

# Economic Analysis of Law Review

## Uso de Simulação para Análise Ex-Post: Simulação e Aplicação ao Caso AMBEV

*Use Of Simulation For Ex-Post Analysis: Simulation And Application To The AMBEV Case*

Sergio Aquino DeSouza <sup>1</sup>  
Universidade Federal do Ceará  
(DTE e CAEN).

Lucia Helena Salgado e Silva <sup>2</sup>  
Universidade do Estado do Rio de Janeiro  
(FCE/PPGCE)

---

### RESUMO

Este artigo demonstra como utilizar determinada classe de modelos de demanda e oferta por produtos diferenciados para simulação de desinvestimento no contexto de fusões. Determinam-se os parâmetros de um modelo de demanda de escolha discreta (Mixed Logit) e, com o lado da oferta modelado como um jogo de Bertrand entre firmas multi-produto, simulam-se novos cenários alternativos ao desinvestimento. O modelo é aplicado inicialmente a dados fictícios, para ressaltar os principais passos da metodologia, e para um caso real (Ambev). A segunda aplicação avalia a decisão imposta à Ambev pelo Cade, que determinou a venda da marca Bavaria a um novo entrante, com o objetivo de mitigar os potenciais danos à concorrência decorrentes da fusão.

**Palavras-chave:** Defesa da concorrência, fusões, simulação

**JEL:** L41, L49, L13

### ABSTRACT

This paper uses a class of demand and supply models for differentiated products to simulate divestment in the context of mergers. The parameters of a Mixed Logit demand model are determined and, with the supply side modeled as a Bertrand game among multi-product firms, new scenarios (alternative to the divestment) are simulated. The model is applied initially to fictitious data, to highlight the main steps of the method, and to a real case (Ambev). The second application evaluates the decision imposed on Ambev by Cade, which determined the sale of the Bavaria brand to a new entrant in order to mitigate the potential damages to competition resulting from the merger.

**Keywords:** Competition defense, mergers, simulation.

**R:** 23/02/19 **A:** 13/03/19 **P:** 30/04/19

---

<sup>1</sup> E-mail: srgdesouz@gmail.com

<sup>2</sup> E-mail: lhspedra@gmail.com.

## 1. Introdução

É notório que o método de simulação de fusões constitui atualmente uma ferramenta importante na análise prévia de atos de concentração. No entanto, menos conhecido é seu uso para a avaliação *ex-post* destes atos. Este artigo mostra que o arcabouço metodológico de simulação de fusão (análise *ex-ante*) pode ser adaptado para a avaliação *ex-post*, especialmente em relação à aplicação de remédios como desinvestimento.

Há muitas formas de estruturar um modelo de simulação (*ex-ante* ou *ex-post*). No lado da demanda, o produto tem que ser definido como um bem homogêneo ou diferenciado. Por sua vez, do lado da oferta as opções típicas são os modelos de Bertrand (competição em preços) e Cournot (competição em quantidade). A técnica de simulação é mais frequentemente aplicada para prever os efeitos concorrenciais de fusões em indústrias caracterizadas por bens diferenciados utilizando o jogo de Bertrand. Neste caso, as opções comuns para a demanda são: modelos contínuos, tais como quase ideal, linear e *log-linear*; e modelos de escolha discreta, tais como *logit*, LA e *mixed logit* (ML).<sup>3</sup>

A metodologia empírica para determinar os parâmetros de demanda e oferta, a partir do quais são realizadas as simulações, também apresenta alternativas. De fato, os modelos podem ser calibrados ou estimados econometricamente. A abordagem econométrica normalmente exige a coleta de um conjunto de dados abrangente (preços, quantidades, deslocadores de demanda e custo, além de instrumentos) e, em algumas versões, os modelos apresentam elevada carga computacional (Berry, Levinsohn e Pakes, 1995; Nevo, 2000a e 2000b; 2001).

