não se reflete de forma significativa em termos de perdas sobre o bem estar da sociedade. Nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, por exemplo, a distribuidora BR, que lidera as vendas de gasolina C, possui elevado *market-share*.

Portanto, sugere-se que as variações na perda de bem-estar, dependem essencialmente do grau de poder de mercado das empresas que atuam regionalmente, independente do nível de concentração existente. Destaca-se que o parâmetro comportamental estimado no modelo dinâmico para a região Nordeste foi o que mais se distanciou da competição perfeita ($\Lambda = 0$), comparativamente as demais regiões. Para as demais regiões, a competição foi elevada e, como consequência, a perda de bem estar social foi comparativamente pequena em relação a seu faturamento.

Em síntese, os resultados obtidos aqui permitiram corroborar a hipótese de que o poder de mercado e as suas implicações para o bem-estar são influenciados pela capacidade que as firmas têm de colocar seus preços acima daqueles prevalecentes na competição perfeita. Como os resultados do parâmetro comportamental não indicaram poder de mercado expressivo das distribuidoras de gasolina C, as perdas monetárias para a sociedade em relação ao faturamento do setor foram relativamente pequenas em todas as regiões.

5 – RESUMO E CONCLUSÕES

O setor de combustíveis é de fundamental importância para a economia brasileira, pois se destaca na geração de renda e emprego para a população brasileira. Nos últimos anos, o setor passou por transformações no ambiente institucional, com a redução da intervenção governamental, de modo que o Estado passou a exercer um papel cada vez mais regulador e fiscalizador sobre o processo produtivo e de distribuição de combustíveis. Conseqüentemente, ocorreram diversas mudanças estruturais em todo o setor como a expansão do número de postos revendedores, o surgimento de pequenas distribuidoras de combustíveis e movimentos de fusões e aquisições.

O segmento de distribuição de gasolina C é concentrado em nível nacional e regional. A maior parte da distribuição desse combustível é realizada por grandes grupos, permitindo o reconhecimento da interdependência estratégica entre eles. A respeito das barreiras à entrada, existem desvantagens econômicas das firmas entrantes comparativamente às grandes empresas já estabelecidas, relacionadas não apenas às maiores capacidades de armazenamento dos produtos, mas também à localização das bases que, via de regra, são instaladas em regiões próximas as unidades produtoras. Além disso, não se verifica a existência de uma diversidade de combustíveis substitutos próximos da gasolina C, que representem alternativas para o mercado consumidor. Para os proprietários de veículos movidos exclusivamente à gasolina a elasticidade cruzada é nula em razão da restrição tecnológica existente. Por outro lado, para aqueles que possuem veículos *flex*, a única opção alternativa é o álcool hidratado.

Diante desse cenário, nesse trabalho, adotou-se a hipótese de que existe poder de mercado no segmento de distribuição de gasolina C, no Brasil e regiões, o que determinaria a perda de bem-estar para a sociedade. O objetivo deste trabalho foi avaliar o grau de poder de mercado na distribuição de gasolina C e o impacto sobre o bem-estar social, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Especificamente, realizou-se uma análise de delimitação de mercado relevante dos combustíveis líquidos, gasolina C e álcool hidratado; identificou-se o grau de poder de mercado exercido pelas distribuidoras de gasolina C, a partir de modelos estático e dinâmico e; avaliou-se os impactos do grau de poder de mercado sobre o bem-estar social. Pelo fato de existirem distribuidoras de gasolina C atuando em todas as regiões do país e com base resultados nos atos de concentração sobre o segmento de distribuição de combustíveis, optou-se por realizar uma análise desagregada por regiões, sem negligenciar o mercado nacional.

Conclui-se que os resultados obtidos neste trabalho não permitiram aceitar a hipótese inicial, pois os modelos dinâmico e estático estimados, de modo geral, não apresentaram parâmetros de conduta elevados que evidenciassem exercício de poder de mercado expressivo por parte das distribuidoras de gasolina C. Como consequência, as perdas para a sociedade não chegaram a ser significativas em todas as delimitações geográficas avaliadas.

A partir dos resultados obtidos para a delimitação do mercado relevante de combustíveis líquidos, pode-se inferir que a gasolina C e o álcool hidratado encontram-se no mesmo mercado relevante de produto. As elasticidades-preço cruzadas de curto prazo evidenciaram que o álcool hidratado é um produto substituto, porém imperfeito, da gasolina C no Brasil e regiões. No curto prazo, existe uma relativa rigidez, pelo lado da demanda, com relação à substituição entre os dois combustíveis, seja pelo tamanho da frota preexistente de automóveis exclusivamente movidos a gasolina ou pelo fato de outras alternativas de locomoção estarem sendo utilizadas quando o preço da gasolina aumenta. Assim, no curto prazo, o grau de substitubilidade entre eles revelou-se relativamente baixo com destaque para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. No longo prazo, as elasticidades cruzadas apresentaram-se relativamente baixas para a maioria das delimitações geográficas, exceto nas regiões Sul e Nordeste.

Diante disso, concluiu-se que nestas regiões ambos os combustíveis são substitutos imperfeitos no curto prazo e mais que perfeito no longo prazo. Ressalta-se que, provavelmente, a possibilidade de alguns proprietários de veículos movidos exclusivamente à gasolina trocarem seus automóveis por veículos *flex* pode explicar o

aumento no grau de substitubilidade entre os dois combustíveis, no longo prazo. De modo geral, embora a elasticidade-preço cruzada nas demais regiões tenham se revelado menor que a unidade, caracterizando o álcool como um substituto imperfeito da gasolina C, os valores foram comparativamente maiores que as de curto prazo, exceto na região Norte.

Ainda que resultados tenham apontado para a presença de ambos os combustíveis em todas as delimitações geográficas, verificou-se que o volume de vendas de gasolina C supera, em grande medida, as vendas de álcool hidratado. Além disso, os testes de causalidade de Granger e a estimação da decomposição da variância do erro de previsão permitiram corroborar a relevância da gasolina C nesses mercados.

A respeito do grau de poder de mercado, os resultados dos parâmetros de conduta estimados no modelo estático sugeriram que para, Brasil e regiões, os parâmetros comportamentais se revelaram bastante distantes do conluio perfeito. Nesse sentido, a formulação estática do modelo de Bresnahan não permitiu aceitar a hipótese de que existe poder de mercado nas regiões geográficas analisadas. Por outro lado, exceto no caso da região Norte em que o parâmetro de conduta revelou-se estatisticamente não significativo, a hipótese de competição perfeita foi descartada no modelo estático.

Esperava-se que a existência do álcool hidratado como produto relevante em todos esses mercados poderia estar limitando, pelo menos parcialmente, o exercício do poder de mercado das distribuidoras de gasolina C. Entretanto, embora tenha se verificado baixo grau de competição para todas as delimitações geográficas, os resultados das elasticidades-preço cruzadas de curto prazo sugeriram que o grau de substitubilidade entre os produtos é relativamente baixo. Possivelmente, o tamanho da frota de automóveis preexistente que utilizam exclusivamente à gasolina como combustível, a impossibilidade de se trocar os veículos para aqueles com tecnologias *flex* e, a utilização de outras alternativas de locomoção podem justificar esses resultados a curto prazo. Além disso, a concorrência entre distribuidoras localizadas em regiões fronteiras também pode ser uma justificativa.

Os resultados do modelo dinâmico não se apresentaram muito distintos daqueles obtidos no modelo estático. Porém, o parâmetro de conduta estimado pelo modelo dinâmico para o mercado nacional não foi estatisticamente significativo, sugerindo que no longo prazo, as empresas distribuidoras de gasolina C atuam de forma competitiva. A inelasticidade da demanda com relação ao preço da gasolina C e existência de

barreiras à entrada não foram fatores relevantes na determinação do grau de poder de mercado no Brasil. Possivelmente, o elevado número de empresas que competem no mercado nacional e a expressiva demanda por gasolina C podem estar favorecendo a competição entre as empresas no longo prazo.

