

Demanda por cerveja no Brasil: um estudo econométrico*

RUBENS P. CYSNE**
JOÃO VICTOR ISSLER***
MARCELO RESENDE****
RICARDO WYLLIE*****

O trabalho estima econometricamente sistemas de demanda para o setor de cerveja no Brasil. A elasticidade-preço e a elasticidade-preço cruzada da demanda exibem, em geral, o comportamento previsto pela teoria. Pode-se definir, a partir de um modelo de variações conjecturais desenvolvido para oligopólio, uma medida de perda de bem-estar como proporção da receita total do setor. Tal medida, calculada para diferentes valores do parâmetro de variação conjectural, mostra que as perdas associadas ao exercício do poder de mercado são significativas.

1 - Introdução

Desde a contribuição seminal de Harberger (1954) têm-se empreendido esforços para quantificar perdas de bem-estar decorrentes do exercício do poder de mercado. A ampla literatura sobre esse tema [ver Bresnahan (1989) e Daskin (1991)] parece mostrar que as perdas de bem-estar seriam significativas e, por conseguinte, amplo o escopo para políticas de defesa da concorrência.

A prática institucional das agências regulatórias e de defesa da concorrência no Brasil ainda se encontra permeada de intervenções de caráter essencialmente jurídico e, no que diz respeito à análise econômica, predominantemente de ordem qualitativa, havendo ainda benefícios não-explorados de políticas mais fundamentadas na análise quantitativa. Baker e Bresnahan (1992) já tentavam estabelecer um diálogo proveitoso com os praticantes de política antitruste ao indicar o potencial do uso de técnicas econométricas para fins de quantificação do poder de mercado com fundamentação econômica.

* Os autores agradecem aos participantes do XXII Encontro Brasileiro de Econometria — SBE e a dois pareceristas anônimos os comentários sobre uma versão anterior deste trabalho. Os eventuais erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

** Do Ibre/FGV.

*** Da EPGE/FGV.

**** Do IE/UFRJ.

***** Do Iceg/USU.

Estudos dessa natureza ainda são escassos no Brasil, com relação ao suporte técnico a processos de defesa da concorrência. Cysne e Issler (1997), ao que tudo indica, estabeleceram a primeira análise de cunho econométrico, envolvendo estimativas de elasticidades da indústria e das empresas envolvidas, bem como estimativas de perda de bem-estar, em processos de defesa das concorrências analisados e julgados pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade). A esse estudo, centrado no caso da associação Brahma-Miller, seguiu-se o de Issler e Resende (1999), que se concentra em outro caso relativo ao mercado de cerveja, também objeto de julgamento pelo Cade. Como teremos a oportunidade de constatar em seção próxima, as elasticidades-preço da demanda constituem-se em elementos-chave nesse tipo de análise.

Neste trabalho, desenvolvemos estimativas econométricas para a demanda de cerveja no Brasil e ilustramos o potencial de estimativas dessa natureza para discussões no âmbito de políticas de defesa da concorrência.

O trabalho ora desenvolvido considera uma abordagem de variações conjecturais. Outra abordagem que se vem consolidando na literatura refere-se à chamada Nova Organização Industrial Empírica, que mede o poder de mercado sem necessitar de custos marginais observáveis. Dentro dessa linha, destacam-se os estudos para quantificação do poder de mercado em indústrias diferenciadas quer para a avaliação corrente de tal poder ou do potencial associado a fusões [ver Baker e Bresnahan (1985 e 1988)]. Esses estudos consideram a demanda percebida pelo produto de uma firma oligopolista específica depois de considerar as reações de oferta e demanda dos demais agentes (curva de demanda residual). Contudo, para que sejam levadas a efeito as estimativas de interesse nesse contexto, faz-se necessária a disponibilidade de dados referentes a deslocadores de custos.¹

O trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta o modelo de demanda fundamentado no procedimento de orçamentação em dois estágios, que servirá de base para as estimativas subseqüentes. A Seção 3 discute a mensuração de perdas de bem-estar em oligopólio, metodologia que utiliza elasticidades da demanda como elemento central dos cálculos. A Seção 4 descreve a base de dados, o modelo empírico a ser implementado e os principais resultados obtidos. A Seção 5 traz os comentários finais.

2 - Sistemas de demanda com orçamentação em dois estágios

Esta seção, que se baseia em Deaton e Muellbauer (1980), tem por objetivo efetuar ligeira digressão sobre uma hipótese básica que utilizaremos na estimação de nossas funções de demanda, a chamada “orçamentação em dois estágios”. Define-se como orçamentação em dois estágios aquela na qual a renda total a ser

¹ Issler e Resende (2000) consideram tal tipo de metodologia no contexto da apreciação da fusão Brahma-Antarctica. Todavia, a utilização e divulgação dos dados está restrita.

gasta pelo consumidor se supõe inicialmente alocada entre diferentes grupos de mercadorias (primeiro estágio ou estágio superior) para depois, seqüencialmente, ser alocada entre as diferentes mercadorias de cada grupo (segundo estágio ou estágio inferior). Admite-se que as decisões relativas a cada um dos estágios sejam independentes.

No nosso caso específico, estaremos supondo que no primeiro estágio o consumidor determine a parcela de sua renda a ser alocada no grupo “cerveja”. Em seguida, no segundo estágio, ele decide sobre seu consumo de cada uma das diferentes marcas existentes no mercado.

No primeiro estágio, as alocações dependem apenas da despesa total e dos preços (na verdade, índices de preços) de cada grupo. Fixada a renda a ser gasta com as mercadorias de cada grupo específico, tem início o segundo estágio. Neste, o consumidor toma em consideração apenas este parâmetro (a renda a ser gasta no grupo) bem como os preços dos bens do respectivo grupo, para decidir sobre quanto irá demandar de cada bem pertencente ao grupo.