O benefício mais claro da abordagem econométrica é a possibilidade de avaliar a precisão das estimativas e, portanto, testar os parâmetros (demanda e oferta) e os resultados (elasticidades e aumento de preços) com critérios estatísticos bem definidos. Uma alternativa é adicionar hipóteses ao modelo e informações extras (como um subconjunto da matriz de elasticidades) para recuperar os parâmetros do modelo de forma determinística, ou seja, para calibrar os parâmetros. Neste caso, além da informação externa, somente preços e quantidades (ou fatias de mercado) são necessários e, devido à simplicidade do modelo, o cálculo torna-se mais rápido. A desvantagem da calibragem é não possuir uma forma natural de testar os parâmetros e as previsões de mudança nos preços, além de exigir muita confiança sobre a informação externa. Este problema é atenuado, porém, pelo uso de análise de sensibilidade. Neste artigo adota-se a versão calibrada. No entanto, os mesmos exercícios de simulação podem ser executados por meio de econometria caso conjunto de dados mais extenso esteja disponível.

Outra variação, objeto principal de investigação deste artigo, consiste em adaptar o arcabouço metodológico de simulação, tipicamente utilizado para previsão dos efeitos decorrentes de fusões, para a avaliação *ex-post* de decisões de desinvestimento.

Nas seções seguintes, apresenta-se uma revisão dos modelos calibrados em suas versões mais conhecidas e documentadas na literatura. Em seguida, realizam-se duas aplicações de análise *ex-post* com o uso de simulação. A primeira utiliza dados fictícios e ressalta os principais passos a serem seguidos em uma aplicação real. A segunda aplicação, por sua vez, avalia a decisão imposta à Ambev pelo Cade, que determinou a venda da marca Bavaria a um novo entrante, com o objetivo de mitigar os potenciais danos à concorrência decorrentes da fusão.

3. Ver Budzinski e Ruhmer (2009) para uma descrição extensa sobre modelos de simulação.

## 2. Modelos de demanda por produtos diferenciados

O primeiro modelo de simulação encontrado na literatura (Werden e Froeb, 1994) utiliza calibragem, não econometria, para determinar parâmetros de demanda *logit* e assim realizar simulação via modelo de oferta, que pressupõe um modelo de Bertrand com produtos diferenciados. Este constitui o modelo de referência; no entanto, é notório, conforme discussão anterior, que o modelo de demanda *logit* (calibrado ou estimado econometricamente) impõe limitações muito severas sobre as elasticidades-preço (tanto a própria quanto a cruzada), que constituem importantes variáveis econômicas na avaliação dos efeitos de fusões.<sup>4</sup> Nesta subseção, aborda-se o modelo de Werden e Froeb (1994) e as principais variações que surgiram desde então dentro do universo de modelos calibrados.

### 2.1 Demanda *logit*

Como ponto de partida dos modelos de calibragem de modelos de escolha discreta, apresenta-se o lado da demanda, conforme arcabouço proposto originalmente por Werden e Froeb (1994), modelo conhecido com *antitrust logit model* (ALM).<sup>5</sup> Os referidos autores propõem a calibração do modelo mais simples de demanda de escolha discreta: *logit*. Este modelo produz soluções analíticas para a demanda e as elasticidades e, portanto, permite destacar de forma clara e simples as ideias básicas do ALM, que servem de inspiração para calibrar o modelo mais flexível apresentado na próxima subseção.

Assim como outros modelos de escolha discreta, o *logit* assume que a escolha do produto se dá de forma indireta a partir das preferências dos consumidores pelos atributos e não pelo produto em si. Uma vez mapeadas as preferências do consumidor pelos atributos, é possível inferir a distribuição de preferências pelos produtos. Os modelos de escolha discreta rompem a relação exponencial entre número de produtos e número de parâmetros, facilitando a aplicação de métodos empíricos, especialmente a calibragem. Não interessa o quão grande seja a quantidade de produtos, o número de parâmetros a ser estimado será o mesmo. Isto é verdade para todos os modelos de escolha discreta, no entanto, este resultado fica bem mais claro no caso do modelo *logit* descrito a seguir.

