

Estudo das Variações da Elasticidade-Preço Entre Grupos de Domicílios

Autoria: Delane Botelho

Resumo: Este artigo usa a abordagem da variável categórica para a comparação de regressões estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários na construção de equações de demanda para quatro marcas de bens de consumo. O objetivo é estimar as elasticidades-preço e elasticidades-preço cruzadas e verificar se seus valores são influenciados por características domiciliares, como lealdade à marca, nível de renda, frequência de compra e intensidade de compra na categoria. Foram usados dados escaneados de 323 domicílios, que totalizaram 4.095 ocasiões de compra na mesma categoria de produto. Cinco hipóteses foram testadas, sendo quatro relacionadas à variação da elasticidade-preço entre grupos de domicílios. Com exceção da renda, as demais variáveis mostraram-se significativas como influenciadoras da magnitude da elasticidade-preço para a maioria das marcas. Implicações gerenciais, limitações e sugestões de pesquisas futuras são discutidas à luz da teoria de modelos quantitativos aplicados ao marketing.

1. Introdução

A variação de preços é trivial numa economia de mercado e muito frequente no ambiente de varejo, principalmente no setor supermercadista. Quando a quantidade demandada por um produto é maior que a oferta disponível, os preços aumentam. Nestes casos, se os custos por unidade vendida permanecem constantes, o aumento de preços leva a um aumento de lucros e a um incentivo para investir na produção/venda de uma quantidade maior do produto. Preços maiores podem, também, estimular uma maior taxa de investimentos. Por outro lado, se a oferta for maior que a demanda, haverá pressões para reduzir os preços e, conseqüentemente, a produção/venda, levando os ofertantes a direcionar seus recursos para usos alternativos.

O nível de preços a ser estipulado para um produto depende de vários fatores, mas um fator especialmente importante refere-se ao que o mercado estaria disposto a pagar. Os consumidores são mais ou menos sensíveis à variação dos preços dos produtos dependendo de certas variáveis, parte delas analisadas neste artigo. Esta sensibilidade do consumidor aos preços é chamada de elasticidade-preço que, segundo Neslin (2002) é um dos tópicos mais estudados em marketing para o componente “preço” do composto mercadológico.

Entretanto, poucos estudos de elasticidade-preço sob a ótica mercadológica no varejo estão disponíveis na literatura brasileira recente, com exceção dos trabalhos de Hernandez (2003) e Botelho e Urdan (2003), entre outros. Talvez porque, segundo Rocha e Christensen (1999, p. 108), os altos índices de inflação das décadas de 1970 e 1980 tenham contribuído para desorganizar os preços relativos dos produtos, fazendo com que o preço perdesse importância como elemento de marketing no Brasil. Outra razão seria a baixa disponibilidade de dados escaneados até o final de década de 1990, dados estes que são muito úteis na estimação da elasticidade-preço para bens de consumo. Após revisão nos anais de 1996 a 2003 do Encontro da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração (Enanpad), nenhum artigo sobre variação da elasticidade-preço entre segmentos de clientes foi encontrado. Este artigo pretende, então, auxiliar a suprir esta lacuna na literatura brasileira de marketing.

O objetivo do artigo é estimar, através de uso de dados escaneados de supermercados, a elasticidade-preço para marcas de bens de consumo e verificar se sua magnitude é

influenciada por características domiciliares, como lealdade à marca, nível de renda, frequência e intensidade de compra na categoria.

As hipóteses testadas são as seguintes. A escolha de uma marca pode depender dos preços e atributos de outras marcas, mas a quantidade comprada relaciona-se à restrição orçamentária, dado o preço da marca escolhida, e ao consumo necessário ou desejado pelo domicílio (Krishnamurti e Raj, 1988). Pressupõe-se, portanto, que o preço de marcas concorrentes pode influenciar a escolha da marca (Botelho e Urdan, 2003), mas não a quantidade comprada. Tem-se então a hipótese H1:

H1. A variação dos preços das marcas não preferidas pelo domicílio não influencia a decisão da quantidade comprada da marca preferida, ou seja, as marcas apresentam baixa elasticidade-preço cruzada da demanda.

A segunda hipótese relaciona o preço à lealdade do domicílio. Botelho e Urdan (2003) testaram a hipótese de que compradores leais a uma marca tendem a ser insensíveis à variação de preço da referida marca na escolha da marca a comprar. Esta é, segundo Krishnamurti e Raj (1991), uma premissa simples e fácil de ser aceita, pois existe uma relação estreita entre a lealdade à marca e a sensibilidade ao preço. Diferentemente, no presente artigo é testada a relação entre elasticidade-preço e quantidade comprada:

H2. Domicílios leais a uma determinada marca são mais sensíveis do que os não leais à variação de preços na decisão da quantidade comprada.

A terceira hipótese relaciona indiretamente a elasticidade-preço ao preço de referência, definido como a expectativa genérica de preços razoáveis pelo comprador (Nagle e Holden, 1995, p. 79). Sendo este um construto não observável com dados escaneados, ele geralmente é obtido pelos preços pagos (ou observados) pelo consumidor em compras anteriores (Chiang, 1991). Ainslie e Rossi (1998) usaram uma variável substituta para o comportamento de pesquisa de preço do consumidor, que foi o número médio de visitas semanais ao ponto de venda. Para eles, os indivíduos que compram com frequência estão mais expostos aos esforços mercadológicos das empresas e, com isto, se tornam mais cientes e sensíveis às variáveis do composto de marketing. Kim et al. (1999) afirmam que pesquisas prévias, tanto no marketing quanto na economia, sugerem que os hábitos de compra do comprador, incluindo o comportamento de pesquisa de preço, influenciam a elasticidade-preço dos produtos. Daí surge H3:

H3. Domicílios que compram com mais frequência uma categoria têm maior facilidade de estabelecer seus preços de referência e, por isto, são mais sensíveis ao preço na mesma categoria.

Uma outra hipótese relacionada à anterior trata da intensidade de compra na categoria:

H4. Domicílios que apresentam intensidade de compra em uma determinada categoria, os chamados *heavy users*, também podem ter maior facilidade de estabelecer seus preços de referência e, por isto, podem ser mais sensíveis ao preço na mesma categoria.

A última hipótese relaciona a elasticidade-preço à renda do domicílio (Morris e Joyce, 1988):

H5. Domicílios com renda mais alta são menos sensíveis ao preço do que os demais compradores.