Um problema importante diz respeito ao estabelecimento de condições para que se possa definir o primeiro estágio da orçamentação em dois estágios, qual seja, o da maximização envolvendo um único índice de preços e um único índice de quantidades para cada um dos subgrupos analisados. Para isso é necessário que se definam adequadamente índices de preços e quantidades. As condições para tal foram inicialmente desenvolvidas na literatura por Gorman (1959). A chamada “forma de Gorman” para preferências estabelece o grupo mais amplo no qual esse procedimento é possível. Nesse grupo, incluem-se como casos particulares as preferências homotéticas e as preferências quase lineares.

Uma outra alternativa, sugerida por Deaton e Muellbauer (1980), troca a restrição das preferências pela utilização de um índice (de Paasche ou Laspeyres) que aproxima o índice verdadeiro.

Trata-se da construção de orçamentação em dois estágios, evidentemente, de uma simplificação da realidade. Supõe-se, entretanto, que tal simplificação seja possibilitada pelo sistema de preferências do indivíduo. Idealmente, admite-se que as decisões de consumo de cada bem, tomadas dessa forma, em nada difiram daquelas que seriam obtidas em apenas um estágio e com a informação plena sobre a renda total e os preços de cada bem ou serviço. Na prática, possíveis divergências do caso ideal em relação ao caso aqui tratado são o preço a pagar para obter uma análise mais focalizada nos bens e serviços que desejamos considerar.

Usualmente, os sistemas de orçamentação em dois estágios têm como hipótese básica a separabilidade (fraca) das preferências, expressa sob a forma:

$$u = f [v_1(q_1), v_2(q_2), v_3(q_3), \dots, v_G(q_G), \dots, v_N(q_N)] \quad (1)$$

onde u representa a utilidade do consumidor, definida a partir de uma função f supostamente crescente em cada um de seus argumentos e que possui a propriedade de quase-concavidade. Os argumentos de f são subvetores de bens e serviços $q_1, q_2, q_3, \dots, q_G, \dots, q_N$. A idéia básica é a de que cada grupo de bens e serviços q_i responda a alguma necessidade específica do consumidor. Por exemplo, o grupo i pode representar habitação, englobando assim o subvetor de bens dado por casa de campo, aquecimento etc. Observe-se que cada grupo pode se constituir de vários subgrupos, e assim por diante, em uma estrutura do tipo árvore. Como já adiantamos, no nosso caso específico estaremos supondo que a cerveja constitua um grupo de consumo q_j , e que cada uma das i diferentes marcas nacionais mais conhecidas seja incluída no subvetor de bens q_{ji} .

Embora a orçamentação em dois estágios esteja usualmente associada à separabilidade de preferências expressa por (1), deve-se observar que os conceitos não se equivalem. Pode-se provar, entretanto, que a separabilidade das preferências é condição necessária e suficiente para o segundo estágio da orçamentação em dois estágios. Quer dizer, pode-se mostrar que um subgrupo de bens e serviços aparece apenas em uma parte separável da função utilidade do tipo v_i já citada se, e somente se, as quantidades demandadas dentro do grupo puderem se exprimir apenas em função da renda a ser gasta no grupo e dos preços dos bens desse grupo. A primeira parte desse argumento (separabilidade implicando maximização em cada grupo apenas em função da renda gasta no grupo e dos preços dos bens e serviços desse grupo) decorre trivialmente do fato de f ser crescente em cada um de seus argumentos. De fato, isso faz com que cada uma das subutilidades v_i seja maximizada e sujeita a restrição orçamentária, que no caso é função apenas da renda gasta no grupo e dos preços dos bens e serviços desse grupo.

A separabilidade da função utilidade pode ser perfeitamente definida em função das restrições impostas às elasticidades cruzadas entre os bens de diferentes grupos [Gorman (1971)]. Do ponto de vista empírico, essa visualização pode ser mais adequada. Como não estaremos interessados na sensibilidade das funções de demanda estimadas a variações nos preços dos bens fora do grupo de cervejas, não nos deteremos nessa dedução. O leitor interessado pode consultar a literatura citada.

3 - Oligopólio e bem-estar

Uma tradição influente em Organização Industrial (OI) refere-se ao paradigma da estrutura-conduta-desempenho. Nesse contexto, emergem os chamados modelos de variações conjecturais (VC) que procuram unificar os diferentes modelos alternativos de oligopólio como casos particulares de uma formulação mais geral na qual padrões de reação de oferta dos concorrentes são “conjecturados”.²

2 Para uma resenha abrangente da literatura sobre variações conjecturais, ver Fraser (1994).

Especificamente, consideremos como ponto de partida de nossa exposição um oligopólio que possui quantidade como variável estratégica. Admite-se que cada firma visa maximizar o lucro dado por:

$$\pi_i = q_i P(Q) - C_i(q_i) \quad (2)$$

onde $P(Q)$ denota a função inversa de demanda tal que $P'(Q) < 0$, $Q = \sum_i q_i$ e C_i refere-se ao custo total da firma i . Caso a função seja côncava, podemos considerar a solução obtida a partir da condição de primeira ordem do problema do oligopolista:

$$\frac{d\pi_i}{dq_i} = p + q_i p'(Q) \frac{dQ}{dq_i} - C'_i = 0 \quad (3)$$

onde $1 + dQ_{-i} / dq_i \equiv 1 + \lambda_i$. O termo λ_i é conhecido como variação conjectural da firma i pois expressa a crença da firma i acerca da reação de oferta dos demais concorrentes. A equação (3) pode ser convenientemente reescrita como:

$$L_i \equiv \left(\frac{p - C'_i}{p} \right) = \frac{s_i(1 + \lambda_i)}{\varepsilon} \quad (4)$$

onde L_i denota o chamado índice de Lerner, que consiste em um indicador de poder de mercado amplamente utilizado na literatura teórica de OI, $s_i = q_i / Q$ denota a participação no mercado da firma i e $\varepsilon = -(dQ/dP) \cdot (P/Q)$ indica o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda.

