

COOPERAÇÃO ESTRATÉGICA NO SETOR DE CARROS POPULARES DA INDÚSTRIA AUTOMOBILÍSTICA BRASILEIRA

Adelson Martins Figueiredo¹, Eduardo Rodrigues de Castro² e Danilo R. D. de Aguiar³

RESUMO: O mercado de carros populares representa mais de 70% das vendas das montadoras de veículos no Brasil e apresenta-se bastante concentrado. Assim, o objetivo deste trabalho é verificar a existência de cooperação entre as quatro maiores montadoras de carros 1.000 cilindradas do país. Foram determinados os índices de Chamberlin que indicam o poder de cooperação das firmas atuantes no mercado. Os resultados indicam que existe cooperação entre a Fiat e a GM, enquanto a VW teve a cooperação reduzida, no período analisado. O poder cooperativo da montadora Ford foi baixo, mas foi a única que apresentou tendência de elevação do poder cooperativo, enquanto as outras apresentaram tendência de queda.

PALAVRAS-CHAVE: Concentração de mercado. Poder cooperativo. Demanda de carros populares.

STRATEGIC COOPERATION IN THE SECTOR OF POPULAR CARS IN THE BRAZILIAN AUTOMOBILE INDUSTRY

ABSTRACT: The sector of popular cars involves more than 70% of automobile sales in Brazil and it is also very concentrated. The objective of this paper is to analyze if there is cooperation among the four major popular car companies. Chamberlin's rates show the cooperation power of the car industries in the market. The results indicate cooperation mainly between Fiat and GM, while the cooperation of the VW has reduced along the time of the analysis. The cooperative power of the Ford company was low but it has been the one that presented an increase, contrarily to what happened to the other ones.

KEY-WORDS: Market concentration. Cooperative power. Popular cars' demand.

¹ Professor Adjunto da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)

² Professor Assistente da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)

³ Professor Assistente da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)

1 INTRODUÇÃO

A indústria automobilística tem passado, no Brasil, por uma reestruturação que começou no início da década de 1990, devido não só às mudanças no ambiente macroeconômico do país, mas também devido a mudanças estratégicas ocorridas no próprio setor. Uma das principais mudanças foi o aumento da produção de carros populares (de 1.000 cilindradas). Segundo Pimenta e Cruz (2002), a participação das vendas de carros populares no total de automóveis comercializados no Brasil passou de 4,3% em 1990, para 74,5% em 2000.

Em 1990, apenas a Fiat produzia carros populares 1.000 cilindradas, no país. Com os incentivos fiscais dados pelo governo brasileiro para comercialização de carros de 1.000 cilindradas e com a abertura econômica e financeira da economia brasileira, houve reestruturação da produção de automóveis no País, tanto pela maior possibilidade de importação quanto pela subsequente entrada de outras montadoras neste segmento de mercado, como a Volkswagen (VW), a Ford, a General Motors (GM) e, mais recentemente, a Renault e a Peugeot. O objetivo era atender a grande camada de consumidores de renda média, não só do Brasil, como da América Latina.

Em termos estruturais, o mercado brasileiro de automóveis populares é bastante concentrado. Na Tabela 1 verifica-se que a participação das quatro maiores empresas (CR4) do setor correspondeu, em 2001, a 95,29% do total das vendas efetuadas. No período de janeiro a outubro de 2004 houve continuidade desse padrão com um CR4 de 94,08%. O índice de Hirschman-Herfindahl (HHI)⁴ atinge valores de 0,273 e 0,243, para 2001 e 2004, respectivamente. Percebe-se ainda suave redução nesses índices para os anos de 2002 e 2003, contudo, essa redução não é suficiente para descaracterizar a concentração do mercado. Para interpretar melhor esses valores, pode-se levar em conta a argumentação de Martin (1993) no sentido de que seriam considerados oligopólios os mercados com CR4 maior que 40%, nível de concentração que já permitiria às firmas reconhecerem a interdependência entre suas condutas. Numa classificação mais específica, Shepherd (1997) estabelece como oligopólios fortes os mercados com CR4 maior que 60% e HHI maior que 0,18. Como esses valores críticos são inferiores aos encontrados para o segmento de carros populares do Brasil, pode-se classificar tal segmento como um oligopólio forte. Adicionalmente, deve-se considerar, de acordo com Rezende e Boff (2002), que quanto maior a concentração e menor o número de firmas mais fácil é a cooperação entre elas.

⁴ Os índices CR4 e HHI foram calculados seguindo a seguinte formulação: $CR4 = \sum_{i=1}^4 S_i$ e

$$HHI = \sum_{i=1}^N S_i^2 \quad \text{em que } S_i \text{ é a parcela de mercado de cada firma } i \text{ e } N \text{ é o número total}$$

de firmas que atuam no mercado

Sendo assim, pode-se dizer que a estrutura de mercado do segmento de carros de 1.000 cilindradas do Brasil reúne condições favoráveis à existência de cooperação entre as firmas.