Para os mercados regionais, no geral, assim como no modelo estático, os resultados obtidos corroboraram a rejeição da hipótese de existência de expressivo poder de mercado por parte das empresas distribuidoras de gasolina C. Por outro lado, os parâmetros de conduta foram relativamente maiores que aqueles obtidos na versão estática, com destaque para as regiões Nordeste e Sul. Conclui-se que, para a maioria das regiões, o grau de poder de mercado não está relacionado às elasticidades-preço direta e cruzada da demanda. Por outro lado, a elevada concentração nos mercados regionais e as barreiras à entrada parecem não terem sido suficientes para permitir o exercício poder de mercado pelas distribuidoras de gasolina C. Portanto, embora os resultados do modelo dinâmico tenham revelado que as empresas não são tomadoras de preços, nas regiões Sudeste, Norte e Centro-Oeste os parâmetros comportamentais refletem a elevada competição entre as distribuidoras, não associada às condições estruturais e as características da demanda do mercado consumidor. No Sul e Nordeste, os parâmetros de conduta resultantes foram comparativamente mais elevados.

Em síntese, os resultados do modelo dinâmico corroboram a discussão realizada no modelo estático de que a evidência de estrutura concentrada não é um fator determinante para a existência de poder de mercado. Nos mercados regionais, a concorrência intra-regional entre regiões limítrofes, a demanda permanentemente reprimida, em casos isolados, e a demanda elástica em relação ao preço da gasolina C e álcool hidratado podem consistir em elementos impeditivos ao exercício de poder de mercado expressivo.

Mediante o grau de competição existente entre as empresas que atuam nos mercados nacional e regionais, não foi possível verificar perdas monetárias suficientemente significativas para a sociedade. Esse resultado foi obtido a partir da mensuração do *DWL*, uma vez que este revelou-se baixo em todos os mercados regionais. Não ocorreram perdas significativas para a sociedade em decorrência do grau de poder de mercado existente.

Pode-se concluir a partir dos resultados dos modelos dinâmico e estático, que não existe poder de mercado expressivo na distribuição de gasolina C tanto em nível nacional quanto regional. Desse modo, as perdas para a sociedade em termos de bem-

estar não se mostram relevantes em relação ao faturamento do setor. Não se descarta a hipótese de que, possivelmente, os resultados obtidos para os parâmetros de condutas nesses modelos tenham sofrido alguma distorção em razão das adulterações na gasolina C e, ou em decorrência da sonegação de impostos. Entretanto, não se espera que as conclusões sobre o grau de poder de mercado sejam efetivamente alteradas por essas questões, uma vez que os parâmetros se distanciaram, em grande medida, daquele que teoricamente prevalece em um conluio perfeito. Por outro lado, é provável que exista conduta anticoncorrencial em outros segmentos do mercado de gasolina C, como por exemplo, na revenda de gasolina C. Todavia, a dificuldade de se encontrar dados em nível municipal que delimitem, geograficamente, os mercados relevantes possivelmente pode ser um fator impeditivo a esse tipo de análise.

A principal limitação do trabalho refere-se ao fato de terem sido utilizadas algumas variáveis em nível nacional, como representativas para os mercados regionais. Possivelmente, isso pode causar distorções nos resultados obtidos para algumas regiões. Além disso, atualmente, ainda não se verifica dados estaduais e municipais para esse tipo de análise que permita verificar o grau de competição nos segmentos de distribuição e revenda de gasolina para essas limitações. Diante disso, para trabalhos futuros, sugere-se a aplicação dos procedimentos metodológicos considerando tais delimitações e segmentos do setor de combustíveis, utilizando-se de outra base de dados que não se encontram disponíveis até o período presente.

6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO - ANP. Levantamento de preços. Disponível e < <http://www.anp.gov.br/preco/>> Acesso em abr. 2009.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO - ANP. Abastecimento em números. Boletim gerencial. **Comportamento do Mercado de Derivados de Petróleo e Biocombustíveis em 2008**. Ano 4, nº 21, fev. 2009.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO – ANP. **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 fev. 2009.

ANFAVEA, 2009. Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores, **Anuário Estatístico da Indústria Automobilística Brasileira**. Brasil.

ARAUJO, R. L. W.. **Mercado de cerveja no Brasil: um estudo econométrico**. 53 p. Dissertação (Mestrado em Economia) –Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2001.

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

BANERJEE, A., DOLADO, J., GALBRAITH, J.W., HENDRY, D.F., 1993. **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. In: Granger, C.W.J., Mizon, G.E. (Eds.), *Advanced texts in econometrics*, 1st ed. Oxford University Press, Oxford.

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.

B*ardsen, G., The Estimation of Long-Run Coefficients from Error-Correcting Models. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. n. 51, 345–350, 1989.

BASK, M., LUNDGREN, J., RUNDHOLM, N.. **Market power in the expanding Nordic power market.** (2007). HUI Working Paper No. 9. Disponível em <http://hui.demo.litium.se/LitiumDokument20/GetDocument.asp?archive=3&directory=72&document=891>. Acesso em 14 mar. 2009.

BORBA, B. S. M. C.. **Metodologia de Regionalização do Mercado de Combustíveis Automotivos no Brasil.** 136 p. Dissertação (Mestrado Planejamento Energético) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

BRAGA, H. C. Determinantes do desempenho da indústria brasileira: um investigação econométrica. **Revista Brasileira de Economia**, v. 33, n. 4, p. 501-570, 1979.

BRESNAHAN, T.F.. The Oligopoly Solution Concept is Identified. **Economics Letters** n. 10, p. 87-92, 1982.

BRESNAHAN, T.F.. **Empirical Studies of Industries with Market Power.** In: Handbook of Industrial Organization, V. 2, Chapter 17, 1989.

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.

BRUNI, P., P., B.. **Comportamento dos preços e a formação de carteis na etapa de revenda do Mercado de gasolina brasileiro.** 88p. Monografia (Bacharelado em Economia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.

CABRAL, L. M. B., Conjectural Variations as a Reduced Form. **Economics Letters**. v. n. 49 , p. 397-402, 1995.

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

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.

CARNEIRO, F., H., R.. A concorrência na distribuição de combustíveis petrolíferos no Brasil. **II Congresso Brasileiro de P&D em Petróleo & Gás.** (2003). Disponível em < <http://www.portalabpg.org.br/PDPetro/2/8054.pdf>. Acesso em junho de 2010.

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

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

CORREA, P.; HERRERA, V.. **Estimación del Grado de competencia en la Industria Panameña de Distribución de Combustibles**. Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE). Documento de trabalho n.º 01. jun. 1999. Disponível em < http://www.seae.fazenda.gov.br/central_documentos/documento_trabalho/1999> .

CUNHA, D. A.. **Integração de preços no mercado internacional de café**. 105 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa – UFV. Viçosa, Minas Gerais, 2008.

DASKIN, A. J. Deadweight loss in oligopoly: A new approach. **Southern Economic Journal**, v. 58, n. 1, p. 171-185, 1991.

DAVIDSON, R., MACKINNON, J., G. **Estimation and inference in econometrics**. 2 th ed., Oxford University Press, 1993. 875p.

DEODHAR, S.Y.; PANDLEY, V. **Degree of Instant Competition: Estimation of Market Power in Indian's Instant Coffe Market**. Indian Institute of Management. Working Paper n.º 2006-10-02_sdeodhar.pdf>. Acesso em: 12 de jun de 2008.

DEODHAR, S.Y.; SHELDON, I.M., Market Power in the World Market for Soymeal Exports. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.1, n. 3, p. 78-86, 1997.

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.

DIEHL, D. ; ANDRIOLLI M.; BACCHI, M. R.P.. Elasticidades-renda das despesas com álcool e gasolina para automóveis e comerciais leves no Brasil em 2002-2003. In: XLV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2007, Londrina, PR. **Anais...** Brasília, 2007. 1 CD-ROM.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE TRANSITO – DENATRAN. **Frota de veículos 2008**. Disponível em: < <http://www.denatran.gov.br/frota.htm>>. Acesso em 07 de jun. de 2010.

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.

ESTEVEZ, H., B., B.; BICALHO, L. N.. **Aspectos técnicos-econômicos da logística da distribuição de combustível no Brasil**. Disponível em < http://www.anp.gov.br/doc/conheca/IBP1726_08.pdf> Acesso em 26 de mai de 2009.

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.