Formalmente, neste modelo os consumidores ordenam suas preferências pelos produtos (ou marcas) de acordo com suas características e preços. Existem  $N + 1$  escolhas no mercado,  $N$  bens internos e um bem de referência (ou bem externo). O consumidor  $i$  escolhe a marca  $j$ ; dado o preço  $p_j$ ; com as características não observadas sintetizadas pelo escalar  $\delta_j$ ; e com as preferências idiossincráticas não observadas  $\varepsilon_{ij}$ , de acordo com a função de utilidade a seguir:

$$u_{ij} = -\alpha p_j + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

onde  $\alpha$  é um coeficiente que representa a utilidade marginal do consumidor  $i$  (ou desutilidade) em relação ao preço.

A especificação da demanda se completa com a definição do bem externo, bem substituto aos bens internos ao qual o consumidor atribui utilidade nula, uma normalização típica de

4. Este é um problema estrutural do modelo *logit*, no sentido de que, independentemente da metodologia empírica empregada para descobrir seus parâmetros (calibração ou econometria), o modelo impõe por construção uma matriz de elasticidade inflexível (ou seja, uma matriz com muitos elementos idênticos).

5. O modelo da oferta é idêntico tanto para o ALM quanto para o *mixed logit model* (ML), apresentado a seguir, e segue o padrão da literatura: competição com produtos diferenciados conforme o modelo de Bertrand.

modelos de escolha discreta. O consumidor então escolhe o produto que lhe confere maior utilidade, o que corresponde à solução da seguinte maximização,  $Max \{u_{ij}, j = 0,1,..N\}$ , onde  $N$  representa o número de bens internos. McFadden (1981, p. 39-40) mostra que, ao assumir uma distribuição de Gumbel (valor extremo) para  $\varepsilon_{ij}$  ( $f(\varepsilon_{ij}) = \exp(-\exp(\varepsilon_{ij}))$ ), obtém-se uma forma analítica para a probabilidade de o consumidor  $i$  escolher o determinado produto  $j$ , cuja fórmula é dada por:

$$\sigma_{ij} = \frac{e^{\delta_j}}{\sum_{k=0}^1 e^{\delta_k}} \quad (2)$$

No entanto, como os dados tipicamente disponíveis estão em nível de produto (ou marca), não em nível do consumidor, é preciso obter a probabilidade de escolha do bem  $j$  ( $\sigma_j$ ), que, neste caso, é simples de calcular. Observe-se que a equação (21) não é indexada pelo consumidor  $i$ ; por conseguinte, a probabilidade do produto  $j$  ser escolhido é a mesma para todo consumidor  $i$ , e, portanto, a probabilidade (não condicional) de escolha do produto  $j$ , dada por  $\sigma_j$ , é a mesma probabilidade de escolha do produto  $j$  pelo consumidor  $i$ . Logo,  $\sigma_j = \sigma_{ij}$ . Por sua vez, a probabilidade condicionada à escolha de um bem interno  $j$  ( $\sigma_{ji}$ ), ou seja, a fatia de mercado condicionada<sup>6</sup> do bem interno  $j$  ( $s_{ji}$ ), é dada por:

$$s_{ji} = \sigma_{ji}(\alpha, p, \delta) = \frac{\sigma_j(\alpha, p, \delta)}{\sigma_I(\alpha, p, \delta)} = \frac{\sigma_j(\alpha, p, \delta)}{1 - \sigma_0(\alpha, p, \delta)} \quad (3)$$

Onde  $\delta$  e  $p$  são vetores vetor  $N$ -dimensionais definidos, respectivamente, por  $\delta = (\delta_1, \delta_2, \delta_3, \dots, \delta_N)$  e  $p = (p_1, p_2, p_3, \dots, p_N)$ ;  $\sigma_I(\alpha, p, \delta)$  é a probabilidade de escolha do conjunto dos bens internos; e  $\sigma_0(\alpha, p, \delta)$  é a probabilidade de escolher o bem externo.

