

# Lealdade à Marca e Sensibilidade ao Preço: Um Estudo da Escolha da Marca pelo Consumidor

Autoria: Delane Botelho, André Torres Urdan

## Resumo

Este artigo usa dados em painel do tipo escaneados, desagregados ao nível de domicílio, para estimar e analisar a elasticidade-preço da escolha da marca em dois grupos de clientes: os leais e os não leais a uma marca específica de uma categoria de bem de consumo. O construto lealdade foi definido como a proporção de vezes que o cliente opta pela marca ao longo do período de análise. A abordagem de maximização de utilidade é empregada no modelo *logit* misto, com dois tipos de vetores de parâmetros: o de características individuais dos domicílios e o de atributos das alternativas. O objetivo principal do artigo é verificar se há diferença de sensibilidade ao preço entre os grupos de consumidores leais e não leais a uma marca específica na escolha da marca. A conclusão é que tal diferença de sensibilidades varia de acordo com as marcas. Uma das aplicações é que profissionais de marketing podem tomar decisões mais efetivas de apreçamento levando em conta as características individuais dos domicílios e os atributos das marcas. Dado que a disponibilidade de dados escaneados no Brasil tem aumentado consideravelmente desde o início da década de 1990, esta ferramenta de análise pode ser útil ao setor varejista brasileiro.

## 1. Introdução

As relações entre as variáveis mercadológicas e o desempenho de marketing são de considerável interesse pelos profissionais dessa disciplina e dos pesquisadores dessa ciência. Ambos estão interessados na resposta do mercado às variáveis do composto de marketing (preço, produto, praça e promoção). Querem saber como seus esforços influenciam a escolha do consumidor pelos seus produtos e, conseqüentemente, as medidas de desempenho da empresa (como as vendas, o lucro e a participação de mercado), já que estas têm impacto direto na sobrevivência das empresas. A escolha do consumidor é uma área predominante de pesquisa em marketing (CHINTAGUNTA *et al.*, 2001). Este artigo trata da escolha do consumidor influenciada por umas das variáveis do composto de marketing: o preço. O principal objetivo do artigo é verificar se compradores leais e não leais a uma marca de um bem de consumo geral, ao nível de domicílio, são diferentemente sensíveis às promoções de preços de suas marcas preferidas e das demais para a escolha da marca. Outros objetivos secundários são: 1) verificar se a elasticidade-preço da escolha da marca varia entre as marcas analisadas; 2) inferir sobre a relação entre renda domiciliar e preços das marcas escolhidas pelos domicílios; 3) oferecer base metodológica sobre a estimativa da elasticidade-preço da escolha da marca usando dados escaneados, sob uma perspectiva econométrica aplicada ao marketing.

A hipótese principal a ser testada é a 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 & 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. Esta relação é válida apenas para um componente do processo de decisão: a escolha da marca (e não a quantidade a comprar). Portanto a hipótese H1 é:

### **H1. Domicílios leais a uma marca são menos sensíveis à variação de preços na escolha da marca do que os domicílios não leais.**

A segunda hipótese a ser testada envolve a relação entre renda do domicílio e escolha da marca influenciada pelo preço. Renda é uma variável demográfica que capta parte da heterogeneidade da amostra e tende a ser negativamente relacionada à intensidade de pesquisa de preços, pois compradores com alta renda geralmente apresentam alto custo de oportunidade do tempo (BLATTBERG et al., 1978). Supondo um mercado competitivo em que os produtores tenham acesso às mesmas tecnologias de produção, ALLEMBY & ROSSI (1991) afirmam que há alta correlação entre preço e qualidade e que os consumidores maximizam a utilidade também buscando qualidade, conforme a restrição orçamentária. Daí surge a hipótese H2:

### **H2. Domicílios com rendas mais altas apresentam maior probabilidade de escolha de marcas de preço mais alto.**

Este artigo pretende ser original no Brasil na utilização de dados escaneados em modelos de estimação da elasticidade-preço da escolha da marca que incluem o construto lealdade à marca e variáveis demográficas (como a renda). Insere-se no domínio da Administração de Marketing e seu tema central envolve a escolha do consumidor pela marca, tendo o preço como principal variável mercadológica influenciadora desta resposta.

A próxima seção trata da revisão de literatura sobre apuração, com foco na elasticidade-preço e no modelo *logit* para seu cálculo. A seção que se segue aborda a coleta de dados, as variáveis utilizadas e a especificação do modelo proposto. Os resultados são discutidos na seção 4 e o artigo é finalizado com as conclusões e sugestões para pesquisas futuras.

