

Delimitação de Mercado Relevante para Produtos Diferenciados Usando Elasticidades: O Caso de Chá Pronto para Beber

Eduardo Pontual Ribeiro

Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ), CADE/MJ e CNPq, Brasil

Paulo de Andrade Jacinto

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PPGE/PUCRS) e CNPq, Brasil

Resumo

Uma questão chave para a análise de atos de concentração e defesa da concorrência, como recomendado pelos Guias Horizontais, é a delimitação do mercado relevante. Esta delimitação segue o Teste do Monopolista Hipotético (TMH) instrumentalizado através da Perda Crítica. Apresentamos uma metodologia de aplicação do TMH, com um teste de Perda Crítica exato para produtos diferenciados. Aplica-se o método para o caso de chá pronto para beber, gerando estimativas inéditas das elasticidades através de um modelo NIDS (LA-AIDS) com dados de alta frequência (*scanner data*). Os resultados sugerem que quaisquer duas marcas consideradas já representariam um mercado relevante para defesa da concorrência se as margens forem menores que 50%.

Palavras-chave: Estimação de Demanda, Mercado Relevante, Defesa da Concorrência

Classificação JEL: F12, F16, J31

Abstract

A key issue on merger analysis, as indicated in Horizontal Guides of antitrust Authorities, is the delineation of relevant markets. The methodology follows the Hypothetical Monopolist Test, using Critical Loss. We present an applied methodology for such test on differentiated products, using a generalization of recently developed exact formulae for the Critical Loss using scanner data on a NIDS(LA-AIDS) demand system for the first time in the Brazilian literature. We consider the case of ready to drink ice tea in Brazil, generating previously unknown elasticities. Our results suggest that any pair of the selected products would delineate a relevant market if margins are less than 50%.

1. Introdução

A delimitação de mercado relevante é passo inicial e essencial para a análise em defesa da concorrência de fusões e aquisições (atos de concentração), como pode ser visto nos chamados “Guias Horizontais” do Brasil (SEAE/SDE, 2001), EUA (FTC/DOJ, 1994) e Comunidade Européia. Esta delimitação usa o conceito de Teste do Monopolista Hipotético (TMH), em que o mercado relevante será o menor conjunto de empresas e/ou produtos, incluindo os participantes do ato de concentração (AC), em que um aumento (de 5%) permanente e não transitório de preços será lucrativo para os partícipes (IBID).

Enquanto a aplicação empírica do TMH para produtos homogêneos foi instrumentalizada através do teste de perda crítica de Harris e Simon (1991), a aplicação do teste para produtos heterogêneos esbarra em dificuldades conceituais. Em um extremo, a fórmula da perda crítica usual, para um produto homogêneo é empregada para uma média de elasticidades e margens. Em outro extremo, a análise considera um modelo estrutural de competição no mercado e analisa a lucratividade de coordenação de conjuntos cada vez maiores de empresas, como em Fiuza (2008).

A primeira estratégia é claramente errada, como demonstra Daljord (2009), enquanto que a segunda esbarra – de acordo com vários comentaristas da área de defesa da concorrência, como Coate e Fischer (2008) – na limitação de empregar um modelo teórico específico de concorrência para especificação das equações de trabalho e manter a hipótese de maximização de lucros, enquanto o arcabouço do TMH avalia apenas se o aumento de preços seria lucrativo (mesmo que não ótimo). Enquanto estas críticas podem ser minimizadas pela necessidade lógica do modelo, suas resistências na área multidisciplinar de defesa da concorrência não podem ser omitidas, dada a experiência no judiciário americano.

Desta forma, o objetivo do trabalho será trazer para a literatura nacional o uso apropriado do teste de perda crítica como TMH para delimitação de mercado relevante, empregando uma metodologia consistente com a estimação de perdas observadas através da estimação de um modelo de demanda para produtos diferenciados. Esta estimação também traz contribuições para a literatura por empregar, de modo inédito para o Brasil, dados de alta frequência

* Recebido em novembro de 2010, aprovado em agosto de 2011. Este trabalho desenvolve estimativas apresentadas no relatório “Estimação de Elasticidades da Demanda por Chá Pronto para beber das principais empresas no mercado brasileiro”, elaborado pelos autores deste trabalho, encomendado por XBB Advogados Associados em nome de Pepsi-Cola Industrial da Amazônia, e constante do AC 08010. 001383/2007-91, nos autos públicos do referido ato de concentração. O relatório foi escrito quando o primeiro autor não tinha vínculo com o CADE/MJ. As opiniões expressas aqui não podem em nenhuma forma serem atribuídas ou associadas ao CNPq, UFRJ, PUCRS, CADE/MJ, XBB Advogados ou à Pepsi-Cola, sendo de responsabilidade exclusiva dos autores. Agradecemos comentários e sugestões de Leopoldo Pagotto e Bruno Maggi, quando do relatório acima citado, e Sérgio Aquino de Souza pelas esclarecedoras conversas sobre mercado relevante.

E-mail addresses: eribeiro@ie.ufrj.br, paulo.jacinto@puers.br

e com menor erro de medida do que dados de mercado usuais (*scanner data*). Em síntese, estes representam conjunto de dados superiores a qualquer outro estudo de demanda para identificação de mercado relevante de destaque, com mais de 100 observações por região, dando maior confiabilidade às estimativas.

Além disso, estimativas publicadas na academia para produtos diferenciados concentram-se em modelos log-lineares como Cysne et alii (2001). Empregamos aqui o modelo recomendado em Huse e Salvo (2008), o *Linearized Nearly Ideal Demand System* (NIDS/AIDS), proposto por Deaton e Muellbauer (1980). Discute-se a identificação das elasticidades de demanda do modelo através de controles na ausência de instrumentos com variação suficiente para identificação. A metodologia é aplicada para o caso da demanda por chá pronto para beber para as principais empresas no mercado brasileiro, considerando três marcas de chá-pronto: Lipton, Matte Leão e Nestea. Estas marcas cobrem cerca de 85% do mercado.

Os resultados sugerem que, exceto em casos extremos de margens, os três produtos podem ser considerados como integrantes do mesmo mercado potencial. Uma questão pouco estudada na literatura, mas relevante para o caso é o modelo de sistemas de demanda, em que as elasticidades do conjunto de empresas ou produtos empregados na estimação do NIDS terá necessariamente elasticidade unitária, ou seja, a forma funcional empregada pode influenciar a implementação do teste.