Como em qualquer modelo de calibração, o ALM acrescenta informações ao modelo. Estas informações podem vir de diferentes fontes, tais como documentos de empresas, outros estudos e opiniões de especialistas da indústria. Neste modelo, somente duas elasticidades são suficientes para recuperar os parâmetros de demanda. Normalmente, a elasticidade-preço própria de um dos bens internos e a elasticidade agregada (indústria) compõem o conjunto de informações externas, mas outras combinações podem ser utilizadas, tais como elasticidades-preço próprias para duas mercadorias diferentes ou duas diferentes elasticidades-preço cruzadas.

O *logit* implica as seguintes fórmulas analíticas para a elasticidade agregada  $\eta_I$  e a elasticidade própria dos preços  $\eta_{II}$ :

$$\eta_I(\alpha, p, \delta) = -\alpha \bar{p} \sigma_0 \quad (4)$$

$$\eta_{II}(\alpha, p, \delta) = -\alpha p_i [1 - \sigma_i], e \quad (5)$$

6. Termo utilizado por Werden e Froeb (2008, p. 43) para designar a fatia de mercado dentro do conjunto dos bens internos, sendo portanto calculada pela razão entre quantidade do bem  $j$  e quantidade total dos bens internos.

onde  $\eta_{II} = \frac{p_I}{\sigma_I} \frac{\partial \sigma_I}{\partial p_I}$ ,  $\eta_I = -\frac{\lambda}{S_I(\lambda p)} \frac{\partial \sigma_I(\lambda p)}{\partial \lambda} \Big|_{\lambda=1}$  e  $\bar{p} = \sum_{m=1}^N \sigma_m p_m$  é um preço médio ponderado.

As equações (23) e (24) podem ser simplificadas para o seguinte sistema:<sup>7</sup>

$$\ln[s_{jI}(1-\sigma_0)] - \ln[\sigma_0] = -\alpha p_j + \delta_j \quad j=1, \dots, N \quad (6)$$

$$|\eta_I| = \frac{[\alpha \bar{p}(1-s_{II}) + |\eta_I| s_{II}] p_I}{\bar{p}} \quad (7)$$

onde  $\sigma_0 = \frac{|\eta_I|}{\alpha \bar{p}}$ .

A calibração da demanda no ALM consiste simplesmente em resolver o sistema de equações (25) e (26) para o vetor de dimensão  $N+1$   $(\alpha, \delta)$ , composto pelo escalar  $\alpha$  e o vetor  $N$ -dimensional  $\delta = (\delta_1, \delta_2, \delta_3, \dots, \delta_N)$ , dados os preços  $p = (p_1, p_2, p_3, \dots, p_N)$ , as fatias de mercado condicionais  $(s_{jI})$ , a elasticidade agregada (ou da indústria)  $\eta_I$  e a elasticidade de um dos bens internos  $\eta_{II}$ . Este sistema possui solução simples e analítica. Primeiramente, obtém-se  $\alpha$  a partir de equação (7), o que resulta em  $\alpha = \frac{|\eta_j| \bar{p} - |\eta_I| s_{jI} p_j}{p_j \bar{p}(1-s_{jI})}$ . Em seguida, uma vez que  $\alpha$  é conhecido, completa-se a calibragem com a obtenção dos  $\delta_j$  a partir do seguinte rearranjo da equação (25):  $\delta_j = \ln[s_{jI}(1-\sigma_0)] - \ln[\sigma_0] + \alpha p_j$ .

Note-se que a calibragem, ao contrário da abordagem econométrica, exige poucas observações sobre preços e quantidades. De fato, o sistema de equações (25) e (26) pode ser resolvido com apenas três produtos, ou até mesmo dois produtos, o que não é verdadeiro para a análise econométrica. A calibragem exige, no entanto, que sejam conhecidas duas elasticidades.

Seja qual for a abordagem empírica (econometria ou calibragem), o modelo *logit* apresenta sérias limitações, pois impõe uma matriz de elasticidades pouco flexível com vários valores idênticos, uma propriedade pouco desejável, especialmente se o objetivo for simular fusões.