Os modelos VC fornecem uma descrição sintética que incorpora diferentes formulações alternativas como casos particulares. De fato, $\lambda_i = 0$ corresponde ao modelo de Cournot e $\lambda_i = -1$ ao caso perfeitamente competitivo.³

Para a literatura anteriormente citada, de cunho eminentemente teórico, podem ser destacados esforços de implementação empírica como Iwata (1974) e Gollop e Roberts (1979). Nesses trabalhos, a disponibilidade de dados mais detalhados sobre custos e demanda possibilitou uma percepção orientada da conjectura válida. Outra linha de pesquisas, também bastante atual, considera a mensuração de perda do bem-estar prevalecente em um contexto de oligopólio. Nesse particular, Dixit e Stern (1982) e Clarke e Davies (1982) propõem, para

3 Com hipóteses simplificadoras é possível obter expressões agregadas nas quais se relacionam a lucratividade agregada e o índice de concentração de Helfindahl [ver Cowling e Waterson (1976)].

fins de implementação empírica, uma parametrização específica das conjecturas de um oligopolista, com um ajuste conforme a equação (5).

$$\frac{dx_j}{dx_i} = \alpha \left(\frac{x_j}{x_i} \right) \quad j \neq i \quad (5)$$

Daskin (1991) propõe uma generalização dessa hipótese que concebe um fator idiossincrático, ou seja, específico para a firma em consideração. Com efeito, a equação (5) embute uma relação monotônica entre os índices de Lerner e as participações de mercado, quando usa fixar α , algo pouco realista já que, indiretamente, imputa a maior eficiência à firma de maior porte [ver Daskin (1991)]. Nesse caso, assumindo uma demanda isoelástica da forma $Q = Kp^{-\varepsilon}$, onde K é uma constante e ε uma vez mais denota o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda. Pode-se assim obter a seguinte equação genérica para o índice de Lerner da firma i :

$$L_i = (1/\varepsilon) [\alpha_i + (1 - \alpha_i) s_i] \quad (6)$$

Essa equação considera um fator de ajuste α_i que depende da firma sob análise. Pode-se, a partir dos elementos anteriormente expostos, chegar à equação (7) para a perda de bem-estar em oligopólio [DWL (*deadweight loss*)] — como proporção da receita total da indústria (R) —, quando se considera o excedente do consumidor como medida de bem-estar:

$$DWL/R = [1/(1-\varepsilon)] [1 - (1 - L^*)^{1-\varepsilon}] \quad (7)$$

onde L^* refere-se ao índice de Lerner para a firma de menor custo. O termo do lado direito da equação pode ser interpretado como a redução no excedente do consumidor pela prevalência de uma situação de oligopólio *vis-à-vis* uma situação concorrencial. Por fim, vale ressaltar que outras iniciativas de quantificação da perda do bem-estar em oligopólio são escassas. Uma exceção aparece em Tiffin e Dawson (1997), que quantificam a distorção associada ao oligopólio para o setor de batatas congeladas na Holanda e no Reino Unido. A abordagem também centrada na noção de variação conjectural é distinta do trabalho de Daskin, ampara-se em um procedimento de calibração e similarmente detecta perdas significativas de bem-estar.

4 - Análise empírica

4.1 - Base de dados

Uma das principais dificuldades para o desenvolvimento deste estudo refere-se às limitações qualitativas e quantitativas sobre a base de dados, que agora passamos a descrever. Com o intuito de estimar a demanda por cerveja para a indústria como um todo, e para as mais significativas companhias do setor — Brahma, Antarctica, Kaiser —, diversas séries de dados foram selecionadas e recolhidas. Em um primeiro plano estão as intrínsecas ao mercado de cerveja, com destaque para as variáveis de preços e de quantidades, disponíveis para várias das empresas que atuam no setor, contemplando-se também aberturas segundo as Unidades da Federação (UF) e os tipos de embalagem (lata ou garrafa).⁴ As estatísticas foram produzidas por meio de pesquisas de mercado, levadas a campo pela empresa de marketing AC Nielsen. Cabe observar que a escolha dos pontos-de-venda para efeito da coleta de dados limitou-se a bares, restaurantes, supermercados etc. não sendo levados em conta os postos de gasolina, a comercialização pela via informal, além dos locais onde são realizados, regularmente ou não, *shows*, festas e eventos especiais. É importante salientar que a classificação das regiões de coleta de dados adotada pela AC Nielsen, que apresenta os números como estaduais, não coincide integralmente com a situação geográfica dos pontos-de-venda, funcionando apenas como uma referência simplificada.⁵

Quanto à frequência destes ela é bimestral, com séries iniciadas no quinto bimestre de 1994 e indo até o final do ano de 1998. Aproveitando a disponibilidade de tais informações para diversas UFs, optou-se pela utilização das estatísticas desagregadas para os Estados do Rio de Janeiro, Minas Gerais e São Paulo — os mais significativos do ponto de vista do volume consumido (cerca de 70% do total) — como estratégia para ampliar o número de observações da amostra, com reflexos inclusive sobre a escolha da técnica de estimação a ser empregada, relatada mais adiante. As quantidades de produto efetivamente utilizadas, que totalizam as vendas em garrafas e em latas, estão expressas em hectolitros, enquanto os preços foram obtidos por meio de uma média ponderada entre os preços de latas e de garrafas, com pesos calculados em função das quantidades vendidas, para cada uma das observações e ao longo de toda a série da amostra. Os valores originais, fornecidos em moeda corrente, foram deflacionados pelo dólar comercial médio do período. Por fim, vale ressaltar a indisponibilidade de dados sobre marcas estrangeiras. Contudo, para o período amostral considerado, esse segmento de mercado era ainda menos significativo do que o observado atualmente.

4 Tremblay (1985) destaca a importância da utilização de informações regionais através do estudo de grupos estratégicos para a demanda por cerveja para os Estados Unidos.