O artigo está assim estruturado. Esta introdução apresentou a justificativa da pesquisa, seus objetivos e hipóteses. A próxima seção trata da revisão teórica sobre elasticidade-preço e suas variações. A terceira seção apresenta o método e os procedimentos empíricos, onde são apresentadas as variáveis, coleta de dados e metodologia estatística. Na quarta seção são analisados os resultados encontrados. O artigo é finalizado com as considerações finais, onde são discutidas as principais conclusões, limitações da pesquisa e sugestões para futuros estudos.

2. Revisão Teórica

2.1. O Conceito da Elasticidade-Preço

A sensibilidade do consumidor aos preços é medida pela elasticidade-preço da demanda (η), que representa a variação percentual na quantidade vendida dada uma variação percentual no preço:

$$\eta = \frac{\Delta\%Q}{\Delta\%P} = \frac{\Delta Q/Q}{\Delta P/P} = \frac{\Delta Q}{\Delta P} \times \frac{P}{Q} \quad (1)$$

sendo Q a quantidade demandada, P o preço, $\Delta\%Q$ a variação percentual na quantidade demandada e $\Delta\%P$ a variação percentual no preço.

Dois modos distintos de cálculo são utilizados para a determinação do valor de η : a elasticidade no arco e a elasticidade no ponto (Lipsey et al., 1999, p. 332). A primeira é uma medida aproximada da segunda, pois mede, num dado intervalo da curva de demanda, a sensibilidade média da quantidade demandada em face da variação do preço. Deste modo, P e Q na equação 1 são representados por \bar{P} e \bar{Q} , respectivamente. A elasticidade no ponto mede, num ponto específico da curva de demanda, a sensibilidade da quantidade demandada em face da variação do preço. Esta é determinada pelo cálculo diferencial e a sua expressão algébrica é a seguinte:

$$\eta = \frac{\partial Q/Q}{\partial P/P} = \frac{\partial Q/\partial P}{Q/P} \quad (2)$$

em que P e Q constituem o preço e a quantidade no ponto de interesse na curva de demanda e $\partial Q/\partial P$ representa a derivada da quantidade em relação ao preço neste mesmo ponto. A derivada exprime a variação da quantidade resultante da variação unitária do preço. O valor da elasticidade no ponto é único, porque existe apenas uma única tangente à curva de demanda no ponto referenciado. Na teoria microeconômica, em geral, utiliza-se apenas a elasticidade no ponto, e todos os cálculos de elasticidade-preço realizados neste artigo referem-se à elasticidade no ponto. Para um intervalo pequeno da curva de demanda, a equação 1 pode ser usada como elasticidade no ponto sem grandes margens de erro.

Para Kim et al. (1999), a elasticidade-preço representa o conceito econômico mais importante em estudos de apreçamento. Morris e Joyce (1988) vão além da importância apenas

econômica da elasticidade-preço, vendo-a como o conceito econômico mais básico para entender o comportamento do consumidor com relação ao preço nos domínios do marketing.

Tellis (1988) revisou a literatura sobre estimativas de elasticidade-preço publicadas entre 1960 e 1985, incluindo trabalhos pioneiros publicados pelo *Journal of Marketing Research* naquela época. As conclusões indicam que tal estimativa é de interesse típico dos profissionais de marketing. Por exemplo, cerca de 90% dos autores eram da área de marketing e cerca de 80% dos artigos foram publicados em periódicos de marketing. Os trabalhos envolveram múltiplos modelos, diferenciados por categoria de produtos, marca, ciclo de vida, método de estimação, forma funcional, região e grupos demográficos. 367 modelos para 220 marcas ou mercados diferentes foram encontrados. Tal revisão demonstra a inserção do tema elasticidade-preço no domínio do marketing.

Mesmo sabendo desta inserção, faz-se necessário elaborar o conceito da elasticidade-preço com fundamentação econométrica e microeconômica. Na determinação do efeito do preço sobre as vendas, o modelo clássico de apreçamento assume que outras variáveis mercadológicas são mantidas constantes (condição *ceteris paribus*). Esta pressuposição é evidente na tradicional função de demanda como uma relação entre quantidade demandada (Q) e preço (P), desconsiderando-se, portanto, variáveis como propaganda e esforço de venda, que podem influenciar a elasticidade. Sabendo disto, o modelo de uma curva linear de demanda é (Lilien e Rangaswamy, 1998, p. 276):

$$Q = a - bP \quad (3)$$

em que a é o intercepto da curva (constante que denota a quantidade vendida quando o preço é zero) e $-b$ é a sua inclinação. Portanto, ao preço P , $(a - bP)$ unidades serão vendidas. Reescrevendo-se a equação 3 como $P = (a-Q)/b$, então $(a-Q)/b$ representa o preço máximo que os consumidores estão dispostos a pagar por Q unidades, que se refere ao “preço de reserva”, conhecido na literatura de marketing como o preço máximo que um cliente estaria disposto a pagar por uma quantidade desejada do produto.

A equação 3 enquadra-se num modelo de regressão linear, cujos valores de a e b são obtidos pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O valor do parâmetro b pode representar o próprio valor de η , desde que as variáveis P e Q sejam transformadas em logaritmo natural. Chiang (1984, p. 174) apresenta a teoria por trás desta prescrição. Considere a função $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, onde as variáveis exógenas x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) são independentes entre si, ou seja, cada uma pode variar sem influenciar as demais. Apenas para fins didáticos, suponha-se agora haver uma função de apenas uma variável exógena, $y = f(x)$. Em vez de se calcular dy/dx , suponha-se que se queira diferenciar $\ln y$ em relação a $\ln x$, ou seja, $d \ln y / d \ln x$. Definindo-se $v = \ln x$, tem-se $e^v = x = e^{\ln x}$. Definindo-se $u = \ln y$ e sabendo-se que, segundo as regras de derivação de funções logarítmicas, $\frac{d \ln x}{dx} = \frac{1}{x}$ e $\frac{de^x}{dx} = e^x$, tem-se:

$$\frac{d \ln y}{d \ln x} = \frac{du}{dv} = \frac{du}{dy} \frac{dy}{dx} \frac{dx}{dv} = \left(\frac{d \ln y}{dy} \right) \left(\frac{dy}{dx} \right) \left(\frac{de^v}{dv} \right) = \frac{1}{y} \frac{dy}{dx} e^v = \frac{1}{y} \frac{dy}{dx} x = \frac{dy}{dx} \frac{x}{y} \quad (4)$$

Esta expressão é precisamente a elasticidade-preço apresentada na equação 2, em que $y=Q$ e $x=P$. Portanto, retornando à análise de uma função de mais de uma variável,

$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, o princípio geral para obter-se a elasticidade no ponto desta função é dado por:

$$\eta = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_i} \quad (5)$$

Se y representar as vendas da marca p e x_i representar seu preço, η é a elasticidade-preço de p , e se y representar as vendas da marca p e x_j representar o preço da marca j , η é a elasticidade-preço cruzada da demanda para a marca p . Esta refere-se à relação entre o preço de um produto e a quantidade demandada de outro, tendo a seguinte fórmula:

$$\eta_c = \frac{\Delta\%Q}{\Delta\%P} = \frac{\text{variação percentual na quantidade demandada de } j}{\text{variação percentual no preço de } p} \quad (6)$$

Sendo a η_c positiva, os produtos ou marcas p e j são substitutos, como as marcas Coca-Cola e Pepsi. Se o preço da Coca-Cola aumenta, espera-se que as vendas da Pepsi também aumentem, já que os compradores substituem uma marca pela outra. Sendo a η_c negativa, os produtos ou marcas p e j são complementares, como o leite e o achocolatado. Se o preço do leite cai, espera-se que a demanda por achocolatado aumente.