TABELA 1 – Parcela de mercado, índices de concentração e vendas totais de veículos 1.000 cilindradas no Brasil, no período de 2001 a 2004

Montadora	Período				Parcelas de mercado			
	2001	2002	2003	2004	2001	2002	2003	2004
Gm	291841	246360	200775	170405	0.3323	0.3072	0.2869	0.2813
Ford	56375	77274	78689	70891	0.0642	0.0964	0.1124	0.117
Fiat	216047	218356	220927	179147	0.246	0.2723	0.3156	0.2957
VW	272631	199514	147236	149488	0.3104	0.2488	0.2104	0.2468
Peugeot	34721	24464	19157	9791	0.0395	0.0305	0.0274	0.0162
Renault	6645	35901	33146	24067	0.008	0.0448	0.0474	0.0397
CR4					0.9529	0.9247	0.9253	0.9408
HHI					0.273	0.2426	0.2418	0.2430

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da ANFAVEA (2004).

Nesse contexto, o objetivo desta pesquisa é verificar a existência de cooperação entre as quatro maiores montadoras de veículos de 1.000 cilindradas do Brasil. O trabalho se encontra dividido em três seções, além desta introdutória: a próxima seção discute a metodologia utilizada, apresentando o referencial teórico baseado na teoria de concentração e poder de mercado, e o modelo analítico, em que foi adotado o modelo proposto por Cotterill, Franklin e Ma (1996) (doravante denominados "CFM") e o modelo *Almost Ideal Demand System (AIDS)*; a seção três apresenta os resultados e discussão e a seção quatro, as conclusões.

2 METODOLOGIA

2.1 Referencial teórico

O modelo tradicional de duopólio adotado para mercados no qual o preço é a variável estratégica é o modelo de Bertrand. Em sua versão original, este modelo assume que os produtos são homogêneos, de modo que se uma firma aumentar seu preço acima do preço de mercado, ela perderia todas as suas vendas para as firmas rivais. No entanto, os produtos apresentam certa diferenciação, de modo que cada firma opera com uma curva de demanda que é específica para os seus produtos. O aumento de preços por parte de uma firma levaria a perda de

apenas parte das vendas, sendo que a redução das vendas seria proporcional ao grau de diferenciação dos produtos, ou seja, quanto mais diferenciado for o produto, mais inelástica será sua curva de demanda e menor a redução de sua parcela de mercado devido a um aumento de preços (MARTIN, 1993).

Além do grau de diferenciação do produto, é relevante, em termos de fonte de poder de mercado, o fato de que as reações das firmas concorrentes em face de uma alteração de preços podem ser cooperativas. Assim, o poder de mercado de cada firma estaria condicionado à diferenciação dos produtos, o que gera **poder de mercado unilateral**, e à cooperação/rivalidade entre as firmas daquela indústria, o que pode gerar **poder de mercado cooperativo**(ou colusivo)⁵.

Admitindo a diferenciação das marcas comerciais, têm sido desenvolvidos alguns modelos de estimação da demanda, por meio dos quais é possível avaliar a existência de cooperação na indústria, como é o caso do modelo de CFM. Este modelo permite um teste *ex post* do comportamento estratégico em vigor na indústria, estimando-se tanto o poder cooperativo quanto o poder unilateral.

O modelo de CFM é derivado a partir da função de demanda do produto definido da seguinte forma:

$$q_i = q_i(p_i, p_j, D) \quad (1)$$

em que q_i é a quantidade da marca i , p_i é o preço da marca i e p_j o preço de cada uma das demais marcas; D representa as outras variáveis modificadoras da demanda.

Derivando a equação (1) em relação a p_i e aplicando a regra da cadeia é possível chegar ao seguinte resultado:

$$\eta_i^0 = \eta_{ii} + \sum_{j=1}^x (\eta_{ij} X \varepsilon_{ji}) \quad (2)$$

em que:

η_i^0 = elasticidade-preço observável da demanda da marca i , baseada em condições reais de mercado (e não em conjecturas).

η_{ii} = elasticidade-preço parcial da demanda da marca i , sem levar em consideração mudanças em preços de outras marcas;

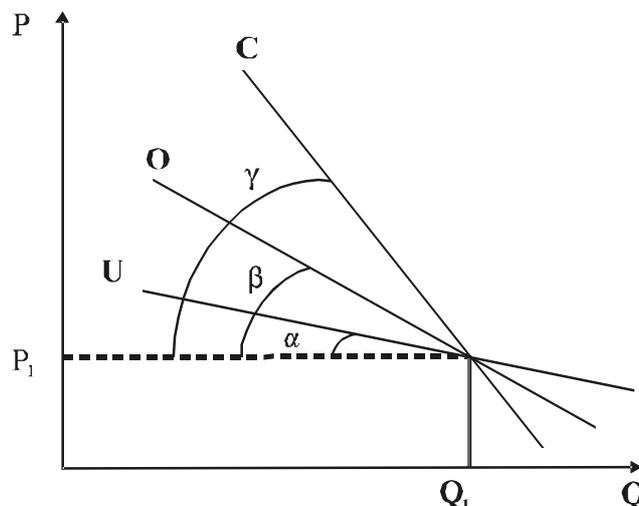
⁵ Para mais detalhes, ver Aguiar (2000).