FARRAR, D.E., GLAUBER, R.R. Multicollinearity in regression analysis: the problem revisited. **Review of Economics and Statistics**, v. 49, n.1 , p. 92-107, 1967.

FEDERAÇÃO NACIONAL DO COMÉRCIO DE COMBUSTÍVEIS E DE LUBRIFICANTES - FECOMBUSTÍVEIS, 2009. **Relatório Anual da Revenda de Combustíveis 2009.** Disponível em < <http://www.fecombustiveis.org.br/relatorio-2009>> Acesso em 20 abr. 2009.

FIÚZA, E.P.S. Estudos Econométricos em Organização Industrial no Brasil, *in*: **Microeconomia e Sociedade no Brasil.** M.B.. Lisboa e N. A. Menezes-Filho (org.). Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.

FLORES, G. A.. **Cartel: Teoria Econômica e a Prática Antitruste no Brasil.** Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2006.

GENESOVE, D.; MULLIN, W. **Testing Static Oligopoly Models: Conduct and Cost in the Sugar Industry, 1890-1914.** Rand Journal of Economics, vol. 29, n. 2, p. 355-377, 1998.

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 Ibmec. Rio de Janeiro: Faculdades Ibmec. 2009.

GREENE , W. H. **Econometric analysis.** 5 th ed., Upper Saddle River (NJ): Prentice-Hall, 2003.1026p.

HJALMARSSON, E., **Nord Pool: A Power Market Without Market Power,** Working paper n 28, department of Economics, Goteborg University, 2000.

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.

HARBERGER, A. C. Monopoly and resource allocation. **American Economic Review**, v. 44, n. 2, p. 77-87, may 1954.

HATIRLI, S. A.; JONES, E.; AKTAS, A. R. Measuring the market power of the banana import market in Turkey. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry**. V. 27, n. 6, p. 367-373, may, 2003.

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

JOHNSTON, J. DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4ª Edição. Lisboa: McGraw Hill, 2001. 573p.

JOHANSEN, S., Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** v.12, n. , 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.

KARP, L. S., PERLOFF, J. M. Dynamic Model of Oligopoly in the Coffee Export Market. **American Journal of Agricultural Economics**. v.75, n. 2, p. 448-457, 1993.

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

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.

LOURO, R., 2006. **Hora de Usar Gasolina: No Corsa 1.8, Usar Álcool Sai Mais Caro**. Caderno Carro ETC. P.3 25 de Janeiro de 2006. Jornal O Globo.

MADDALA, G., S. **Introdução à econometria**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos. Editora S. S. 2003. 345p.

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.

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

MARTIN, S. **Industrial Economics** – Economic Analysis and Public Policy. 2. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1993. 638 p.

MASCOLELL, A., WHINSTON, M., D., GREEN, J. R.. **Microeconomic Theory**. Oxford Economic Press, 977p.

MASON, E. S. Price and production policies of large-scale enterprise. **American Economic Review**, v. 29, n. 1, p. 61-74, 1939.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA. **Balanco energético nacional** . Disponível em

<http://www.mme.gov.br/site/menu/select_main_menu_item.do?channelId=1432&pageId=17036> . Acesso em mar 2009.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA. **Balço Energético Nacional 2006**. Brasil. Disponível em <http://www.mme.gov.br/site/>. Acesso em jun 2009.

NAKANE, M. I., A test of competition in Brazilian banking. **Estudos Econômicos**. v.32, n.2, p. 203 – 224, 2002.

NAPPO, M.. **A demanda por gasolina no Brasil: Uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros biocombustível**. 61p. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas – FGV, São Paulo, 2007.

NASCIMENTO, A., B., M., MACIEL, E. F., MOREIRA, D., L., S., NETO, O., S., S.. A ANP e a defesa da concorrência no setor de petróleo e gás no Brasil. . In: III CONGRESSO BRASILEIRO DE P&D EM PETROLEO E GAS NATURAL, 2005, Salvador, BA. **Anais...**, 2005. CD-ROM.

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.

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.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: Modelos e Previsões**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2004. 727p.

PINHO, A.K.J. **Defesa da concorrência e integração vertical no mercado de GLP brasileiro**. 2008. 110p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de Brasília, Brasília, 2008.

PINTO, M.R; SILVA, E.C.D. **O Brilho da Bandeira Branca: Concorrência no Mercado de Combustíveis no Brasil**, 2004. Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2004/Artigo/A04A086pdf> Acesso em: 14 de Mar. 2009.

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.

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

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

SCHMIDT, C., A., J.; LIMA, M., A.,M.. A perda do peso morto e a elasticidade-preço da demanda do setor siderúrgico no Brasil. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 127 – 147, Jan-mar, 2006.

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 Ibmec. Rio de Janeiro: Faculdades Ibmec. 2007.

SCURO, P. C. **Cartelização: Análise do mercado varejista da gasolina “C” em Florianópolis (SC), no período de 2000-2004**. 99 p. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas). Centro Sócio Econômico, Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC, Florianópolis, 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.

SEXTON, R.J. e ZHANG, M., (2000). An Assessment of Market Power in the U.S. Food Industry And Its Impact on Consumers. **Conferência The American Consumer and the Changing Structure in the Food System, Arlington**, Virginia, Maio 4 – 5.

SHELDON, I., RICHARD S.. Estimating the Extent of Imperfect Competition in the Food Industry: What Have We Learned”. **Journal of Agricultural Economics** 54(2003): 89-109.

SHEPHERD, W. G. **The economics of industrial organization**. Forth edition, prospect Heights: Waveland Press, Inc., 1997.

SINDICATO NACIONAL DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE COMBUSTÍVEIS E DE LUBRIFICANTES –SINDICOM. **Distribuição e logística**. Disponível em <http://www.sindicom.com.br/pub_sind/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?sid=72>. Acesso em mar. 2009.

SOUZA, D. A. **Regulação e defesa dos consumidores: o caso da ANP**. 2005. 129p. Tese (Mestrado em Regulação da Indústria de Energia) –Universidade de Salvador-UNIFACS, Salvador, 2005.

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.

SUGANUMA, R. Sistema de equações simultâneas. In: VASCONCELOS, M.A.S. e ALVES, D. (Org). **Manual de Econometria**. São Paulo:USP, 2000. p. 163-198.

SUSANTO, D. **Measuring the Degree of Market Power in the Export Demand for Soybean Complex**. Louisiana: Department of Agricultural Economics and Agribusiness, 2006. 180p. (Tese).

TUROLLA, F. A.; LOVADINE, D.; OLIVEIRA, A. V. M.. Competição, Colusão e Antitruste: estimação da conduta competitiva de companhias aéreas. **Revista Brasileira de Economia**, v.60, n.4, p.425-459, out./dez. 2006.

VASSILOPOULOS, P. **Models for the identification of Market Power in wholesale electricity markets**. University Paris IX Dauphine. Paris: Department of Economics and Agribusiness, 2003. 102p. (Tese).

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

ZEIDAN, R., **Ensaio sobre poder de Mercado**. 88p. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ, Rio de Janeiro, 2005.

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.

WANG, D; TOMEK, W. G. Commodity prices and unit root tests. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 4, p. 873-889, 2007.

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.