As magnitudes das elasticidades vistas até aqui podem apresentar substanciais variações influenciadas por um grande número de variáveis. Tais variações devem ser levadas em conta em todo estudo de elasticidade (Morris e Joyce, 1988). Este é o tema elaborado na próxima seção para a elasticidade-preço.

2.2. Variações da Elasticidade-Preço

A elasticidade-preço tende a variar, segundo Morris e Joyce (1988), nos seguintes termos: a) dentro da amplitude de preço de um dado produto (por exemplo, a demanda pode ser mais inelástica a preços baixos e tornar-se mais elástica à medida que o preço sobe); b) entre diferentes segmentos de mercado (o mesmo produto pode apresentar maior elasticidade entre consumidores de renda inferior e menor elasticidade entre consumidores de maior renda); c) de marca para marca dentro de uma categoria específica (a categoria do produto pode ser elástica, mas uma marca específica pode ser inelástica); d) ao longo do tempo (geralmente a demanda torna-se mais elástica com o passar do tempo, porque o consumidor torna-se mais consciente das alternativas disponíveis). Portanto, a elasticidade pode variar numa mesma marca, mesmas situações de compra e para um mesmo cliente.

Nagle e Holden (1995, p. 80) apontam fatores que afetam a elasticidade-preço advindos das características dos compradores e não dos produtos ou marcas em si, como o efeito gastos totais, que indiretamente se relaciona com a renda. Neste caso os compradores são mais sensíveis ao preço de um produto quanto maiores forem os gastos com tal produto, tanto em termos absolutos quanto em porcentagem da renda total.

A propaganda, como parte da promoção, assim como os outros dois elementos do composto de marketing (produto e praça), também pode influenciar a elasticidade-preço. Estudos empíricos mostram um aumento da elasticidade-preço quando propagandas são feitas sobre a redução de preços (Inman et al., 1990). Examinando bens de conveniência, Bemmaor e

Mouchoux (1991) observaram um aumento da elasticidade-preço de 20% para 180% quando usadas propagandas para promover a redução de preços.

Além da propaganda, por vezes um produto pode apresentar um benefício ou atributo único valioso para o comprador, que pode reduzir o valor da elasticidade-preço. O uso do produto e o contexto em que ele é usado também podem influenciar este valor. Monroe et al. (1977) observaram que compradores estavam dispostos a pagar mais por uma calça a ser usada em uma festa sofisticada do que se o uso fosse em um evento informal.

A frequência das variações anteriores de preço também pode influenciar η . Se o preço de um produto varia com relativa frequência, os compradores podem ainda não ter se ajustado à última variação quando uma nova variação ocorre. Este fenômeno é mais provável de ocorrer quando pressões inflacionárias levam a aumentos frequentes de preço, algo muito comum no Brasil até o início do plano Real (meados de 1994). Se o comprador ainda não percebeu ou se adaptou ao último aumento de preço, então um novo aumento será percebido como um aumento maior do que o real, tornando o comprador mais sensível ao preço do produto (Monroe et al., 1977).

Revisões de pesquisas feitas por Nagle e Holden (1995, p. 101) revelaram que a elasticidade-preço pode também variar amplamente dentro da mesma categoria de produto e entre marcas diferentes. Tal variação pode fazer sentido considerando-se que diferentes marcas apresentam diferentes atributos, que resultam em diferenças de valor percebido. Pesquisas realizadas para algumas categorias de produtos concluíram haver correlação positiva ou negativa entre o nível de preços e a elasticidade-preço. Por exemplo, marcas de alto preço de suco de laranja apresentaram baixa elasticidade-preço, enquanto que marcas de alto preço de cereais apresentaram alta elasticidade-preço.

Estudos referidos por Lilien et al. (1992, p. 194) demonstram que a elasticidade-preço também pode variar de acordo com o sentido da variação do preço (se é um aumento ou uma redução), com a amplitude do preço em relação ao preço médio de mercado, ao longo do tempo e com o estágio do ciclo de vida do produto. Em produtos farmacêuticos, por exemplo, Nagle e Holden (1995, p. 102) mencionam estudos em que a elasticidade de marcas já estabelecidas era menor que naquelas recém introduzidas no mercado. Em cereais, entretanto, Simon (1979) observou que a elasticidade de marcas já estabelecidas foi maior que em marcas novas, sugerindo que, nesta classe de produto os compradores buscam variedade e novidade. Assim, os clientes para estes produtos estão abertos a experimentar uma marca nova apenas pelo fato de ser uma novidade, repetindo a compra de uma marca antiga somente quando ela se torna competitiva em preço.

A lealdade à marca também pode influenciar a elasticidade-preço. Krishnamurthi e Raj (1991) demonstraram que clientes leais a uma determinada marca são menos sensíveis ao preço do que clientes não leais na decisão de escolha da marca. Porém eles são mais sensíveis ao preço na decisão da quantidade a ser comprada.

Como visto, a elasticidade-preço apresenta alta variação. Tal variação requer estimações precisas e rápidas, o que somente é possível atualmente no varejo de bens de consumo através do uso de dados escaneados, como visto na próxima seção.

3. Método e Procedimentos Empíricos

3.1. Métodos para a Estimação da Elasticidade-Preço

Há vários métodos para a estimação da sensibilidade do comprador ao preço. Cada um pode oferecer algumas vantagens sobre o outro, logo tal escolha não é arbitrária (Nagle e Holden, 1995, p. 323). Basicamente, estes métodos distinguem-se em termos de duas dimensões: as condições de mensuração e as variáveis a serem medidas. O QUADRO 1 apresenta a classificação dos procedimentos de mensuração da elasticidade-preço de acordo com estas dimensões.