η_{ij} = elasticidade-preço cruzada da demanda da marca i em relação aos preços das outras marcas (p_j);

\mathcal{E}_{ji} = elasticidade conjetural ou elasticidade de reação de preços das marcas rivais de i (percentagem de mudança em p_j quando p_i varia 1%).

Essa equação indica que a demanda observável (a demanda de mercado propriamente dita) é determinada pelo poder unilateral, que representa o poder de monopólio associado à diferenciação do produto e pelo poder cooperativo, que representa a reação das firmas j a uma alteração no preço da firma i . A medida do poder cooperativo pode ocorrer de três formas distintas, definidas principalmente pela elasticidade de reação de preços (elasticidade conjetural), conforme descrito anteriormente. Graficamente a decomposição da demanda observável pode ser representada conforme mostra a Gráfico 1.

GRÁFICO 1 – Relações teóricas da demanda para uma marca num oligopólio diferenciado



Fonte: Cotterill, Frankin e Ma (1996).

No Gráfico 1, "C" representa a demanda de colusão total que seria equivalente à demanda da indústria sob monopólio; "O" representa a demanda observável e "U" a demanda unilateral. Sendo a demanda unilateral mais elástica que a demanda observável implica que as reações das firmas j ocorrem no sentido de cooperar com a firma i , ou seja, a diferenciação do produto determinaria um poder de mercado que é aumentado (representado pela demanda observável menos elástica) devido à cooperação.

A partir daí CFM propuseram o índice de Cotterill (C), que junto com o índice de Rothschild (R) (já existente), permitiu a determinação do índice de Chamberlin (CH) que determina a parcela do poder de mercado observável que não decorre do poder unilateral.

O índice de Rothschild é determinado pela expressão:

$$R = \frac{tg\alpha}{tg\gamma} = \frac{\left(\frac{\Delta P}{\Delta Q}\right)^u}{\left(\frac{\Delta P}{\Delta Q}\right)^c} = \frac{\eta_i^c}{\eta_{i1}} \quad (3)$$

em que tg = a tangente e os demais parâmetros foram definidos anteriormente.

O índice R varia de zero a um, respectivamente, para competição perfeita (demanda observável perfeitamente elástica) e para a cooperação total (demanda observável coincidente com a demanda sob regime de monopólio).

O índice C é determinado pela expressão:

$$C = \frac{tg\beta}{tg\gamma} = \frac{\left(\frac{\Delta P}{\Delta Q}\right)^o}{\left(\frac{\Delta P}{\Delta Q}\right)^c} = \frac{\eta_i^c}{\eta_i^o} \quad (4)$$

Da mesma forma, o índice C varia de zero a um. Para C igual a 1, o mercado está se comportando de forma monopolística e, se for igual a zero, não existe poder de mercado ou o poder unilateral está sendo plenamente compensado pela rivalidade entre as marcas.

Por fim, o quociente de Chamberlin (CH):

$$CH = \frac{C - R}{C} = 1 - \frac{\eta_i^o}{\eta_i^1} \quad (5)$$

Na ausência de poder de mercado cooperativo, a demanda observável seria igual à demanda unilateral, resultando em CH igual a zero. Na presença de cooperação o quociente CH varia de zero a um, aproximando-se da unidade, na medida em que a elasticidade preço observável tenda a zero, ou seja, em um caso extremo de colusão total. Na presença de rivalidade a elasticidade preço observável seria mais elástica do que a elasticidade unilateral, resultando em CH negativo. Assim, o quociente CH varia de um a menos infinito.

2.2 Modelo analítico

Para estudar a estrutura do mercado de automóveis populares de 1.000 cilindradas no Brasil, optou-se por considerar apenas as quatro maiores empresas montadoras do setor, sendo elas a GM, a VW, a Fiat e a Ford, responsáveis por mais de 90% das vendas do setor (conforme evidenciou a Tabela 1). Como se trata de uma estrutura concentrada, ou seja, um oligopólio com produtos altamente diferenciados, definir um corte analítico torna-se bastante problemático e determinante na geração dos resultados. Nesse caso, o questionamento principal foi sobre quais produtos deveriam ser considerados, uma vez que outros produtos de uma mesma montadora podem fazer parte do mesmo mercado relevante. A solução encontrada para esse impasse foi selecionar o carro básico de menor preço de cada uma das montadoras consideradas, na categoria de 1.000 cilindradas, a gasolina. Sendo assim, foram selecionados para a análise os seguintes produtos: Celta 1.0, Gol 1.0, Uno Mille 1.0 e Ka 1.0, respectivamente, para as montadoras GM, VW, Fiat e Ford.

A utilização do modelo de CFM requer a estimação de equações de demanda e equações de reação de preços. Dessas equações são obtidas as elasticidades de demanda unilateral, elasticidades de demanda observável e elasticidade de colusão, não sendo as elasticidades da demanda totalmente colusivas estimadas neste trabalho, visto que o objetivo aqui é analisar apenas o poder cooperativo⁶.