Assim, além dessa breve Introdução, o artigo está organizado em quatro seções. Na próxima seção apresentamos o marco referencial e os métodos empregados. Na terceira, é realizada a descrição dos dados. Na quarta são apresentados os resultados e, a última seção, é reservada aos comentários finais.

2. Marco Referencial Teórico e Modelos Estimados

O teste do monopolista hipotético (TMH) avalia a extensão do mercado relevante para uma análise em defesa da concorrência como aquele em que empresas podem contestar de modo eficaz aumentos de preços unilaterais das empresas que fazem parte do ato de concentração (Harris e Simon (1991), Daljord (2009), Motta (2004) entre outros), de tal modo que estas últimas terão seus lucros reduzidos se aumentarem de modo persistente (não transitório) seus preços (um aumento SSNIP – *small but significant, non-transitory increase in prices*). A metodologia parte do comportamento dos lucros de uma empresa e verifica se um SSNIP de 5% seria lucrativo. Se por um lado um aumento de preços eleva as margens preço-custo por unidade, o aumento de preços reduz as quantidades vendidas. Se o segundo efeito for maior que o primeiro os lucros caem e a empresa percebe competidores para os quais os consumidores irão se deslocar frente a aumentos de preços. Estes competidores fazem parte do mercado relevante e assim o mercado relevante deve incluir tais empresas. A análise segue de modo sequencial até incluir empresas que, em conjunto

(atuando como monopolista), conseguem aumentos de lucros frente a um SSNIP conjunto. O mercado relevante fica assim delimitado.

A literatura ateu-se a várias questões sobre a análise acima,¹ que não serão tratadas aqui. Focamos na versão mais difundida do teste, que supõe aumentos iguais para todas as empresas do mercado e que possui como critério uma variação não-negativa de lucros para delimitação do mercado. Nesta versão, para um produto homogêneo com produtores que enfrentam os mesmo custos marginais (ou variáveis médios, supostos constantes), avalia-se a extensão do mercado relevante através da comparação da perda efetiva de vendas (calculada através de elasticidades) frente a um aumento de preços em relação a uma perda crítica que deixa a empresa indiferente entre aumentar preços ou não. Ou seja, baseado em $\Delta\pi \geq 0$, onde $\Delta\pi = \pi_1 - \pi_0$ e $\pi = qp - f - qc = qmp - f$, onde π representa os lucros, q a quantidade vendida, f o custo fixo, p o preço, c o custo marginal constante e m a margem preço-custo ($m = (p - c)/p$), o aumento de preços (percentual Δp) entre os períodos 0 e 1 será lucrativo se $\Delta q \leq \Delta p/(\Delta p + m)$, ou a perda efetiva (Δq , variação percentual da quantidade) for menor (ou igual) que a perda crítica ($\Delta p/(\Delta p + m)$).

Para o caso de produtos diferenciados e assimétricos em custos ou margens, a fórmula deve ser alterada. Generalizando Daljord (2009), que fez a demonstração para dois produtos apenas, supondo i produtos/empresas um aumento de preços será lucrativo (delimitando o mercado relevante como as empresas em questão ou conjunto menor) se $\sum_i \Delta\pi_i > 0$, ou

$$\sum_i s_i \Delta q_i / CL_i \leq 1 \quad (*)$$

onde Δq_i é a variação percentual na quantidade vendida devido ao aumento de preços, s_i a parcela nas vendas (receita) da empresa no mercado considerado e $CL_i = \Delta p/(\Delta p + m_i)$.

Se as margens forem iguais para todos os produtos, a expressão acima se reduz para a condição de que a variação de quantidade no conjunto das empresas consideradas é menor do que a perda crítica como visto acima, em que $\Delta Q = \sum_i s_i \Delta q_i$ representa a variação percentual da quantidade do mercado.

Para implementar esta expressão necessitamos das parcelas de mercado de cada produto (no conjunto de empresas considerado no TMH), as margens de cada empresa e as elasticidade-preço próprias e cruzadas para calcular as perdas de cada empresa quando de aumento de preços unilaterais e aumentos de preços coordenados. Enquanto as margens e *shares* podem ser obtidas diretamente junto às empresas,² as elasticidades necessárias para cálculos de perdas efetivas

¹ Como por exemplo, se os aumentos de preços devem ser em todos os produtos ou apenas a empresa referência no ato de concentração, se os aumentos de preços devem ser ótimos (maximizadores de lucros) e não arbitrários em 5%. Vide O'Brien e Wickelgren (2003) e Coate e Fischer (2008) para visões complementares sobre os temas.

² Ou no caso de margens, estimadas a partir de elasticidades e a suposição de um modelo teórico de competição no setor, como Bertrand diferenciado (Huse e Salvo (2008), *inter alia*).

devem ser estimadas.

A estimativa das elasticidades da demanda neste caso segue a literatura consagrada na área, especificando a hipótese de que o consumidor toma decisões em estágios de alocação da sua renda (Deaton e Muellbauer 1980). Como o mais importante para a identificação de mercados para produtos diferenciados é a estimação de elasticidades-preço cruzadas entre duas marcas de produtos, a priori similares em sua composição, focamos este estágio da demanda. Dito de outra forma, não estudamos a possibilidade de substituição entre bebidas prontas para beber (chá, sucos, néctares, refrigerantes e outros). Esta omissão em nada vicia as estimativas, pois diz respeito a um estágio independente de escolha dentro da estrutura de análise de *multistage budgeting*, sendo francamente aceito em estudos de fusões horizontais, e teoricamente consistente com o referencial teórico.

Muitos estudos no Brasil empregam a forma funcional log-linear, como em Cysne et alii (2001). Esta forma funcional é muito restritiva, pois considera as elasticidades preço e renda constantes. De acordo com Hosken et alii (2002) o modelo log-linear pode exacerbar os efeitos de preço na análise de defesa da concorrência. Os autores concluem que os problemas do modelo log-linear são de tal monta que recomendam o uso de formas funcionais alternativas para estimação de demanda. Empregaremos a cada vez mais universal forma do Sistema de Demanda Quase Ideal (*Almost Ideal Demand System*) SDQI/AIDS de Deaton e Muellbauer (1980). Este sistema tem como caso especial a forma log-linear. A forma log-linear será válida para nossos dados apenas se os coeficientes dos preços nestas equações forem todos iguais a zero. Adiantamos que os resultados abaixo claramente rejeitam tal situação, sugerindo que o uso de uma forma log-linear pode gerar estimativas potencialmente viciadas.