Com relação ao grau de substituição entre dois produtos  $j$  e  $r$ , observe-se que, a partir da elasticidade cruzada  $\eta_{jr} = -\alpha p_r \sigma_r$ , calculada pelo modelo *logit*, o aumento da fatia de mercado do produto  $j$  decorrente do aumento percentual do preço  $p_r$  depende apenas de  $r$ . Isto significa que um aumento percentual de  $p_r$  afetará de forma idêntica todos os outros produtos no mercado (competição não localizada). Trata-se de uma propriedade pouco plausível em mercados com produtos diferenciados. Com efeito, uma das motivações principais para realizar estudos de demanda e simulação de fusão é justamente, para cada par de produtos, distinguir entre mais próximos e mais distantes no espectro de produtos.

Esta limitação do *logit* é outra forma de manifestação da propriedade de IAI, amplamente discutida na literatura (McFadden, 1981; Berry, 1994). A solução mais simples para esta restrição

7. O sistema é linear nas incógnitas  $(\delta, \alpha)$ .

do modelo *logit* é oferecida pelo modelo LA. Neste caso, o pesquisador define *a priori* os agrupamentos (ou segmentos do mercado) e supõe que produtos pertencentes ao mesmo grupo possuem grau de substituição mais elevado. No entanto, o modelo ainda preserva a propriedade IAI para produtos no mesmo grupo. Outra solução, mais geral e mais sofisticada, refere-se ao modelo *logit* com coeficientes aleatórios, também conhecido como ML, no qual a utilidade marginal pelos atributos varia entre os consumidores, gerando um matriz de elasticidades flexível, propriedade bastante desejável para simulação de fusões.

## 2.2 Calibragem da demanda Mixed Logit

Esta subseção descreve a metodologia para determinar os parâmetros do modelo de demanda Mixed Logit (ML). É importante reforçar que este método pertence ao universo de modelos calibrados, visto que soluções econométricas já foram encontradas (Berry, Levinsohn e Pakes, 1995; Nevo, 2000a; 2001) a partir da utilização do MGM, que exige elevada carga computacional, muitos dados e bons instrumentos. Ao contrário, este modelo consiste em desenvolver um método empírico simples, que exija poucos dados, como o ALM, mas que gere padrão mais plausível de substituição entre produtos e, conseqüentemente, com resultados mais próximos dos reais efeitos econômicos de uma fusão.

Formalmente, neste modelo os consumidores ordenam suas preferências pelos produtos (ou marcas) de acordo com suas características e preços. Existem  $N + 1$  escolhas no mercado,  $N$  bens internos e um bem de referência (ou bem externo). O consumidor  $i$  escolhe a marca (ou produto)  $j$ ; dado o preço  $p_j$ ; com as características não observadas sintetizadas pelo escalar  $\delta_j$ ; e com as preferências idiossincráticas não observadas  $\varepsilon_{ij}$ , de acordo com a função de utilidade a seguir:

$$u_{ij} = g(\alpha, v_i)p_j + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

Onde o coeficiente de preço  $g(\alpha, v_i)$  é um coeficiente aleatório que representa a utilidade marginal do consumidor  $i$  (ou desutilidade) do preço, que é uma função do parâmetro  $\alpha$  e um termo  $v_i$  específico que varia entre consumidores.

Introduzir heterogeneidade no coeficiente de preço é uma extensão natural do caso particular *logit*, no qual  $v_i$  é uma constante, tornando a utilidade marginal em relação a preços idêntica para todos os consumidores.