ANEXOS

ANEXO A

Maximização função lucro: derivação da Condição de Primeira Ordem

Suponha que, para uma firma i , sua elasticidade entre as quantidades vendidas de qualquer firma K com relação a ela, seja constante. Portanto, supõe-se que

$$\varepsilon_i = \frac{\Delta\%q_K}{\Delta\%q_i} = \frac{dq_K}{dq_i} * \frac{q_i}{q_K} = \alpha_i, \forall K. \text{ Assim, a condição de primeira ordem para a firma } i,$$

é apresentada em Shimidt e Lima (2006) como:

$$\frac{d\Pi}{dq_i} = P(Q) + q_i \frac{dP(q)}{dQ} \frac{dQ}{dq_i} - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.1})$$

$$\frac{d\Pi}{dq_i} = P(Q) + q_i \frac{dP(q)}{dQ} \left[\frac{dq_i}{dq_i} + \frac{dq_1}{dq_i} + \dots + \frac{dq_{N-1}}{dq_i} \right] - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.2})$$

$$\frac{d\Pi}{dq_i} = P(Q) + q_i \frac{dP(q)}{dQ} \left[1 + \sum_{i \neq K=1}^{N-1} \frac{dq_k}{dq_i} \right] - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.3})$$

$$P(Q) + \frac{P(Q) * Q}{P(Q) * Q} * q_i \frac{dP(Q)}{dQ} * \left[1 + \sum_{i \neq K=1}^{N-1} \frac{dq_k}{dq_i} \right] - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.4})$$

$$P(Q) + P(Q) * \frac{q_i}{Q} * \left[\frac{Q}{P(Q)} * \frac{dP(Q)}{dQ} \right] * \left[1 + \alpha_i \sum_{i \neq K=1}^{N-1} \frac{dq_k}{dq_i} \right] - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.5})$$

Multiplique a equação acima por $\frac{Q}{Q}$:

$$P(Q) + \left\{ 1 + S_i * \left[-\frac{1}{|\varepsilon|} \right] * \left[1 + \sum_{i \neq K=1}^{N-1} \alpha_i * \frac{q_K}{Q} * \frac{Q}{q_i} \right] \right\} - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.6})$$

Rearranjando os termos, tem-se:

$$P(Q) + \left\{ 1 + \frac{S_i}{|\varepsilon|} * \left[1 + \sum_{i \neq K=1}^{N-1} \alpha_i * \frac{q_K}{Q} * \frac{1}{S_i} \right] \right\} - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.7})$$

$$P(Q) + \left\{ 1 + \frac{S_i}{|\varepsilon|} * \left[1 + \frac{\alpha_i}{S_i} \sum_{i \neq K=1}^{N-1} \frac{q_K}{Q} \right] \right\} - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.8})$$

$$P(Q) + \left\{ 1 + \frac{S_i}{|\varepsilon|} * \left[1 + \frac{\alpha_i}{S_i} (1 - S_i) \right] \right\} - Cmg_i = 0 \quad (\text{A.9})$$

ANEXO B

A relação entre o modelo autorregressivo de defasagem distribuída (ADL) e a formulação do mecanismo de correção de erro (MCE)⁴³

Função de demanda

$$Q_t = \alpha_{P,0}P_t + \alpha_{P,1}P_{t-1} + \alpha_{Y,0}Y_t + \alpha_{Y,1}Y_{t-1} + \alpha_{Z,0}Z_t + \alpha_{Z,1}Z_{t-1} + \alpha_{PZ,0}PZ_t + \alpha_{PZ,1}PZ_{t-1} + \alpha_{Q,1}Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{B.1})$$

Os parâmetros de curto prazo são os coeficientes das variáveis contemporâneas, $\alpha_{P,0}$, $\alpha_{Y,0}$, $\alpha_{Z,0}$ e $\alpha_{PZ,0}$, pelo lado da demanda e $\beta_{Q,0}$, $\beta_{W,0}$ e λ_0 na relação de oferta. A solução estacionária de longo prazo é encontrada quando, $Q_t = Q_{t-1}$, $P_t = P_{t-1}$, $Y_t = Y_{t-1}$, $PZ_t = PZ_{t-1}$, $W_t = W_{t-1}$ e $Q^*_t = Q^*_{t-1}$.

O modelo ADL pode ser descrito como:

$$Q = \left[\frac{\alpha_{p0} + \alpha_{p1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] P + \left[\frac{\alpha_{y0} + \alpha_{y1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] Y + \left[\frac{\alpha_{z0} + \alpha_{z1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] Z + \left[\frac{\alpha_{pz0} + \alpha_{pz1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] PZ \quad (\text{B.2})$$

A solução de longo-prazo é determinada pelos três parâmetros, representados pelos colchetes, que são equivalentes aos parâmetros de longo prazo θ_j , definidos anteriormente no modelo MCE, segundo reformulação de Steen e Salvanes (1999). Para determinar tal equivalência, é necessário adicionar e deduzir Q_{t-1} , $\alpha_{p0}P_{t-1}$, $\alpha_{y0}Y_{t-1}$, $\alpha_{pz0}PZ_{t-1}$ do lado direito da equação de demanda.

⁴³ Este apêndice é uma mera reprodução do apêndice do artigo de Steen e Salvanes (1999).

$$Q_t = \alpha_{P0}P_t + \alpha_{P1}P_{t-1} + \alpha_{Y0}Y_t + \alpha_{Y1}Y_{t-1} + \alpha_{Z0}Z_t + \alpha_{Z1}Z_{t-1} + \alpha_{PZ0}PZ_t + \alpha_{PZ1}PZ_{t-1} + \\ \alpha_{Q1}Q_{t-1} + \alpha_{P0}P_{t-1} - \alpha_{P0}P_{t-1} + \alpha_{Z0}Z_{t-1} - \alpha_{Z0}Z_{t-1} + \alpha_{PZ0}PZ_{t-1} - \alpha_{PZ0}PZ_{t-1} \\ + Q_{t-1} - Q_{t-1} + \varepsilon_t,$$

Rearranjando tem-se

$$Q_t - Q_{t-1} = (\alpha_{P0}P_t - \alpha_{P0}P_{t-1}) + (\alpha_{P0}P_{t-1} + \alpha_{P1}P_{t-1}) + (\alpha_{Y0}Y_t - \alpha_{Y0}Y_{t-1}) + \\ (\alpha_{Y0}Y_{t-1} + \alpha_{Y1}Y_{t-1}) + (\alpha_{Z0}Z_{t-1} - \alpha_{Z1}Z_{t-1}) + (\alpha_{PZ0}PZ_t - \alpha_{PZ0}PZ_{t-1}) + \\ + (\alpha_{PZ0}PZ_{t-1} + \alpha_{PZ1}PZ_{t-1}) + (\alpha_{Q1}Q_{t-1} - Q_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

Utilizando o operador de diferença

$$\Delta Q_t = \alpha_{P0}\Delta P_t + (\alpha_{P0} + \alpha_{P1})P_{t-1} + \alpha_{Y0}\Delta Y_t + (\alpha_{Y0} + \alpha_{Y1})Y_{t-1} + \alpha_{Z0}\Delta Z_t + \\ (\alpha_{Z0} + \alpha_{Z1})Z_{t-1} + \alpha_{PZ0}\Delta PZ_t + (\alpha_{PZ0} + \alpha_{PZ1})PZ_{t-1} + (\alpha_{Q1} - 1)Q_{t-1} + \varepsilon_t$$

Finalmente, a equação pode ser descrita conforme o MCE:

$$\Delta Q_t = \alpha_{P0}\Delta P_t + \alpha_{Y0}\Delta Y_t + \alpha_{Z0}\Delta Z_t + \alpha_{PZ0}\Delta PZ_t + (1 - \alpha_{Q1}) \\ \{Q_{t-1} - \left[\frac{\alpha_{P0} + \alpha_{P1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] P_{t-1} - \left[\frac{\alpha_{Y0} + \alpha_{Y1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] Y_{t-1} - \left[\frac{\alpha_{Z0} + \alpha_{Z1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] Z_{t-1} - \\ \left[\frac{\alpha_{PZ0} + \alpha_{PZ1}}{1 - \alpha_{Q1}} \right] PZ_{t-1} \} + \varepsilon_t \quad (B.1')$$

A equação (B.1') é equivalente à equação (31) quando se inclui o termo de intercepto e determina $k=1$. Os parâmetros de longo prazo são os mesmos do modelo ADL, mas são encontrados como os coeficientes contemporâneos das variáveis diferenciadas ($\alpha_{P0}, \alpha_{Y0}, \alpha_{Z0}$ e α_{PZ0}). Conforme Steen e Salvanes (1999), o ajustamento do parâmetro γ^*

da equação (31) corresponde a $\gamma^* = 1 - \alpha_{Q1}$ em (B.1'), e α_j^* em $\theta_j = \frac{\alpha_j^*}{\gamma^*}$ corresponde

a

$\alpha_j^* = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}$, para $j=P, Y, Z$ e PZ . Dessa forma, os parâmetros de longo prazo θ_j são

os termos entre os colchetes, i. e., $\theta_j = \frac{\alpha_{j0} + \alpha_{j1}}{1 - \alpha_{Q1}} = \alpha_j^* \gamma^*$. Assim, os parâmetros de

longo prazo no MCE em (B.1') corresponde aos parâmetros de longo-prazo em (B.2).