Neste artigo será usado uma mistura dos métodos de dados de auditoria de lojas e dados em painel de clientes, constantes do quadrante 1 do QUADRO 1. Isto porque os dados não são provenientes de um painel de clientes de uma empresa de pesquisa de mercado, mas de uma amostra obtida por auditoria de uma rede de supermercados. Tais dados foram obtidos por escaneamento, diferentemente do método de auditoria de lojas apresentado por Nagle e Holden (1995, p. 328), gerando melhor confiabilidade das informações.

QUADRO 1 - Técnicas Usadas para a Mensuração da Elasticidade-Preço

Variável Dependente Medida	Condições de Mensuração	
	Sem controle	Com controle
Compras reais	1 Dados agregados de venda	2 Experimento de compra em lojas Experimento de compra em laboratórios
	Dados de auditoria de lojas	
	Dados em painel de clientes	
Preferências e intenções de compra	3 Abordagem direta dos clientes	4 Levantamentos de compra simulada Análise conjunta
	Levantamentos de resposta dos compradores	

Fonte: adaptado de Nagle e Holden (1995, p. 324).

A análise de dados secundários de bancos de dados de lojas ou painéis de domicílios conduzidos por empresas de pesquisa de mercado permite uma estimação muito mais precisa da elasticidade-preço do que os métodos que utilizam entrevistas junto a compradores ou experimentos de laboratório (Nagle e Holden, 1995, p. 328). Tais dados podem ser escaneados e usados em qualquer um dos métodos do quadrante 1 do QUADRO 1.

O escaneamento de dados apresenta algumas vantagens para os compradores, varejistas, atacadistas e fabricantes (Leeflang, 2000, p. 311). Primeiro, há maior acuidade, no sentido que muito do erro humano na movimentação das mercadorias é eliminado. Segundo, o custo de coleta dos dados é relativamente baixo. Terceiro, o registro e a disponibilidade dos dados dá-se em intervalos mais curtos. Mesmo que no varejo sejam raras promoções de preços em períodos inferiores a uma semana, o intervalo de coleta de dados pode ser de um dia. Quanto

menor o intervalo de coleta, maior a variabilidade e melhor a análise das flutuações ocorridas numa variável mercadológica. Quarto, trabalha-se com intervalos homogêneos de coleta de dados, ao contrário de auditorias tradicionais. Quinto, a elaboração dos relatórios dá-se com maior rapidez, já que os dados ficam disponíveis logo após o período de escaneamento.

Nos Estados Unidos os dados escaneados fornecem várias informações, incluindo bases para otimização de preços em estudos de elasticidade-preço. Desde o início da década de 1980 há pesquisas com dados escaneados naquele país, mas já na década de 1960 surgiam os primeiros estudos econométricos utilizando dados escaneados relacionados à elasticidade-preço, como o trabalho de Telser (1962). Desde então têm sido publicados trabalhos empíricos em periódicos de marketing, como os de Simon (1979), Gupta (1988), Chiang (1991), Krishnamurthi e Raj (1991), Chintagunta (1993), Bell e Lattin (1998), Bucklin et al. (1998).

No caso específico de supermercados, o escaneamento de dados é fundamental pelo grande número de itens comercializados. Supermercados de tamanho médio têm cerca de 10 mil itens e grandes hipermercados podem ter mais de 100 mil. O escaneamento pode viabilizar uma medição precisa da resposta ao preço quando há tamanha variedade e quantidade de itens numa loja de varejo (Simon, 1989, p. 239).

3.2. Coleta de Dados

Os dados escaneados deste artigo foram coletados no período de fevereiro a junho de 2001 em uma rede de supermercados do estado do Rio de Janeiro, que possuía 69 lojas e uma participação de 3,6% no faturamento nacional do setor supermercadista naquele ano. Os dados referem-se a quatro marcas (A, B, C e D) de achocolatados em pó (82% de participação de mercado na rede estudada) coletados num período de 35 semanas, de 2 de julho de 2000 a 3 de março de 2001, sendo ele aqui chamado de “período de calibração do modelo”. Foi escolhido o tamanho mais usual na categoria, o equivalente à embalagem de 500g de achocolatado. Apenas a marca B apresenta embalagem de 400g.

A amostra final foi composta de 323 domicílios, após a eliminação de *missing values* das variáveis demográficas e eliminação dos domicílios com 10 ou menos ocasiões de compra na categoria do produto analisada. Deste modo trabalhou-se apenas com os compradores com compras intensivas na categoria no período. Nisto segue-se o método de Krishnamurthi e Raj (1991), que analisaram apenas compradores com mais de 15 compras no período de 52 semanas.

Os 323 domicílios totalizaram 4.095 ocasiões de compra na categoria, com uma média de 12,7 observações por domicílio. Já que o mesmo cartão de fidelidade pode ser usado por outras pessoas do mesmo domicílio, toda a análise aqui possibilitará inferir sobre o domicílio e não o consumidor. Um provável viés poderia advir da possível existência de mais de um cartão de fidelidade no mesmo domicílio, mas na análise preliminar dos dados com base no endereço do comprador não foi observado tal situação.

3.3. Variáveis Consideradas

As variáveis consideradas no estudo empírico foram:

Intensidade de Consumo (INTENS) - Esta variável foi operacionalizada como em Krishnamurthi e Raj (1991). Para cada domicílio e em cada ocasião de compra nas primeiras oito semanas do período de calibração, calculou-se a média (em gramas) de compras na categoria. Classificou-se, então, cada domicílio em um grupo de consumo intenso (INTENS = 1) ou pouco intenso (INTENS = 0), se a média de compra de cada domicílio no período fosse maior (ou igual) ou menor, respectivamente, que a média de todos os domicílios (que foi de 780 gramas por ocasião de compra no período de 35 semanas). Esta é, portanto, uma variável específica de cada domicílio e invariável com relação às marcas e ao tempo, captando a heterogeneidade na seção cruzada (Krishnamurthi e Raj, 1988).

Lealdade (LEAL_p) - Esta variável (na verdade um vetor de variáveis) foi operacionalizada como em Krishnamurthi e Raj (1991), que usa uma medida comportamental (e não atitudinal) da lealdade, baseada na proporção de compras do domicílio dedicada a cada marca. Primeiro foi operacionalizada a variável PROP_p (sendo *p* o subscrito para qualquer marca A, B, C ou D) como a proporção de vezes que cada marca foi comprada por cada domicílio, em relação às compras anteriores, nas oito primeiras semanas do período de 35 semanas (mesmo período usado para a variável INTENS). Por exemplo, se o valor de PROP_p é 0,8, então o domicílio é 80% leal à marca *p*, ou seja, de cada cinco compras na categoria, quatro foram da marca *p*. Então, a variável categórica LEAL_p foi criada da seguinte maneira: LEAL_p = 1, se PROP_p > 0,7; LEAL_p = 0, se PROP_p < 0,3. Os domicílios para os quais PROP_p apresentou valores entre 0,3 e 0,7 foram excluídos da amostra final. Incluindo-se na amostra apenas os domicílios claramente leais ou não leais procurou-se compensar a limitação da falta de um período longo e definido de estabilização deste vetor de variáveis.

