

Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE  
Fundação Getulio Vargas

## **Mercado de Cerveja no Brasil: Um Estudo Econométrico**

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas como requisito para a obtenção do Título de Mestre em Economia.

Aluno: Ricardo Luis Wyllie de Araujo

Professor Orientador: João Victor Issler

Rio de Janeiro  
Dezembro/2001

Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE  
Fundação Getulio Vargas

**Mercado de Cerveja no Brasil: Um Estudo  
Econométrico**

**Ricardo Wyllie**

Rio de Janeiro  
Dezembro/2001

## **AGRADECIMENTOS**

Objetivamente, a viabilidade da presente dissertação apoiou-se fortemente no grande incentivo de animo, de atenção e de dedicação que recebi dos professores João Victor e Marcelo Resende para que, partindo de um estudo anteriormente desenvolvido em conjunto, pudesse chegar ao trabalho ora apresentado. Apesar de algumas privações, as quais resolvi me submeter durante o período do trabalho, estas seriam totalmente insuficientes não fosse toda a sorte de incentivos acima mencionados, os quais agradeço profundamente.

Ao professor Rubens Cysne cabe um agradecimento especial por ter colocado à disposição sua grande experiência como pesquisador para valiosos aconselhamentos. Sua postura sempre solícita, além de contribuir para o desenvolvimento do trabalho, serviu de reforço para amizade que mantemos faz vinte anos.

Adicionalmente, gostaria de mencionar os professores José Luiz Carvalho e Sílvio Ruiz que, indiretamente, mas também de forma indispensável, contribuíram muito para que eu pudesse chegar a este momento.

Aos professores Marcelo Fernandes e Sérgio Werlang agradeço, respectivamente, pela participação na banca examinadora e pela idéia que fez do presente estudo uma efetiva dissertação de mestrado.

Para Ana Maria e Wilson,

que nunca me faltaram.

## **RESUMO**

O estudo gera estimativas para a perda de Bem-Estar que resulta da estrutura da mercado vigente para o setor de cerveja no Brasil. Através de um modelo econométrico com sistemas de equações simultâneas, colocados sob uma estrutura de painel, são estimadas as elasticidades-preço e preço-cruzadas que exibem, via de regra, o comportamento previsto pela teoria. Estas quando empregadas a um modelo de variações conjecturais desenvolvido para oligopólio, fornecem uma medida de perda de bem-estar como proporção da receita total do setor. O exercício é repetido para diferentes valores do parâmetro de variação conjectural, e diferentes suposições a respeito da eficiência das firmas participantes. Os resultados indicam que as perdas associadas ao poder de mercado são significativas.



## SUMÁRIO

1. Introdução .....	2
2. Orçamentação em Dois Estágios .....	5
3. Oligopólio e Bem-Estar .....	15
4. Base de Dados .....	26
5. Modelagem e Estimação .....	30
6. Estimativas e Inferência .....	34
7. Conclusão .....	42
8. Bibliografia .....	43

## **1. Introdução**

Os recentes processos de privatização no Brasil integram um conjunto de ações que explicitam uma nova orientação do papel do Estado na economia. É nítido um movimento de transição de um Estado predominantemente empresário para um Estado em essência regulador. Alguns estudos já consideram esta mudança de postura, como servem de exemplos Farina et al. (1997) e Resende (1997a, b). Neste sentido, o avanço da transição se faz sentir na crescente importância conferida às chamadas políticas de defesa da concorrência, destacando-se, entre outros aspectos, processos que apreciam situações potenciais de abuso de poder de mercado e atos de concentração [ver Sampaio e Salgado (1993)].

Os reflexos de natureza institucional, face às reformas anteriormente mencionadas, estão cristalizados na criação e/ou consolidação de agências regulatórias setoriais e órgãos para a defesa da concorrência como o CADE. A principal motivação do conjunto de políticas a partir das novas estruturas é a de induzir características desejáveis de mercados competitivos, tendo em vista objetivos de maximização de bem-estar.

Desde a contribuição seminal de Harberger (1954) têm-se empreendido esforços para quantificar perdas de bem-estar decorrentes do exercício do poder de mercado. Em trabalhos mais recentes da ampla literatura sobre este tema [ver, por exemplo, Bresnahan (1989), Daskin (1991),] evidências empíricas parecem indicar que as perdas de bem-estar podem ser significativas, ensejando um amplo escopo para políticas de defesa da concorrência.

A prática institucional das agências regulatórias e de defesa da concorrência no Brasil ainda encontra-se 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 anti-truste ao indicar o potencial do uso de técnicas econométricas para fins de quantificação do poder de mercado com fundamentação econômica.

Estudos dessa natureza ainda são escassos no Brasil, no que diz respeito 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 estimações de perda de bem-estar, em processos de defesas da concorrência analisados e julgados pelo CADE. A este estudo, centrado no caso da associação Brahma-Miller, seguiu-se Issler e Resende (1999), que se concentra em outro caso relativo ao mercado de cerveja, também objeto de julgamento pelo CADE.

Do ponto de vista da aplicação da teoria econômica, como ficará mais claro ao longo do desenvolvimento do presente estudo, as elasticidades-preço da demanda desempenham um papel central nas referidas questões, sendo úteis não apenas para medir o poder de mercado como também para avaliar as perdas de Bem-Estar.

Para as finalidades mencionadas, serão geradas estimativas econométricas para a demanda de cerveja no Brasil, com ênfase nos parâmetros relacionados a perda de Bem-Estar.

Para efeito de modelagem do padrão de reação das firmas em oligopólio será aqui adotada uma abordagem de variações conjecturais. Deve-se salientar que, esta precede uma outra que vem se consolidando na literatura nos domínios da chamada Nova Organização Industrial Empírica, que se mostra factível nas situações de custos marginais não observáveis. Dentro dessa linha, destacam-se os estudos para quantificação do poder de

mercado em indústrias diferenciadas, tanto para a avaliação corrente de tal poder ou do potencial associado a fusões [ver Baker e Bresnahan (1985, 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 estimações de interesse nesse contexto, fazer-se-ia necessário dispor de dados referentes a deslocadores de custos.<sup>1</sup>

Considerando-se as alternativas de abordagem citadas, o presente estudo contextualiza-se na literatura como um avanço em relação as medições do poder de mercado, e sobretudo da perda de Bem-Estar, já realizadas no Brasil dentro do escopo de variações conjecturais. Mais especificamente, como será visto, incorpora às estimativas os efeitos de variações do excedente do produtor as estimativas, estendendo também os esforços de inferência estatística sobre os resultados finais.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A segunda seção apresenta o modelo de demanda baseado no procedimento de orçamentação em dois estágios que servirá de base para as estimativas subsequentes. A terceira seção discute a mensuração de perdas de bem-estar, com metodologia valendo-se das elasticidades da demanda como elemento central dos cálculos e discute as abordagens às estruturas de oligopólio, via conjecturas. A quarta seção descreve a base de dados, explicitando suas características e formas de obtenção. Segue-se, na quinta parte, o modelo empírico a ser implementado e uma descrição das técnicas de estimação pretendidas. Na etapa posterior são apresentados os resultados da estimação e a inferência estatística sobre os mesmos. A sétima e última seção traz os comentários finais.

---

<sup>1</sup> 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.

## **2 . Orçamentação em Dois Estágios**

Para efeito de formulação do modelo de demanda que será empregado serão apresentadas algumas considerações iniciais apoiadas em Deaton e Muellbauer (1980), que trata da chamada “orçamentação em dois estágios”. Esta é definida com base na hipótese de que a decisão do consumidor é feita em dois estágios, uma na qual a renda total a ser 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 são tomadas de forma independente.