5 O Estado de Minas Gerais, por exemplo, inclui regiões do interior dos Estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo. Algumas capitais do Nordeste também foram consideradas de forma agregada.

Ainda pensando especificamente no mercado de cerveja, optou-se também pela utilização da variável preço da aguardente, que, de acordo com a teoria do consumidor, deve exercer um efeito não-desprezível sobre o comportamento do mercado em foco, no papel de bem substituto próximo da cerveja, no âmbito do modelo que apresentaremos. Essa estatística foi obtida, e será utilizada, sob a forma de números-índice, extraídos que foram da coluna de bebidas do índice de preços no atacado (IPA) da Fundação Getúlio Vargas, como resultado de uma média “nacional” para as regiões pesquisadas por aquela instituição, não havendo disponibilidade de estatísticas em nível regional. O procedimento até a série pronta para uso é o mesmo dispensado às séries de preços das cervejas, ou seja, os valores finais dos índices são aqueles correspondentes ao nível de preços medido pelo dólar comercial de venda.

Adicionalmente, a demanda por cerveja deverá reagir a mudanças nos gastos com propaganda, mais uma variável específica para o mercado-alvo, gerando conseqüências para a indústria quando incrementados em termos absolutos, ou então de seus integrantes, quando alteradas as participações dos principais fabricantes aqui considerados no total dos gastos. Desde que válida, esta segunda hipótese deverá produzir o efeito final de uma realocação orçamentária de segundo estágio. Os dados para os dispêndios com essa modalidade de investimento foram também obtidos por meio da AC Nielsen — para cada um dos fabricantes isoladamente, e também para o mercado global — com séries relativas ao período com início no segundo bimestre de 1996 e término no último bimestre de 1998.

Nos sistemas de equações, mostrados mais adiante, foram incluídas ainda outras duas variáveis de caráter mais geral, cujas séries de observações são distintas para os Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais, mas fixas ao longo do conjunto de fabricantes (entre os sistemas). A inclusão da variável consumo de energia elétrica para os três estados traduz a necessidade teórica da presença nas equações da indústria de um indicador para o nível de atividade econômica, para o qual acreditamos ser essa alternativa, dentre as conhecidas, a mais apropriada para este fim. Tal variável, em última instância, desempenha o papel de *proxy* da renda. As séries de dados foram fornecidas diretamente pela Eletrobrás, com periodicidade mensal, tendo sido empregada a média aritmética simples na geração das estatísticas bimestrais, em consonância com as demais variáveis do modelo. A alternativa mais direta à *proxy* sugerida, envolvendo a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, apresenta, contudo, dificuldades de natureza espacial. Com efeito, a pesquisa é conduzida para regiões metropolitanas, diferindo fortemente das áreas de abrangência da AC Nielsen. Também foram requisitados dados de temperaturas médias, conseguidos junto ao Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (Inpe), para os mesmos três estados. É evidente o fato de que, pela forma como é habitualmente consumido no Brasil, o bem em questão tem sua demanda fortemente afetada pelas condições de temperatura, introduzindo uma componente sazonal, que se acredita diferenciada pelos estados. Os

dados originais enviados pelo Inpe são mensais, iniciando-se em abril de 1994 e indo até agosto de 1999, com algumas pequenas interrupções ao longo da série, cuidadosamente preenchidas através de interpolações, sem qualquer repercussão sobre a sua qualidade final. O critério para a obtenção de uma série bimestral foi o mesmo usado para os dados de energia.

4.2 - Modelo e estimativas

Tendo em vista os objetivos deste estudo, e incorporada a hipótese da orçamentação em dois estágios, optou-se por um modelo de equações simultâneas para cada uma das cervejarias consideradas (Brahma, Antarctica e Kaiser), contendo parâmetros necessários ao cálculo do índice de Lerner e de DWL. A seguir apresentam-se as equações (8) e (9).

$$\begin{aligned} \text{Ln}Q_t = & \gamma_1 \cdot \text{Ln}Q_{t-1} + \gamma_2 \cdot \text{Ln}P_t + \gamma_3 \cdot \text{Ln}P_{t-1} + \\ & + \gamma_4 \cdot \text{Ln}P_t^s + \gamma_5 \cdot \text{Ln}Y_t + \beta \cdot Z_t + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{Ln}Q_t^i = & \gamma_6 \cdot \text{Ln}Q_{t-1}^i + \gamma_7 \cdot \text{Ln}P_t^i + \gamma_8 \cdot \text{Ln}P_{t-1}^i + \\ & + \gamma_9 \cdot \text{Ln}(P_t \cdot Q_t) + \sum_{j=1}^k \gamma_{9+j} \cdot \text{Ln}P_t^{js} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

onde Q_t é a quantidade de cerveja demandada na indústria; P_t , o preço médio das cervejas no mercado; Q_t^i , a quantidade demandada da i -ésima cerveja; P_t^i , o preço da i -ésima cerveja; P_t^s , o preço médio do bem substituto, P_t^{js} , o preço da j -ésima cerveja substituída; Y_t , a renda disponível dos consumidores no mercado de cerveja; $P_t \cdot Q_t$, a renda despendida no consumo de cerveja; e, finalmente, Z_t denota um vetor de outros deslocadores de demanda relevantes e β o vetor de parâmetros correspondentes. De tal forma que, para os vários sistemas, i percorre $\{1, 2, \dots, k\}$ com $j \neq i$.

Assim sendo, a equação (8) refere-se ao mercado de cerveja como um todo, levando em consideração preços médios, quantidades totais e renda disponível dos consumidores em geral, representando, portanto, a curva de demanda para a indústria. Já a equação (9) descreve explicitamente a demanda da i -ésima firma, na qual se deve destacar a restrição imposta ao conjunto de bens substituídos, limitado às demais marcas de cervejas, e a inclusão das despesas totais com cerveja, em vez da renda dos consumidores, em ambos os casos conseqüências diretas da hipótese da orçamentação em dois estágios.