Relação de oferta

Conforme destacaram Steen e Salvanes (1999), a variável utilizada na identificação do poder de mercado Q^* , pode ser obtido a partir dos parâmetros utilizados em (B.1') usando $Q^* = \frac{Q}{(\theta_P + \theta_{PZ}Z)}$

$$Q^* = \frac{Q}{(\theta_P + \theta_{PZ}Z)} = \frac{Q_t}{\left(\frac{\alpha_{P0} + \alpha_{P1}}{1 - \alpha_{Q1}} + \frac{\alpha_{PZ0} + \alpha_{PZ1}}{1 - \alpha_{Q1}} Z_t \right)} \quad (\text{B.3})$$

A relação de oferta do modelo estático, parametrizada pela forma ADL com uma defasagem e sem o termo de intercepto é definida por:

$$P_t = \beta_{Q0}Q_t + \beta_{Q1}Q_{t-1} + \beta_{W0}W_t + \beta_{W1}W_{t-1} + \lambda_0Q_t^* + \lambda_1Q_{t-1}^* + \beta_{P1}P_{t-1} + \eta_t \quad (\text{B.4})$$

Os parâmetros de curto prazo são os coeficientes das variáveis contemporâneas, β_{Q0} , β_{W0} e λ_0 . A solução estacionária de longo prazo é encontrada quando, $P_t = P_{t-1}$, $Q_t = Q_{t-1}$, $W_t = W_{t-1}$ e $Q_t^* = Q_{t-1}^*$. Desse modo, a relação de oferta em (B.4) torna-se:

$$P = \left[\frac{\beta_{Q0} + \beta_{Q1}}{1 - \beta_{P1}} \right] Q + \left[\frac{\beta_{W0} + \beta_{W1}}{1 - \beta_{P1}} \right] W + \left[\frac{\lambda_{Q^*0} + \lambda_{Q^*1}}{1 - \beta_{P1}} \right] Q^* \quad (\text{B.5})$$

A solução de longo prazo é determinada pelos três parâmetros representados pelos colchetes em (B.5). Estes são equivalentes aos parâmetros de longo prazo, ξ_Q , ξ_W e Λ . Para tanto, deve-se subtrair e adicionar P_{t-1} , $\beta_{Q0}Q_{t-1}$, $\beta_{W0}W_{t-1}$ e $\lambda_{Q^*0}Q_{t-1}^*$ no lado direito da equação (B.4). A relação de oferta em (B.4) no MCE torna-se:

$$\Delta P_t = \beta_{Q0}\Delta Q_t + \beta_{W0}\Delta W_t + \lambda_0\Delta Q_t^* + (1 - \beta_{P1}) \left\{ P_{t-1} - \left[\frac{\beta_{Q0} + \beta_{Q1}}{1 - \beta_{P1}} \right] Q_{t-1} - \left[\frac{\beta_{W0} + \beta_{W1}}{1 - \beta_{P1}} \right] W_{t-1} - \left[\frac{\lambda_0 + \lambda_1}{1 - \beta_{P1}} \right] Q_{t-1}^* \right\} + \eta_t$$

Incluindo um termo de intercepto, e considerando $k=1$, a equação (B.4') corresponde a relação de oferta (32). Conforme destacaram Steen e Salvanes (1999), os parâmetros de curto prazo são os mesmos como encontrados no modelo ADL, entretanto, agora encontrados como os coeficientes contemporâneos das variáveis diferenciadas β_{Q0} , β_{W0} e λ_0 . O parâmetro de ajustamento ψ^* corresponde a $\psi^* = 1 - \beta_{P1}$ em (B.4'). ξ_Q , ξ_W e Λ correspondem aos parâmetros de longo-prazo nos colchetes em (B.4'). Assim, os parâmetros de longo prazo na formulação MCE correspondem aos parâmetros de longo prazo em (B.5). Por último, desde que estimado ψ^* , β_Q^* , β_Q^* e λ^* são combinações de todos os β 's e λ 's dos períodos, eles mensuram o efeito cumulativo de todos os períodos incluídos nos modelos.

ANEXO C

Tabela 1C – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF obtida a partir do procedimento descrito em Enders (1995)

<i>Séries</i>	τ_{τ}	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\tau}$	τ_{μ}	$\tau_{\alpha\mu}$	τ
PgBR	-3,07	1,8	3,43	-3,01	3,21	1,22
PaBR	-3,26	1,75	3,18	-2,74	2,76	-0,15
PgSE	-3,00	1,74	3,34	-2,96	3,15	1,20
PaSE	-3,13	1,61	2,91	-2,66	2,65	-0,20
PgS	-2,92	1,43	3,28	-3,03	3,20	1,06
PaS	-3,57	1,92	3,47	-2,88	2,90	-0,22
PgNE	-2,83	1,57	3,26	-3,08	3,32***	1,36
PaNE	-3,23	1,82	3,33	-2,74	2,75	-0,14
PgN	-3,28	1,88	3,68	-3,32	3,54***	1,36
PaN	-3,08	1,86	3,14	-2,47	2,53	0,05
PgCO	-3,15	1,95	3,51	-3,00	3,21	1,26
PaCO	-3,67	1,94	3,58	-3,03	3,04	-0,27
PAA ₁ *	-3,60	1,43	3,43	-3,29	3,29***	-0,18
PAA ₂ *	-3,00	1,29	3,11	-2,49	2,54***	0,25
PgaBR	-3,53	2,00	4,03***	3,79***	4,05***	-
PgaSE	3,08	1,60	3,62	-2,27	2,46	1,34
PgaS	-3,05	1,88	3,41	4,01***	4,40***	-
PgaNE	-3,07	1,82	3,45***	-3,73***	4,01***	-
PgaN	-3,27	1,87	3,74	3,52***	3,78***	-
PgaCO	-2,93	1,66	3,35	3,82***	4,12***	-
PZBR	3,72	-3,51	3,63	-0,75	0,40	-0,92
PZSE	3,78	-3,56***	3,68	-0,76	0,40	-0,94
PZS	-3,72	-3,52	3,63	-0,76	0,41	-0,92
PZNE	-3,64	-3,43	3,55	-0,73	0,39	-0,91
PZN	-3,61	-3,40	3,52	-0,72	0,37	-0,93
PZCO	-3,57	-3,35	3,47	-0,78	0,44	-0,92
QgBR	-3,09	3,48	3,07	0,75	-0,70	-3,06***
QgSE	-6,46***	6,80***	6,40***	-	-	-
QgS	-8,74***	5,59***	8,58***	-	-	-
QgNE	-7,11***	5,87***	6,96***	-	-	-
QgN	0,04	0,68	-0,05	3,27	-2,42	4,87***
QgCO	-7,43***	4,86***	7,36***	-	-	-
VACL	-3,08	-2,98	2,95	-0,77	0,09	-1,43
Y	-1,80	1,85	1,86	0,15	0,26	4,60***
Valores Críticos						
(***)1%	-4,04	3,53	3,78	-3,51	3,22	-2,6
(**)5%	-3,45	2,79	3,11	-2,89	2,54	-1,95
(*)10%	-3,15	2,38	2,73	-2,58	2,17	-1,61

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A última coluna representa os resultados do modelo na primeira diferença, após os testes corroborarem a ausência dos termos determinísticos.

*PAA₁ e PAA₂: correspondem aos preços de álcool anidro no Brasil, Centro-Oeste, Sul e Suldeste; e Norte e Nordeste, respectivamente.