Em particular, deve-se supor que o consumidor determine a parcela de sua renda a ser alocada no grupo “cerveja” no primeiro estágio. Em seguida, já no segundo estágio, já no interior do grupo, o consumidor deverá decidir sobre seu consumo de cada uma das diferentes marcas disponíveis no mercado.

Por hipótese, imagina-se que, no primeiro estágio da orçamentação, as alocações dependem apenas da despesa total e dos preços representativos dos grupos de bens (índices de preços). Uma vez determinada a renda a ser gasta com as mercadorias de cada grupo específico, tem início o segundo estágio. Da etapa preliminar, o consumidor toma em consideração apenas esta última variável (a renda a ser gasta no grupo) , que juntamente com os preços dos bens do respectivo grupo, usará para decidir sobre quanto irá demandar de cada bem pertencente ao grupo em foco.

A idéia da existência de um conjunto de índices de preços e de quantidades - um par para cada grupo de bens - que seja compatível com o procedimento lógico da etapa inicial de escolhas na orçamentação em dois estágios, é algo que depende fortemente das

características da função utilidade, ou seja, de como se comportam as preferências dos consumidores. A importância dos índices neste processo pode ser mais facilmente percebida, com alguma intuição, imaginando-se um caso muito particular, no qual os preços relativos no interior do grupo não variem. Assim sendo, a função de custo pode ser escrita tendo como argumentos a utilidade, os preços dos bens fora do grupo ( $p_F$ ) e a constante de proporcionalidade ( $\phi$ ) que parametriza os preços no interior do grupo. Em termos analíticos,

$$c = c(u, p_F, \phi) \quad (1)$$

onde  $p_D = (p_1, p_2, p_3, \dots, p_N)$  é o vetor de preços dos bens e serviços que pertencem ao grupo considerado. Derivando-se a expressão acima com respeito a  $\phi$ , chega-se a seguinte igualdade.

$$\frac{\partial c}{\partial \phi} = \sum \frac{\partial c}{\partial p_i} \cdot \frac{\partial p_i}{\partial \phi} = \sum q_i \cdot p_i \quad (2)$$

Uma vez que a função de custos incorpora o mapa de preferências, a igualdade acima está confirmando o fato de que estas poderiam ser definidas considerando-se dois grupos de bens, um com preços dados por  $p_F$  e outro baseado no índice  $\phi$ . Infelizmente, a hipótese de preços relativos invariantes, mesmo quando suposta válida apenas para um grupo relativamente homogêneo de bens produzidos por uma dada indústria (cerveja), é muito restritiva.

No âmbito do presente estudo, o interesse quanto a aplicabilidade da maximização em dois estágios justifica-se em razão das perspectivas abertas, em caso afirmativo, para a proposição de um modelo econométrico - para a demanda por cerveja no Brasil -, que possa

prescindir de um número mais elevado de variáveis explicativa, com reflexos sobre a qualidade final dos resultados.

Fica evidente o fato de que a orçamentação em dois estágios, propõe uma simplificação bastante forte da realidade. Contudo, e de certa forma amenizada pela suposição de que tal simplificação esteja contemplada pelo sistema de preferências do indivíduo. Idealmente, admite-se que as decisões de consumo de cada bem, tomadas desta 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 focada nos grupos de bens e serviços que se deseja considerar.

## **2.1 Condições para Orçamentação**

Usualmente, os sistemas de orçamentação em dois estágios têm como hipótese básica a separabilidade (fraca) das preferências, conforme Strotz (1957), expressa sob a forma:

$$u = f [ u_1 (q_1), u_2 (q_2), u_3 (q_3), \dots, u_R (q_R), \dots, u_K (q_K) ] \quad (3)$$

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 da  $f$  são sub-vetores de bens e serviços  $q_1, q_2, q_3, \dots, q_G, \dots, q_K$ . 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 exemplo, por aquecimento, casa de campo, etc. Vale

observar que cada grupo pode constituir-se 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 a separabilidade de preferências expressa por (3), deve-se observar que os conceitos não são equivalentes. Pode-se demonstrar, entretanto, que a separabilidade das preferências é uma condição necessária e suficiente apenas para o segundo estágio da orçamentação em dois estágios. Ou seja, pode-se mostrar que, um subgrupo de bens e serviços aparece apenas em uma parte separável da função utilidade do tipo  $u_i$  acima se, e somente se, as quantidades demandadas dentro do grupo podem se exprimir apenas em função da renda a ser gasta no grupo e dos preços dos bens deste grupo. A primeira parte deste argumento (separabilidade implicando maximização em cada grupo apenas em função da renda gasta no grupo e dos preços dos bens e serviços do grupo) decorre trivialmente do fato de  $f$  ser crescente em cada um de seus argumentos. De fato, isto faz com que cada uma das sub-utilidades  $u_i$  seja maximizada sujeita a restrição orçamentária, que no caso é função apenas da renda gasta no grupo e dos preços dos bens e serviços do grupo. Prova da recíproca também é praticamente imediata<sup>2</sup>.

Contudo, a restrição de separabilidade, necessária e suficiente ao segundo estágio da orçamentação, não é suficiente para garantir a implementação do primeiro.

Uma outra questão fundamental refere-se ao estabelecimento das 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

---

<sup>2</sup> A demonstração segue uma linha de argumentação heurística, conforme Deaton e Muellbauer (1980)

cada um dos subgrupos analisados. Assim como ocorre quanto as garantias para o segundo estágio, existência dos referidos índices implicam em suposições a respeito das funções utilidade.

Objetivamente, é necessário discutir sob que condições (preferências) podem-se definir um vetor de índices de preços, digamos  $P = (P_1, P_2, P_3, \dots, P_K)$ , para  $K$  diferentes grupos de bens, de tal forma que,

$$y_R = \sum q_{iR} p_{iR} = \gamma_R(P_1, P_2, \dots, P_K, Y) \quad \text{para todo } R = 1, 2, \dots, K \quad (3)$$

sendo  $q_{iR}$  e  $p_{iR}$ , as quantidades e os preços dos bens no grupo  $R$ , respectivamente, e  $Y$  o dispêndio total. Ou seja, que a determinação do dispêndio com bens e serviços do grupo  $R$  possa ser feita a partir destes índices e da renda total.

Dadas as dificuldades para encontrar os índices  $P_R = P_R(p_1, p_2, \dots, p_K)$  - onde  $p_M = (p_{1M}, p_{2M}, \dots, p_{NM})$  é o vetor de preços dentro do  $M$ -ésimo grupo - que atendessem de forma irrestrita a equação acima, e que propiciassem uma perfeita agregação,<sup>3</sup> Gorman (1959) trabalhou no sentido de estabelecer de condições capazes de permitir uma agregação local. Para variações restritas de preços, e suposta a existência de um índice diferencial:

$$\delta_R = \sum \omega_{iR} \cdot dp_{iR} \quad \text{sendo } \omega_{iR} = \omega_{iR}(p_1, p_2, \dots, p_K) \quad (4)$$

Atendendo a seguinte condição:

$$dy_R = \sum a_{SR} \delta_R + a_R dY \quad \text{sendo } a_{SR} = a_{SR}(p_1, p_2, \dots, p_K, Y) \quad (5)$$

Como conseqüência, e tendo em vista a agregação local, Gorman (1959) desenvolve as condições necessárias para sua efetivação, especificando que formas as preferências pode

ser assumida como compatíveis com a existência das funções  $\delta_R$  antes apresentadas. 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 de preferências homotéticas e as preferências quase lineares.