## **2. Revisão de Literatura**

O preço tem sido estudado sob várias perspectivas e níveis de intensidade, principalmente pela economia, finanças, marketing e mesmo psicologia. Parece, entretanto, que, apesar de o marketing satisfazer melhor o critério pragmatismo em relação à economia no estudo do preço, a ciência do marketing tem contribuído muito pouco para a eficácia de apuração das empresas. SIMON (1989: 40) relata grande discrepância entre a teoria e a prática no estudo do preço, devido principalmente à negligência aos problemas de informação, quantificação e implementação de modelos teóricos de precificação. No Brasil, ROCHA & CHRISTENSEN (1999: 111) mencionam que a determinação de preços pelo custo total é provavelmente o método mais utilizado pelas empresas na fixação do preço básico de seu produto, em detrimento de uma abordagem mais abrangente, incluindo o papel do consumidor e suas percepções.

As decisões de preços nas últimas décadas no Brasil sofreram o impacto de fatores ambientais, que moldaram a forma pela qual elas foram tomadas. ROCHA & CHRISTENSEN (1999: 107) destacam a inflação acelerada das décadas de 1970, 1980 e início de 1990 e, mais recentemente, o processo de desregulamentação da economia. A TABELA 1 apresenta uma série histórica do Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, conveniada com a Universidade de São Paulo. Somente a

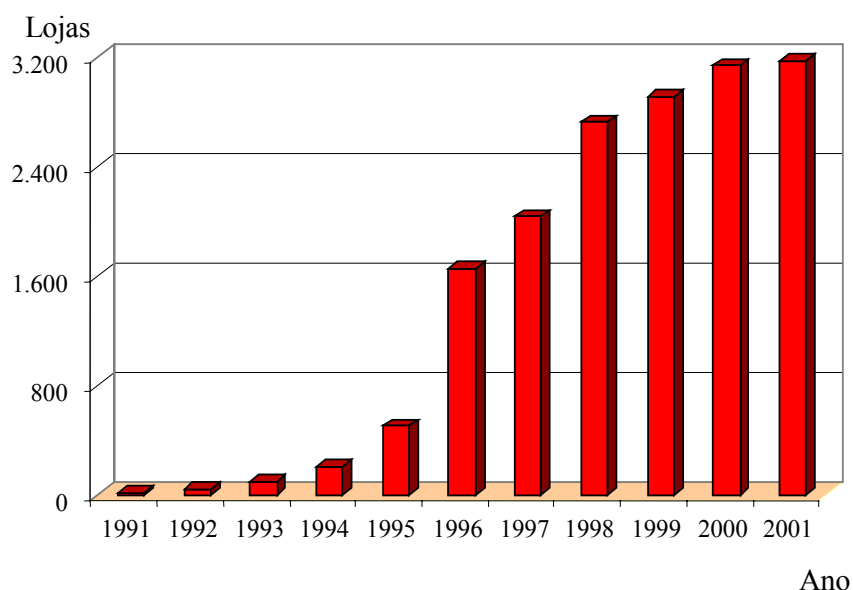
partir de 1997 este índice de inflação ficou abaixo dos 10% ao ano. Até o início da década de 1990, além das elevadas taxas de inflação, empresas e compradores conviviam com mudanças abruptas nestas taxas, devido aos planos governamentais para controle da inflação, o que contribuiu para desorganizar ainda mais os preços relativos de bens e serviços. Em decorrência, o preço perdeu importância como elemento de marketing no Brasil. Já na década de 1990, a queda da inflação veio revitalizar o preço e desafiar as empresas brasileiras a melhorarem suas práticas de apuração (ROCHA & CHRISTENSEN, 1999: 108).

**TABELA 1** – Evolução do Índice de Preços ao Consumidor (1990-2002)

| Ano  | Inflação |
|------|----------|
| 1990 | 1,639.3  |
| 1991 | 458.1    |
| 1992 | 1,129.0  |
| 1993 | 2,490.5  |
| 1994 | 941.0    |
| 1995 | 23.0     |
| 1996 | 10.6     |
| 1997 | 4.8      |
| 1998 | -1.8     |
| 1999 | 8.6      |
| 2000 | 4.4      |
| 2001 | 7.1      |
| 2002 | 9.9      |

**Fonte:** FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS (2002).

O uso de dados escaneados, obtidos por meio de leitura ótica dos códigos de barras dos produtos e cartões de fidelidade dos clientes, também ganhou espaço no varejo brasileiro na década de 1990, facilitando o estudo acadêmico de preço. O número de lojas de supermercados com caixas dotados de leitura ótica atingiu 17,6 mil em 1999 (de um total de 24 mil lojas em todo o Brasil), um aumento de 26% em relação ao ano anterior. O número de produtos identificados com código de barras também cresceu, saltando de 410 mil para 500 mil, uma expansão de 22% de 1998 para 1999 (ARBEX, 2000). Também cresceu o número de lojas providas de *scanners* de código de barras nas 500 maiores redes supermercadistas brasileiras, passando de 15 lojas em 1991 para 3.174 no final de 2001, como mostra o GRÁFICO 1. Tal crescimento, entretanto, não foi acompanhado pela produção de conhecimento científico usando essa poderosa ferramenta no Brasil.