Ocasões de compra (OCASIAO) – Esta também é uma variável categórica criada a partir da variável VISIT, que é o número de visitas que o domicílio fez às lojas da rede estudada, com compra na categoria achocolatados durante o período de 35 semanas. Se VISIT ≥ 16 para um determinado domicílio, então OCASIAO = 1, sendo 0 no caso contrário. O número 16 foi escolhido como corte, visto que 75% das observações (terceiro quartil dos dados) da variável VISIT encontram-se abaixo deste valor, como sugerem Ainslie e Rossi (1998). OCASIAO foi considerada porque consumidores que compram com maior frequência têm maior facilidade de estabelecer preços de referência e, por isto, podem ser mais sensíveis ao preço (Ainslie e Rossi, 1998).

Preço por 100 gramas (PREÇO_p) - Esta variável é usada no modelo de escolha e o seu logaritmo natural no modelo de quantidade comprada. Primeiro foi obtido o preço por embalagem da marca. Quando o domicílio comprava determinada marca, o preço da marca era o preço pago pelo domicílio. Os preços das demais três marcas entraram no banco de dados naquela ocasião de compra para que as elasticidades-preço cruzadas fossem calculadas. Estes preços eram os vigentes no dia em que o domicílio realizou a compra na loja específica. A variável PREÇO_p foi calculada dividindo-se o preço da embalagem da marca comprada pelo peso da embalagem em gramas e multiplicando-se o resultado por 100. Desta maneira trabalhou-se com uma variável contínua (preço por 100g).

Quantidade em 100 gramas (QUANT_p) - O logaritmo desta variável é a variável dependente nas regressões pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. QUANT_p foi calculada multiplicando-se o número de embalagens compradas pelo peso da embalagem em gramas, dividindo-se o resultado por 100. Desta maneira tem-se uma variável contínua, expressa por quantidade em 100g. Caso fosse usado o número de embalagens compradas, a regressão de *Poisson* seria a mais adequada, por tratar-se de dados de contagem (uma embalagem, duas

embalagens, etc.) (Wooldridge, 2002, p. 388). O tamanho da embalagem e o número de unidades compradas são os dois elementos mais estudados no que tange à quantidade comprada. Os pesquisadores tradicionalmente têm tratado a quantidade como uma variável contínua, como se qualquer quantidade pudesse ser comprada pelo consumidor (Kim, 1996). No mercado, entretanto, as quantidades compradas não são contínuas, apresentando valores discretos devido aos tamanhos discretos das embalagens. Também para a maioria dos produtos de conveniência, os tamanhos das embalagens são fixos e geralmente em número reduzido. Nesta linha, as embalagens de achocolatados no Brasil contêm apenas 200, 400 ou 500g do produto.

Renda (REND) - Refere-se à renda *per capita* mensal do domicílio em Reais. Procedeu-se a categorização da variável do seguinte modo: REND = 1, se Renda > R\$1.200,00; 0 caso contrário. O número 1.200 foi escolhido como corte, visto que 75% das observações (terceiro quartil dos dados) da variável RENDA encontram-se abaixo deste valor, como feito com a variável OCASIAO.

3.4. Análise Estatística

Vários modelos de quantidade comprada, ou equações de demanda, foram propostos no marketing (Chintagunta, 1993). Desde modelos de regressão simples até modelos mais complexos, como o modelo *logit* ordinal (Gupta, 1988), o modelo de regressão de *Poisson* (Bucklin et al., 1998) e o modelo *tobit*.

Chintagunta (1993) usou dois modelos de regressão para a quantidade comprada. O primeiro é o de regressão linear tendo-se a quantidade como a variável endógena (dependente) e as variáveis do composto de marketing como exógenas. O segundo modelo refere-se a um modelo truncado de regressão de *Poisson* para a quantidade comprada, em que os valores da variável independente são discretos (por exemplo, 1, 2, 3, etc. embalagens de achocolatado). A validação dos dois modelos demonstrou que eles não apresentam diferenças significativas.

Neste artigo, optou-se por usar o modelo clássico de regressão linear, baseado no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) recomendado por Lee (1983) e Krishnamurthi e Raj (1988). São quatro regressões, uma para cada equação de demanda das marcas consideradas. A desvantagem do MQO para a equação de demanda é que ele permite quantidades negativas e não leva em consideração a natureza discreta dos dados (Chintagunta, 1993). Entretanto, esta desvantagem é minimizada quando se transforma a variável dependente em uma variável contínua, como é o caso deste artigo. Seguindo o método de Tellis (1988), foram aqui usados somente os valores diferentes de zero para a variável dependente ($QUANT_p$) nas quatro equações de demanda. Caso fossem usados os valores zero, outro método seria mais adequado: o modelo *Poisson* inflado com zeros (Greene, 2000, p. 924), já que a maior parte das observações é composta por zeros.

Para a comparação de duas regressões usou-se a abordagem da variável categórica, descrita por Gujarati (2000, p. 516). As hipóteses H2 a H5 referem-se às diferenças de sensibilidade ao preço para cada dois grupos de domicílios, logo é necessário estimar duas regressões. Suponha-se que se deseje estimar uma regressão para o grupo n_1 de domicílios não leais a uma marca ($LEAL_p = 0$) e outra para o grupo n_2 dos leais ($LEAL_p = 1$). Então, tem-se:

$$\text{Domicílios não leais: } y_i = \gamma_1 + \gamma_2 x_i + u_{1i} \quad i = 1, 2, \dots, n_1 \quad (7a)$$

$$\text{Domic\u00edlios leais: } y_i = \lambda_1 + \lambda_2 x_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, n_2 \quad (7b)$$

sendo y as vendas e x o pre\u00e7o. Unindo-se todas as n_1 e n_2 observa\u00e7\u00f5es, pode-se estimar a seguinte regress\u00e3o:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 \text{LEAL}_p + \beta_1 x_i + \beta_2 (\text{LEAL}_p x_i) + u_i \quad (8)$$