Mais precisamente, a condição necessária e suficiente para que a agregação local seja colocada em prática é que a função utilidade possa ser escrita de uma das seguintes formas:

$$U = F(u_1, u_2) \quad (6.1)$$

$$U = F[u_1, f(u_2, u_3, \dots, u_N)] \quad (6.2)$$

$$U = u_1 + u_2 + \dots + u_M + f(u_{M+1} + \dots + u_K) \quad (6.3)$$

tendo F e f as características usuais de funções utilidade, com a exigência adicional de que todas as funções nos argumentos de f sejam homogêneas do grau um.

É possível demonstrar que [ver Gorman (1959)] qualquer uma das três alternativas acima explicitadas, efetivando-se a agregação local, pode ser traduzida nas condições abaixo.

$$\frac{\partial y_R / \partial p_{iS}}{\partial y_R / \partial p_{jS}} \quad \text{é independente de R, } \forall R = 1, 2, \dots, K \quad (7)$$

Estas mesmas condições são apresentadas de uma outra maneira por Deaton e Muellbauer (1980), fazendo uso do teorema da reciprocidade,<sup>4</sup> aplicado aos preços e as quantidades de bens pertencentes a grupos diferentes. A expressão final para o efeito que uma variação do preço  $p_i$  tem sobre a quantidade  $q_j$  é dada por

---

<sup>3</sup> A Perfeita Agregação definida por Gorman(1959) requer a verificação de um conjunto bastante amplo de condições com menores chances de aplicações em situações da prática.

$$\left(\frac{\partial q_j}{\partial p_i}\right)_{u=\text{constante}} = \mu_{RS} \cdot \frac{\partial q_j}{Y} \cdot \frac{\partial q_i}{Y} \quad (8)$$

sendo que o valor de  $\mu_{RS}$  depende dos grupos R e S, onde estão os bens, mas não é influenciado pela particular escolha dos sub-escritos i e j nestes mesmos grupos.

Portanto, a separabilidade da função utilidade necessária a orçamentação em dois estágios, 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, esta parece ser a forma de visualização mais adequada para o problema.

Conclui-se que, a verificação das condições de aplicabilidade da orçamentação em sua primeira etapa pode ser bastante trabalhosa, exigindo a estimação de várias elasticidades cruzadas. Neste sentido, uma alternativa mais econômica é obtida considerando-se apenas dois grupos de bens, o de interesse direto, ou seja, de cervejas e os dos demais bens. Desde que, para este último, fossem definidos adequadamente índices de preços e de quantidades, a verificação custaria apenas um pouco mais, em termos dos parâmetros a estimar.

## 2.2 Especificação dos Índices

Uma verificação quanto a aplicabilidade da orçamentação em dois estágios, mediante um certo refinamento teórico das restrições sobre as preferências, pode ser encontrada em Deaton e Muellbauer (1980), com aproximações realizadas através de índices de Paasche e de Laspeyres.

---

<sup>4</sup> Este afirma que, para um mesmo nível de satisfação, ou seja,  $u = \text{constante}$ , tem-se  $\partial x / \partial p_Y = \partial p_X / \partial y$

Supondo satisfeitas as condições para o segundo estágio da orçamentação, com a hipótese de utilidades fracamente separáveis, é possível obter as funções de custo para cada grupo, a partir das funções utilidade indireta, também garantidas por aquelas condições.

Para se entender a construção destes autores, seja a função de custo  $c_R(u_R, p_R)$  e a função utilidade indireta  $u_R$  de um determinado grupo R de bens e serviços, com vetor de preços  $p_R$  dadas por:

$$c_R(u_R, p_R) = \min_q [\sum_R p_i \cdot q_i ; v_R(q_R) = u_R] \quad (9.1)$$

$$u_R = \varphi_R(x_R, p_R) \quad (9.2)$$

Por meio do mínimo em (9.1) pode-se chegar a função indireta expressa em (9.2). Neste caso, para uma renda total do consumidor dada por  $x$ , o problema do consumidor pode ser expresso pela maximização de

$$u = f(u_1, u_2, \dots, u_G, \dots, u_N) \quad (10.1)$$

sujeita a restrição orçamentária

$$\sum_{G=1}^N c_G(u_G, p_G) = x \quad (10.2)$$

É óbvio que, na ausência de restrição sobre as funções  $c$  e  $\varphi$ , a maximização acima exige o conhecimento de todos os preços, não se podendo trabalhar com um único índice para grupo. Em uma primeira tentativa, trabalha-se com a hipótese de que função de custo pode ser fatorada, e então escrita na forma:

$$c_G(u_G, p_G) = h_G(u_G) \cdot y_G(p_G) \quad (10.3)$$

Contudo, demonstra-se que, quando associada a formulação original de separabilidade fraca, tal alternativa conduz implicitamente a hipótese de igualdade entre as elasticidades com respeito ao dispêndio total dos bens dentro de um mesmo grupo, algo pouco plausível. A solução, no sentido dos índices de preços e quantidades, não passa por descartar (10.3), mas sim incorporar uma forma específica para a função utilidade indireta, também sugerida por Gorman (1959).

$$\varphi_R(x_R, p_R) = F_G(c_G / y_G(p_G)) + a_G(p_G) \quad (11)$$

Com esta formulação e mantida (10.3), a maximização da utilidade via função indireta não dependerá mais do vetor de preços  $p_G$ , que aparece apenas como argumento em  $a_G$ . Nestas condições as funções de custo são utilizadas para definir os índices desejados.

$$c_R(u_R, p_R) = c_R(u_R, p_R^0) \cdot \frac{c_R(u_R, p_R)}{c_{GR}(u_R, p_R^0)} \quad (12)$$

onde  $p_R$  representa um vetor de preços do grupo R no período base e o termo  $c_R(u_R, p_R)$  denota o custo monetário de se obter utilidade  $u_R$  ao nível  $p_R$ . Usando a igualdade acima define-se o índice de preços do grupo R por:

$$P_R = \frac{c_R(u_R, p_R)}{c_G(u_R, p_R^0)} \quad (13)$$

Em seguida, tomando-se o nível de preços do instante 0 (zero) como sendo de referência,  $u_G = \varphi(c(u_G, p_G^0), p_G^0)$ , o problema de maximização anterior pode agora ser colocado sob a forma de ;

$$u = f(\psi_1(c(u_1, p_1^0), p_1^0), \dots, \psi_R(c(u_R, p_R^0), p_R^0), \dots, \psi_N(c(u_K, p_K^0), p_K^0)) \quad (13.1)$$

sujeito a

$$\sum_{R=1}^K c(u_R, p_R^0) \cdot P_R(p_R, p_R^0; u_R) = x \quad (13.2)$$

Nesta nova roupagem, pode-se visualizar a maximização em função apenas do índice de preços de cada grupo, que no caso do grupo R é dado por  $p_R(p_R, p_R^0, u_R)$ . Ocorre, entretanto, que o ganho é apenas cosmético, tendo em vista que o índice  $p_R$  depende da utilidade  $u_R$ , o que na verdade torna o problema de maximização exatamente equivalente ao anterior, dado por (10.1) e (10.2), onde é necessário o conhecimento de todos os preços individuais fora do instante de referência. A solução para o problema de se obter uma formalização para o primeiro estágio da orçamentação em dois estágios está em supor-se que a dependência de  $p_R(p_R, p_R^0, u_R)$  é pequena, e que este pode ser aproximado por um índice de Laspeyres ou de Paasche.

### **3. Oligopólio e Bem-Estar**

A verificação na prática de estruturas de mercado que podem diferir bastante da idealizada através do modelo de concorrência perfeita, está diretamente associada a variações no nível de Bem-Estar, e tem servido de motivação para diversos estudos que, ao longo dos tempos, buscam quantificar o fenômeno. As diferenças entre preços e custos marginais que decorrem das imperfeições conduzem a situações onde 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 consumidores por força da elevação dos preços de mercado, verificando-se assim uma perda líquida para a sociedade como um todo.