Para a obtenção das elasticidades-preço unilateral da demanda e elasticidades-preço cruzadas da demanda, foi usado o modelo *Almost Ideal Demand System (AIDS)*, desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980a). Tal modelo pode ser representado por:

$$w_i(p, x) = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log[x / P] \quad (6)$$

em que W_i é a parcela da marca i na despesa total; P_j é o preço da marca j ; x é a despesa total com um grupo de marcas; P é o índice de preços do AIDS definido na forma de uma função translog ou por uma aproximação chamada de índice de preços Stone. Quando se usa a forma aproximada de P , tem-se um modelo denominado *Linear Approximate Almost Ideal Demand System (LA/AIDS)*⁷. Nesse caso, denotando o preço da marca i como, o índice P assume a seguinte forma:

$$\log(P^*) = \sum_i w_i \log p_i \quad (7)$$

⁶ Para os interessados em estimar elasticidades de colusão, ver o procedimento proposto por Reimer e Connor (2002).

⁷ Para mais detalhes, ver Deaton e Muellbauer (1980b).

Desagregando a equação (6) para as quatro montadoras consideradas tem-se o seguinte sistema de equações:

$$W_{GM} = \alpha_1 + \gamma_{11} \log(P_{GM}) + \gamma_{12} \log(P_{Ford}) + \gamma_{14} \log(P_{Fiat}) + \gamma_{14} \log(P_{vw}) + \beta_1 \log\left(\frac{x}{P}\right) + \mu_{12}$$

$$W_{GM} = \alpha_2 + \gamma_{21} \log(P_{GM}) + \gamma_{22} \log(P_{Ford}) + \gamma_{23} \log(P_{Fiat}) + \gamma_{24} \log(P_{vw}) + \beta_2 \log\left(\frac{x}{P}\right) + \mu_{2t}$$

$$W_{GM} = \alpha_3 + \gamma_{31} \log(P_{GM}) + \gamma_{32} \log(P_{Ford}) + \gamma_{33} \log(P_{Fiat}) + \gamma_{34} \log(P_{vw}) + \beta_3 \log\left(\frac{x}{P}\right) + \mu_{3t}$$

$$W_{GM} = \alpha_4 + \gamma_{41} \log(P_{GM}) + \gamma_{42} \log(P_{Ford}) + \gamma_{44} \log(P_{Fiat}) + \gamma_{44} \log(P_{vw}) + \beta_4 \log\left(\frac{x}{P}\right) + \mu_{4t}$$

(8)

Do sistema de demanda representado pela equação (8) pode-se testar ou impor as propriedades teóricas de homogeneidade e simetria. Elas serão satisfeitas se:

$$\text{Aditividade: } \sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ij} = 0 \text{ e } \sum_i \beta_i = 0; \quad (9)$$

$$\text{Homogeneidade: } \sum_j \gamma_{ij} = 0 \text{ para } i = 1, 2, 3, 4, \dots, n; \text{ e} \quad (10)$$

$$\text{Simetria: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \text{ para todo } i \neq j \quad (11)$$

No modelo AIDS as elasticidades são calculadas baseando-se nas seguintes equações propostas por Deaton e Muellbauer (1980b):

$$\text{Elasticidade de dispêndio: } y_i = 1 + \left(\beta_i / w_i\right); \quad (12)$$

$$\text{Elasticidade-preço direta: } \eta_{ii} = -1 + \left(\frac{y_{ii}}{w_i}\right) - \beta_i; \text{ e} \quad (13)$$

$$\text{Elasticidade-preço cruzada: } \eta_{ij} = \left(\frac{y_{ij}}{w_i}\right) - \left(\frac{\beta_i}{w_i}\right) w_j \quad (14)$$

Tendo em vista o reduzido número de observações e a quantidade elevada de parâmetros a serem estimados neste trabalho, as condições de simetria e homogeneidade foram impostas.

De acordo com Coterill, Franklin e Ma (1996), Aguiar (2000) e Reimer e Connor (2002), as equações de reações de preços são obtidas por substituição das

equações do AIDS nas funções de lucro das empresas consideradas. Para quatro marcas, quatro equações de reação de preços são estimadas, cada uma com um dos preços como variável dependente e o preço das demais concorrentes como variáveis explicativas, conforme segue:

(15)

As elasticidades de reação de preços são os parâmetros ϵ_{ij} estimados no sistema de equações (15). Segundo Aguiar (2000), as equações (8) e (15) deveriam ser estimadas conjuntamente, para o cálculo das elasticidades-preço observáveis, das elasticidades-preço cruzadas da demanda e das elasticidades de reações de preços. Porém, a estimativa conjunta dessas equações requer o cálculo

$$\begin{aligned} \ln p_{Ford} &= \theta_2 + \epsilon_{22} \ln p_{GM} + \epsilon_{23} \ln p_{Fiat} + \epsilon_{24} \ln p_{vw} + v_{2t} \\ \ln p_{Fiat} &= \theta_3 + \epsilon_{31} \ln p_{GM} + \epsilon_{32} \ln p_{Ford} + \epsilon_{34} \ln p_{vw} + v_{3t} \\ \ln p_{GM} &= \theta_1 + \epsilon_{12} \ln p_{Ford} + \epsilon_{13} \ln p_{Fiat} + \epsilon_{14} \ln p_{vw} + v_{1t} \\ \ln p_{vw} &= \theta_4 + \epsilon_{41} \ln p_{GM} + \epsilon_{42} \ln p_{Ford} + \epsilon_{43} \ln p_{Fiat} + v_{4t} \end{aligned}$$