O consumidor então escolhe o produto que lhe confere maior utilidade e, ao se admitir uma distribuição de valor extremo do tipo II para  $\varepsilon_{ij}$  ( $f(\varepsilon_{ij}) = \exp(-\exp(\varepsilon_{ij}))$ ), é possível obter uma forma analítica para a probabilidade de o consumidor  $i$  escolher o determinado produto  $j$ , cuja fórmula é dada pela familiar fórmula *logit*:

$$\sigma_{ij}(\alpha, p, \delta, v_i) = \frac{\exp(g(\alpha, v_i)p_j + \delta_j)}{1 + \sum_{m=1}^N \exp(g(\alpha, v_i)p_m + \delta_m)} \quad (9)$$

No entanto, como os dados tipicamente disponíveis estão em nível de produto (ou marca), não em nível do consumidor, é preciso obter a probabilidade de escolha do bem  $j$  ( $\sigma_j$ ), que é dada pelo valor esperado de  $\sigma_{ij}$  em relação à distribuição de  $v_i$ .

$$\sigma_j(\alpha, p, \delta) = E_v[\sigma_{ij}(\alpha, p, \delta, v_i)] = \int \sigma_{ij}(\alpha, p, \delta, v_i) dF(v) \quad (10)$$

Note-se que esta integral é trivial no *logit*, pois  $\sigma_j = \sigma_{ij}$ , o que não é o caso na equação (10), descrita acima. Por sua vez, a probabilidade condicionada à escolha de um bem interno  $j$  ( $\sigma_{ji}$ ), ou seja, a fatia de mercado condicionada do bem interno  $j$  ( $s_{ji}$ ), é dada por:

$$s_{ji} = \sigma_{ji}(\alpha, p, \delta) = \frac{\sigma_j(\alpha, p, \delta)}{\sigma_I(\alpha, p, \delta)} \quad (11)$$

onde  $\sigma_I$  é a probabilidade de uma das mercadorias internas ser escolhida.

Para o modelo de demanda ML, a elasticidade-preço para um determinado bem  $l$  é dada por:  $\eta_{ll}(\alpha, p, \delta) = \frac{P_l}{s_{ll} \cdot \sigma_I} E_v[g(\alpha, v_i) \cdot \sigma_{il}(\alpha, p, \delta, v_i)(1 - \sigma_{il}(\alpha, p, \delta, v_i))]$  (12)

Por sua vez, a elasticidade da demanda agregada  $\eta_I$  (do conjunto formado pelos bens internos), também conhecida como elasticidade da indústria, é dada por:

$$\eta_I(\alpha, p, \delta) = \frac{E_v[g(\alpha, v_i) \cdot P_i(\alpha, p, \delta, v_i) \cdot \sigma_{i0}(\alpha, p, \delta, v_i)]}{\sigma_I} \quad (13)$$

onde  $P_i = \sum_{m=1}^N (\sigma_{im} \cdot p_m)$  e  $\sigma_{i0}(\alpha, p, \delta, v_i) = \frac{1}{1 + \sum_{m=1}^N \exp(g(\alpha, v_i)p_m + \delta_m)}$  é a probabilidade do

consumidor  $i$  escolher o produto externo.

Note-se que o sistema de equações formado por (11), (12) e (13) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$s_{ji} = \frac{|\eta_I| \cdot \sigma_j(\alpha, p, \delta)}{E_v[|g(\alpha, v_i)| \cdot P_i(\alpha, p, \delta, v_i) \cdot \sigma_{i0}(\alpha, p, \delta, v_i)]}; j=1, \dots, N \quad (14)$$

$$|\eta_{ll}| = \frac{|\eta_I| p_l}{s_{ll}} \frac{E_v[|g(\alpha, v_i)| \cdot \sigma_{il}(\alpha, p, \delta, v_i)(1 - \sigma_{il}(\alpha, p, \delta, v_i))]}{E_v[|g(\alpha, v_i)| \cdot P_i(\alpha, p, \delta, v_i) \cdot \sigma_{i0}(\alpha, p, \delta, v_i)]} \quad (15)$$

Para realizar a calibragem, admite-se que o analista (ou pesquisador) possui (ou impõe) o seguinte conjunto de informações: fatias de mercado  $s_{ji}$ ; vetor de preços  $p$ ; distribuição do termo do consumidor específico  $v$ ; elasticidade agregada  $\eta_I$ ; e elasticidade de um bem  $\eta_{ll}$ . Desta forma, o sistema-chave da metodologia, formado pelas  $N + 1$  equações (14) e (15), permite identificar as  $N + 1$  incógnitas (vetor  $N$ -dimensional  $\delta$  e escalar  $\alpha$ ),<sup>8</sup> o que completa a calibragem dos