Nos primeiros ensaios visando medir tal efeito, as estruturas de mercado assumidas como vigentes eram também as de mais simples descrição analítica, como no caso do modelo de monopólio adotado por Harberger (1954), que em adição supunha fixo o custo marginal e linear a curva de demanda, ao menos no trecho de relevância, entre o preço de monopólio e o custo marginal. Contudo, já naquela mesma oportunidade, explicitava com clareza as limitações geradas por suas hipóteses, chamando a atenção para o fato de que buscava tão somente avaliar a ordem de grandeza dos valores envolvidos, focado na experiência das principais indústrias americanas de manufaturas.

Na verdade as ocorrências de monopólios e custos marginais constantes são relativamente pouco frequentes no mundo real, e a tarefa de quantificação das perdas de Bem-Estar implica, via de regra, em uma descrição modelar das estruturas de oligopólio. Em geral, e como de praxe, tais descrições podem ser tão sofisticadas ou simples quanto se queira, conforme a precisão permitida ou desejada para as estimativas. Há uma vasta literatura [ver Geroski (1985)] contendo modelos que buscam descrever de forma consistente o comportamento das firmas sob regime de oligopólio. Adotando-se uma visão mais

panorâmica do problema, os parâmetros que determinam os padrões de comportamento dos agentes, incorporados aos modelos, costumam diferir pela variável de estratégia – se de preços e/ou de quantidades – além do uso e disponibilidade da informação. Os modelos mais sofisticados são aqueles que fazem uso da Teoria dos Jogos, mais complicados de operar, mas com construções bem mais próximas da realidade dos bastidores da concorrência de mercado. As disputas que podem ser do tipo não cooperativas com informação imperfeita ou da forma extensiva com informação completa, havendo a possibilidade de que ambas sejam, em certo sentido, equivalentes para aplicação a uma mesma indústria, dependendo do comportamento da função lucro das firmas participantes. Em última análise, tal equivalência reflete a pouca relevância na distinção entre as estratégias de preços e de quantidades, respectivamente, por Bertrand e Cournot, quando o segundo tem seu modelo interpretado a luz de um jogo em dois estágios na forma extensiva, conforme Kreps e Scheinkman (1983).

Outro fator que pode ser de relevância, e que será objeto de simplificação no presente estudo, diz respeito a possibilidade de entrada e saída de firmas concorrentes. Em mercados competitivos o número de participantes de equilíbrio é compatível com a eficiência de Bem-Estar, o que não pode ser garantido quando evidencia-se algum poder de mercado, como indicado em Mas-Colell (1995) . Embora nenhum ingresso de efetiva importância tenha sido observado para a indústria de cerveja no período em foco, deve-se salientar que, a rigor, o simples potencial de entradas atua condicionando o comportamento das firmas já existentes.

Em oligopólios com diferenciação do produto, emergem naturalmente os modelos cujas estratégias dos competidores estão baseadas na escolha de preços, derivados da forma pioneira apresentada por Bertrand (1883). O fato é que neste contexto os participantes

defrontam-se com curvas de demanda que têm inclinações diferentes, não de todo independentes, mas que abrem espaço para as estratégias de preços. Uma descrição analítica bastante completa, tratando da competição via preços, pode ser encontrada em Cubbin (1983). O modelo envolve conjecturas sobre as reações de cada competidor em função de mudanças nas políticas de preços dos demais, demonstrando haver uma equivalência entre as regras de conjecturas em preços e a atuação das firmas no sentido de manter uma situação de equilíbrio.

Alternativamente, a abordagem que será aqui adotada para o caso do oligopólio da cerveja, está baseada em conjecturas sobre as quantidades ofertadas, como parte de um cenário no qual cada firma reage tendo em vista as estratégias de quantidades das demais.

Adicionalmente, no escopo do presente, não serão discutidas questões associadas a racionalidade e a consistência das estratégias de mercado, tão pouco introduzidas componentes que confirmem caráter estocástico ao comportamento dos agentes.

Alguns passos importantes para o desenvolvimento dos modelos variações conjecturais em quantidades foram dados por Iwata (1974) e Cowling e Waterson (1976), ampliando as perspectivas para a confecção de estudo mais precisos no sentido das medidas de Bem-Estar. Os esforços teóricos buscavam, respectivamente, avaliar empiricamente os parâmetros de conjecturas e explicitar as relações entre estrutura e performance nas indústrias. No caso do modelo C-W a construção era uma tentativa de estabelecer de que maneira fatores associados a estrutura – como o índice de concentração por exemplo – afetam a razão (custo marginal / preço), de suma importância para efeito da quantificação aqui almejada.

Posteriormente, em Clarke e Davies (1982), uma parametrização do termo de variação conjectural, identificado no modelo C-W, é interpretada a luz das estruturas clássicas de

oligopólio, com valores capazes de simular estruturas de amplo espectro, partindo de Cournot e indo até uma situação de Perfeito Conluio. Naquele texto, os autores, particularmente interessados no estudo da relação entre o preço-custo marginal e o grau concentração, recorrem a uma expressão para o termo de variação conjectural que foi introduzida por Dickson (1981), definindo uma elasticidade de variação conjectural, suposta constante ao longo de todo o desenvolvimento do modelo C-D. Logo após, no modelo proposto por Dixit e Stern (1982), foi adotado um tratamento semelhante para o termo de conjecturas com elasticidade constante, através do qual obteve-se uma medida para a variação de Bem-Estar sob condições de oligopólio.

Com ficará claro mais adiante, através do conjunto equações apresentadas, a hipótese de que a elasticidade da variação conjectural é constante implica que a firma com a maior participação de mercado estará, neste contexto, sendo considerada também a mais eficiente do ponto de vista do custo marginal. Mais do que isto, a restrição estabelece uma relação monótona entre o *market-share* e a eficiência das firmas, não corroborada por diversas evidências empíricas, como pode ser constatado em Schmalensee (1989).

A suposição de que a referida elasticidade é constante, para efeito de cálculo das variações de Bem-Estar, é relaxada em Daskin (1991), nos moldes do praticado por Dickson (1982) em estudos voltados para o grau de concentração e medidas de coalizão. Conforme será visto, as quantificações da perda de Bem-Estar (DWL) baseadas nesta abordagem podem ser de fato bem mais realistas e precisas, mas em contra partida demandam um conhecimento maior a respeito da estrutura de custos das empresas, o que pode inviabilizar sua aplicação.

Cabe ainda ressaltar, em termos práticos, que outras iniciativas de quantificação da perda do bem-estar em oligopólio são escassas. Uma exceção aparece em Tiffin & 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 e ampara-se em um procedimento de calibração e similarmente detecta perdas significativas de bem-estar.

Nas seções a seguir - 3.1 e 3.2 - são apresentadas algumas definições e desenvolvimentos relacionados ao conceito de Bem-Estar e a abordagem Estrutura-Conduta-Desempenho, que motivam a orientação empírica do trabalho.

### **3.1 Variação de Bem-Estar (Deadweight Loss)**

De acordo com Mas-Colell (1995), a definição formal para o Deadweight Loss consiste na redução do Bem-Estar provocada pela distorção da quantidade com respeito a situação de concorrência perfeita. Sendo  $p(x)$  e  $c'(x)$  as funções de demanda inversa e de custo marginal para a indústria, respectivamente, ambas supostas seccionalmente contínuas. Em termos analíticos a variação em foco é dada por :

$$DWL = \int_{q_c}^q [ p(x) - c'(x) ] dx \quad (14)$$

Sob condições de oligopólio, e visando o DWL, incorpora-se a suposição de a firma que ostenta o menor custo marginal é capaz de mantê-lo,<sup>5</sup> mesmo enquanto expande sua oferta sobre os demais participantes até o ponto em que atingiria a quantidade demandada de concorrência perfeita, ou seja ;

---

<sup>5</sup> Tal hipótese aparece, implícita ou explicitamente, ao longo da literatura como em Harberger (1954), Mueller (1978), Dixit-Stern (1982) e Daskin(1991).

$$c(x) = c^* = \text{Min} \{ c_i \} \text{ para todo } q_o < x < q_c$$

sendo  $q_o$  a quantidade sob condições de oligopólio e  $q_c$  de concorrência perfeita.