**GRÁFICO 1** – Evolução do Número de Lojas Providas de *Scanners* nas 500 Maiores Redes Supermercadas Brasileiras

**Fonte:** ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE SUPERMERCADOS (2002).

Na literatura internacional de marketing, dados escaneados têm sido usados intensivamente na estimação da elasticidade-preço da demanda, um dos tópicos mais importantes do preço em marketing, como nos trabalhos de GUADAGNI & LITTLE (1983), GUPTA (1988), TELLIS (1988), KRISHNAMURTHI & RAJ (1991), BELL & LATTIN (1998) e CHINTAGUNTA et al. (2001). Por isto mesmo, tal conceito é a seguir examinado.

### 2.1. O Conceito de Elasticidade-preço

A medida mais utilizada e aceita na avaliação da sensibilidade ao preço por parte do consumidor é a elasticidade-preço da demanda (EPD), que representa a alteração percentual na quantidade vendida dada uma alteração percentual no preço:

$$EPD = \frac{\Delta\%Q}{\Delta\%P} = \frac{\text{variação percentual na quantidade demandada}}{\text{variação percentual no preço}} \quad (1)$$

Dois modos distintos de cálculo são utilizados para a determinação do valor da EPD: 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:

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

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. A teoria microeconômica em geral utiliza-se apenas da elasticidade no ponto, que é a aplicada neste artigo. Para um intervalo pequeno da curva de demanda, a equação 2 pode ser usada como elasticidade no ponto sem grandes margens de erro.

A abordagem de elasticidade apresentada até aqui refere-se à forma mais comum encontrada na literatura econômica e de marketing. Entretanto, a decisão de compra de uma marca pelo consumidor não se dá apenas na dimensão da quantidade a ser comprada, mas também na da marca a comprar (KRISHNAMURTHI & RAJ, 1988). O foco deste artigo é a elasticidade-preço da escolha da marca (EPEM), que mede o efeito do preço não sobre a quantidade comprada, mas sobre a probabilidade de se escolher determinada marca.

## 2.2. O Modelo Logit e a Elasticidade-Preço da Escolha da Marca (EPEM)

Qualquer escolha feita pelo comprador é, por definição, feita a partir de um conjunto não vazio de alternativas. A atratividade de uma alternativa é avaliada pelo indivíduo em termos de um vetor de valores de atributos. O caso de interesse deste artigo refere-se àqueles em que as alternativas são heterogêneas (diferentes marcas), os indivíduos podem avaliar diferentes atributos para as marcas e atribuir diversos valores para o mesmo atributo da mesma alternativa.

Aqui aplica-se o conceito de utilidade (U) ao modelo de escolha do indivíduo ou domicílio. MANSKI, 1977 (citado por BEN-AKIVA & LERMAN, 1985: 238) formalizou a abordagem de utilidade aleatória, que melhor reflete a realidade dos estudos empíricos. Considerando-se apenas duas alternativas (modelo binário) e sabendo-se que  $U_{in}$  e  $U_{ij}$  são variáveis aleatórias, tem-se:

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (3)$$

$$U_{jn} = V_{jn} + \varepsilon_{jn} \quad (4)$$

$V_{in}$  e  $V_{jn}$  são funções e referem-se aos componentes determinísticos da utilidade das alternativas  $i$  e  $j$ , ou seja, podem ser tratados como as médias de  $U_{in}$  e  $U_{ij}$ .  $\varepsilon_{in}$  e  $\varepsilon_{jn}$  também podem ser funções e referem-se aos componentes aleatórios das utilidades de  $i$  e  $j$ .

Na especificação dos componentes determinísticos da utilidade ( $V_{in}$ ), para o indivíduo  $n$  qualquer alternativa  $i$  pode ser caracterizada por um vetor de atributos  $z_{in}$ ; no caso de uma marca, ele pode ser composto das variáveis preço e qualidade, por exemplo. É também útil caracterizar o indivíduo  $n$  por outro vetor de atributos,  $s_n$ , formado por renda, idade e

ocupação, por exemplo. Sendo  $\mathbf{x}$  o vetor que inclui  $\mathbf{z}_{in}$  e  $\mathbf{s}_n$ , a parte determinística da utilidade pode ser definida como  $V_{in} = \beta'x_{in}$ , para o indivíduo  $n$  e a alternativa  $i$ , onde  $\beta$  refere-se ao vetor de parâmetros a ser estimado. Neste caso  $V_{in}$  é uma função linear dos parâmetros.