Admitindo-se que $E(u_i)=0$, a equa\u00e7\u00e3o 8 pode ser desdobrada em:

$$\text{Clientes n\u00e3o leais: } E\langle y_i | \text{LEAL}_p = 0, x_i \rangle = \alpha_1 + \beta_1 x_i \quad (9a)$$

$$\text{Clientes leais: } E\langle y_i | \text{LEAL}_p = 1, x_i \rangle = (\alpha_1 + \alpha_2) + (\beta_1 + \beta_2) x_i \quad (9b)$$

As equa\u00e7\u00f5es 9a e 9b s\u00e3o absolutamente iguais \u00e0s equa\u00e7\u00f5es 7a e 7b, com $\gamma_1 = \alpha_1$, $\gamma_2 = \beta_1$, $\lambda_1 = (\alpha_1 + \alpha_2)$ e $\lambda_2 = (\beta_1 + \beta_2)$. Logo, estimar a equa\u00e7\u00e3o 8 equivale a estimar as fun\u00e7\u00f5es demandas individuais (equa\u00e7\u00f5es 9a e 9b). Na equa\u00e7\u00e3o 8, α_2 \u00e9 o coeficiente do intercepto diferencial e β_2 \u00e9 o coeficiente da inclina\u00e7\u00e3o diferencial, indicando em quanto o coeficiente de inclina\u00e7\u00e3o da fun\u00e7\u00e3o demanda para os domic\u00edlios leais difere do coeficiente da fun\u00e7\u00e3o demanda para os domic\u00edlios n\u00e3o leais (Gujarati, 2000, p. 516). Assim, a introdu\u00e7\u00e3o da vari\u00e1vel categ\u00f3rica LEAL_p na forma multiplicativa ($\text{LEAL}_p \times x_i$) permite diferenciar os coeficientes de inclina\u00e7\u00e3o dos dois grupos de domic\u00edlios.

Se α_2 for estatisticamente significativo, o valor do intercepto para o grupo de domic\u00edlios leais \u00e9 obtido pela soma $\alpha_1 + \alpha_2$, sendo que α_1 se refere ao intercepto do grupo de domic\u00edlios n\u00e3o leais. Se α_2 for estatisticamente n\u00e3o significativo, ent\u00e3o α_1 representa o intercepto para os dois grupos de domic\u00edlios. Se β_2 for estatisticamente significativo, o coeficiente de inclina\u00e7\u00e3o do grupo de domic\u00edlios leais ser\u00e1 $\beta_1 + \beta_2$, sendo β_1 o coeficiente de inclina\u00e7\u00e3o do grupo dos n\u00e3o leais. Se β_2 for estatisticamente n\u00e3o significativo, ent\u00e3o β_1 representa o intercepto para os dois grupos de domic\u00edlios.

4. An\u00e1lise dos Resultados

As quatro regress\u00f5es foram baseadas em amostras de 3.330, 355, 338 e 72 observa\u00e7\u00f5es, respectivamente para as marcas A, B, C e D. A multicolinearidade e a heteroscedasticidade foram examinadas antes da especifica\u00e7\u00e3o do modelo final de an\u00e1lise. A primeira n\u00e3o pareceu ser um problema para a especifica\u00e7\u00e3o das equa\u00e7\u00f5es de demanda, de acordo com Hair et al. (1998), pois a m\u00e9dia de todos os FIV's (Fatores de Infla\u00e7\u00e3o de Vari\u00e2ncia) em cada equa\u00e7\u00e3o foi bem pr\u00f3xima de 1 e em nenhuma equa\u00e7\u00e3o o valor de FIV excedeu a 10 (o valor mais alto \u00e9 de apenas 1,83).

J\u00e1 o problema de heteroscedasticidade foi detectado no modelo pela an\u00e1lise gr\u00e1fica dos r\u00e9sduos e pela estat\u00edstica do teste de *Breusch-Pagan*. Assim, os desvios padr\u00e3o dos coeficientes destas regress\u00f5es foram corrigidos pelo m\u00e9todo de White (1980), estando os valores da estat\u00edstica t corretos na TABELA 1. Esta tabela mostra os par\u00e2metros e os valores de t para as vari\u00e1veis analisadas:

TABELA 1 – Parâmetros Estimados e Estatísticas *t* das Equações de Demanda

Variável	Coef.	Marcas			
		A	B	C	D
Intercepto	α_{p0}	1,77* (36,61)	2,54* (8,98)	1,63* (4,39)	1,40* (2,81)
$\ln\text{PREÇO}_A$	α_{Ap}	-0,38* (-4,03)	0,14 (0,71)	0,04 (0,45)	-0,08 (-0,83)
$\ln\text{PREÇO}_B$	α_{Bp}	0,41 (1,52)	-2,39* (-4,92)	-0,02 (-0,05)	0,04 (0,02)
$\ln\text{PREÇO}_C$	α_{Cp}	0,06 (0,26)	0,17 (0,89)	-0,03 (-0,12)	0,33 (0,47)
$\ln\text{PREÇO}_D$	α_{Dp}	-0,19 (-0,79)	0,20 (0,63)	0,15 (0,32)	-0,24 (-0,55)
LEAL_p	α_{p1}	0,74 (1,45)	-0,15 (-0,29)	-1,63 (-1,25)	-1,22 (-0,73)
$\text{LEAL}*\ln\text{PREÇO}_p$	α_{p2}	-0,33* (-4,21)	-0,53* (-5,88)	-0,06 (-1,32)	-0,79* (-7,24)
REND	α_{p3}	0,21 (0,01)	0,63 (0,00)	0,47 (0,98)	-0,25 (-1,23)
$\text{REND}*\ln\text{PREÇO}_p$	α_{p4}	-0,02 (-1,09)	-0,05 (-0,49)	-0,03 (-0,35)	-0,11 (-0,97)
OCASIAO	α_{p5}	0,66 (1,99)	0,55 (0,05)	0,85 (0,42)	0,99 (0,01)
$\text{OCASIAO}*\ln\text{PREÇO}_p$	α_{p6}	-0,06* (-3,14)	-0,30* (-3,95)	-0,19* (-4,48)	-0,09 (-1,00)
INTENS	α_{p7}	1,42* (2,45)	0,25 (0,21)	0,02 (0,87)	0,44 (0,05)
$\text{INTENS}*\ln\text{PREÇO}_p$	α_{p8}	-0,64* (-37,42)	-1,01* (-13,28)	-0,30* (-7,95)	-0,10 (-1,43)
R^2 ajustado		0,30	0,37	0,27	0,50
N		3.330	355	338	72

*Estatística t entre parênteses. * significativo a pelo menos 95% de probabilidade.*

Fonte: autor do artigo.