*** significativo a 1%.

Tabela 2C – Resultados dos testes de raiz unitária de *Phillips-Perron* (PP)

	Nível		Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens	t	Defasagens	t	
PgBR	4	1,35	1	- 5,58***	I(1)
PaBR	4	-0,04	0	- 5,41***	I(1)
PgSE	3	1,32	1	-5,82***	I(1)
PaSE	0	-0,23	0	-9,59***	I(1)
PgS	3	1,19	0	-5,64***	I(1)
PaS	3	-0,06	1	-5,69***	I(1)
PgNE	3	-2,22	0	-5,91***	I(1)
PaNE	5	-2,18	4	-3,90**	I(1)
PgN	4	1,42	2	-5,53***	I(1)
PaN	5	0,27	3	-4,72***	I(1)
PgCO	3	1,39	2	-5,34***	I(1)
PaCO	3	-0,11	2	-5,66***	I(1)
PAA ₁ *	3	-2,36	0	-7,37***	I(1)
PAA ₂ *	3	-2,42	1	-7,52***	I(1)
PgaBR	1	-3,78***	-	-	I(0)
PgaSE	3	1,78	4	-8,66***	I(1)
PgaS	2	-3,77***	-	-	I(0)
PgaNE	1	-3,84***	-	-	I(0)
PgaN	2	-3,40***	-	-	I(0)
PgaCO	0	-3,95***	-	-	I(0)
PZBR	9	-1,07	5	-12,18***	I(1)
PZSE	9	-1,08	5	-12,24***	I(1)
PZS	7	-1,03	4	-11,86***	I(1)
PZNE	8	-1,03	4	-12,11***	I(1)
PZN	8	-1,08	4	-12,14***	I(1)
PZCO	9	-1,06	5	-12,11***	I(1)
QgBR	5	-6,73***	-	-	I(0)
QgSE	3	-9,65***	-	-	I(0)
QgS	4	-8,82***	-	-	I(0)
QgNE	5	-7,33***	-	-	I(0)
QgN	5	-5,89***	-	-	I(0)
QgCO	5	-7,78***	-	-	I(0)
VACL	13	-0,81	11	-14,26***	I(1)
Y	1	4,40***	-	-	I(0)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A última coluna representa os resultados do modelo na primeira diferença, após os testes corroborarem a ausência dos termos determinísticos.

*PAA₁ e PAA₂: correspondem aos preços de álcool anidro no Brasil, Centro-Oeste, Sul e Suldeste; e Norte e Nordeste, respectivamente.

*** significativo a 1%, ** significativo a 5% e, * significativo a 10%.

Tabela 3C - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ
(continua)

	Lag	AIC	SC	HQ
Brasil				
	0	-1.760.646	-1.699.311	-1.736.133
	1	-6.589.626	-6.405.620	-6.516.088
	2	-6.950.350	-6.643674*	-6.827787*
	3	-6.886.672	-6.457.326	-6.715.084
	4	-7.044875*	-6.492.860	-6.824.263
	5	-6.979.628	-6.304.942	-6.709.991
	6	-6.924.222	-6.126.866	-6.605.560
	7	-6.898.644	-5.978.618	-6.530.957
	8	-6.850.861	-5.808.165	-6.434.149
Sudeste				
	0	-1.629.014	-1.567.679	-1.604.501
	1	-6.357.399	-6.173.394	-6.283.862
	2	-6.639.627	-6.332952*	-6.517.065
	3	-6.594.800	-6.165.454	-6.423.213
	4	-6.741602*	-6.189.586	-6.520990*
	5	-6.676.725	-6.002.039	-6.407.088
	6	-6.593.779	-5.796.423	-6.275.117
	7	-6.528.173	-5.608.146	-6.160.486
	8	-6.642.173	-5.599.477	-6.225.461
Sul				
	0	-1.670187	-1.608852	-1.645674
	1	-5.833001	-5.648996	-5.759464
	2	-6.214149	-5.907473*	-6.091586
	3	-6.145534	-5.716189	-5.973947
	4	-6.358759*	-5.806743	-6.138146*
	5	-6.328482	-5.653796	-6.058845
	6	-6.228640	-5.431284	-5.909978
	7	-6.207139	-5.287113	-5.839452
	8	-6.134596	-5.091900	-5.717884
Nordeste				
	0	-1.990118	-1.928783	-1.965606
	1	-7.264198	-7.080193	-7.190660
	2	-8.038763*	-7.732087*	-7.916200*
	3	-7.952123	-7.522778	-7.780536
	4	-7.991420	-7.439404	-7.770808
	5	-8.012226	-7.337540	-7.742589
	6	-7.927993	-7.130637	-7.609331
	7	-7.896725	-6.976699	-7.529038
	8	-7.895380	-6.852684	-7.478668
Norte				
	0	-1.807462	-1.746127	-1.782949
	1	-6.965838	-6.781833	-6.892301
	2	-7.656143*	-7.349468*	-7.533581*
	3	-7.565176	-7.135831	-7.393589
	4	-7.577288	-7.025273	-7.356676
	5	-7.629947	-6.955261	-7.360310

Tabela 3 C - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ
(conclusão)

	Lag	AIC	SC	HQ
	6	-7.541345	-6.743989	-7.222683
	7	-7.508613	-6.588586	-7.140926
	8	-7.562711	-6.520015	-7.146000
Centro-Oeste				
	0	-1.091.048	-1.029.713	-1.066.535
	1	-6.103.123	-5.919.118	-6.029.586
	2	-6.511.904	-6.205228*	-6.389342*
	3	-6.435.956	-6.006.610	-6.264.369
	4	-6.532.439	-5.980.423	-6.311.826
	5	-6.521.466	-5.846.780	-6.251.829
	6	-6.478.995	-5.681.639	-6.160.333
	7	-6.585155*	-5.665.129	-6.217.468
	8	-6.562.525	-5.519.829	-6.145.813

Fonte: Dados da pesquisa.

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

Tabela 4C - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina C e álcool hidratado no Brasil, em porcentagem

Mês	Decomposição da variância PgBR			Decomposição da variância PahBR		
	Desv.-padr.	Log(PgBR)	Log(PahBR)	Desv.-padr.	Log(PgBR)	Log(PahBR)
1	0,0187	100,000	0,00000	0,01865	31,9979	68,0021
2	0,03053	98,1177	1,88229	0,03053	38,1633	61,8367
3	0,03988	96,7976	3,20241	0,03988	43,2336	56,7664
4	0,04691	96,5084	3,49156	0,04691	47,5255	52,4745
5	0,05201	96,7702	3,22978	0,05201	50,9609	49,0392
6	0,05565	97,1370	2,86299	0,05565	53,4215	46,5785
7	0,05826	97,3745	2,62553	0,05826	54,9382	45,0618
8	0,06018	97,4312	2,56884	0,06018	55,7204	44,2796
9	0,06161	97,3564	2,64361	0,06161	56,0535	43,9465
10	0,06271	97,2247	2,77535	0,06271	56,1792	43,8208
11	0,06357	97,0929	2,90711	0,06357	56,2444	43,7556
12	0,06426	96,9894	3,01063	0,06426	56,3133	43,6868

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 5C - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina C e álcool hidratado no Sudeste, em porcentagem

Mês	Decomposição da variância PgSE			Decomposição da variância PahSE		
	Desv.-padr.	Log(PgSE)	Log(PahSE)	Desv.-padr.	Log(PgSE)	Log(PahSE)
1	0,02084	100,000	0,00000	0,02084	8,84389	91,1561
2	0,03636	98,7611	1,23891	0,03636	49,3214	50,6786
3	0,04789	99,0633	0,93669	0,04789	58,7549	41,2450
4	0,05805	99,2594	0,74056	0,05805	64,5585	35,4415
5	0,06711	99,4030	0,59699	0,06711	68,1975	31,8025
6	0,07538	99,5045	0,49555	0,07539	70,851	29,149
7	0,08299	99,5785	0,42155	0,08299	72,9139	27,0864
8	0,09008	99,6339	0,36609	0,09008	74,6023	25,3977
9	0,09671	99,6766	0,3234	0,09671	76,0333	23,9667
10	0,10296	99,7103	0,28972	0,10298	77,277	22,7234
11	0,10888	99,7374	0,2626	0,10888	78,3764	21,6236
12	0,11450	99,7596	0,24039	0,11450	79,3618	20,6389

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6C - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina C e álcool hidratado no Sul, em porcentagem