de um número elevado de parâmetros, reduzindo consideravelmente os graus de liberdade nas estimativas com amostras pequenas. Dada a dificuldade de se obter séries históricas referentes a preços e quantidades, por marca comercial, as amostras obtidas geralmente são pequenas, podendo em muitos casos até mesmo inviabilizar as estimativas. Para contornar este problema, as estimativas foram feitas de forma parcial, ou seja, estimou-se cada sistema separadamente.

Para estimar as equações de reações, usou-se o modelo vetorial de correção de erros de primeira ordem VEC(1), após constatação de que as séries analisadas possuíam raiz unitária e que existia pelo menos uma relação de co-integração entre elas, conforme os testes traço e de máximo autovalor⁸. Para a modelagem reparametrizada do modelo autorregressivo vetorial (VAR), considerou-se que as firmas reagem às reações das demais com defasagem de um

⁸ Detalhes sobre estes testes ver Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990) e Fava (2000).

período, uma vez que não existem acordos explícitos de controle de preços⁹. Assim, o modelo VEC(1) pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta P_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Pi P_{t-1} + v_t \quad (16)$$

em que P_t é o vetor de variáveis dependentes (p_{GM} ; p_{FORD} ; p_{FIAT} e p_{VW}); ΔP_t é o vetor de primeiras diferenças de P_t ; Γ_0 é o vetor de constantes; Γ_1 é uma matriz de parâmetros ($K \times K$), sendo K o número de variáveis contidas no sistema; Π é a matriz de co-integração, que geralmente é decomposta em duas outras matrizes $\Pi = \alpha\beta$, em que α é denominada de matriz de ajustamento e β é denominada de matriz de co-integração; e v_t é um vetor ($K \times 1$) de erro aleatório, ruído branco, com média zero, variância constante e finita e matriz de covariância definida e positiva, ou seja, $v_t \sim (0, \Sigma v)$.

2.3 Fonte de dados e variáveis

As séries temporais utilizadas compreendem o período de novembro de 2001 a outubro de 2004, somando 36 observações. Na estimativa dos resultados utilizaram-se as seguintes séries:

1) preços dos veículos populares de 1.000 cilindradas em reais deflacionados pelo IPA-DI para bens duráveis. Os preços foram obtidos em volumes mensais da revista Quatro Rodas¹⁰ e o IPA-DI para bens duráveis foi obtido com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2004);

2) as quantidades vendidas diretamente ao consumidor por tipo de carro e marca não são disponibilizadas, assim, foi usada como *proxya* quantidade de automóveis repassadas às concessionárias da rede de cada montadora selecionada. Os dados de quantidade vendida no atacado foram obtidos com a Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores (ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES, 2004);

3) o valor total da despesa no grupo dos veículos foi calculado com a multiplicação do preço pela quantidade vendida. As parcelas de mercado foram calculadas dividindo-se a receita de cada montadora com a venda do veículo considerado, pelo total da despesa com o grupo das montadoras analisadas.

⁹ Os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) também apontaram para defasagem.

¹⁰ Os autores agradecem à Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC – MG) pela disponibilidade dos volumes da revista Quatro Rodas, os quais foram fundamentais para a realização desta pesquisa.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Elasticidades de preço diretas da demanda de veículos de 1.000 cilindradas foram estimadas para as quatro principais montadoras brasileiras. Embora este não seja o foco principal deste trabalho, pode-se notar que essas elasticidades fornecem uma indicação do poder unilateral de cada empresa, cujos resultados se encontram na Tabela 2, mostrando que a demanda dessas firmas são inelásticas, com exceção da montadora Ford, que apresentou demanda elástica igual a -1,526. A Ford foi, também, a única com coeficiente significativamente diferente de zero. A montadora GM apresentou demanda mais inelástica, com valor de -0,236. Isso confirma a alta diferenciação dos produtos considerados, refletindo em um forte poder unilateral, que é importante fator para as estratégias de comercialização das empresas e para manutenção do poder de mercado.

TABELA 2 - Estimativas das elasticidades-preço, preço cruzada¹ e dispêndio das empresas que atuam no mercado de automóveis populares mil cilindradas do Brasil

	PGM	PFord	PFiat	PVW	Elasticidade de Dispêndio
PGM	-0,2366^{NS} (-0,5478)	-0,0560 ^{NS} (-0,5440)	0,4534** (1,9414)	0,5957 ^{NS} (-1,1886)	0,4349* (2,7134)
Pford	-0,2839 NS (-0,5008)	-1,5260* (-2,5100)	1,3445^{NS} (1,5811)	0,1085^{NS} (0,1240)	0,3569^{NS} (1,4362)
Pfiat	0,5449*** (1,7008)	0,3165^{NS} (1,4940)	-0,4414 NS (-0,8130)	-1,1004** (-2,1541)	0,6804* (4,9460)
PVW	-0,8703** (-2,2128)	-0,0621^{NS} (-0,4986)	-0,8669* (-2,9667)	0,0815^{NS} (0,1452)	1,7179* (11,0402)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: 1. Lembrem-se que as elasticidades-preço cruzadas da demanda no modelo AIDS, obtidas por meio da equação (14), são não-lineares, sendo os parâmetros estimados, y_{ij} e β_i apenas alguns dos componentes de (14). Portanto, ainda que se imponha homogeneidade e simetria na estimação destes parâmetros, conforme Tabela 1A no Apêndice, as elasticidades-preço cruzadas não serão simétricas.