Assim, é possível obter uma expressão alternativa para o DWL, que pode ser bem mais útil tendo em vista sua quantificação na prática, sendo esta:

$$DWL = \int_{c^*}^p [x(p) - c'(x(p))] dp \quad (15)$$

O problema pode ser melhor abordado e interpretado empregando-se a linearidade da integração. A primeira integral da diferença acima representa uma medida de variação do excedente do consumidor, também aceita como medida de Bem-Estar, e que requer apenas conhecimento a cerca da curva de demanda.

Admitindo-se uma formulação do tipo isoelástica, com  $x = Kp^{-\eta}$ , onde  $K$  é uma constante e  $\eta$  uma vez mais denota o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda, temos então ;

$$EC = \int_{c^*}^p x(p) dp = [R / (1 - \eta)] [1 - (1 - L^*)^{1-\eta}] \quad (16)$$

onde  $R$  é a receita total da indústria ao preço  $p$  e  $L^*$  é o denominado Índice de Lerner, neste particular calculado para a firma de menor custo marginal. Vale assinalar que o Índice de Lerner, definido através da margem de preço sobre o custo marginal, consiste em um indicador de poder de mercado amplamente citado na literatura teórica de O.I., e que será muito útil a seguir. Cabe também enfatizar que, o termo do lado direito da expressão deve ser interpretado como a redução no excedente do consumidor pela prevalência de uma situação de oligopólio “vis-a-vis” uma situação concorrencial.

O resultado da segunda integral em (15), que carrega a curva de custo marginal da indústria, depende das características do oligopólio, em especial das conjecturas que cada um dos participantes irá formular sobre a reação dos demais as suas próprias estratégias.

No modelo D-S (1982) a hipótese anteriormente mencionada, que trata do comportamento localmente constante da curva de custo marginal para a firma mais eficiente, é estendida as demais firmas,<sup>6</sup> dentro dos respectivos limites de variação da oferta. Assim, a curva de custo marginal para o oligopólio assume o formato de uma função escada, possibilitando a substituição da integral em foco por uma soma finita, qual seja ;

$$EF = \sum (p - c'). x_i \quad (17)$$

Contudo, o cálculo da variação do excedente total extraído pelas firmas da indústria, acima representado, depende duplamente da escolha do nível de oferta que cada uma delas fará, emergindo de um processo de maximização que leva necessariamente em conta algum tipo de conjectura sobre as reações das demais.

### 3.2 Variações Conjecturais

Os chamados modelos de variações conjecturais (VC), derivados da abordagem de estrutura-conduta-desempenho no contexto da Organização Industrial (OI), procuram unificar os diferentes modelos para as estruturas de oligopólio como casos particulares de uma formulação mais geral que busca incorporar as reações de oferta dos concorrentes, que se efetiva através da proposição de “conjecturas”.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup> Para o conjunto de firmas que compõem o oligopólio esta hipótese pode ser encontrada de forma bastante explícita em Iwata (1974), 949.

<sup>7</sup> Ver Fraser (1994) para uma resenha ainda mais abrangente da literatura sobre variações conjecturais.

Inicialmente, 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:

$$\pi_i = x_i P(X) - C_i(x_i) \quad (18)$$

onde  $P(X)$  denota a função inversa de demanda tal que  $P'(X) < 0$ ,  $X = \sum_i x_i$  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:

$$\frac{d\pi_i}{dx_i} = p + x_i p'(X) \frac{dX}{dx_i} - C'_i = 0 \quad (19)$$

onde  $1 + dX_i/dx_i \equiv 1 + \lambda_i$ . O termo  $\lambda_i$  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 anterior pode ser convenientemente reescrita como:

$$L_i \equiv \left( \frac{p - C'_i}{p} \right) = \frac{s_i(1 + \lambda_i)}{\varepsilon} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (20)$$

onde  $L_i$  denota, mais uma vez, o índice de Lerner.,  $s_i = x_i/X$  denota a participação no mercado da firma  $i$ ,  $N$  o número de oligopolistas e  $\varepsilon = - (dX/dP).(P/X)$  indica o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda.

Os modelos de variações conjecturais – VC – fornecem uma descrição sintética que incorpora diferentes formulações alternativas como casos particulares. De fato,  $\lambda_i = 0$

corresponde o modelo de Cournot e  $\lambda_i = -1$  ao caso perfeitamente competitivo.<sup>8</sup> Uma terceira possibilidade, com interpretação conhecida, é a que supõe  $\lambda_i = (1 - s_i) / s_i$ . Substituindo na equação (14), e somando para todas os oligopolistas chega-se a :

$$\left( \frac{p - c^{**}}{p} \right) = \frac{1}{\epsilon} \quad (21)$$

onde  $c^{**}$  uma média dos custos marginais ponderada pelas participações de mercado. Caso as firmas apresentem a mesma função de custo marginal, então a solução é exatamente a que seria obtida sob condições de monopólio. Isto significa que, com  $\lambda_i = (1 - s_i) / s_i$ , as firmas operam uma maximização conjunta do lucro, em uma situação caracterizada como de perfeita coalizão.

Para a literatura anteriormente citada, de cunho eminentemente teórico, podem ser destacados esforços de implementação empírica como Iwata (1974), Dickson (1982) e Gollop e Roberts (1983). Nestes trabalhos, a disponibilidade de dados mais detalhados sobre custos e demanda, possibilitou uma percepção orientada da conjectura válida.

Outra linha de pesquisas, bastante atual e confluyente aos objetivos deste trabalho, é aquela que considera a mensuração de perda do bem estar prevalecente em um contexto de oligopólio. Nesta sentido, e para fins de implementação empírica, Dixit and Stern (1982) lançam mão uma parametrização específica das conjecturas de um oligopolistas, antes usada por Clarke e Davies (1982) e Dickson (1981), que preconizavam um ajuste nos termos da expressão a seguir:

$$\frac{dx_j}{dx_i} = \alpha \left( \frac{x_j}{x_i} \right) \quad j \neq i \quad (22)$$

---

<sup>8</sup> Com hipóteses simplificadoras é possível obter expressões agregadas nas quais relacionam-se lucratividade agregada e o índice concentração de Helfindahl. Ver, por exemplo, Cowling e Waterson (1976).

Como consequência direta deste padrão de conjecturas tem-se que  $1 + \lambda_i = 1 + \alpha(1-s_i)/s_i$ , implicando na equação de maximização da firma em ;

$$L_i \equiv \left( \frac{p - C'_i}{p} \right) = \frac{\alpha(1-s_i) + s_i}{\varepsilon} = \frac{s_i(1-\alpha) + \alpha}{\varepsilon} \quad (23)$$

Agora as interpretações quanto as estruturas de mercado face a variação conjectural podem ser feitas a partir do parâmetro  $\alpha$ . Se  $\alpha = 0$  tem-se o equilíbrio de Cournot-Nash, enquanto  $\alpha = 1$  implica em Perfeito Conluio. A concorrência perfeita é obtida com  $\alpha = s_i / (s_i - 1)$ .