Mês	Decomposição da variância PgS			Decomposição da variância PahS		
	Desv.-padr.	Log(PgS)	Log(PahS)	Desv.-padr.	Log(PgS)	Log(PahS)
1	0,02218	100,000	0,00000	0,02218	30,5039	69,4962
2	0,03752	98,9412	1,05879	0,03752	43,1295	56,8705
3	0,05100	97,3917	2,60831	0,05100	51,5693	48,4307
4	0,06315	95,9643	4,03573	0,06315	57,5147	42,4853
5	0,07423	94,8188	5,18118	0,07422	61,8882	38,1118
6	0,08438	93,9451	6,05489	0,08437	65,2200	34,7799
7	0,09374	93,2887	6,71127	0,09373	67,8339	32,1662
8	0,10241	92,7948	7,20524	0,10240	69,9369	30,0631
9	0,11049	92,4191	7,58095	0,11049	71,6668	28,3332
10	0,11806	92,1289	7,87111	0,11806	73,1165	26,8835
11	0,12520	91,9008	8,09917	0,12520	74,3508	25,6492
12	0,13197	91,7183	8,28172	0,13197	75,4154	24,5846

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7C - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina C e álcool hidratado no Nordeste, em porcentagem

Mês	Decomposição da variância PgNE			Decomposição da variância PahNE		
	Desv.-padr.	Log(PgNE)	Log(PahNE)	Desv.-padr.	Log(PgNE)	Log(PahNE)
1	0,02130	100,00000	0,00000	0,02130	25,86648	74,13352
2	0,02970	99,67777	0,32223	0,02970	29,72420	70,27580
3	0,03589	99,02707	0,97293	0,03589	33,61718	66,38282
4	0,04091	98,14193	1,85807	0,04091	37,45525	62,54475
5	0,04518	97,09869	2,90131	0,04518	41,15479	58,84521
6	0,04889	95,95773	4,04227	0,04889	44,64460	55,35540
7	0,05216	94,76570	5,23430	0,05216	47,86981	52,13019
8	0,05507	93,55790	6,44210	0,05507	50,79355	49,20645
9	0,05769	92,36050	7,63950	0,05769	53,39658	46,60342
10	0,06004	91,19238	8,80762	0,06004	55,67521	44,32479
11	0,06215	90,06682	9,93318	0,06215	57,63841	42,36159
12	0,06406	88,99274	11,00726	0,06406	59,30445	40,69555

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8C - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina C e álcool hidratado no Norte, em porcentagem

Mês	Decomposição da variância PgN			Decomposição da variância PahN		
	Desv.-padr.	Log(PgN)	Log(PahN)	Desv.-padr.	Log(PgN)	Log(PahN)
1	0,02043	100,00000	0,00000	0,02043	24,50831	75,49169
2	0,02862	99,28670	0,71331	0,02862	29,38060	70,61940
3	0,03480	97,90481	2,09520	0,03480	34,36906	65,63094
4	0,03994	96,10838	3,89162	0,03994	39,28054	60,71946
5	0,04439	94,08814	5,91186	0,04439	43,93234	56,06766
6	0,04835	91,97986	8,02014	0,04835	48,17492	51,82508
7	0,05189	89,87585	10,12415	0,05189	51,90624	48,09376
8	0,05509	87,83603	12,16397	0,05509	55,07571	44,92429
9	0,05799	85,89707	14,10293	0,05799	57,67894	42,32106
10	0,06062	84,07950	15,92050	0,06062	59,74698	40,25302
11	0,06299	82,39294	17,60706	0,06299	61,33379	38,66621
12	0,06514	80,83975	19,16025	0,06514	62,50489	37,49511

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 9C - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço da gasolina C e álcool hidratado no Centro-Oeste, em porcentagem

Mês	Decomposição da variância PgCO			Decomposição da variância PahCO		
	Desv.-padr.	Log(PgCO)	Log(PahCO)	Desv.-padr.	Log(PgCO)	Log(PahCO)
1	0,02200	100,00000	0,00000	0,02200	37,92169	62,07831
2	0,03036	99,96902	0,03098	0,03036	39,68476	60,31524
3	0,03632	99,90819	0,09181	0,03632	41,35908	58,64092
4	0,04099	99,82724	0,17276	0,04099	42,93004	57,06996
5	0,04482	99,73359	0,26641	0,04482	44,38793	55,61207
6	0,04806	99,63281	0,36719	0,04806	45,72776	54,27224
7	0,05083	99,52900	0,47100	0,05083	46,94869	53,05131
8	0,05325	99,42515	0,57485	0,05325	48,05330	51,94670
9	0,05536	99,32339	0,67661	0,05536	49,04676	50,95324
10	0,05723	99,22517	0,77483	0,05723	49,93601	50,06399
11	0,05889	99,13145	0,86855	0,05889	50,72910	49,27090
12	0,06038	99,04280	0,95720	0,06038	51,43458	48,56542

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 10C - Teste de causalidade de Granger entre os preços de gasolina C e álcool hidratado para Brasil e regiões

Hipótese nula	Observações	Estatística F
PgBR não causa PaBR	82	4,415**
PaBR não causa PgBR		2,029 ^{NS}
PgCO não causa PaCO	82	5,018***
PaCO não causa PgCO		1,973 ^{NS}
PgN não causa PaN	82	11,603***
PaN não causa PgN		0,999 ^{NS}
PgNE não causa PaNE	82	7,200***
PaNE não causa PgNE		1,126 ^{NS}
PgS não causa PaS	82	6,508***
PaS não causa PgS		1,183 ^{NS}
PgSE não causa PaSE	82	15,073***
PaSE não causa PgSE		0,901 ^{NS}

Fonte: Dados da pesquisa.

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

ANEXO D

Tabela 1D - Resultados das variáveis *dummies* nas equações de demanda

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro - Oeste	
	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	
fevereiro	-93,897*** (29,468)	-29,788** (15,147)	-19,291** (8,452)	-39,024*** (5,492)	-7,048*** (2,577)	-7,469* (4,469)	
março	-34,666 ^{ns} (32,476)	19,523 ^{ns} (16,787)	-16,964** (9,261)	-31,960*** (5,91)	-4,705*** (2,866)	18,817*** (5,270)	
abril	-48,660 ^{ns} (29,566)	21,195 ^{ns} (15,057)	-21,038** (8,388)	-37,53*** (5,504)	-5,953*** (2,684)	9,626** (4,029)	
maio	-61,645** (31,402)	15,765 ^{ns} (16,346)	-28,647*** (8,991)	-39,007*** (6,268)	-7,134** (2,85)	11,369*** (4,37)	
junho	-92,877*** (29,540)	-12,018 ^{ns} (15,521)	-37,491 ^{ns} (8,53)	-35,044*** (6,083)	-7,532*** (2,622)	7,024* (3,97)	
julho	-44,324 ^{ns} (31,719)	5,514 ^{ns} (16,712)	-24,061*** (9,226)	-27,49*** (6,632)	-0,762 ^{ns} (2,699)	14,412*** (4,512)	
agosto	-48,993* (33,500)	4,106 ^{ns} (17,642)	-25,249** (9,760)	-27,226*** (7,229)	-0,413 ^{ns} (2,852)	12,483*** (4,563)	
setembro	-33,996 ^{ns} (33,023)	2,747 ^{ns} (17,374)	-25,583*** (9,610)	-22,698*** (6,463)	2,155 ^{ns} (2,801)	5,706 ^{ns} (4,476)	
outubro	-11,070 ^{ns} (36,965)	22,864 ^{ns} (19,474)	-22,486** (10,646)	-13,786* (7,339)	1,326 ^{ns} (3,157)	10,635*** (4,776)	
novembro	-	106,088** *	-26,854 ^{ns} (16,873)	-34,618*** (9,371)	-32,796* (6,164)	-3,867 ^{ns} (2,792)	1,494 ^{ns} (4,112)
dezembro	295,081** *	156,547 ***	69,077*** (8,049)	24,98*** (5,129)	14,335** (2,429)	40,084*** (3,926)	

Fonte: Dados da pesquisa

(***) significativo a 1%, (**) significativo a 5%, (*) significativo a 10% e ns, não significativo.