2. Estatística "t" entre parênteses.

3. (*) significativo a 1%, (**) significativo a 5%, (***) significativo a 10%, (NS) não-significativo.

No que se refere às elasticidades de dispêndio, nota-se que um aumento da renda disponível dos brasileiros eleva o dispêndio dos modelos de carros considerados, exceto para a Ford que apresentou coeficiente não-significativo. O modelo da VW apresentou um coeficiente de dispêndio igual a 1,72, ou seja, elevação da renda disponível para a compra de automóveis 1.000 cilindradas, tendendo a elevar os gastos com veículos da VW de forma mais que proporcional, indicando maior preferência dos consumidores por esta marca. Para as demais

montadoras, o coeficiente de dispêndio mostra que, apesar dos gastos aumentarem com a elevação da renda, esse aumento se dá de maneira menos que proporcional. Pelos dados da Tabela 2 é possível ainda observar que o modelo da Ford é o que, aparentemente, teve menor preferência dos consumidores brasileiros. Além de ter demanda elástica, esta é a marca com menor impacto de renda.

Cabe destacar que a elasticidade-preço unilateral da demanda da VW foi positiva, o que é, a princípio, uma inconsistência teórica. Esse fato pode estar relacionado com a perda de parcela de mercado da VW, levando-a a manter os preços nominais para conter a perda de *market share*. Dessa maneira, considerando o efeito da inflação sobre os preços constatou-se queda dos preços reais associada à redução das vendas da VW, o que seria uma justificativa para a obtenção de uma elasticidade-preço unilateral positiva.

Em função do valor positivo encontrado para a elasticidade-preço unilateral da VW, calculada no ponto médio da amostra, dividiu-se a amostra em quatro subperíodos e constatou-se que, realmente, há divergência no valor da elasticidade, sendo a mesma negativa para a primeira metade da amostra e positiva para a segunda metade. Uma solução para resolver este problema seria aumentar o tamanho da amostra, o que não foi possível para o presente trabalho. Segundo Reimer e Connor (2002), elasticidades unilaterais positivas podem levar à distorção nos cálculos de poder cooperativo (índices de Rothschild (R), de Cotterill (C) e de Chamberlin (CH)). Para amenizar esse problema, considerou-se no cálculo do índice CH os quatro subperíodos apresentados na Tabela 3.

TABELA 3 – Elasticidades-preço da demanda unilateral das principais montadoras de veículos de 1.000 cilindradas em diferentes pontos da amostra

	PGM	PFord	PFiat	PVW
2001/2002	0,1529ns (-0,3098)	-1,6078* (-2,3089)	-0,4037 ns (-0,6898)	-0,1047 ns (-0,2160)
2002	-0,1771 ns (-0,3720)	-1,5857* (-2,3579)	-0,3965 ns (-0,6885)	-0,0808 ns (-0,1634)
2003	-0,2669 ns (-0,6516)	-1,4782* (-2,6572)	-0,4500 ns (-0,8435)	0,1786 ns -2972
2004	-0,2945 ns (-0,7565)	-1,4910* (-2,6150)	-0,4772 ns (-0,9487)	0,3060 ns -4685
Ponto Médio	-0,2366 ns (-0,5478)	-1,5260* (-2,5100)	-0,4414 ns (-0,8130)	0,0815 ns (0,1452)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: 1. Estatística "t" entre parênteses.

2. (*) significativo a 1% e (ns) não-significativo.

As elasticidades de reação foram obtidas da estimativa de um modelo vetorial de correção de erros de primeira ordem VEC(1), considerando-se que todas as séries de preços reais dos veículos tinham uma raiz unitária, sendo necessária diferenciação para torná-las estacionárias. A ordem de defasagem foi selecionada de acordo com os critérios AIC, SC e HQ em que todos apontaram para uma defasagem.

As elasticidades de reação de preços consideradas para o cálculo do índice de CH são apresentadas na Tabela 4. A maioria das elasticidades de reação de preços é positiva, indicando possível cooperação entre as montadoras de veículos nacionais. É necessário comentar que nenhum dos parâmetros foi significativo nos níveis de significância usuais. Dentre as explicações para isso está o reduzido tamanho da amostra, destacando-se a impossibilidade de aumentá-la, associado à grande quantidade de coeficientes estimados.