O modelo *logit* é usado quando se pressupõe que  $\varepsilon_n = \varepsilon_{in} - \varepsilon_{jn}$  (nas equações 3 e 4) possui distribuição logística:

$$\Phi(\varepsilon_n) = F(\varepsilon_n) = \frac{1}{1 + e^{-\mu\varepsilon_n}}, \quad \mu > 0, -\infty < \varepsilon_n < \infty, \text{ (Função de Distribuição Acumulada)} \quad (5)$$

$$\phi(\varepsilon_n) = f(\varepsilon_n) = \frac{\mu e^{-\mu\varepsilon_n}}{(1 + e^{-\mu\varepsilon_n})^2}, \text{ (Função Densidade de Probabilidade)} \quad (6)$$

onde  $\mu$  é um parâmetro positivo. Além de ser uma aproximação da distribuição normal, a distribuição logística é analiticamente conveniente se comparada ao modelo *probit*, que envolve múltiplas integrais.

Assumir que  $\varepsilon_n$  possui distribuição logística é equivalente a assumir que  $\varepsilon_{in}$  e  $\varepsilon_{jn}$  são independentes e identicamente distribuídos pela distribuição *Gumbel* (ou tipo I de valores extremos). Se  $\varepsilon$  possui distribuição *Gumbel*, então:  $F(\varepsilon) = \exp[-e^{-\mu(\varepsilon-\eta)}]$ ,  $\mu > 0$  e  $f(\varepsilon) = \mu e^{-\mu(\varepsilon-\eta)} \exp[-e^{-\mu(\varepsilon-\eta)}]$ , onde  $\eta$  refere-se ao parâmetro de locação e  $\mu$  ao parâmetro de escala.

Sob essa pressuposição, a probabilidade de escolha da alternativa  $i$  em relação à alternativa  $j$  (modelo binário) é dada por:

$$P_n(i) = \Pr(U_{in} \geq U_{jn}) = \frac{1}{1 + e^{-\mu(V_{in} - V_{jn})}} = \frac{e^{\mu V_{in}}}{e^{\mu V_{in}} + e^{\mu V_{jn}}} = \frac{e^{\mu\beta'x_{in}}}{e^{\mu\beta'x_{in}} + e^{\mu\beta'x_{jn}}} \quad (7)$$

No caso de utilidades lineares nos parâmetros  $\beta$ , o parâmetro  $\mu$  não se distingue de  $\beta$ . Logo, por conveniência, assume-se arbitrariamente a igualdade  $\mu = 1$  (BEN-AKIVA & LERMAN, 1985:256).

A teoria vista até aqui se restringe aos casos em que o conjunto de escolha possui apenas duas alternativas. Entretanto, neste trabalho empírico o consumidor defronta-se com um conjunto de quatro marcas ( $J = 4$ ). Um modelo multinomial misto, que é o usado neste artigo, apresenta dois tipos de vetores de parâmetros, sendo um de características individuais e o outro de atributos das alternativas:

$$P_n(i) = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{V_{jn}}} = \frac{e^{\beta'x_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\beta'x_{jn}}} \quad (8)$$

Tal modelo se reduz ao modelo *logit* binário quando  $J = 2$ .  $\beta$  está representando os dois vetores: características e atributos. A elasticidade-preço da escolha da marca (EPEM) pode ser obtida através do modelo *logit* por:

$$EPEM = \frac{\partial P_n(i)}{\partial x_{ink}} \times \frac{x_{ink}}{P_n(i)} = \frac{\partial \ln P_n(i)}{\partial \ln x_{ink}} = [1 - P_n(i)] x_{ink} \beta_k \quad (9)$$

De modo similar, elasticidade cruzada no modelo *logit* é dada por:

$$EPEM_c = \frac{\partial \ln P_n(i)}{\partial \ln x_{jnk}} = [1 - P_n(i)] x_{jnk} \beta_k, \text{ para } j \neq i \quad (10)$$

onde  $n$  refere-se ao indivíduo,  $i$  refere-se à alternativa e  $k$  ao subscrito da variável de interesse.  $P_n(i)$  é a probabilidade do indivíduo  $n$  escolher a alternativa  $i$ .

### 3. Método

#### 3.1. Coleta de dados

Os dados aqui analisados referem-se a quatro marcas (A, B, C e D) da categoria de achocolatados, obtidos junto a uma rede supermercadista da região sudeste do Brasil. Os dados são desagregados, ou seja, no nível individual, obtidos por meio do cartão de fidelidade utilizado pela empresa. As quatro marcas são responsáveis por mais de 80% das vendas nesta categoria. A forma dominante de promoção na categoria é a redução de preços. A TABELA 2 apresenta a participação de mercado de cada marca dentro da rede varejista e seus preços médio, máximo e mínimo dentro do período analisado.