Tabela 2D - Resultados das variáveis *dummies* nas equações de relação de oferta

Variável	Brasil	Sudeste	Sul	Nordeste	Norte	Centro - Oeste
	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s	coeficiente s
fevereiro	0,049 ^{ns} (0,030)	-0,014 ^{ns} (0,015)	-22,599* (13,681)	0,039* (0,023)	0,144 ^{ns} (0,098)	0,018 ^{ns} (0,012)
março	-0,008 ^{ns} (0,020)	-0,003 ^{ns} (0,047)	7,609 ^{ns} (16,635)	0,033* (0,017)	-0,028 ^{ns} (0,045)	-0,017 ^{ns} (0,013)
abril	0,013* (0,017)	0,007 ^{ns} (0,015)	0,094** (0,043)	0,046** (0,02)	0,062** (0,029)	-0,009 ^{ns} (0,012)
maio	0,007 ^{ns} (0,018)	0,018 ^{ns} (0,016)	0,112*** (0,043)	0,040** (0,018)	0,042 ^{ns} (0,041)	0,013*** (0,034)
junho	0,017* (0,018)	0,007 ^{ns} (0,014)	0,076*** (0,02)	0,032* (0,018)	0,138 ^{ns} (0,155)	-0,001 ^{ns} (0,018)
julho	-0,016 ^{ns} (0,018)	-0,006 ^{ns} (0,014)	0,145** (0,039)	0,013 ^{ns} (0,015)	0,138 ^{ns} (0,113)	-0,030** (0,014)
agosto	-0,019 ^{ns} (0,020)	-0,005 ^{ns} (0,015)	0,043 ^{ns} (0,037)	0,005 ^{ns} (0,014)	0,160 ^{ns} (0,133)	-0,025* (0,014)
setembro	-0,012 ^{ns} (0,019)	-0,0009 ^{ns} (0,014)	0,065 ^{ns} (0,041)	0,011 ^{ns} (0,012)	0,119 ^{ns} (0,102)	-0,0265* (0,014)
outubro	-0,036 ^{ns} (0,035)	-0,107* (0,063)	0,003 ^{ns} (0,035)	-0,005 ^{ns} (0,011)	0,137 ^{ns} (0,100)	-0,024* (0,015)
novembr o	0,014 ^{ns} (0,018)	0,002 ^{ns} (0,013)	0,089* (0,048)	0,021 ^{ns} (0,016)	0,009 ^{ns} (0,038)	-0,013 ^{ns} (0,011)
dezembr o	-0,132* (0,066)	-0,060** (0,029)	-0,247** (0,115)	-0,031* (0,016)	0,231 ^{ns} (0,695)	-0,05** (0,021)

Fonte: Dados da pesquisa

(***)significativo a 1%, (**) significativo a 5%, (*) significativo a 10% e ns, não significativo.

ANEXO E

Tabela 1E - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ, equações de demanda

	Lag	AIC	SC	HQ
(continua)				
Brasil				
	0	21.17928	21.27060	21.21581
	1	15.31950	15.68477	15.46561
	2	14.95830*	15.59752*	15.21398*
	3	15.06587	15.97904	15.43113
	4	14.97515	16.16227	15.44999
	5	15.08118	16.54226	15.66560
	6	15.12666	16.86168	15.82065
	7	15.05176	17.06074	15.85534
Sudeste				
	0	21.26262	21.35394	21.29915
	1	15.51892	15.88418*	15.66502
	2	15.25515*	15.89437	15.51084*
	3	15.34996	16.26313	15.71522
	4	15.25661	16.44373	15.73145
	5	15.34135	16.80242	15.92576
	6	15.42438	17.15940	16.11837
	7	15.44011	17.44908	16.24368
Sul				
	0	21.79241	21.88372	21.82893
	1	16.16079	16.52606	16.30689
	2	15.74615	16.38537*	16.00184*
	3	15.85661	16.76979	16.22187
	4	15.66091*	16.84803	16.13575
	5	15.75923	17.22030	16.34364
	6	15.84361	17.57864	16.53761
	7	15.69992	17.70890	16.50350
	8	21.79241	21.88372	21.82893
Nordeste				
	0	20.90084	20.99215	20.93736
	1	14.49354	14.85880	14.63964
	2	13.84674*	14.48596*	14.10242*
	3	13.94491	14.85808	14.31017
	4	14.01051	15.19763	14.48535
	5	14.09389	15.55496	14.67831
	6	14.18540	15.92043	14.87940
	7	14.20961	16.21858	15.01318

Tabela 1E - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ, equações de demanda

				(conclusão)
	Lag	AIC	SC	HQ
Norte				
	0	21.44515	21.53647	21.48168
	1	14.94250	15.30777	15.08861
	2	14.37718*	15.01640*	14.63287*
	3	14.51080	15.42397	14.87606
	4	14.56805	15.75518	15.04289
	5	14.57431	16.03539	15.15873
	6	14.65258	16.38760	15.34657
	7	14.56307	16.57205	15.36665
	8	21.44515	21.53647	21.48168
Centro-Oeste				
	0	21.95618	22.04750	21.99271
	1	15.88643	16.25170	16.03254
	2	15.45630*	16.09552*	15.71198*
	3	15.58393	16.49710	15.94919
	4	15.57725	16.76437	16.05209
	5	15.66779	17.12886	16.25220
	6	15.74358	17.47860	16.43757
	7	15.46918	17.47816	16.27276
	8	21.95618	22.04750	21.99271

Fonte: Dados da pesquisa.

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

Tabela 2E - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ, relações de oferta

Brasil	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-1.694758	-1.633423	-1.670246
	1	-6.224290	-6.040285	-6.150753
	2	-6.479047	-6.172372*	-6.356485
	3	-6.579886	-6.150540	-6.408299
	4	-6.668723*	-6.116707	-6.448111*
	5	-6.598023	-5.923337	-6.328386
	6	-6.495861	-5.698505	-6.177199
	7	-6.501699	-5.581673	-6.134012
	8	-6.424427	-5.381730	-6.007715
Sudeste	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-6.046425	-5.955107	-6.009899
	1	-12.62118	-12.25591*	-12.47508*
	2	-12.57562	-11.93640	-12.31994
	3	-12.62827	-11.71510	-12.26301
	4	-12.76898*	-11.58186	-12.29415
	5	-12.68699	-11.22591	-12.10257
	6	-12.62498	-10.88995	-11.93098
	7	-12.74236	-10.73338	-11.93878
	8	-6.046425	-5.955107	-6.009899
Sul	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-1.873687	-1.812351	-1.849174
	1	-5.907042	-5.723037	-5.833505
	2	-6.116489	-5.809813*	-5.993927
	3	-6.140055	-5.710710	-5.968468
	4	-6.303665*	-5.751649	-6.083053*
	5	-6.221117	-5.546431	-5.951480
	6	-6.131442	-5.334086	-5.812780
	7	-6.102520	-5.182494	-5.734833
	8	-6.013204	-4.970508	-5.596492
Nordeste	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-1.862083	-1.800748	-1.837571
	1	-6.499314	-6.315309	-6.425777
	2	-6.722017	-6.415341*	-6.599455
	3	-6.714552	-6.285206	-6.542965
	4	-6.952067*	-6.400051	-6.731455*
	5	-6.866963	-6.192277	-6.597325
	6	-6.811432	-6.014076	-6.492770
	7	-6.784421	-5.864395	-6.416734
	8	-6.701583	-5.658886	-6.284871
Norte	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-1.919048	-1.857713	-1.894536
	1	-6.551250	-6.367244	-6.477712
	2	-6.862816	-6.556141*	-6.740254
	3	-6.807685	-6.378339	-6.636097
	4	-7.052985*	-6.500969	-6.832373*
	5	-6.998726	-6.324040	-6.729089

Tabela 2E - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ, relações de oferta

(conclusão)				
Norte	Lag	AIC	SC	HQ
	6	-6.968320	-6.170964	-6.649658
	7	-6.917810	-5.997784	-6.550123
	8	-6.818827	-5.776131	-6.402115
Centro-Oeste	Lag	AIC	SC	HQ
	0	-1.484881	-1.423546	-1.460369
	1	-6.240870	-6.056865	-6.167332
	2	-6.715498	-6.408823	-6.592936
	3	-6.850586*	-6.421240*	-6.678999*
	4	-6.848496	-6.296480	-6.627883
	5	-6.808378	-6.133692	-6.538741
	6	-6.751365	-5.954009	-6.432703
	7	-6.777359	-5.857332	-6.409672
8	-6.720903	-5.678206	-6.304191	

Fonte: Dados da pesquisa.

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