Para uma descrição breve do modelo AIDS, seguindo o trabalho original dos autores citados, considere w_{it}^m a parcela dos gastos (*share*) por chá pronto para beber nas marcas $m = L, M, N$, na região $i = 1, \dots, I$ e período de tempo $t = 1, \dots, T$. Seja $p_{it}^m = \ln P_{it}^m$ o logaritmo do preço médio dos produtos de chá pronto da marca m na região i e período t . Considere, ainda, X_t como o dispêndio total e Π_t um índice de preço, tal que $(x_t/\pi_t) = \ln(X_t/\Pi_t) = (\ln X_t - \ln \Pi_t)$ seja o logaritmo do gasto real. Para completar a especificação econométrica, consideramos a existência de fatores não observados mas que podem ser modelados, como: especificidades regionais no consumo dos produtos, através do termo fixo u_i^m , representando diferenças de gostos e composição demográfica; e choques agregados na demanda ao longo do tempo, através de um termo η_t^m , representando mudanças de expectativas, sazonalidades por feriados, proximidade de dias de pagamento de salários, estações do ano e campanhas nacionais de propaganda.

Neste contexto, o modelo SDQI/AIDS para a demanda por chá pronto para beber pode ser apresentado como:

$$w_{it}^L = \alpha_L + \gamma_{LL}P_{it}^L + \gamma_{LM}P_{it}^M + \gamma_{LN}P_{it}^N + \beta_L(x_t/\pi_t) + u_i^L + \eta_t^L + \varepsilon_{it}^L \quad (1)$$

$$w_{it}^M = \alpha_M + \gamma_{ML}P_{it}^L + \gamma_{MM}P_{it}^M + \gamma_{MN}P_{it}^N + \beta_M(x_t/\pi_t) + u_i^M + \eta_t^M + \varepsilon_{it}^M \quad (2)$$

$$w_{it}^N = \alpha_N + \gamma_{NL}P_{it}^L + \gamma_{NM}P_{it}^M + \gamma_{NN}P_{it}^N + \beta_N(x_t/\pi_t) + u_i^N + \eta_t^N + \varepsilon_{it}^N \quad (3)$$

O índice de preços P é definido como $\ln(\Pi) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i p_i + (1/2) \sum_i \sum_j \gamma_{ij} p_i p_j$. O termo ε_{it}^m representa os fatores não observados que influenciam a demanda de cada marca. As variações nos preços das marcas m alteram os *shares* através dos parâmetros γ_{mn} e por sua vez as mudanças na renda real alteram o consumo pelo efeito do parâmetro β_i .

O modelo é derivado de uma estrutura de preferências consistente com a teoria econômica. Desta forma, algumas restrições existem sobre os coeficientes. Primeiramente há a restrição de aditividade pela natureza das variáveis dependentes. Sendo as variáveis dependentes parcelas que somam a unidade, os coeficientes possuem efeito total zero entre marcas. Isto é

$$\text{Aditividade} : \sum_i \alpha_i = 1, \sum_i i\gamma_{ij} = 0, \sum_i i\beta_i = 0, \text{ para } j = 1, \dots, J$$

A segunda restrição é de que apenas variações de preços relativos devem influenciar a demanda (homogeneidade). Ou seja, se todos os preços aumentarem na mesma proporção o *share* de cada marca se mantém constante.

$$\text{Homogeneidade} : \sum_j \gamma_{ij} = 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, I$$

O terceiro bloco de restrições vem das hipóteses básicas de teoria do consumidor e impõe que haja uma simetria nos efeitos de variações nos preços sobre os *shares*:

$$\text{Simetria} : \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \text{ para todo } i \neq j$$

Do ponto de vista de estimação, a imposição dos resultados da teoria econômica e a natureza das variáveis dependente implicam que o sistema pode ser estimado através do seguinte par de equações:

$$w_{it}^L = \alpha_L + \gamma_{LL} \ln(P_{it}^L/P_{it}^N) + \gamma_{LM} \ln(P_{it}^M/P_{it}^N) + \beta_L(x_t/\pi_t) + u_i^L + \eta_t^L + \varepsilon_{it}^L \quad (1')$$

$$w_{it}^M = \alpha_M + \gamma_{LM} \ln(P_{it}^L/P_{it}^N) + \gamma_{MM} \ln(P_{it}^M/P_{it}^N) + \beta_M(x_t/\pi_t) + u_i^M + \eta_t^M + \varepsilon_{it}^M \quad (2')$$

com a omissão de uma das equações (neste caso, o de chá N). Os outros parâmetros são obtidos a partir das expressões das restrições acima. Não há diferença nas estimativas de qual equação é omitida, como indicam Wooldridge (2002) e outros. O método de estimação recomendado é o SURE (*Seemingly*

Unrelated Regression Equations), que acomoda a existência de correlação nas demandas entre as regiões em adição aos choques agregados.

A estimação do modelo SDQI/AIDS pode ser realizada de duas maneiras, sendo que elas estão diretamente relacionadas com a forma como é tratada a variável $\ln \Pi_t$. A primeira adota um sistema não linear e estima os parâmetros pelo método de máxima verossimilhança consistente com o SURE. Por sua vez, a segunda, numa situação em que os preços são correlacionados, como é o caso dos preços do chá pronto para beber, $\ln \Pi_t$ pode ser aproximado por um índice de preço proposto por Stone (*apud* Deaton e Muellbauer (1980)): $\ln(\Pi) = \sum_i w_i \ln P^i$. Alston et alii (1994) indicam que há pouca perda de precisão em relação à complexa estimação de um sistema não-linear em grande leque de casos.

As estimativas das elasticidades-preços da demanda, bem como da elasticidade-renda, não são obtidas diretamente dos parâmetros das equações estimadas, sendo função destes. As expressões, em um modelo estimado com o índice de Stone para preços, seguem:

$$\text{Elasticidade - gasto} : \psi_i = 1 + (\beta_i/w_i)$$

$$\text{Elasticidade de preço - demanda} : \varepsilon_{ii} = -1 + (\gamma_{ij}/w_i) - \beta_i$$

Apesar das expressões das elasticidades serem funções dos parâmetros, os desvios-padrões destas elasticidades são calculados de modo exato, assintoticamente, através do *Método Delta* (Wooldridge 2002), ao invés de serem empregadas expressões simplificadoras, mas inconsistentes. As elasticidades são avaliadas nos valores médios das parcelas de mercado w_i . Destaca-se que o modelo SDQI/AIDS não impõe que as elasticidades sejam constantes. Elas variam de acordo com as parcelas de mercado das marcas.