**TABELA 2** – Participação de mercado de cada marca dentro da rede varejista e seus preços médio, máximo e mínimo dentro do período de análise

| Marca | Participação % | Preço Médio | Preço Máximo | Preço Mínimo |
|-------|----------------|-------------|--------------|--------------|
| A     | 81.7           | 2.17        | 2.90         | 1.64         |
| B     | 9.7            | 2.28        | 2.49         | 2.08         |
| C     | 6.8            | 1.62        | 2.05         | 1.39         |
| D     | 1.8            | 1.14        | 1.45         | 0.85         |

Fonte: autores do artigo.

Uma amostra de 4.000 clientes foi obtida para análise inicial, durante um período de 35 semanas. Somente foram considerados os clientes que realizaram mais de 10 compras nas marcas analisadas no período. Este método está coerente com a literatura de marketing. Segundo AINSLIE & ROSSI (1998), o número médio de observações por domicílio em um estudo típico de dados escaneados é menor que 20, com uma grande parte de domicílios com menos que 10 observações. Excluindo-se os clientes com *missing values*, restou uma amostra aleatória de 200 clientes em 2.604 situações de compra na categoria. Portanto, a média de visitas às lojas que resultaram em compra na categoria foi de 13,02.

#### 3.2 Variáveis Utilizadas

As diversas variáveis utilizadas no modelo estão a seguir apontadas e definidas.

**Lealdade:** há várias definições teóricas do construto lealdade para uso em modelos quantitativos de marketing. Uma delas, muito usada, tem a lealdade como medida de preferência pela marca (GUADAGNI & LITTLE, 1983 e GUPTA, 1988). Tais autores captaram o comportamento leal à marca via uma média exponencialmente ponderada de todas as compras anteriores à ocasião  $t$ . Já KRISHNAMURTI & RAJ (1991) captaram o comportamento leal como a proporção de compras da marca anterior à ocasião  $t$ . BUCKLIN & GUPTA (1992) utilizaram simplesmente a última marca comprada para captar a lealdade. Aqui se optou pelo método de KRISHNAMURTI & RAJ (1991), em que uma variável LEAL foi criada para cada marca; sendo a proporção de compras da marca anterior à ocasião  $t \geq 0,7$ , então  $LEAL = 1$ , caso contrário  $LEAL = 0$ .

**Preço:** usou-se o preço pago pelo comprador no momento da compra da alternativa  $j$  e o preço a que ele foi exposto para as outras três alternativas. O preço foi transformado em valor por 100 gramas do produto.

**Interação entre Preço e Lealdade:** como o principal objetivo deste artigo é verificar as diferenças de lealdade à marca na sensibilidade ao preço, introduziu-se uma variável para captar a interação entre a lealdade e o preço. Segundo GUJARATI (2000: 516), para estimar duas equações de regressão, uma para os clientes leais à uma marca (variável  $LEAL \geq 0,7$ ) e outra para aqueles não leais, tem-se:

$$\text{Clientes não leais: } y_i = \gamma_1 + \gamma_2 x_i + u_{1i} \quad i = 1, 2, \dots, n_1 \quad (11)$$

$$\text{Clientes leais: } y_i = \lambda_1 + \lambda_2 x_i + u_{1i} \quad i = 1, 2, \dots, n_2 \quad (12)$$

sendo  $y$  as vendas e  $x$  o preço. Unindo-se todas as  $n_1$  e  $n_2$  observações, pode-se estimar a seguinte regressão:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 D_i + \beta_1 x_i + \beta_2 (D_i x_i) + u_i \quad (13)$$

onde  $D_i=1$  para observações cujos clientes são leais à marca e  $D_i=0$  para aqueles não leais. Para entender as implicações da equação 13, e admitindo-se que  $E(u_i)=0$ , tem-se:

$$\text{Clientes não leais: } E\langle y_i | D_i = 0, x_i \rangle = \alpha_1 + \beta_1 x_i \quad (14)$$

$$\text{Clientes leais: } E\langle y_i | D_i = 1, x_i \rangle = (\alpha_1 + \alpha_2) + (\beta_1 + \beta_2) x_i \quad (15)$$

que são, respectivamente, as funções de demanda para os clientes não leais e para os leais. As equações 14 e 15 são absolutamente iguais às equações 11 e 12, 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 equação 13 equivale a estimar as funções demandas individuais (equações 14 e 15).