Daskin (1991) propõe uma generalização da hipótese (16) que concebe um fator idiossincrático, ou seja, específico para a firma em consideração. Com efeito, conforme já mencionado, a equação (23) embute uma relação monotônica entre os índices de Lerner e a participações de mercado, quando usa fixar  $\alpha$ , algo pouco realista já que, indiretamente, imputa a maior eficiência à firma de maior porte [Daskin (1991)]. Usando  $\alpha_i$  ao invés de  $\alpha$ , e retornando a equação (20) temos:

$$L_i = (1/\varepsilon)[\alpha_i + (1-\alpha_i)s_i] \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (24)$$

Multiplicando-se cada uma das N equações acima por p e  $x_i$  e somando em i vem:

$$\sum (p - c')x_i = (p/\varepsilon) \sum [\alpha_i x_i + (1-\alpha_i)s_i x_i] \quad (25)$$

O somatório do lado esquerdo da igualdade é o mesmo que aparece reportado na equação (17), que se verificou tratar do excedente total das firmas em oligopólio, necessário ao cálculo final do DWL.

A expressão do lado direito pode ser ainda melhorada, se multiplicada e dividida por  $X$ , e incorporada a definição do índice de concentração de Herfindahl,  $H = \sum s_i^2$ . Tem-se então:

$$\sum (p-c)x_i = (R/\varepsilon)[\sum \alpha_i s_i + H - \sum \alpha_i s_i^2] \quad (26)$$

Portanto, para o cálculo do DWL nos moldes sugeridos por Daskin, deduzindo-se a parcela apropriada pelas empresas, é preciso conhecer a elasticidade de variação conjectural para cada uma das firmas e o índice de concentração  $H$ . Este último pode ser facilmente obtido dos dados disponíveis. Contudo, apesar de terem sido identificados na literatura vários trabalhos voltados para a mensuração da elasticidade requerida, como por exemplo, em Iwata (1974) e Dickson (1982), esta tarefa vai além do potencial das informações disponíveis. Assim sendo, nas estimativas que serão apresentadas ao final deste estudo, o valor da elasticidade de variações conjecturais será objeto de algumas simulações, dentro do intervalo de variação com significado prático e teórico, para diferentes valores de média e de variância.

#### 4. Base de Dados

Uma das principais dificuldades para o desenvolvimento do presente estudo refere as 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 e os tipos de embalagem (lata ou garrafa).<sup>9</sup> As estatísticas foram produzidas através 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 e 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.<sup>10</sup>

Quanto à frequência dos mesmos ela é bimestral, com séries iniciadas no quinto bimestre de 1994 (1994:5) e indo até o final do ano de 1998 (1998:6). Aproveitando a disponibilidade de tais informações para diversas Unidades da Federação, optou-se pela

---

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> 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 do país também foram consideradas de forma agregada.

utilização das estatísticas desagregadas para os Estados do RJ, MG e SP - 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 através 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 este segmento de mercado era ainda menos significativo do que observado atualmente.

Ainda pensando especificamente no mercado de cerveja, optou-se pela utilização também 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. Esta estatística foi obtida, e será utilizada, sob a forma de números índices, extraídos que foram da coluna de bebidas do índice de preços no atacado da Fundação Getúlio Vargas, como resultado de uma média “nacional” para as regiões pesquisadas por aquela instituição, não havendo disponibilidade das estatísticas em nível regional. O procedimento até a série pronta para uso é o mesmo dispensado as séries de preços das cervejas, ou seja, os valores finais dos índices são aqueles correspondentes ao nível de preços medidos 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. Uma vez válida, a segunda hipótese deverá produzir o efeito final de uma realocação orçamentária de segundo estágio. Os dados para os dispêndios com esta modalidade de investimento foram também obtidos através 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 (1996:2) e término no último bimestre de 1998 (1998:6).

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 RJ, SP e MG, 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 esta, dentre as alternativas 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 demais variáveis do modelo. A alternativa mais direta à proxy sugerida, envolvendo a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), apresenta contudo dificuldades de natureza espacial. Com efeito, a pesquisa é conduzida para regiões metropolitanas, diferindo fortemente das áreas de abrangência da Nielsen. Também foram requisitados dados de temperaturas médias, conseguidos junto ao 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 qualidade final da mesma. O critério para a obtenção de uma série bimestral foi o mesmo usado para os dados de energia.

## 5. Modelagem e Estimação

### 5.1 O Modelo Econométrico

Tendo em vista os objetivos do presente estudo, e incorporada a hipótese da orçamentação em dois estágios, optou-se por um modelo de equações simultâneas para cada uma das companhias de cerveja consideradas (Brahma, Antarctica e Kaiser), contendo parâmetros necessários ao cálculo do Índice de Lerner e ao DWL. Seguem as equações:

$$\ln Q_t = \gamma_1 \cdot \ln Q_{t-1} + \gamma_2 \cdot \ln P_t + \gamma_3 \cdot \ln P_{t-1} + \gamma_4 \cdot \ln P_t^s + \gamma_5 \cdot \ln Y_t + \beta \cdot Z_t + \varepsilon_{1t} \quad (27)$$

$$\ln Q_t^i = \gamma_6 \cdot \ln Q_{t-1}^i + \gamma_7 \cdot \ln P_t^i + \gamma_8 \cdot \ln P_{t-1}^i + \gamma_9 \cdot \ln (P_t \cdot Q_t) + \sum_{j=1}^k \gamma_{9+j} \cdot \ln P_t^{js} + \varepsilon_{2t} \quad (28)$$

Onde  $Q_t$  = quantidade de cerveja demandada na indústria,  $P_t$  = preço médio das cervejas no mercado,  $Q_t^i$  = quantidade demandada da  $i$ -ésima cerveja,  $P_t^i$  = preço da  $i$ -ésima cerveja,  $P_t^s$  = preço médio do bem substituto,  $P_t^{js}$  = preço da  $j$ -ésima cerveja substituta,  $Y_t$  = renda disponível dos consumidores no mercado de cerveja e  $P_t \cdot Q_t$  = renda despendida no consumo de cerveja e finalmente  $Z_t$  denota um vetor de outros deslocadores de demanda relevantes e  $\beta$  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 primeira das equações acima 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 segunda equação, descreve explicitamente a demanda da  $i$ -ésima firma, na qual deve-se

destacar a restrição imposta ao conjunto de bens substitutos, limitado às demais marcas de cervejas, e a inclusão das despesas totais com cerveja, ao invés da renda dos consumidores, em ambos os casos conseqüências diretas da hipótese da orçamentação em dois estágios.

Examinando as equações da versão acima, 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 para curvas de demanda, algumas endógenas defasadas entre as explicativas. A presença destas 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. Estas, 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 comprimento demais séries.

Havendo disponibilidade de informações para as dimensões de espaço (cross-section) e de tempo (time-series) - Unidades da Federação 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, a obtenção de estimativas contando-se com um número considerável de observações amostrais (54), sobretudo quando comparado ao de parâmetros a estimar.

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 (vide anexo) - integrada na maior parte por variáveis defasadas - aumentando as possibilidades de estimativas mais robustas. 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  $\gamma_2$  e  $\gamma_7$  devem ser negativas. Enquanto isto  $\gamma_5$  e  $\gamma_9$  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, espera-se que as elasticidades preço-cruzada sejam positivas ( $\gamma_i > 0$ , para  $i > 9$ ). Oportunamente também podem ser checados 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 elasticidades preço, preço-cruzada e renda ou, alternativamente, do mesmo resultado para o somatório das elasticidades compensadas.