A estimação de um modelo econométrico envolve a preocupação com as possibilidades de viés ou inconsistência nas estimativas, e de cálculos errôneos dos desvios padrões dos coeficientes, necessários para levar a cabo testes de hipótese (inferência) sobre os parâmetros do modelo. Problemas aparecem quando hipóteses feitas pelos métodos de estimação não são válidas nos dados. Em particular, o método de estimação mais comum – mínimos quadrados –, exige que as explicativas sejam exógenas ou pré-determinadas em relação aos componentes não observados $u_i^m \eta_t^m$, e ε_{it}^m . (Wooldridge (2002) entre outros).

Para estimação e identificação dos coeficientes exploramos a estrutura de dados de painel, onde o consumo e preços variam em duas dimensões: tempo e regiões. Controlamos pela possível endogeneidade das variáveis explicativas, por especificidades regionais e choques agregados com o uso de variáveis binárias (*dummy*) para os efeitos fixos u_i^m e η_t^m . Estas variáveis binárias acomodam o efeito de campanhas de propaganda nacionais nas marcas, choques de custos comuns à fabricação do chá pronto e efeitos de temperatura no Sul e Sudeste, áreas estudadas.

A estratégia de estimação é complementada pelo uso de duas estimativas: em nível e em primeiras diferenças. As estimativas em nível podem ser interpretadas como estimativas de longo prazo. Já as estimativas em primeiras diferenças podem ser consideradas estimativas de efeitos de curto prazo. Estimativas em nível são sujeitas a viés na inferência pela presença de autocorrelação nos erros.

O procedimento de correção da autocorrelação por quase-diferenças, enfaticamente criticado por Mizon (1995), é preterido em relação ao uso de primeiras diferenças, que eliminam a autocorrelação em séries persistentes. Se a primeira diferença gerar autocorrelação negativa nos resíduos, o potencial viés nas estimativas da variância será em direção oposta às estimativas em nível, gerando testes de significância mais conservadores. Este viés pode ser desprezado, de acordo com as demonstrações de Maddala (2002), para amostras grandes, como o nosso caso, com mais de 100 observações por região.

O uso de métodos mais complexos e recomendados para modelos de demanda foi experimentado, como variáveis instrumentais. Seu uso, porém, foi inviabilizado pelo fato dos instrumentos usualmente sugeridos na literatura, como valores defasados dos preços e dispêndio (x), serem muito fracos. Instrumentos fracos geram estimativas tão viciados quanto estimativas supondo exogeneidade, como o SURE empregado (Bound et alii 1995). As estatísticas F dos instrumentos nas estimativas de 1o estágio são menores do que 4, quando o recomendado é que sejam maiores do que 10 (Baum et alii 2003), mesmo quando incluída a variável temperatura média semanal entre os instrumentos, que não se mostrou significativa. Em adição, como discutido em Huse e Salvo (2008) e Hausman et alii (1994), temos controles de choques agregados entre as explicativas, exigindo que os instrumentos tenham variação temporal e de cross-section.

Instrumentos usuais como deslocadores de custos apresentam apenas variação temporal, não trazendo informação nova ao modelo e inviabilizando seu uso. Gastos com propaganda locais podem gerar instrumentos internos ao modelo como Hausman et alii (1994). Por outro lado, dada a alta frequência dos dados (dados semanais), o controle tão próximo da demanda pelos fabricantes³ não parece razoável, sugerindo que os preços não são contemporaneamente correlacionados com choques de demanda, garantindo a consistência dos estimadores (Huse e Salvo 2008).

³ Deve-se notar que há o problema de ajustes de preços pelos varejistas, dado que empregados dados do varejo. Este é um problema complexo que não tratamos pelo escopo da análise, assim como a possibilidade (simétrica ao controle de preços pelos varejistas) de *stockpiling*, ou seja, de consumidores perceberem reduções transitórias de preços a acumularem estoques quando de produções Hosken et alii (2002). Interessante notar que embora o *stockpiling* aumente as elasticidades (em valor absoluto) a endogenia de preços tende a reduzir a elasticidade-preço da demanda. Implicitamente supomos que os problemas, se existentes, se cancelam, embora seja possível que nossas estimativas apresentem viés em grandes amostras.

3. Dados Empregados

Os dados empregados foram obtidos junto à empresa Nielsen, que coleta os dados diretamente dos supermercados, com o preço e volume efetivamente registrado nos caixas ao longo de uma semana (*scantrack*). Para obter as informações utilizam-se softwares de coleta de dados associados à leitura de códigos de barras (UPC). Com isto a frequência dos dados é maior (dados semanais). Maiores detalhes podem ser obtidos em http://br.nielsen.com/products/rms_market.shtml. Os dados são privados e sujeitos a confidencialidade. Até onde sabemos, este é o primeiro trabalho acadêmico que emprega estes dados de alta frequência e obtidos diretamente dos códigos de barra.

Nesse estudo os dados cobrem 105 semanas, período de 14/7/2005 a 15/7/2007, e 14 regiões, centralizadas em cidades. Destas, foram efetivamente utilizadas nas estimativas oito regiões (Grande Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Grande São Paulo, Campinas, São José do Rio Preto, Curitiba, Santa Catarina, Porto Alegre e Brasília). Estas regiões representam 95% do valor das vendas nacionais. As outras regiões apresentam ou uma amostra menor temporalmente, ou volumes de vendas muito pequenos, desprezíveis frente aos valores do mercado nacional.

As vantagens deste tipo de dados são:

- 1) sua alta frequência, aproximando-se da frequência de compra do produto e reduzindo problemas de pouca representatividade de “preços médios” mensais;
- 2) os dados são obtidos diretamente dos supermercados e não sofrem qualquer tratamento de amostragem, que pode gerar erros transitórios, mas importantes, reduzindo a precisão de estimativas;
- 3) a coleta de dados ocorre durante todo o período de referência em cada ponto de venda, ao invés de concentrados em uma data e extrapolados para representatividade semanal;
- 4) os dados são apresentados em pequenas categorias, podendo chegar a categoria de produto diferenciado por UPC (exemplo, bebida marca *A*, com 300mls, sabor *S*, em embalagem *E* e se tem calorias reduzidas ou não), permitindo agregações exatas.