$\ln\text{PREÇO}_p$ - Na TABELA 1 os coeficientes α_{jp} representam as elasticidades-preço nas equações de demanda. Quando $j = p$, tais coeficientes exprimem as elasticidades-preço da quantidade comprada, cujos valores e respectivas estatísticas de *t* estão sombreadas na TABELA 1. Quando $j \neq p$, estes coeficientes correspondem às elasticidades-preço cruzadas da quantidade comprada (Eq_{pj}). Os coeficientes devem ser lidos na tabela de acordo com a ordem de seus subscritos. Por exemplo, sendo $\alpha_{BA} = 0,41$, caso o coeficiente fosse

significativo, um aumento do preço da marca B em 1% provocaria um aumento da quantidade demandada da marca A em 0,41%.

Nem todos os sinais de α_{jp} ($j \neq p$) são positivos, como esperado. Mas a nenhuma conclusão se pode chegar sobre os sinais dos coeficientes, visto que eles não são significativamente diferentes de zero. Isto leva à não rejeição da hipótese H1. Logo, a variação dos preços das marcas não preferidas pelo domicílio não influencia a decisão da quantidade comprada da marca preferida, ou seja, as marcas apresentam baixa elasticidade-cruzada da demanda.

Já todos os coeficientes α_{jp} ($j = p$) tiveram sinais negativos, como esperado, indicando que um aumento de preço na marca causa uma redução de sua quantidade vendida. As elasticidades-preço para as marcas A, B, C e D são, portanto, -0,38, -2,39, -0,03, -0,24, respectivamente. Entretanto, somente os coeficientes das marcas A e B foram significativos.

Os coeficientes de todos os interceptos diferenciais (LEAL_p, REND, OCASIAO e INTENS), não foram significativos, com exceção de INTENS_A. Os coeficientes de inclinação diferencial são discutidos a seguir:

LEAL_p*lnPREÇO_p - O coeficientes α_{p2} foram significativos para as marcas A, B e D, indicando que há evidências de que compradores leais a uma determinada marca sejam mais sensíveis do que os não leais à variação de preços na decisão da quantidade comprada. Portanto não se rejeita a hipótese H2 para estas marcas. Então as elasticidades-preços para as marcas A, B e D para os clientes leais a elas são, -0,71, -2,92, -1,06, respectivamente.

OCASIAO*lnPREÇO_p - O coeficientes α_{p6} foram significativos para as marcas A, B e C, indicando que há evidências de que domicílios que comprem com mais frequência uma categoria têm maior facilidade de estabelecer seus preços de referência e, por isto, são mais sensíveis ao preço na mesma categoria. Não se rejeita, portanto, H3, e as elasticidades para estes grupos de clientes passam a ser -0,44, -2,69 e -0,22, respectivamente para as marcas A, B e C.

INTENS*lnPREÇO_p - O coeficientes α_{p8} também foram significativos para as marcas A, B e C, indicando que há evidências de que domicílios que apresentam intensidade de compra em uma determinada categoria, os chamados *heavy users*, também podem ter maior facilidade de estabelecer seus preços de referência e, por isto, podem ser mais sensíveis ao preço na mesma categoria. Não se rejeita, portanto, H4, e as elasticidades para estes grupos de clientes passam a ser -1,02, -3,40, -0,33, respectivamente para as marcas A, B e C.

REND*lnPREÇO_p - O coeficientes α_{p4} não foram significativos para todas as marcas, indicando que não há evidências de que domicílios com renda mais alta sejam menos sensíveis ao preço do que os demais compradores.

A validação das equações de demanda em uma segunda amostra foi prejudicada pelos baixos valores do coeficiente múltiplo de determinação (R^2 ajustado) para todas as quatro regressões. Isto indica que, como mostra a TABELA 1, por volta de apenas 27 a 50% da variação na variável dependente é explicada pela variação nas variáveis independentes. Assim, optou-se por não validar o modelo numa segunda amostra, já que quanto menor o valor de R^2 , menor a confiança na capacidade de previsão da reta de regressão. Assim, mesmo que o modelo final apresentasse razoável validade numa segunda amostra, tal validade seria pouco confiável (Gujarati, 2000, p. 198).

5. Considerações Finais

Este artigo usa um método relativamente simples para avaliar a variação da elasticidade-preço entre grupos de domicílios, em comparação com outros métodos, como o modelo de classe latente proposto por (Kamakura e Russel, 1989). Os valores das elasticidades-preços foram negativos como esperado, indicando que a quantidade comprada relaciona-se negativamente com o nível de preços. As elasticidades cruzadas não foram significativas, indicando que a variação dos preços das marcas não preferidas pelo domicílio não influencia a decisão da quantidade comprada da marca preferida, de acordo com os resultados obtidos por Krishnamurti e Raj (1991).

Quatro hipóteses foram testadas com relação à variação da elasticidade-preço entre grupos de clientes. Lealdade à marca, frequência de compra e intensidade de compra mostraram ser variáveis que influenciam a magnitude da elasticidade-preço para a maioria das marcas, aquelas com a maior participação de mercado dentro da rede de supermercados analisada. A variável renda, do modo em que foi operacionalizada, não se mostrou significativa na explicação da variação da elasticidade entre grupos de domicílios.

Estas indicações podem ser úteis aos gerentes de categorias de supermercados, quando desejam estimar a elasticidade-preço para os diversos segmentos de clientes, desde que estejam trabalhando com dois segmentos para cada variável. Para números maiores de segmentos, outras metodologias deveriam ser empregadas, como o próprio modelo de classe latente citado anteriormente.

Uma característica das equações de demanda especificadas neste artigo é a sua parcimônia. Segundo Shugan (2002), modelos empíricos devem buscar a descrição da realidade de maneira parcimoniosa na busca da compreensão das possíveis relações entre variáveis. A realidade já existe em riqueza de detalhes e talvez a única vantagem de um modelo sobre a realidade seja a sua simplicidade.

Algumas limitações, metodológicas ou não, permearam o estudo empírico. Primeiro, usou-se dados escaneados que, apesar de suas vantagens, não fornecem informações psicográficas e atitudinais. Estas só poderiam ser obtidas com um levantamento, que poderia auxiliar também na caracterização das preferências dos domicílios por determinadas marcas. Afinal, as variáveis demográficas utilizadas no modelo (como renda *per capita*) são insuficientes para captar a heterogeneidade dos domicílios.