## 5.2 A Técnica de Estimação

Para efeito de estimação, foi empregada a técnica de variáveis instrumentais com informação plena, obtendo-se assim estimativas para os parâmetros desejados. No presente trabalho adotou-se um estimador com estrutura de mínimos quadrados de três estágios. Todavia, na etapa que corresponderia ao segundo estágio não utiliza todas as variáveis pré-determinadas 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-covariância 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.

De fato, algum método de estimação envolvendo variáveis instrumentais faz-se necessário face à endogeneidade dos preços. Do ponto de vista das equações para as firmas, individualmente, o fenômeno origina-se do fato de que, atuando sob oligopólio, estas são capazes de afetar o equilíbrio da indústria. Nas equações de demanda para o mercado como um todo, há que salientar a endogeneidade que advém das relações de oferta, aqui omitidas. É importante chamar a atenção para o fato de que as relações de oferta, que obviamente também condicionam o funcionamento do mercado de cerveja, não estão explicitadas no painel. Isto 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 valem do aproveitamento de todas as predeterminadas do sistema como instrumentos não seriam, a rigor, factíveis.

## **6. Estimativas e Inferência**

### **6.1 Elasticidades e Poder de Mercado**

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 através de três diferentes modelos (Brahma, Antarctica 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 (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 Antarctica (0,29Cp e 0,44Lp). Por outro lado, vale ressaltar que as demais variáveis explicativas, tais 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 1,7Lp), enquanto as elasticidades cruzadas apresentaram os sinais esperados (positivas), exceto com relação ao preço da Kaiser, negativa porém não significativa.

**Tabela 1**  
**Elasticidades Preço e Renda da Demanda por Cerveja**  
**Brahma**

ELASTICIDADES DIVERSAS		
		Mercado Total
Elasticidade-preço da indústria no Curto Prazo (estatística t)		0,16 (1,49)
Elasticidade-preço da indústria no Longo Prazo (estatística t)		-0,75 (-3,28)
Elasticidade-renda da indústria no Curto Prazo (estatística t)		0,44 (4,66)
Elasticidade-renda da indústria no Longo Prazo (estatística t)		0,78 (3,94)
Elasticidade-preço da Brahma no Curto Prazo (estatística t)		-1,66 (-3,27)
Elasticidade-preço da Brahma no Longo Prazo (estatística t)		-6,95 (-3,44)
Elasticidade-renda da Brahma no Curto Prazo (estatística t)		0,37 (7,52)
Elasticidade-renda da Brahma no Longo Prazo (estatística t)		1,70 (11,96)
Elasticidade-cruzada Brahma/Antártica no Curto Prazo (estatística t)		0,89 (2,08)
Elasticidade-cruzada Brahma/Antarctica no Longo Prazo (estatística t)		4,05 (2,41)
Elasticidade-cruzada Brahma/Skoll no Curto Prazo (estatística t)		0,60 (3,62)
Elasticidade-cruzada Brahma/Skoll no Longo Prazo (estatística t)		2,75 (4,16)
Elasticidade-cruzada Brahma/Kaiser no Curto Prazo (estatística t)		-0,26 (-1,74)
Elasticidade-cruzada Brahma/Kaiser no Longo Prazo (estatística t)		-1,16 (-1,49)

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-cruzada, 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.

**Tabela 2**  
**Elasticidades Preço e Renda da Demanda por Cerveja**  
**Antarctica**

ELASTICIDADES DIVERSAS		
		Mercado Total
Elasticidade-preço da indústria no Curto Prazo (estatística t)		0,16 (1,55)
Elasticidade-preço da indústria no Longo Prazo (estatística t)		-0,76 (-3,45)
Elasticidade-renda da indústria no Curto Prazo (estatística t)		0,29 (2,97)
Elasticidade-renda da indústria no Longo Prazo (estatística t)		0,44 (2,69)
Elasticidade-preço da Antarctica no Curto Prazo (estatística t)		1,83 (4,75)
Elasticidade-preço da Antarctica no Longo Prazo (estatística t)		2,26 (4,11)
Elasticidade-renda da Antarctica no Curto Prazo (estatística t)		0,53 (6,88)
Elasticidade-renda da Antarctica no Longo Prazo (estatística t)		0,93 (11,16)
Elasticidade-cruzada Antarctica/Brahma no Curto Prazo (estatística t)		-0,87 (-1,85)
Elasticidade-cruzada Antarctica/Brahma no Longo Prazo (estatística t)		-1,54 (-1,80)
Elasticidade-cruzada Antarctica/Skoll no Curto Prazo (estatística t)		-0,85 (-2,23)
Elasticidade-cruzada Antarctica/Skoll no Longo Prazo (estatística t)		-1,50 (-2,55)
Elasticidade-cruzada Antarctica/Kaiser no Curto Prazo (estatística t)		-0,16 (-0,69)
Elasticidade-cruzada Antarctica/Kaiser no Longo Prazo (estatística t)		-0,27 (-0,68)

**Tabela 3**  
**Elasticidades Preço e Renda da Demanda por Cerveja**  
**Kaiser**

ELASTICIDADES DIVERSAS		
		Mercado Total
Elasticidade-preço da indústria no Curto Prazo (estatística t)		0,13 (1,39)
Elasticidade-preço da indústria no Longo Prazo (estatística t)		-0,68 (-3,03)
Elasticidade-renda da indústria no Curto Prazo (estatística t)		0,45 (3,99)
Elasticidade-renda da indústria no Longo Prazo (estatística t)		0,72 (3,37)
Elasticidade-preço da Kaiser no Curto Prazo (estatística t)		-1,44 (-5,96)
Elasticidade-preço da Kaiser no Longo Prazo (estatística t)		-4,53 (-3,08)
Elasticidade-renda da Kaiser no Curto Prazo (estatística t)		0,67 (5,32)
Elasticidade-renda da Kaiser no Longo Prazo (estatística t)		3,74 (9,42)
Elasticidade-cruzada Kaiser/Antarctica no Curto Prazo (estatística t)		1,20 (2,18)
Elasticidade-cruzada Kaiser/Antarctica no Longo Prazo (estatística t)		6,69 (1,85)
Elasticidade-cruzada Kaiser/Skoll no Curto Prazo (estatística t)		0,04 (0,11)
Elasticidade-cruzada Kaiser/Skoll no Longo Prazo (estatística t)		0,22 (0,11)
Elasticidade-cruzada Kaiser/Brahma no Curto Prazo (estatística t)		-0,43 (-0,56)
Elasticidade-cruzada Kaiser/Brahma no Longo Prazo (estatística t)		-2,42 (-0,53)

A tabela 3, anterior, 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 praticamente dobrado (0,67Cp e 3,74Lp), em todos os casos bastante significativas. As únicas elasticidades-cruzada 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 de econômica, com exceção da Antarctica, com valor positivo e significativo. Os resultados correspondentes estão reportados no anexo II. 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 este setor em outros países. Nesse sentido, podemos destacar Clements & Johnson (1983) para a Austrália, Johnson et al. (1992) para o Canadá e Gallet & 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 relativamente à estimativa do Canadá, mostrando-se pouco superior a esta (0,48 vs. 0,72). Vale ressaltar que todas estimativas anteriores valeram-se dos erros padrão à la White (robustos à heterocedasticidade).

Adicionalmente, para verificar a efetiva necessidade da utilização de instrumentos na estimação, aplicou-se o teste de Wu (1973) - como caso particular de Hausman (1978) - que compara estatisticamente os resultados dos parâmetros estimados através da aplicação de variáveis instrumentais, com aqueles que seriam gerados se MQO fosse empregado, em cada uma das equações do sistema. A estatística do teste tem distribuição Qui-quadrado, sendo o número de graus de liberdade igual ao número de endógenas na equação examinada. A hipótese nula, de que as endógenas não seriam correlacionadas com o erro, é rejeitada – exceto para duas equações de MG e SP no sistema da Skol – ao nível de significância de 10%.