Como os volumes e receita de vendas são obtidos para produtos finamente delimitados e em alta frequência, a representatividade dos preços médios calculados a partir de receita e vendas é bem maior do que no caso de dados bimestrais, onde variações de volume e preços dentro dos 60 dias de coleta podem variar bastante.

Não é necessário deflacionar os preços. O deflator que poderia ser usado variaria apenas no tempo e seria igual para todas as marcas e igual para preços e dispêndio.⁴ Com o uso do logaritmo, pelas propriedades dos estimadores

⁴ Ao contrário de outros estágios de consumo, no modelo SDQI/NIDS, quando da escolha das

de mínimos quadrados (seja ordinário, generalizado ou em estágios), pode-se demonstrar que o uso do termo temporal η_t^m é equivalente ao uso de um deflator.

4. Resultados

A Tabela 1 apresenta as elasticidades calculadas para as três marcas, baseadas em estimativa do modelo econométrico acima.⁵ Em itálico abaixo das elasticidades temos os intervalos de confiança de 95% das elasticidades.⁶ Como pode ser visto, na diagonal principal da tabela, as elasticidades de demanda em relação a mudanças no próprio preço são negativas e significativas, sendo maiores do que a unidade, como esperado em mercados com produtos diferenciados. A elasticidade preço do Matte Leão situa-se em patamar mais elevado do que a das outras marcas. O valor de $-1,94$ indica que para cada aumento de 1% no preço médio por litro de produtos da marca Matte Leão, o volume físico vendido irá cair em $-1,94\%$. As elasticidades de gastos são positivas como esperadas e próximas de um estatisticamente, indicando que os bens são normais.

As elasticidades-preço cruzadas aparecem fora da diagonal principal da matriz de marcas da tabela. Elas possuem o sinal esperado pela teoria e são claramente significativas. Vemos na primeira coluna que aumentos de preço das marcas Matte Leão (M) e Nestea (N) aumentam a demanda de chá da marca Lipton (N), isto é, $\varepsilon_{LM} = 0,38$ e $\varepsilon_{LN} = 0,23$, respectivamente. Note-se que o efeito da variação de preços da marca Matte Leão sobre Lipton é superior aos efeitos provocados pela variação dos preços da marca Nestea. Dito de outra forma, uma redução de preços em 10% nos produtos da marca Matte Leão reduziria mais a demanda por chá pronto para beber da marca Lipton (em 3,8%, em média), do que uma redução equivalente dos preços da marca Nestea (queda esperada de vendas de Lipton em 2,3%).

Na segunda coluna, temos que quedas de preço das marcas Lipton e Nestea reduzem o consumo da marca Matte Leão, com efeitos similares das duas marcas (elasticidades em torno de 0,45 (exatamente $\varepsilon_{ML} = 0,50$ e $\varepsilon_{MN} = 0,42$). Por fim, na terceira coluna, vemos que aumentos de preços das marcas Lipton e Matte Leão aumentam o consumo da marca Nestea, pois os consumidores deixam de comprar daquelas marcas para passar a consumir a última. As elasticidades-substituição para o consumo da marca Nestea (terceira coluna) são similares às elasticidades-substituição da marca Lipton, mas menores do que os da marca Matte Leão (primeira e segunda colunas, respectivamente).

marcas, emprega-se o *gasto* em chás prontos para beber, calculado pela soma das vendas de cada uma das marcas analisadas (Deaton e Muellbauer 1980), ao invés da renda como variável explicativa.

⁵ Para poupar espaço, as estimativas estão disponíveis com os autores.

⁶ Se os intervalos de confiança de duas elasticidades não se cruzam, elas podem ser consideradas, com pequena margem de erro, diferentes.

Tabela 1
Elasticidades de Longo Prazo – Brasil

		Demanda por chá pronto da Marca		
		Lipton	Matte Leão	Nestea
Variação de	Lipton	-1.59 <i>[-1.72 -1.46]</i>	0.50 <i>[0.37 0.62]</i>	0.25 <i>[0.13 0.36]</i>
	Matte Leão	0.38 <i>[0.29 0.46]</i>	-1.94 <i>[-2.04 -1.84]</i>	0.29 <i>[0.2 0.38]</i>
Preço	Nestea	0.23 <i>[0.13 0.34]</i>	0.42 <i>[0.29 0.55]</i>	-1.49 <i>[-1.76 -2.28]</i>
Variação de gastos		0.98 <i>[0.91 1.05]</i>	1.09 <i>[0.99 1.19]</i>	0.95 <i>[0.88 1.03]</i>

Nota: Todos os coeficientes são significativos a 1%.

Em itálico, o intervalo de confiança de 95%.

Elasticidades calculadas usando participações médias de mercado para cada marca.

Da Tabela 1, também é possível inferir que a marca Matte Leão tem a demanda mais elástica e sofre maior competição do que as outras marcas, olhando a segunda coluna da tabela. Primeiro pela sua própria elasticidade-preço, que é a mais alta. Segundo, pelo efeito que reduções de preços das outras marcas têm sobre sua demanda. Vemos que as elasticidades-substituição são em torno de 0,45. De modo simétrico, observando as primeira e terceira colunas, vemos que mudanças de preços do Matte Leão apresentam as maiores substituições das marcas nas colunas. A percepção do consumidor da marca Matte é que este produto é mais sensível a preços e mais substituível do que as outras marcas estudadas.

Por fim, é possível avaliar o efeito total de uma redução de preços unilateral de cada marca, sem reação das outras marcas, observando a soma dos coeficientes nas linhas. É possível ver que frente a uma redução de preços no Matte Leão esperamos um efeito total nas vendas de chá pronto para beber maior do que uma redução de preços similar nas outras marcas, pois enquanto a soma dos coeficientes na linha do Matte Leão é de -1,27, nas outras marcas situa-se em torno de -0,84. Em outras palavras, se o Matte Leão reduzir seu preço em 10%, há um efeito de vendas direto de 19,4% de aumento, e redução de vendas das marcas Lipton e Nestea de 3,8 e 2,9%, respectivamente. O aumento do consumo de Matte Leão mais que proporcional à queda nas vendas de Lipton

e Nestea juntos pode ser interpretado como a atração de novos consumidores pela primeira marca.