TABELA 4 – Estimativa do modelo VEC para as elasticidades de reação de preços entre as principais montadoras de veículos de 1.000 cilindradas do Brasil

	PGM	PFord	PFiat	PVW
PGM	–	52082	93404	-119343
PFord	315226	–	117989	88002
PFiat	268664	253647	–	-111149
PVW	-26023	280692	-199259	–

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com as estimativas das elasticidades-preço unilateral e das elasticidades de reação entre as montadoras, contidas nas Tabelas 3 e 4, respectivamente, calcularam-se as elasticidades-preço observável para cada marca, por meio da equação (2). Os resultados são apresentados na Tabela 5, mostrando que, quando se consideram as elasticidades de variações conjeturais ou elasticidades de reação de preços, todas as demandas se tornam mais inelásticas, exceto para a VW, que teve resultados contrários à teoria, conforme comentado anteriormente. Esses resultados já sugerem que, apesar de não haver cooperação explícita entre as empresas automobilísticas do Brasil, há interdependência entre elas, levando-as a tomar suas decisões comerciais de forma coordenada.

TABELA 5 – Elasticidades-preço da demanda observável das principais montadoras de veículos de 1.000 cilindradas em diferentes pontos da amostra

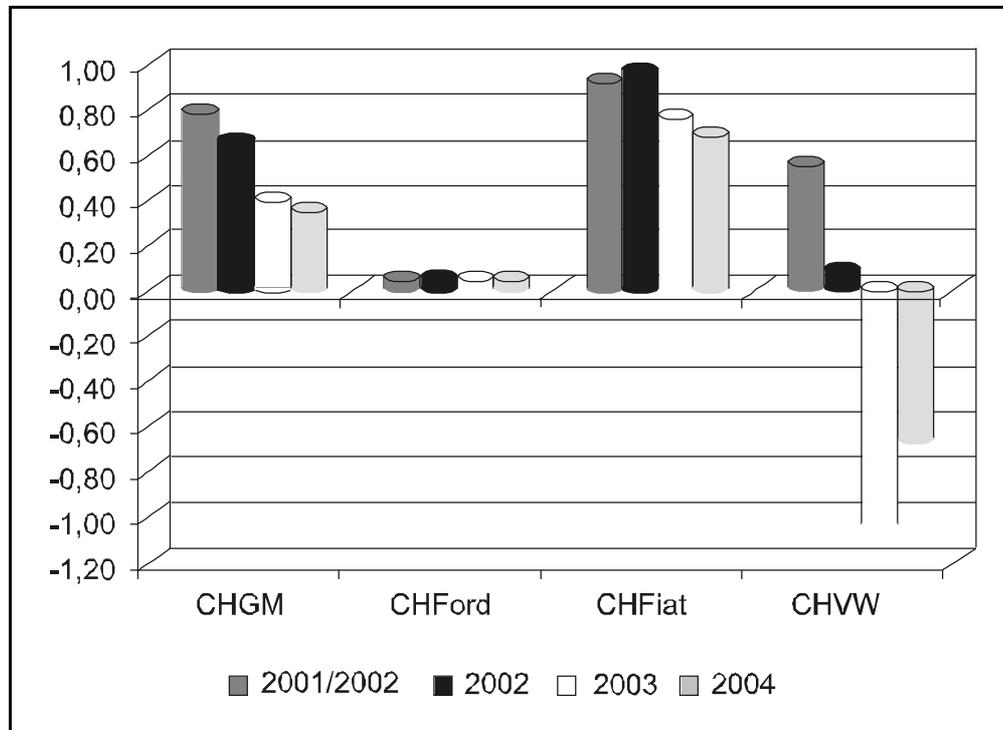
	PGM	PFord	PFiat	PVW
2001/2002	327	-15241	-342	476
2002	-606	-15035	-206	741
2003	-1601	-14041	-1043	3690
2004	-1905	-14124	-1490	5161
Ponto médio	-1261	-14473	-924	0,2594

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para identificar o poder cooperativo entre as principais empresas automobilísticas nacionais, calculou-se o índice CH, por meio da equação (5). Para a VW foi considerado o módulo da elasticidade-preço unilateral, uma vez que, para alguns períodos, os resultados foram positivos. Havendo algum grau de colusão entre as marcas, o quociente CH varia de zero a um. Na presença de alguma rivalidade entre as marcas a elasticidade-preço observável seria mais elástica do que a elasticidade unilateral, resultando em um CH negativo.

Os resultados, apresentados na Gráfico 2, mostram que há cooperação entre as empresas automobilísticas do Brasil embora esta tenha se reduzido ao longo do período analisado. Isso pode ser explicado devido à entrada de novas montadoras na indústria automobilística nacional e ao aumento da concorrência. Dentre essas indústrias destaca-se a Renault, que atua na categoria de carros de 1.000 cilindradas desde outubro de 1999 e a Peugeot, desde junho de 2001. De acordo com Rezende e Boff (2002), o número de concorrentes também influencia as decisões de cooperação. Sendo assim, com a entrada de novas firmas, espera-se que as decisões de cooperação sejam reavaliadas.