Na equação 13,  $\alpha_2$  é o coeficiente do intercepto diferencial e  $\beta_2$  é o coeficiente da inclinação diferencial, indicando em quanto o coeficiente de inclinação da função demanda para os clientes leais difere do coeficiente da função demanda para os clientes não leais (GUJARATI, 2000: 516).

A introdução da variável *dummy*  $D$  na forma multiplicativa ( $D$  multiplicado por  $x$ ) permite diferenciar os coeficientes de inclinação dos dois grupos de clientes, assim como a introdução da variável *dummy* na forma aditiva permite distinguir os interceptos dos dois períodos. Se

$\beta_2$  for estatisticamente significativo, o coeficiente de inclinação do grupo de clientes leais será  $\beta_1 + \beta_2$ , sendo  $\beta_1$  o coeficiente de inclinação do grupo dos não leais. Se  $\beta_2$  for estatisticamente não significativo, então  $\beta_1$  representa a inclinação para os dois grupos de clientes.

**Renda (característica demográfica):** a relação da elasticidade-preço com algumas variáveis demográficas ainda gera controvérsia na literatura. BUCKLIN & GUPTA (1992) evidenciam fraca relação entre as variáveis demográficas dos domicílios e a sensibilidade às variáveis do composto mercadológico, isto usando dados escaneados. Já AINSLIE & ROSSI (1998) concluíram que características demográficas dos consumidores têm alta correlação com a EPD. Neste artigo, a variável demográfica utilizada foi a renda *per capita*, obtida dividindo-se a renda familiar pelo número de componentes da família.

### 3.3 Especificação do Modelo

As funções de utilidade para as quatro marcas são dadas por:

$$U_P = \beta_{0P} + \beta_P \text{Preço}_P + \beta_{4+P} \text{Renda} + \beta_{8+P} \text{LEAL}_P + \beta_{12+P} (\text{LEAL}_P * \text{Preço}_P)$$

tendo-se  $P = 1, 2, 3, 4$ , para as marcas A, B, C e D, respectivamente.  $\beta_{03}$  e  $\beta_7$  são 0 por motivo de identificação do modelo. Pela controvérsia na literatura acerca da abordagem de dados em painel para modelos probabilísticos multinomiais, optou-se aqui por um desenho de seção cruzada combinada à série temporal, considerando-se cada visita do cliente à loja (que resulte em compra na categoria) como uma observação independente.

## 4. Análise dos Resultados

A TABELA 3 apresenta os parâmetros obtidos e seus respectivos desvios padrões. A análise de cada grupo de variáveis encontra-se a seguir.

**Lealdade:** os coeficientes  $\beta_9$ ,  $\beta_{10}$ ,  $\beta_{11}$  e  $\beta_{12}$  referem-se à lealdade às marcas A, B, C e D, respectivamente. Somente os coeficientes das marcas B e C mostraram-se significativos ao nível de 5% de probabilidade de erro ( $t > 1,96$ ). Isto indica que a lealdade a estas marcas influencia positivamente a probabilidade de sua escolha.

**Preço:** os coeficientes do preço,  $\beta_1$  a  $\beta_4$ , apresentaram os sinais negativos esperados, indicando que o aumento do preço reduz a probabilidade de escolha da marca. Mas somente para a marca D tal coeficiente foi significativo. Esta é a marca de menor preço das quatro analisadas, provavelmente atingindo um segmento de clientes bastante sensível ao preço.

**Interação entre Preço e Lealdade:**  $\beta_{14}$  e  $\beta_{15}$  são estatisticamente significativos. Isto indica que o coeficiente de inclinação do grupo de clientes leais à marca B será  $\beta_2 + \beta_{14}$  e o do grupo de leais à marca C será  $\beta_3 + \beta_{15}$ , sendo  $\beta_2$  e  $\beta_3$  os coeficientes de inclinação do grupo dos não leais às marcas B e C, respectivamente. Logo, para as marcas B e C os coeficientes de

inclinação são 7,88 e -7,07, sinalizando que os clientes leais a estas marcas são menos sensíveis ao preço (em relação aos clientes não leais, que apresentaram coeficientes de -6,51 e -12,46, respectivamente). Por outro lado, não houve diferença significativa entre clientes leais e não leais para as marcas A e D.

**Renda:** os coeficientes  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  e  $\beta_8$  referem-se à variável renda *per capita* para as marcas A, B e D, respectivamente. Somente  $\beta_5$  e  $\beta_6$  apresentaram significância ao nível de 5%. Isto indica que o aumento de renda têm efeito significativo sobre a probabilidade de compra das marcas A e B, aquelas com maior preço e participação de mercado.