Examinando essas equações, observa-se que, tanto na equação da indústria, quanto naquela para os fabricantes de cerveja considerados individualmente, estão incorporadas, além das variáveis contidas na especificação teórica, algumas endógenas defasadas entre as explicativas. A presença dessas traduz o reconhecimento do fato de que as variações observadas, sobretudo nos preços e nas quantidades, não têm seus efeitos limitados ao período em que ocorrem, propagando-se ao longo do tempo. A inclusão das defasadas, além de evitar sérios problemas, eventualmente causados pela má especificação — e que poderão ser agravados caso estejam envolvidas séries não-estacionárias —, nos irá permitir o cálculo das elasticidades de longo prazo, que, para os casos da indústria e da firma individual, podem ser estimadas substituindo-se em $(\gamma_2 + \gamma_3) / (1 - \gamma_1)$ e $(\gamma_7 + \gamma_8) / (1 - \gamma_6)$ os parâmetros pelas estimativas correspondentes, respectivamente.

A quantidade bastante limitada de observações da amostra na base de dados condicionou fortemente a montagem do modelo econométrico e a estratégia adotada para sua estimação. Neste particular, o horizonte da série de dados para os gastos com publicidade, o menor dentre todos, funcionou como limite efetivo para o cumprimento das demais séries.

Havendo disponibilidade de informações para as dimensões de espaço (*cross-section*) e de tempo (*time-series*) — UFs e bimestres —, é plausível a proposição de uma estrutura de painel para fins de obtenção das estimativas. Tal estrutura significou, no âmbito deste estudo, o tratamento de uma mesma firma em diferentes estados como sendo entidades distintas a menos de restrições de similaridade envolvendo padrões comuns de elasticidade entre os diferentes estados. Com três sistemas, um para cada uma das cervejarias consideradas, todos compostos por seis equações, sendo duas para cada um dos estados selecionados, além de várias restrições sobre os parâmetros, foi possível, empregando a técnica de variáveis instrumentais com informação plena, obter-se estimativas para os parâmetros desejados. Neste trabalho adotou-se um estimador com estrutura de mínimos quadrados de três estágios. Todavia, na etapa que corresponderia ao segundo estágio não se utilizam todas as variáveis predeterminadas do sistema, mas aquelas indicadas na lista de instrumentos.

Finalmente, o terceiro estágio considera um estimador de mínimos quadrados generalizados aplicados ao sistema como um todo, tomando como referência a matriz de variância/co-variância gerada a partir dos resíduos da segunda etapa. Cabe ressaltar que tal método sistêmico de estimação contempla a possibilidade de correlação contemporânea entre os erros das diferentes equações como ocorreria no contexto de um modelo de regressões aparentemente não-relacionadas e lida adicionalmente com a questão da endogeneidade. As principais restrições impostas aos parâmetros, em cada um dos sistemas descritos, estão apoiadas na idéia de que o comportamento da indústria e das firmas em particular é o mesmo para todos os estados. A lista dos instrumentos utilizados é bastante vasta (ver Anexo A) — integrada na maior parte por variáveis defasadas —, aumentando as

possibilidades de estimativas mais robustas. De fato, algum método de estimação envolvendo variáveis instrumentais faz-se necessário em face da endogeneidade dos preços, uma vez que uma firma em oligopólio é capaz de afetar o equilíbrio da indústria. É importante chamar a atenção para o fato de que as relações de oferta, que também condicionam o funcionamento do mercado de cerveja, não estão explicitadas no painel. Isso significa dizer que, a menos que todas as exógenas ou endógenas defasadas incluídas nas curvas de oferta da versão estrutural sejam previamente fornecidas, a despeito das próprias equações, as técnicas de estimação que se utilizam do aproveitamento de todas as predeterminadas do sistema como instrumentos não serão factíveis.

Quanto aos sinais esperados para as estimativas dos parâmetros, verificaremos mais tarde se realmente são os previstos através da teoria do consumidor. Para os casos em que os bens considerados são normais, as elasticidades γ_2 e γ_7 devem ser negativas. Enquanto isso, γ_5 e γ_9 devem ser positivas, descartando-se a hipótese de bens inferiores. Para os coeficientes dos bens tidos como substitutos espera-se que os sinais sejam todos positivos, ou seja, que as elasticidades-preço cruzadas sejam positivas ($\gamma_i > 0$, para $i > 9$). Oportunamente também podem ser verificados os sinais das variáveis que funcionam como deslocadores, aqui representadas pela energia, temperatura e publicidade.

Algumas outras relações interessantes, reunindo vários dos parâmetros aqui estimados, também podem ser facilmente testadas. Uma das mais relevantes é aquela que expressa a homogeneidade de grau zero da função de demanda, através da soma nula das elasticidade-preço, elasticidade-preço cruzada e elasticidade-renda ou, alternativamente, do mesmo resultado para o somatório das elasticidades compensadas.

4.3 - Estimativas e inferência

Vamos iniciar os comentários focalizando as estimativas obtidas para a indústria da cerveja, cuja robustez pode ser mais facilmente verificada, uma vez que estas foram obtidas por meio de três diferentes modelos (Brahma, Antartica e Kaiser). As elasticidades-preço de curto prazo obtidas através dos três modelos estão muito próximas, inclusive significativas ao nível de 10% (exceto a do sistema Kaiser). O mesmo ocorre com as de longo prazo (5%), estando o valor médio das estimativas próximo de $-0,70$. A seguir passamos a discutir os resultados, indicando quando consideramos elasticidades de curto prazo (cp) ou longo prazo (lp). No caso das elasticidades-renda (da indústria), os resultados dos sistemas da Brahma (0,44cp e 0,78lp) e da Kaiser (0,45cp e 0,72lp), além de significativos, revelam-se muito próximos, diferindo um pouco, mas não significativamente, dos números da Antartica (0,29cp e 0,44lp). Por outro lado, vale ressaltar que as demais variáveis explicativas, como temperatura, gastos publicitários e preço de

substituto (aguardente), exibiram coeficientes com sinais condizentes, compatíveis com a teoria dos preços.