Abaixo estão colocados três quadros resumo, nos quais são apresentadas estimativas para os parâmetros de relevância, acompanhadas das respectivas estatísticas t-Student.

**Elasticidades - Preço da Indústria de Longo Prazo**

Antarctica	Brahma	Kaiser	Skol	Média
-0,76	-0,75	-0,68		-0,73
-3,45	-3,28	-3,03		t-Student

**Elasticidades - Preço das Firmas de Curto Prazo**

Antarctica	Brahma	Kaiser	Skol	Média
1,83	-1,66	-1,44		-0,42
4,74	-3,27	-5,96		t-Student

**Elasticidades - Renda das Firmas de Longo Prazo**

Antarctica	Brahma	Kaiser	Skol	Média
0,44	0,78	0,72		0,65
2,69	3,98	3,37		t-Student

As estimativas para a Skol não foram extraídas, não sendo empregados para o cálculo da perda de Bem-Estar, desconsiderada que é na condição de firma mais eficiente.

## 6.2 Variações de Bem-Estar

Na presente seção empreendemos uma análise exploratória acerca da quantificação do bem-estar em oligopólio. Para tanto, fazemos uso do instrumental teórico discutido na seção 3. Especificamente, implementa-se na prática as medidas expressas nas equações (16) e (26). A primeira fornece uma expressão genérica para o índice de Lerner, sendo que o valor de  $\alpha_i$  não pode ser estimado face à 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 as situações de monopólio e de Cournot, com o parâmetro em questão assumindo valores entre 0 e 1. Já na equação (15), 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 do DWL para diferentes valores simulados de  $\alpha$  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  $\alpha$ . Em seguida, os resultados assim obtidos são usados na fórmula do DWL, juntamente 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 a seguir. Cumpre destacar o caráter exploratório dos resultados abaixo 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 da elasticidade-preço da demanda sumariar 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	$\alpha$				
	0	0,1	0,2	0,3	0,4
Antarctica	0,017122	0,024384	0,036271	0,053453	0,076739
Brahma	0,069852	0,084041	0,103965	0,130539	0,164895
Kaiser	0,022317	0,050364	0,087410	0,135327	0,196572

Os números acima, mediante inferência estatística, revelam que podem ocorrer significativas perdas de bem-estar para diferentes valores do parâmetro  $\alpha$ . Os testes de hipóteses realizados com a distribuição da estatística de variação do Bem-Estar, esta última obtida através das distribuições dos estimadores das elasticidades – com custos, participações e demais variáveis supostas não aleatórias – apontam para a significância das estimativas contidas na tabela acima, exceto no caso da Antarctica. Supondo uma estrutura próxima de Cournot ( $\alpha = 0$ ), as perdas não chegam a ser tão significativas, mas se elevam rapidamente a medida que o parâmetro  $\alpha$  é incrementado. Portanto, ainda que se refute a hipótese de uma estrutura de monopólio ( $\alpha = 1$ ), para o mercado de cerveja, as perdas de bem-estar advindas do poder de mercado são não desprezíveis. Valores obtidos por Daskin (1991), considerando a estrutura de custos das empresas, ficaram bem próximos de 5% para várias indústrias.

## 7. Conclusão

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

Através das elasticidades preço da indústria, obtida na estimação dos sistemas de equações, foram calculados os índices de Lerner e posteriormente as variações de bem-estar. Estas 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, as elasticidades preço e 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)).

## 8. 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. 427-44, 1985.

BAKER, J.B., BRESNAHAN, T.F., Estimating the residual demand curve facing a single firm, *International Journal of Industrial Organization*, v. 6, p. 283-300, 1988.

BAKER, J.B., BRESNAHAN, T.F., 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 R. Schmalensee e R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Amsterdam: North-Holland, p. 1012-57, 1989.

BOWDEN, R. J. , TURKINGTON, D.A., *Instrumental Variables*, New York: Cambridge University Press, 1984.

CLARKE, R., DAVIES, S.W. (1982), Market structure and price-cost margins, *Economica*, v. 49, p. 277-87.

CLEMENTS, K.W., JOHNSON, L.W. (1983), The Demand for Beer, Wine, and Spirits: A Systemwide Analysis, *Journal of Business*, v. 56, p. 273-304.

COWLING, K.G., WATERSON, M.J. (1976), Price-cost margins and market structure, *Economica*, v. 43, p. 267-74.

CUBBIN, J. Apparent collusion and conjectural variations in differentiated oligopoly, *International Journal of Industrial Organization*, June 1983, p.155-63.

CYSNE, R.P., ISSLER, J.V., Parecer sobre a Joint-Venture Brahma-Miller, mimeo., 1997.

DASKIN, A.J., Deadweight loss in oligopoly: A new approach, *Southern Economic Journal*, v. 58, n. 1, p. 171-85, 1991.

DEATON, A., MUELLBAUER, E.J., *Economics and Consumer Behavior*, New York: Cambridge University Press, 1980.

DICKSON, V. A., Conjectural Variation Elasticities and Concentration, *Economic Letters*, p. 281-85, 1981.

\_\_\_\_\_, Collusion and Price-Cost Margins, *Economica*, v.49, p. 39-42, 1982.

DIXIT, A., STERN, N. (1982), Oligopoly and welfare: A unified presentation with applications to trade and development, *European Economic Review*, v. 19, p. 123-43.

FRANCHESCHINI, J., MIRANDA, C. (1999), Relatório apresentado pelas Cervejarias Kaiser Brasil Ltda. ao CADE, mimeo.

FRASER, C.D., Conjectural variations, In J. Cable (ed.), *Current Issues in Industrial Economics*, London: MacMillan, p. 55-80.

GALLET, C.A. & LIST, J.A., Elasticities of beer demand revisited, *Economics Letters*, v. 61, p. 67-71.

GEROSKI, P.A. , PHILIPS, L. & ULPH , A. , Oligopoly, competition and welfare: Some recent developments, *Journal of Industrial Economics*, v.33, p. 369-86.

GOLLOP, F., ROBERTS, M.J. (1979), Firm interdependence in oligopolistic markets, *Journal of Econometrics*, v. 10, p. 323-31.

GORMAN, W.M.(1959), Separable utility and aggregation, *Econometrica*, v. 27, pp. 469-81.

GORMAN, W.M.(1971), Lecture notes, London School of Economics. 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.

HAUSMAN, J. A . (1978), Specification Test in Econometrics, *Econometrica* , v. 46, 1251-70

ISSLER, J.V., RESENDE, M., Estimativas econométricas da demanda por cerveja no Brasil, mimeo., 1999.

ISSLER, J.V., RESENDE, M., Demanda Residual para o Setor de Cerveja no Brasil: um Estudo Econométrico, mimeo, 2000.

IWATA, G. (1974), Measurement of conjectural variation in oligopoly, *Econometrica*, v. 42, p. 947-66.

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.,(1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, New York: John Wiley & Sons

MAS-COLELL, A. , WHINSTON, M.D. , GREEN J. R., *Microeconomic Theory*, New York Oxford University Press, 1995

RESENDE, M. , ISSLER, J.V. , CYSNE, R. , Demanda por cerveja no Brasil: Um estudo econométrico, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.31, p.

SHMALENSEE, R., Inter-Industry Studies of Structure and Performance, in *Handbook of Industrial Organization*, vol. 2, Amsterdam : North-Holland, 1989.

STROTZ, R.H., The Empirical Implications of a Utility Tree, *Econometrica*, v. 25, p. 269-280, 1957.

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.

WU, D.M. , Alternative Test of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances, *Econometrica*, v. 40, p 733-50.