GRÁFICO 2 – Quociente de Chamberlin estimado para as principais montadoras do Brasil



Fonte: Resultados da pesquisa

Os maiores valores do índice de Chamberlin ocorreram para as montadoras Fiat e GM, que juntas detêm mais de 50% do mercado, indicando que tais montadoras tendem a cooperar entre si e a receberem cooperação das demais. Por outro lado, para a VW, houve forte redução da cooperação do primeiro para o segundo período, e, a partir daí, o índice passou a ser negativo. O valor negativo do índice indicaria rivalidade das outras firmas com esta montadora, mas pode também indicar a tentativa de manutenção da sua parcela de mercado, sendo obrigada a manter os preços nominais dos veículos. Ainda assim, a redução da cooperação com a VW levou a uma perda considerável da fatia de mercado de carros de 1.000 cilindradas. Sua participação nesse mercado reduziu de 31,90% em 2000 para 24,88%, em 2002, e atingiu 21,04% em 2003. A estratégia da empresa para recuperar seu *market share* tem sido o lançamento de novos veículos de 1.000 cilindradas, como o VW Fox 1.0 e o VW Pólo 1.0.

4 CONCLUSÕES

A hipótese de que haja cooperação entre as montadoras de automóveis no mercado brasileiro de carros populares não é rejeitada, embora se tenha verificado que a cooperação entre as montadoras não seja uniforme, havendo maior cooperação com as montadoras Fiat e GM, enquanto com a VW reduziu, sinalizando até mesmo para a rivalidade no final do período. A cooperação com a Ford é muito baixa, indicando que esta montadora se comporta mais como seguidora.

Nota-se, também, redução da cooperação ao longo do tempo, comportamento este que deve estar associado à entrada de novas montadoras no setor. Sendo esta hipótese verdadeira, a desregulamentação e a abertura do mercado surgem como fatores-chave para explicar a redução do poder de mercado na indústria.

Pode-se deduzir ainda que, se há poder de mercado e cooperação na venda de veículos de 1.000 cilindradas, é de se esperar que, na venda de carros médios e luxo, a magnitude do poder de mercado, tanto unilateral quanto cooperativo, seja mais elevada. Sugere-se, portanto, que outros estudos similares a este sejam feitos para outros segmentos da indústria automobilística brasileira.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, D.R.D. Mensuração de poder de Mercado por meio de dados de marcas comerciais: modelos, limitações e aplicações. **Revista de Economia Política**, v.20, n. 3, jul./set. de 2000. p. 312-26.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Banco de dados**. [11 dez. 2004]. (<http://www.anfavea.com.br/>).

COTTERILL, R.W.; FRANKLIN, A. W.; MA, Y. L. **Measuring market power effects in differentiated product industries: an application to the soft drink industry**. Food Marketing Policy Center, University of Connecticut, Research Report n° 32, 1996. 62 p.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. London: Cambridge University Press, 1980a. 450 p.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **The American Economic Review**, v.70, n. 3, 1980b. p. 312-26.

FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: VASCONCELOS, M. A., ALVES, D. (Coord.). **Manual de Econometria: nível intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000, p. 245-252.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Séries históricas**. [20 dez. 2004]. (<http://www.ipeadata.gov.br>).

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

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, n. 52, p. 169-219, 1990.

MARTIN, S. **Industrial economics: economic analysis and public policy**. Jersey: PRENTICE HALL, 1993. 623 p.

PIMENTA, J.L.; CRUZ, R. **A crise da rede de concessionárias da rede de automóveis do Brasil**. [24 dez. 2004]. (www.abradif.com.br/Informatica/Pimenta/ARTIGO.pdf).

REIMER, J.J.; CONNOR, J.M. Market conduct in the U.S. ready-to-eat cereal industry. **Journal of Agricultural and Food Industrial Organization**. Volume 2, nº 1, artigo 9, 2002.

REZENDE, M.; BOFF, H. Concentração Industrial. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. **Economia Industrial: fundamentos teóricos e práticos no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2002 – 3ª re-impressão.

SHEPHERD, W.G. **The economics of industrial organization**. New York: John Wiley & Sons, 1997.

APÊNDICE

TABELA 1A - Estimativa dos coeficientes do modelo AIDS para o mercado de automóveis populares do Brasil, no período de nov./2001 a out./2004

Variáveis							
Dependentes	Variáveis Independentes						
	Cte	PGM	Pford	PFiat	PVW	X/P	Soma da Linha
PGM	3,1477*	0,1840 ^{NS}	-0,0277 ^{NS}	0,1018 ^{NS}	-0,2580***	-0,1774*	0
	-7985	-1356	-323	-733	-1574	-503	
PFord	0,6496*		-0,0321 ^{NS}	0,0683 ^{NS}	-0,0085 ^{NS}	-0,0367**	0
	-2214		-347	-485	-499	-142	
PFiat	1,4069*			0,1111 ^{NS}	-0,2811**	-0,0731**	0
	-4911	Simetria		-1243	-1169	-315	
PVW	-4,2042*				0,5476**	0,2872*	0
	-9858				-2245	-623	
Soma	10000					0	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: 1. Erros-padrões entre parênteses.

2. (*) significativo a 1%, (**) significativo a 5%, (***) significativo a 10%, (NS) não-significativo.