As estimativas para a Brahma estão quase todas dentro do esperado, conforme evidenciado na Tabela 1. Corroborando alguns dos resultados obtidos em estudos anteriores, a elasticidade-preço de longo prazo revela a empresa trabalhando em um ramo bastante elástico de sua curva de demanda (-6,95). A elasticidade-renda é positiva e significativa (0,37cp e 1,70lp), enquanto as elasticidades cruzadas apresentaram os sinais esperados (positivas), exceto com relação ao preço da Kaiser, negativa porém não-significativa.

TABELA 1

Elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda por cerveja — Brahma

Elasticidades diversas	Mercado total
Elasticidade-preço da indústria no curto prazo	0,16 (1,49)
Elasticidade-preço da indústria no longo prazo	-0,75 (-3,28)
Elasticidade-renda da indústria no curto prazo	0,44 (4,66)
Elasticidade-renda da indústria no longo prazo	0,78 (3,94)
Elasticidade-preço da Brahma no curto prazo	-1,66 (-3,27)
Elasticidade-preço da Brahma no longo prazo	-6,95 (-3,44)
Elasticidade-renda da Brahma no curto prazo	0,37 (7,52)
Elasticidade-renda da Brahma no longo prazo	1,70 (11,96)
Elasticidade cruzada Brahma/Antarctica no curto prazo	0,89 (2,08)
Elasticidade cruzada Brahma/Antarctica no longo prazo	4,05 (2,41)
Elasticidade cruzada Brahma/Skoll no curto prazo	0,60 (3,62)
Elasticidade cruzada Brahma/Skoll no longo prazo	2,75 (4,16)
Elasticidade cruzada Brahma/Kaiser no curto prazo	-0,26 (-1,74)
Elasticidade cruzada Brahma/Kaiser no longo prazo	-1,16 (-1,49)

OBS.: Estatística-t entre parênteses.

Ao contrário das outras duas cervejarias, as estimativas obtidas para a Antarctica, constantes na Tabela 2, contrariam as expectativas com origem na teoria dos preços. As calculadas para as elasticidades-preço (1,83cp e 2,26lp) mostraram-se positivas e significativas. Os resultados mais preocupantes dizem respeito a algumas das estimativas para as elasticidades cruzadas que, além de aparecerem com o sinal trocado (negativas), são significativas. Os únicos resultados comparáveis aos das demais são os das elasticidades-renda (0,53cp e 0,93lp), com elevado grau de confiança.

A Tabela 3 resume os resultados obtidos para a Kaiser. As estimativas para as elasticidades-preço da Kaiser (-1,44cp e -4,53lp) foram muito próximas das da Brahma, enquanto as estimativas elasticidades-renda tiveram o valor pratica-

TABELA 2

Elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda por cerveja — Antarctica

Elasticidades diversas	Mercado total
Elasticidade-preço da indústria no curto prazo	0,16 (1,55)
Elasticidade-preço da indústria no longo prazo	-0,76 (-3,45)
Elasticidade-renda da indústria no curto prazo	0,29 (2,97)
Elasticidade-renda da indústria no longo prazo	0,44 (2,69)
Elasticidade-preço da Antarctica no curto prazo	1,83 (4,75)
Elasticidade-preço da Antarctica no longo prazo	2,26 (4,11)
Elasticidade-renda da Antarctica no curto prazo	0,53 (6,88)
Elasticidade-renda da Antarctica no longo prazo	0,93 (11,16)
Elasticidade cruzada Antarctica/Brahma no curto prazo	-0,87 (-1,85)
Elasticidade cruzada Antarctica/Brahma no longo prazo	-1,54 (-1,80)
Elasticidade cruzada Antarctica/Skoll no curto prazo	-0,85 (-2,23)
Elasticidade cruzada Antarctica/Skoll no longo prazo	-1,50 (-2,55)
Elasticidade cruzada Antarctica/Kaiser no curto prazo	-0,16 (-0,69)
Elasticidade cruzada Antarctica/Kaiser no longo prazo	-0,27 (-0,68)

OBS.: Estatística-t entre parênteses.

TABELA 3

Elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda por cerveja — Kaiser

Elasticidades diversas	Mercado total
Elasticidade-preço da indústria no curto prazo	0,13 (1,39)
Elasticidade-preço da indústria no longo prazo	-0,68 (-3,03)
Elasticidade-renda da indústria no curto prazo	0,45 (3,99)
Elasticidade-renda da indústria no longo prazo	0,72 (3,37)
Elasticidade-preço da Kaiser no curto prazo	-1,44 (-5,96)
Elasticidade-preço da Kaiser no longo prazo	-4,53 (-3,08)
Elasticidade-renda da Kaiser no curto prazo	0,67 (5,32)
Elasticidade-renda da Kaiser no longo prazo	3,74 (9,42)
Elasticidade cruzada Kaiser/Antarctica no curto prazo	1,20 (2,18)
Elasticidade cruzada Kaiser/Antarctica no longo prazo	6,69 (1,85)
Elasticidade cruzada Kaiser/Skoll no curto prazo	0,04 (0,11)
Elasticidade cruzada Kaiser/Skoll no longo prazo	0,22 (0,11)
Elasticidade cruzada Kaiser/Brahma no curto prazo	-0,43 (-0,56)
Elasticidade cruzada Kaiser/Brahma no longo prazo	-2,42 (-0,53)

OBS.: Estatística-t entre parênteses.

mente dobrado (0,67cp e 3,74lp), em todos os casos bastante significativas. As únicas elasticidades cruzadas com sinais trocados para a Kaiser foram justamente as calculadas com respeito ao preço da Brahma, atendendo ao teorema da reversibilidade.