Outra limitação diz respeito ao não controle das compras feitas pelos domicílios em locais fora da rede analisada. Tal limitação, contudo, foi minimizada pelo fato de o banco de dados conter apenas clientes com alta intensidade de compra nesta rede. Limitações também houve na operacionalização da variável OCASIAO, pois esta variável classifica a frequência de compra dos domicílios apenas na categoria achocolatados e na rede analisada. Todavia, compradores podem melhor estabelecer seus preços de referência por vários outros motivos que não foram capturadas pelo banco de dados, como exposição à propaganda.

Estas limitações apontadas reclamam correções em pesquisas futuras. Estudos que tratem da relação entre características domiciliares (como frequência de compra) e elasticidades das variáveis mercadológicas são controversos no marketing (Bell e Lattin, 1998) e demandam

novos métodos quando dados escaneados são usados. Estes estudos estão apenas se iniciando no Brasil, o que significa uma ampla oportunidade para novos pesquisadores na área.

Referências

- AINSLIE, A.; ROSSI, P. E. Similarities in choice behavior across product categories. **Marketing Science**, Linthicum, v. 17, no. 2, p. 91-106, 1998.
- BELL, D.; LATTIN, J. M. Shopping behavior and consumer preference for store price format: why large basket shoppers prefer EDLP. **Marketing Science**, Linthicum, v. 17, no. 1, p. 66-88, 1998.
- BEMMAOR, A. C.; MOUCHOUX, D. Measuring the short term effect of in-store promotion and retail advertising on brand sales: a factorial experiment. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 28, no. 2, p. 202-214, May 1991.
- BOTELHO, D.; URDAN, A. T. Lealdade à marca e sensibilidade ao preço: um estudo da escolha da marca pelo consumidor. In: Encontro da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração, 26º, 2003. Atibaia. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD. Marketing.
- BUCKLIN, R. E.; GUPTA, S.; SIDDARTH, S. Determining segmentation in sales response across consumer purchase behaviors. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 35, no. 2, p. 189-197, May 1998.
- CHIANG, J. A simultaneous approach to the whether, what and how much to buy questions. **Marketing Science**, Linthicum, v. 10, no. 4, p. 297-315, Fall 1991.
- CHIANG, A. C. **Fundamental methods of mathematical economics**. 3rd ed. Singapore: McGraw-Hill, 1984. 788 p.
- CHINTAGUNTA, P. K. Investigating purchase incidence brand choice and purchase quantity decisions of households. **Marketing Science**, Linthicum, v. 12, no. 2, p. 184-208, Spring 1993.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- GUPTA, S. Impact of sales promotion on when, what, and how much to buy. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 25, no. 4, p. 342-355, Nov. 1988.
- HAIR, J. F. Jr. et al. **Multivariate data analysis**. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1998. 730 p.
- HERNANDEZ, J. M. C. Price sensitivity on the Internet: the role of trust in the retailer. In: Encontro da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração, 26º, 2003. Atibaia. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD. Marketing.
- INMAN, J. J.; McALISTER, L.; HOYER, W. D. Promotion signal: proxy for a price cut? **Journal of Consumer Research**, Gainesville, v. 17, no. 2, p. 74-81, June 1990.
- KAMAKURA, W. A.; RUSSEL, G. J. A probabilistic choice model for market segmentation and elasticity structure. **Journal of Marketing Research**, v. 26, p. 379-390, Nov. 1989.
- KAUL, A.; WITTINK, D. R. Empirical generalizations about the impact of advertising on price sensitivity and price. **Marketing Science**, Linthicum, v. 14, no. 3, p. 151-160, Summer 1995.
- KIM, B.; SRINIVASAN, K.; WILCOX, R. T. Identifying price sensitive consumers: the relative merits of demographic vs. purchase pattern information. **Journal of Retailing**, Greenwich, v. 75, no. 2, p. 173-193, Summer 1999.
- KIM, D. **Interaction of advertising exposures, lagged choice, and price sensitivity in the multidimensional discrete choices**. 1996. 116 f. Tese (Ph.D.)-University of Iowa, Iowa City, 1996.

KRISHNAMURTHI, L.; RAJ, S. P. A model of brand choice and purchase quantity price sensitivities. **Marketing Science**, Linthicum, v. 7, no. 1, p. 1-20, Winter 1988.

_____; _____. An empirical analysis on the relationship between brand loyalty and consumer price elasticity. **Marketing Science**, Linthicum, v. 10, no. 2, p.172-183, Spring 1991.

LEE, L. F. Generalized econometric models with selectivity. **Econometrica**, Evanston, v. 51, no. 2, p. 507-512, Mar. 1983.

LEEFLANG, P. S. H. et al. **Building models for marketing decisions**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2000. 645 p.

LILIEN, G. L.; KOTLER, P.; MOORTHY, K. S. **Marketing models**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1992. 803 p.

LILIEN, G. L.; RANGASWAMY, A. **Marketing engineering: computer-assisted marketing analysis and planning**. Reading: Addison-Wesley, 1998. 350 p.

LIPSEY, R. G.; COURANT, P. N.; RAGAN, C. T. S. **Economics**. 12th ed. London: Addison-Wesley, 1999. 840 p.

MONROE, K. B.; DELLA BITTA, A. J.; DOWNEY, S. L. Contextual influences on subjective price perceptions. **Journal of Business Research**, New York, v. 5, no. 4, p. 277-291, Dec. 1977.

MORRIS, M. H.; JOYCE, M. L. How marketers evaluate price sensitivity. **Industrial Marketing Management**, New York, v. 17, no. 2, p. 189-176, May 1988.

NAGLE, T. T.; HOLDEN, R. K. **The strategy and tactics of pricing: a guide to profitable decision making**. 2nd ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1995. 409 p.

NESLIN, S. A. **Sales promotion**. Cambridge: Marketing Science Institute, 2002. 98 p. (Relevant Knowledge Series).

ROCHA, A.; CHRISTENSEN, C. **Marketing: teoria e prática no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1999. 284 p.

SHUGAN, S. M. Editorial – marketing science, models, monopoly models, and why we need them. **Marketing Science**, Linthicum v. 21, no. 3, p. 223-228, Summer 2002.

SIMON, H. Dynamics of price elasticity and brand life cycles: an empirical study. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 16, no. 4, p. 439-452, Nov. 1979.

SIMON, H. **Price management**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1989. 319 p.

TELLIS, G. The price elasticity of selective demand: a meta-analysis of econometric models of sales. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 25, no. 4, p. 331-341, Nov. 1988.

TELSER, L. G. The demand for branded goods as estimated from consumer panel data. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 44, no. 3, p. 300-324, Aug. 1962.

WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, Evanston, v. 44, no. 3, p. 817-838, Apr. 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.