**TABELA 3 – Parâmetros Estimados na Modelagem**

| Parâmetro       | Valor    | Desvio Padrão | Estatística t | P-value |
|-----------------|----------|---------------|---------------|---------|
| B <sub>01</sub> | 0,62     | 2,52          | 0,25          | 0,81    |
| B <sub>02</sub> | 0,18     | 3,77          | 0,05          | 0,96    |
| B <sub>04</sub> | 2,70     | 2,45          | 1,10          | 0,27    |
| B <sub>1</sub>  | -5,04    | 4,83          | -1,04         | 0,30    |
| B <sub>2</sub>  | -6,51    | 6,28          | -1,04         | 0,30    |
| B <sub>3</sub>  | -12,46   | 6,48          | -1,92         | 0,05    |
| B <sub>4</sub>  | -16,35   | 6,15          | -2,66         | 0,01    |
| B <sub>5</sub>  | 0,0007   | 0,0002        | 2,70          | 0,01    |
| B <sub>6</sub>  | 0,0007   | 0,0003        | 2,36          | 0,02    |
| B <sub>8</sub>  | -0,0004  | 0,0004        | -0,93         | 0,35    |
| B <sub>9</sub>  | 3,83     | 2,02          | 1,89          | 0,06    |
| B <sub>10</sub> | 13,25    | 3,12          | 4,25          | 0,00    |
| B <sub>11</sub> | 12,44    | 4,37          | 2,84          | 0,00    |
| B <sub>12</sub> | 2.632,56 | 121,23        | 0,00          | 1,00    |
| B <sub>13</sub> | 1,97     | 2,29          | 0,86          | 0,39    |
| B <sub>14</sub> | 14,39    | 5,23          | 2,75          | 0,01    |
| B <sub>15</sub> | 5,39     | 2,80          | 1,93          | 0,05    |
| B <sub>16</sub> | 2.221,94 | 102,54        | 0,00          | 1,00    |

**Fonte:** autores do artigo.

As tabelas 4 e 5 resumem o ponto chave deste artigo, mostrando a elasticidades-preço da escolha (na diagonal) e a elasticidade-preço cruzada da escolha para clientes não leais e leais às marcas, respectivamente. Os sinais das elasticidades diretas (diagonal) são negativos, apontando que o aumento de preço da marca *p* reduz a probabilidade de sua compra. Os sinais positivos das elasticidades cruzadas (fora da diagonal) implicam que um aumento de preço da marca *p* causa um aumento da probabilidade de consumo das marcas substitutas na mesma categoria.

**TABELA 4** – Elasticidades-Preço da Escolha (na diagonal) e Cruzada da Escolha para Clientes não Leais às Marcas

|          | <b>A</b>      | <b>B</b>      | <b>C</b>      | <b>D</b>      |
|----------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>A</b> | <b>-0.408</b> | 1.777         | 1.777         | 1.777         |
| <b>B</b> | 0.357         | <b>-3.341</b> | 0.357         | 0.357         |
| <b>C</b> | 0.191         | 0.191         | <b>-2.599</b> | 0.191         |
| <b>D</b> | 0.098         | 0.098         | 0.098         | <b>-5.261</b> |

**Fonte:** autores do artigo.

**TABELA 5** – Elasticidades-Preço da Escolha (na diagonal) e Cruzada da Escolha para Clientes Leais às Marcas

|          | <b>A</b>      | <b>B</b>      | <b>C</b>      | <b>D</b>      |
|----------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>A</b> | <b>-0,408</b> | 1,777         | 1,777         | 1,777         |
| <b>B</b> | 0,357         | <b>-0,891</b> | 0,357         | 0,357         |
| <b>C</b> | 0,191         | 0,191         | <b>-0,998</b> | 0,191         |
| <b>D</b> | 0,098         | 0,098         | 0,098         | <b>-5,261</b> |

**Fonte:** autores do artigo.

A hipótese de que os consumidores leais sejam menos sensíveis ao preço na escolha da marca do que os compradores não leais não foi rejeitada para duas marcas, B e C, que contam com participação de mercado e preços intermediários A segunda hipótese, de que a renda do consumidor influencia positivamente a probabilidade de escolha de marcas mais caras na categoria não foi rejeitada. Supondo-se preço e qualidade como altamente correlacionados, os consumidores buscam maior qualidade, dada a restrição orçamentária.

## 5. Conclusões e Limitações

O foco deste artigo foi o efeito do preço na escolha da marca, levando-se em conta a lealdade do consumidor. Quanto ao objetivo principal, conclui-se que compradores leais e não leais a uma marca de um bem de consumo geral, ao nível de domicílio, podem ser diferentemente sensíveis às promoções de preços de suas marcas preferidas e das demais para a escolha da marca. Tal sensibilidade varia de marca para marca.