Dos testes para a homogeneidade de grau zero da função de demanda — nos preços e na renda — realizados nos três sistemas, as estimativas da Brahma e da Kaiser não foram capazes de produzir evidências estatísticas contrárias à teoria econômica, com exceção da Antarctica, com valor positivo e significativo. Os resultados correspondentes estão reportados no Anexo B. A interpretação mais objetiva é a de que as marcas não incluídas no rol das substitutas, nas equações individuais, são muito pouco relevantes para o mercado como um todo.

Tendo caracterizado o comportamento da demanda por cerveja no Brasil, é relevante tomar como referência estudos já realizados para esse setor em outros países. Nesse sentido, podemos destacar Clements e Johnson (1983) para a Austrália, Johnson *et alii* (1992) para o Canadá e Gallet e List (1998) para os Estados Unidos. Nesta ordem, a elasticidade-preço de curto prazo foi estimada em 0,56, 0,55 (valor mediano entre cidades) e 1,98. Para a elasticidade de longo prazo restringe-se ao Canadá, sendo de 0,48 (também valor mediano). Considerando de início as elasticidades de curto prazo, observa-se que elas também são baixas no caso brasileiro. Para a indústria, as magnitudes são ainda menores quando comparadas com a evidência internacional. Todavia, quando consideradas as estimativas por marcas, não avaliadas nesses outros estudos, o valor mostra-se bastante próximo dos reportados para a Austrália e o Canadá. No que concerne às elasticidades de longo prazo, a evidência empírica é de certa proximidade em relação à estimativa do Canadá, mostrando-se pouco superior a esta (0,48 *versus* 0,72). Vale ressaltar que todas as estimativas anteriores valeram-se dos erros-padrão à maneira de White (robustos à heterocedasticidade).

4.4 - Variações do bem-estar

Nesta subseção empreendemos uma análise exploratória acerca da quantificação do bem-estar em oligopólio. Para tanto, fazemos uso do instrumental teórico discutido na Seção 3. Especificamente, de maneira empírica, implementam-se as medidas expressas nas equações (6) e (7). A primeira fornece uma expressão genérica para o índice de Lerner, e o valor de α_i não pode ser estimado em face da não-disponibilidade de dados referentes a custos. Nesse sentido, postulamos diferentes valores para fins das efetivas mensurações desejadas. As alternativas experimentadas representam casos intermediários com relação às situações de monopólio e de Cournot, com o parâmetro em questão assumindo valores entre 0 e 1. Já na equação (7) a necessidade de conhecer a firma de menor custo obriga a um outro conjunto de postulações, considerando-se como tal, uma de cada vez, as cervejarias aqui tratadas. Portanto, o cálculo de DWL para diferentes valores simulados de α é operado em duas etapas. Inicialmente calcula-se o índice de Lerner para cada uma das firmas empregando-se as elasticidades-preço de curto prazo por marca, suas participações médias de mercado ao longo do período amostral e fazendo-se variar o parâmetro α . Em seguida, os resultados assim obtidos são usados na fórmula de DWL, junto com a elasticidade-preço média (entre as marcas) de curto prazo, fazendo-se variar a firma tida como a mais eficiente. Os resultados são apresentados na Tabela 4, destacando-se o caráter exploratório dos resultados apresentados. Todavia, a análise ora apresentada mostra a possibilidade de se combinar estimação de demanda com análise de perda de bem-estar em oligopólio. Apesar de a elasticidade-preço da demanda sintetizar, sob as hipóteses anteriormente expostas, a perda de bem-estar decorrente do oligopólio, seriam oportunos estudos futuros que pudessem incorporar dados detalhados a respeito da estrutura de custos das firmas.

TABELA 4

Perda de bem-estar como proporção da receita total da indústria

Firma hipoteticamente mais eficiente	α				
	0	0,1	0,2	0,3	0,4
Antarctica	0,156	0,210	0,269	0,333	0,403
Brahma	0,208	0,270	0,337	0,410	0,491
Kaiser	0,161	0,236	0,320	0,415	0,523

Os números da Tabela 4 revelam que podem ocorrer significativas perdas de bem-estar para diferentes valores do parâmetro α_i . Em particular, esse resultado aparece mesmo quando se estuda o caso de Cournot ($\alpha_i = 0$). Assim sendo, ainda que se refute a hipótese de uma estrutura de monopólio para o mercado de cerveja ($\alpha = 1$), as perdas de bem-estar advindas do poder de mercado são não-desprezíveis.

5 - Comentários finais

Este estudo empreendeu a estimação econométrica para demanda por cerveja no Brasil para o período recente. Para tanto, considerou-se um sistema de equações com base no método de orçamentação em dois estágios. A estrutura de oligopólio exigiu cuidados especiais na estimação, em virtude da inclusão de mais de uma endógena não-defasada por equação, redundando na aplicação do método de variáveis instrumentais. Os resultados assim obtidos, quase sempre, mostraram-se consistentes com a teoria microeconômica.

Através das elasticidades-preço da indústria, obtidas na estimação dos sistemas de equações, foram calculados os índices de Lerner e posteriormente as variações de bem-estar. Essas últimas revelaram-se significativas, ressaltando a importância da proposição de políticas cuidadosas para a defesa da concorrência.

Por fim, é possível questionar o foco exclusivo em funções de demanda tradicionais. De fato, a elasticidade-preço e a elasticidade-preço cruzada podem desempenhar um importante papel na delimitação do mercado relevante ao evidenciar padrões de substituição pelo lado dos consumidores. Todavia, caso se deseje analisar impactos de fusões em termos de poder de mercado, seria necessário considerar reações de oferta dos concorrentes. Em outras palavras, seria importante considerar a chamada demanda residual que evidencia em que medida uma firma seria capaz de elevar seu preço através da redução da produção, após levar em conta as respostas de demanda dos consumidores e as respostas de oferta dos rivais [ver Baker e Bresnahan (1992)].