Para dar maior confiabilidade aos resultados, avaliamos as elasticidades em um modelo em que as variáveis são apresentadas em primeiras-diferenças. Por um lado, a transformação em variações no tempo resguarda o modelo em relação a possíveis regressões espúrias (embora os testes de co-integração de Kao – *apud* Baltagi (2005) – tenha apontado a presença de relações de longo prazo entre as variáveis). Por outro é um método prático e conhecido de eliminação de correlação serial nos erros, gerando intervalos de confiança conservadores para os coeficientes (Maddala 2002).

Os resultados da Tabela 2 mostram que se mantém as conclusões anteriores, baseadas na Tabela 1, de que as marcas participam de um mesmo mercado e são vistas pelos consumidores como substitutas. As elasticidades mudam pouco, sendo numericamente menores, em geral, do que as elasticidades da Tabela 1, exceto para as elasticidades cruzadas entre Lipton e Nestea. A elasticidade própria do Matte Leão se aproxima das outras.

Tabela 2
Elasticidades de Curto Prazo – Brasil

		Demanda por chá pronto da Marca		
		Lipton	Matte Leão	Nestea
Variação de	Lipton	-1.49 <i>[-1.63 -1.35]</i>	0.32 <i>[0.18 0.45]</i>	0.26 <i>[0.14 0.39]</i>
	Matte Leão	0.25 <i>[0.15 0.35]</i>	-1.56 <i>[-1.68 -1.43]</i>	0.15 <i>[0.03 0.26]</i>
Preço	Nestea	0.29 <i>[0.17 0.42]</i>	0.23 <i>[0.08 0.38]</i>	-1.44 <i>[-1.59 -1.29]</i>
Variação de gastos		0.94 <i>[0.87 1.02]</i>	1.04 <i>[0.96 1.12]</i>	1.03 <i>[0.95 1.11]</i>

Nota: Todos os coeficientes são significativos a 1%.

Em itálico, o intervalo de confiança de 95%.

Elasticidades calculadas usando participações médias de mercado para cada marca.

A análise da Tabela 2 referencia um comportamento representativo para o total Brasil. Uma grande vantagem do modelo SDQI/NIDS está na variabilidade das elasticidades. Exploramos agora esta variabilidade entre

regiões, destacando as elasticidades calculadas para os dois maiores mercados: Grande Rio de Janeiro e Grande São Paulo. Os resultados apresentados empregam as estimativas de curto prazo, mais conservadoras.

No Rio de Janeiro o gosto dos consumidores apresenta alguma diferença em relação à média nacional, pois as elasticidades são diferentes daqueles da Tabela 2. Vemos uma maior fidelidade à marca Matte Leão, pois, a partir dos dados da diagonal principal, a elasticidade preço do Matte Leão de $-1,27$ é sistematicamente menor (em valor absoluto) do que a das outras marcas, todas acima de 1,70 em módulo. Da mesma forma, uma redução de preços dos chás Lipton ou Nестea em 10% terá um efeito esperado no aumento do consumo de Matte Leão de apenas 1,5 e 1%, respectivamente. Este efeito é muito menor do que o reverso, ou seja, frente a uma queda no preço do Matte Leão de 10%, as vendas de Lipton e Nестea devem cair 4% e 2,9%, respectivamente. Já a competição entre as marcas Nестea e Lipton é maior do que a média nacional, pelo aumento das elasticidades cruzadas (diagonal inversa da matriz de elasticidades).

Tabela 3
Elasticidades de Curto Prazo – Rio de Janeiro

		Demanda por chá pronto da Marca		
		Lipton	Matte Leão	Nестea
Variação	Lipton	-1.72	0.15	0.54
		<i>[-1.93 -1.52]</i>	<i>[0.09 0.21]</i>	<i>[0.29 0.80]</i>
de	Matte	0.40	-1.27	0.29
	Leão	<i>[0.24 0.55]</i>	<i>[-1.44 -1.09]</i>	<i>[0 0.57]</i>
Preço	Nестea	0.41	0.10	-1.89
		<i>[0.23 0.59]</i>	<i>[0.04 0.17]</i>	<i>[-2.2 -1.58]</i>
Variação		0.92	1.02	1.06
	de gastos	<i>[0.81 1.02]</i>	<i>[0.98 1.06]</i>	<i>[0.9 1.22]</i>

Nota: Todos os coeficientes são significativos a 1%.

Em itálico, o intervalo de confiança de 95%.

Elasticidades calculadas usando participações médias de mercado para cada marca.

Em São Paulo, como vemos na Tabela 4, as elasticidades cruzadas são similares às do Brasil como um todo e a elasticidade própria da marca Nестea.

Por outro lado, a elasticidade da marca Matte Leão é superior para a Região em relação à média brasileira.

Tabela 4

Elasticidades de Curto Prazo – São Paulo

		Demanda por chá pronto da Marca		
		Lipton	Matte Leão	Nestea
Variação	Lipton	-1.38	0.46	0.27
		<i>[-1.5 -1.27]</i>	<i>[0.26 0.66]</i>	<i>[0.14 0.4]</i>
de	Matte	0.20	-1.81	0.16
	Leão	<i>[0.12 0.28]</i>	<i>[-1.91 -1.72]</i>	<i>[0.04 0.27]</i>
Preço	Nestea	0.23	0.34	-1.45
		<i>[0.13 0.33]</i>	<i>[0.12 0.55]</i>	<i>[-1.61 -1.3]</i>
Variação		0.95	1.06	1.03
	de gastos	<i>[0.89 1.01]</i>	<i>[0.94 1.17]</i>	<i>[0.95 1.11]</i>

Nota: Todos os coeficientes são significativos a 1%.

Em itálico, o intervalo de confiança de 95%.

Elasticidades calculadas usando participações médias de mercado para cada marca.

Empregamos as elasticidades acima para calcular as perdas efetivas frente a um aumento de preços de 5% de conjuntos de empresas cada vez maiores e comparamos tais perdas com perdas críticas de cada empresa. Deve-se notar que não há informações públicas sobre margens nos autos do AC Matte Leão-Recofarma. Assim, utilizamos um leque de margens para fazer a análise. Em adição, as parcelas de mercado disponíveis publicamente indicam vendas em 2006 de 23,1mil lts, 12mil lts e 11,7lts, respectivamente, de Matte Leão, Lipton e Nestea.⁷ Para o mercado do Rio de Janeiro, temos vendas de 15,6mil lts, 3,9mil lts e 3,4mil lts, respectivamente em 2006.⁸

Iniciamos a análise com as elasticidades de curto prazo (Tabela 2) e os mercados incluindo as empresas Nestea; Nestea e Matte Leão; e Nestea, Matte Leão e Lipton. A escolha da ordem deu-se pelo AC incluir as duas primeiras. A partir das elasticidades da tabela 2 podemos calcular que um aumento de preço unilateral de 5% da empresa Nestea leva a uma queda nas vendas de

⁷ Parecer 06169/2008/RJ COGCE/SEAE/MF, quadro III, p.26, do AC 08010.001383/2007-91.