Uma implicação gerencial disto é que gerentes de categoria de redes varejistas, com a posse de dados escaneados, podem tomar decisões específicas de promoção de preços para cada marca. Por exemplo, se para uma determinada marca clientes leais não são sensíveis à variação de preço para a escolha da marca, promoções de preços que visem a troca de marca pelo cliente (típico em caso de marcas próprias em supermercados) podem ser ineficazes. Caso a empresa segmente seus clientes por níveis de lealdade e as marcas analisadas sejam do tipo A e D com relação a EPEM, estratégias de promoção de preços podem não ser inteligentes, se aplicadas a segmentos diferentes, quando visam a mudança de marca.

Na questão da renda domiciliar e preços das marcas escolhidas pelos domicílios, os resultados indicam que domicílios com rendas mais altas apresentam maior probabilidade de escolha de

marcas de preço mais alto, como esperado. Partindo-se do pressuposto de que há alta correlação entre preço e qualidade (ALLEMBY & ROSSI, 1991), os domicílios estudados estão maximizando sua utilidade também pela busca de qualidade, de acordo com a tradicional literatura mercadológica (BEN-AKIVA & LERMAN, 1985, p. 361).

Há limitações inerentes à natureza da pesquisa aqui realizada, principalmente deficiências metodológicas e da característica dos dados. Primeiramente, todo o estudo empírico é baseado em dados escaneados que, apesar de terem inúmeras vantagens, não fornecem informações psicográficas e atitudinais do comportamento de compra. Um viés é o não controle das compras feitas pelo domicílio em locais fora da rede supermercadista analisada. Finalmente, algumas lojas podem apresentar promoções relâmpago em determinados dias (geralmente sábados), que duram apenas alguns minutos e podem ser anunciadas na loja. Tais promoções não foram capturadas nesta pesquisa, o que pode ser fonte de viés.

Entretanto, este artigo oferece subsídios para o conhecimento do comportamento de compra de domicílios quando eles escolhem uma marca numa categoria, diante do uso de promoções frequentes de preço, possibilitando decisões mais inteligentes por parte dos profissionais de mercado. Ademais, a base metodológica apresentada aqui, com o uso de dados escaneados, pode auxiliar profissionais de marketing a estimarem a elasticidade-preço da escolha da marca, estimativa pouco usual no varejo brasileiro.

A pesquisa deste artigo é empírica por sua natureza. Portanto, o desenvolvimento teórico é necessário para delinear condições em que outras hipóteses possam ser derivadas. Sugestões para pesquisas futuras incluem a modelagem de outras decisões de compra, que são influenciadas pela sensibilidade ao preço (como a quantidade comprada, a época e local de compra), ou seja, decisões de quanto, quando e onde comprar.

## 6. Referências

- AINSLIE, A. & ROSSI, P. E. Similarities in choice behavior across product categories. **Marketing Science**, v.17, n.2, p.91-106, 1998.
- ALLEMBY, G. M.; ROSSI, P. E. Quality perceptions and asymmetric switching between brands. **Marketing Science**, Linthicum, v. 10, no. 3, p. 185-204, Summer 1991
- ARBEX, G. G. Automação dispara nos supermercados. **Gazeta Mercantil**, São Paulo, 17out. 2000.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE SUPERMERCADOS. **Ranking ABRAS 2002**, São Paulo, 2002.
- 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.
- BEN-AKIVA, M. & LERMAN, S. R. **Discrete choice analysis**. Cambridge: MIT Press, 1985. 390p.

BLATTBERG, R. et al. Identifying the deal prone segment. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 15, no. 3, p. 369-377, Aug. 1978.

BUCKLIN, R. & GUPTA, S. Brand choice, purchase incidence, and segmentation: an integrated approach. **Journal of Marketing Research**, v.29, n.1, p.201-215, 1992.

CHINTAGUNTA, P. K. , KYRIAZIDOU, E. & PERTOLD, J. Panel data analysis of household brand choices. **Journal of Econometrics**, v.103, p.111-153, 2001.

FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS. **Índices**. São Paulo. Disponível em: <<http://www.fipe.com.br>>. Acesso em: 8 dez. 2002.

GUADAGNI, P. M. & LITTLE, J. D. C. A logit model of brand choice calibrated on scanner data. **Marketing Science**, v. 2, n. 3, p.203-38, 1983.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

GUPTA, S. Impact of sales promotion on when, what, and how much to buy. **Journal of Marketing Research**, v.25, n.4, p.342-55, 1988.

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.

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

ROCHA, A. & CHRISTENSEN, C. **Marketing: teoria e prática no Brasil**. 2<sup>a</sup> ed. São Paulo: Atlas, 1999. 284p.

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

TELLIS, G. Advertising exposure, loyalty, and brand purchase: a two stage model of choice. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v. 25, no. 2, p. 134-144, May 1988.