Anexo A

Lista de instrumentos

Variável *proxy* de renda, preço do substituto (aguardente), gasto de publicidade, quantidades de cada marca de cerveja (com uma e duas defasagens), preço de cada marca (com uma defasagem), preço e quantidade totais (com uma defasagem), além de outras variáveis propriamente exógenas (como temperatura), foram adotados como instrumentos em cada sistema estimado.

Anexo B

Estimativas das elasticidades com relação a temperatura, publicidade e soma das elasticidades

	Coefficiente	Estatística-t
Brahma		
Elasticidade-temperatura (MG)	0,56	13,39
Elasticidade-temperatura (SP)	0,52	10,28
Elasticidade-temperatura (RJ)	0,43	12,24
Elasticidade-publicidade	0,08	3,13
Soma das elasticidades	-0,04	-0,35
Antarctica		
Elasticidade-temperatura (MG)	0,51	9,60
Elasticidade-temperatura (SP)	0,53	11,34
Elasticidade-temperatura (RJ)	0,35	6,93
Elasticidade-publicidade	0,07	3,14
Soma das elasticidades	0,48	2,25
Kaiser		
Elasticidade-temperatura (MG)	0,58	11,29
Elasticidade-temperatura (SP)	0,55	11,20
Elasticidade-temperatura (RJ)	0,43	8,76
Elasticidade-publicidade	0,07	2,87
Soma das elasticidades	0,02	0,11

Abstract

The paper econometrically estimates demand systems for the beer sector in Brazil. The own and cross elasticities of demand display, as a rule, the behavior predicted in theory. One can define upon a conjectural variations model developed for oligopoly, a measure of welfare loss as proportion of the sector's total revenue. Such measure, calculated for different values of the conjectural variation parameter, indicates that the losses associated with the exercise of market power are significant.

Bibliografia

- BAKER, J. B., BRESNAHAN, T. F. The gains from mergers or collusion in product-differentiated industries. *Journal of Industrial Economics*, v. 33, n. 4, p. 427-444, 1985.
- . Estimating the residual demand curve facing a single firm. *International Journal of Industrial Organization*, v. 6, p. 283-300, 1988.
- . Empirical methods of identifying and measuring market power. *Antitrust Law Journal*, v. 61, n.1, 1992.
- BRESNAHAN, T. F. Empirical studies of industries with market power. In: SCHMALENSSEE, R., WILLIG, R. (eds.). *Handbook of industrial organization*. Amsterdã: North-Holland, p. 1.012-1.057, 1989.
- CLARKE, R., DAVIES, S. W. Market structure and price-cost margins. *Economica*, v. 49, p. 277-287, 1982.
- CLEMENTS, K. W., JOHNSON, L. W. The demand for beer, wine, and spirits: a system wide analysis. *Journal of Business*, v. 56, p. 273-304, 1983.
- COWLING, K. G., WATERSON, M. J. Price-cost margins and market structure. *Economica*, v. 43, p. 267-274, 1976.
- CYSNE, R. P., ISSLER, J. V. *Parecer sobre a joint-venture Brahma-Miller*. 1997, mimeo.
- DASKIN, A. J. Deadweight loss in oligopoly: a new approach. *Southern Economic Journal*, v. 58, n. 1, p. 171-185, 1991.
- DEATON, A., MUELLBAUER, E. J. *Economics and consumer behavior*. New York: Cambridge University Press, 1980.
- DIXIT, A., STERN, N. Oligopoly and welfare: a unified presentation with applications to trade and development. *European Economic Review*, v. 19, p. 123-143, 1982.
- FRANCHESCHINI, J., MIRANDA, C. *Relatório apresentado pelas Cervejarias Kaiser Brasil Ltda. ao Cade*. 1999, mimeo.

- FRASER, C. D. Conjectural variations. In: CABLE, J. (ed.). *Current issues in industrial economics*. London: MacMillan, p. 55-80, 1994.
- GALLET, C. A., LIST, J. A. Elasticities of beer demand revisited. *Economics Letters*, v. 61, p. 67-71, 1998.
- GOLLOP, F., ROBERTS, M. J. Firm interdependence in oligopolistic markets. *Journal of Econometrics*, v. 10, p. 323-331, 1979.
- GORMAN, W. M. Separable utility and aggregation. *Econometrica*, v. 27, p. 469-481, 1959.
- . *Lecture notes*. London School of Economics. 1971, mimeo.
- HARBERGER, A. C. Monopoly and resource allocation. *American Economic Review*, p. 77-87, 1954.
- HENDRY, D. F. *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- ISSLER, J. V., RESENDE, M. *Estimativas econométricas da demanda por cerveja no Brasil*. 1999, mimeo.
- . *Demanda residual para o setor de cerveja no Brasil: um estudo econométrico*. 2000, mimeo.
- IWATA, G. Measurement of conjectural variation in oligopoly. *Econometrica*, v. 42, p. 947-966, 1974.
- JOHNSON, J. A., OKSANEN, E. H., FRETZ, D., VEALL, M. R. Short-run and long-run elasticities for Canadian consumption of alcoholic beverages: an error-correction mechanism/cointegration approach. *Review of Economics and Statistics*, v. 74, p. 64-74, 1992.
- JUDGE, G., HILL, R. C., GRIFFITHS, W. E., LUTKEPOHL, H., LEE, T. *The theory and practice of econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1985.
- TIFFIN, A. L., DAWSON, P. J. Measuring oligopolistic distortion in the UK frozen potato product sector: a calibration modeling approach. *Journal of Agricultural Economics*, v. 48, p. 300-312, 1997.
- TREMBLAY, V. J. Strategic groups and demand for beer. *Journal of Industrial Economics*, v. 34, p. 183-198, 1985.
- WARD, M. R. *Measurements of market power in long distance telecommunications*. Federal Trade Commission Staff Reports, 1995.

(Originais recebidos em março de 2001. Revistos em junho de 2001.)