⁸ Tabela 4, p. 41 do Voto Conselheiro Relator Paulo Furquim de Azevedo, AC 08010.001383/2007-91.

7,45%. Quando as empresas Nestea e Matte Leão aumentam os preços em 5% conjuntamente, Nestea tem uma perda de quantidades vendidas esperada de 6% e Matte Leão de 7,6%. As perdas da Nestea são menores neste caso, pois ela se beneficia do aumento de preços da Matte Leão.⁹

Como as margens são desconhecidas, consideramos um grid de margens entre 30 e 95%. Para estas margens, as perdas críticas (individuais) respectivas frente a um SSNIP de 5% estão na Tabela 5.

Tabela 5

Margens hipotéticas e perdas críticas (*Critical loss*)

Margem	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	95%
<i>Critical loss</i>	-14.3%	-11.1%	-9.1%	-7.7%	-6.7%	-5.9%	-5.3%	-5.0%

Fonte: Cálculos dos autores.

Vemos que a empresa Nestea pode ser considerada um mercado a parte se as margens forem pequenas (menores que 0,62). Por exemplo, com margens de 0,50, um SSNIP leva a uma perda de vendas de 7,45% enquanto que a perda crítica é de 9,1%, ou seja, a redução nas vendas é menor do que aquela que faria os lucros caírem diante do aumento de preços (supondo que os outros concorrentes não alterassem seus preços).

Considerando apenas dois produtos e utilizando os *shares* Brasil e elasticidades da Tabela 2 temos os resultados da Tabela 6. Vemos que para margens simétricas (diagonal principal, Nestea e Matte Leão representam um mercado relevante próprio se as margens forem menores ou iguais a 0,65. Para margens assimétricas nota-se que as margens de Matte Leão podem ser maiores do que as margens de Nestea e ainda delimitar o mercado. Isto porque as perdas efetivas de Matte Leão são maiores do que as de Nestea e seus *shares* são maiores.

Para três produtos a representação do critério fica mais complexa. Tratando do caso de margens simétricas, a perda efetiva do mercado com três marcas cai para 5%. Apenas para o caso extremo de margens superiores a 95% o mercado não seria delimitado pelas três empresas. Vale a pena notar que as restrições do modelo NIDS fazem com que a elasticidade de qualquer produto a aumentos simétricos de preços de todos os produtos seja igual a 1, como pode ser visto a partir das expressões de elasticidades própria e cruzada.

Assim, a delimitação do mercado pode, em parte, ser influenciada pela seleção das empresas que estão no sistema de equações. O conceito de *multistage budgeting* está associado a elasticidades cruzadas zero e elasticidades unitárias para o gasto com o conjunto dos produtos (*shares* constantes na soma de produtos). Para margens simétricas (ou similares), isto implica que os produtos

⁹ Não é difícil ver que para dois produtos, definindo a elasticidade cruzada como $\varepsilon_{12} = \Delta q_1 / \Delta p_2$, a perda de quantidade (em percentual) da empresa 1 quando a empresa 2 também aumenta seu preço de modo simétrico em $\kappa\%$ é $\Delta q_1 = (\varepsilon_{11} + \varepsilon_{12})\kappa$.

Tabela 6

Crítérios de delimitação de mercado relevante usando o TMH para margens e elasticidades assimétricas (eq *): Nestea e Matte Leão, Brasil

		Matte Leão													
Margens	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50	0.55	0.60	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90	0.95	
0.30	0.50	0.55	0.60	0.65	0.71	0.76	0.81	0.86	0.92	0.97	1.02	1.07	1.12	1.18	
0.35	0.52	0.57	0.62	0.67	0.72	0.78	0.83	0.88	0.93	0.99	1.04	1.09	1.14	1.20	
0.40	0.53	0.59	0.64	0.69	0.74	0.80	0.85	0.90	0.95	1.00	1.06	1.11	1.16	1.21	
0.45	0.55	0.61	0.66	0.71	0.76	0.81	0.87	0.92	0.97	1.02	1.08	1.13	1.18	1.23	
0.50	0.57	0.62	0.68	0.73	0.78	0.83	0.89	0.94	0.99	1.04	1.09	1.15	1.20	1.25	
0.55	0.59	0.64	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90	0.96	1.01	1.06	1.11	1.17	1.22	1.27	
0.60	0.61	0.66	0.71	0.77	0.82	0.87	0.92	0.98	1.03	1.08	1.13	1.18	1.24	1.29	
0.65	0.63	0.68	0.73	0.79	0.84	0.89	0.94	0.99	1.05	1.10	1.15	1.20	1.26	1.31	
0.70	0.65	0.70	0.75	0.80	0.86	0.91	0.96	1.01	1.07	1.12	1.17	1.22	1.27	1.33	
0.75	0.67	0.72	0.77	0.82	0.87	0.93	0.98	1.03	1.08	1.14	1.19	1.24	1.29	1.35	
0.80	0.68	0.74	0.79	0.84	0.89	0.95	1.00	1.05	1.10	1.15	1.21	1.26	1.31	1.36	
0.85	0.70	0.76	0.81	0.86	0.91	0.96	1.02	1.07	1.12	1.17	1.23	1.28	1.33	1.38	
0.90	0.72	0.77	0.83	0.88	0.93	0.98	1.04	1.09	1.14	1.19	1.24	1.30	1.35	1.40	
0.95	0.74	0.79	0.85	0.90	0.95	1.00	1.05	1.11	1.16	1.21	1.26	1.32	1.37	1.42	

Nota: empregando *shares* Nestea=0,31 e Matte Leão=0,69 e elasticidades Tabela 2.

As bordas da tabela indicam margens preço-custo hipotéticas e a diagonal margens simétricas.

Crítério calculado usando a equação (*) e SSNIP de 5%.

incluídos no sistema de equações não serão um mercado relevante apenas no caso de margens superiores a 100%.

5. Comentários Finais

Este estudo trouxe para a literatura brasileira desenvolvimentos recentes nas metodologias de delimitação de mercado relevante para produtos diferenciados ao aplicar as fórmulas exatas para o teste do monopolista hipotético (TMH) no mercado de chá pronto para beber. Estas fórmulas exigem a estimação de elasticidade-preços da demanda, que foram realizadas de modo inédito empregando uma base pouco explorada de dados de alta freqüência, e menor erro de medida (o *scantrack* da empresa Nielsen). Para isto empregou-se uma forma funcional de representação das preferências recomendada na literatura internacional, que é o Sistema de Demanda Quase Ideal (SDQI / *Nearly Ideal Demand System* – NIDS).

O modelo empregado apresenta várias vantagens. Primeiro, é consistente com a teoria econômica, não sendo especificada de modo *ad-hoc*. Segundo, não impõe restrições nas preferências dos consumidores, como o modelo log-linear, ao não estimar elasticidades constantes. Terceiro, empregamos dados em painel em um sistema de equações para que as estimativas sejam eficientes e consistentes em vários contextos com possível endogeneidade dos preços e gastos. A discussão das estimativas também aponta a estratégia de controles como alternativa a instrumentos para garantir a consistência das estimativas.

Os resultados apontam para elasticidades-preço das marcas maiores que a unidade em valor absoluto, variando de $-1,44$ a $-1,90$, indicando que a demanda é elástica frente a mudanças em seus próprios preços. As elasticidades-preço cruzadas são positivas, indicando que as marcas são consideradas substitutas pelos consumidores na média Brasil e regiões estudadas, variando de $0,10$ a $0,50$. Regionalmente, as estimadas estão dentro do esperado, com menores elasticidades para o Rio de Janeiro da marca Matte Leão, dado a sua significativa parcela de mercado.

As elasticidades-preço cruzadas entre as marcas Lipton e Nestea estão dentro do intervalo $0,20$ a $0,40$, enquanto as elasticidades-preço cruzadas entre as marcas Nestea e Matte Leão variam dentro do intervalo $0,10$ a $0,80$, dependendo da região considerada. Os resultados indicam, por exemplo, que uma redução de preços de 10% nos produtos da marca Matte Leão iria gerar uma queda esperada de $2,0\%$ no volume vendido da marca Lipton e uma queda esperada de $1,6\%$ no volume vendido na marca Nestea, na Grande São Paulo.

Em síntese, os resultados obtidos demonstram claramente que os chás das marcas Lipton, Matte Leão e Nestea são percebidos como substitutos pelos consumidores. Baseados nos dados que cobrem os principais mercados consumidores (representando 95% do valor das vendas de todo país) e onde há informações suficientes que permitem a inferência estatística, os modelos indicam que mudanças nos preços de cada uma das marcas Lipton, Matte Leão e Nestea influenciam diretamente a demanda das outras marcas de chá pronto para beber objetos do estudo.

Quando da aplicação do TMH, esbarramos na falta de informações sobre margens. Embora estas pudessem ser inferidas a partir das elasticidades e suposições sobre o padrão de competição (Huse e Salvo (2008), entre outros), não seguimos esta avenida por contradizer a propalada vantagem do conceito de perda crítica, que seria a não exigência de determinação desta forma de competição. Para margens preço custo $((p - c)/p)$, onde c seria o custo unitário) pequenas (menores que 50%), os resultados sugerem que Nestea e Matte Leão (ou qualquer par de produtos) já delimitariam um mercado relevante para defesa da concorrência. No caso dos três produtos, as restrições do modelo NIDS de elasticidade unitária para aumentos simétricos de preços de todos os produtos levam à delimitação do mercado relevante pelos produtos exceto em casos extremos de margens superiores a 100% .

Como sugestão de outros estudos, recomenda-se a avaliação do uso de outros

métodos de delimitação de mercado relevante, como em Fiuza (2008), fazendo a validação do método para o padrão de competição encontrado no mercado de chás prontos para beber.

Referências bibliográficas

- Alston, J., Foster, K., & Gree, R. (1994). Estimating elasticities with the linear approximate almost ideal demand system: Some Monte Carlo results. *The Review of Economics and Statistics*, 76:351–356.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiley, 3rd. edition.
- Baum, C., Schaffer, M., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *STATA Journal*, 3:1–31.
- Bound, J., Jaeger, D., & Baker, R. (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American Statistical Association*, 90:443–450.
- Coate, M. & Fischer, J. (2008). A practical guide to the hypothetical monopolist test for market delienation. *Journal of Competition Law and Economics*, 4:1031–1070.
- Cysne, R., Issler, J. V., Resende, M., & Wyllie, R. (2001). Demanda por cerveja no Brasil: Um estudo econométrico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31:249–268.
- Daljord, O. (2009). An exact arithmetic SSNIP test for asymmetric products. *Journal of Competition Law & Economics*, 5:563–569.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70:312–326.
- Fiuza, E. (2008). Relevant market delineation and horizontal merger simulation: A unified approach. In *LACEA/LAMES*, Rio de Janeiro.
- Harris, B. & Simon, J. (1991). Focusing market definition: How much substitution is necessary? *Research in Law and Economics*, 12:207–226.
- Hausman, J. A., Leonard, G. K., & Zona, J. D. (1994). Competitive analysis with differentiated products. *Annales d'Economie et de Statistique*, 34:159–180.
- Hosken, D., O'Brien, D., Scheffman, D., & Vita, M. (2002). Demand systems estimation and its application to horizontal merger analysis. Working Paper 246, FTC.
- Huse, C. & Salvo, A. (2008). Estimação e identificação de demanda e de oferta. In Fiuza, E. P. S. & Motta, R. S., editors, *Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e Regulação Econômica*. IPEA, Rio de Janeiro.
- Maddala, G. S. (2002). *Introduction to Econometrics*. Wiley, 3rd. edition.
- Mizon, G. E. (1995). A simple message for autocorrelation correctors: Don't. *Journal of Econometrics*, 69:267–288.
- Motta, M. (2004). *Competition Policy: Theory and Practice*. Cambridge University Press.
- O'Brien, D. & Wickelgren, A. (2003). A critical analysis of critical loss. *Antitrust Law Journal*, 71:161–170.
- Wooldridge, J. (2002). *The Econometrics of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.