8. Se  $\alpha$  fosse um vetor de dimensão maior que 1, e não um escalar como admitido aqui, o sistema seria, certamente, subidentificado. Por esta razão, postula-se um modelo ML com apenas um coeficiente aleatório com apenas um parâmetro. Se este é um modelo plausível é em grande parte uma questão empírica. Observe-se também que  $\alpha$  é determinista e, portanto, não possui desvio-padrão. O modelo pode ser facilmente

parâmetros da demanda que servirão como *inputs* para a simulação de mudanças de propriedades dos produtos no lado da oferta. Note-se que, apesar de exigirem informações extras sobre duas elasticidades, os parâmetros da demanda do ML podem ser determinados com um pequeno conjunto de dados sobre preços e quantidades (fatias). De fato, como nos exemplos a serem apresentados neste artigo, é possível determinar parâmetros da demanda e simular fusões (ou desinvestimento) com poucos produtos, algo infactível no contexto da abordagem econométrica.

### 3. Lado da oferta e simulação de desinvestimento

Determinar os parâmetros de demanda não é suficiente para realizar a simulação de desinvestimento; é preciso modelar o lado da oferta. Este trabalho segue o modelo de Bertrand, comumente adotado na literatura, no qual as empresas escolhem os preços dos produtos (diferenciados) simultaneamente em um jogo de um só estágio.

Em primeiro lugar, admite-se que cada firma  $f$  produz um subconjunto  $F_f$  dos bens ofertados neste mercado. Em competição num modelo de Bertrand, pode-se mostrar que o preço do produto  $j$ , produzido pela empresa  $f$ , a um custo marginal (constante)  $c_j$ , deve satisfazer a seguinte equação:

$$\sigma_j + \sum_{r \in F_f} (p_r - c_r) \frac{\partial \sigma_r}{\partial p_j} = 0 \quad j=1,2,\dots,N \quad (16)$$

Ou, de forma equivalente:

$$\sigma - (\Omega \Delta [p - c]) = 0 \quad (17)$$

onde  $\sigma$ ,  $p$  e  $c$  são vetores  $N \times 1$  que contêm  $\sigma_j$ , os preços e os custos marginais, respectivamente.

Além disso,  $\Delta$  e  $\Omega$  são matrizes  $N \times N$  cujo elemento característico  $(j, r)$  é definido como segue:

$$\Delta_{jr} = - \frac{\partial \sigma_r}{\partial p_j}$$

A matriz  $\Omega$  é definida da seguinte forma:

$$\Omega_{jr} = \begin{cases} 1 & \text{se } r \text{ e } j \text{ são produzidos pela mesma firma} \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

A decisão de preços dos bens externos é exógena por hipótese, e, portanto, não há interação estratégica com a decisão de preços dos bens internos. Note-se que (17) é flexível o

---

estendido para acomodar distribuição mais flexível adicionando outra elasticidade  $e$ , conseqüentemente, outra equação para o sistema de calibração.



suficiente para acomodar diferentes estruturas de mercado. A estrutura mais simples é aquela formada por empresas monoprodutos, que produzem apenas uma variedade. Outra forma de organização, mais comum, é formada por empresas multiprodutos, onde cada firma oferta vários produtos diferentes. Um terceiro exemplo é o monopólio ou cartel, onde uma empresa (ou associação) organiza a produção de todas as variedades disponíveis no mercado.

Uma suposição-chave em todos os modelos de simulação de fusão (ou desinvestimento) consiste em admitir que os preços observados anteriores à operação de concentração horizontal também são gerados pelo resultado de um equilíbrio de Bertrand.

Portanto, a equação (17) aplicada aos preços observados antes da fusão é dada por:

$$\sigma(p^{pre}) - (\Omega^{pre} \Delta(p^{pre}) [p^{pre} - c]) = 0 \quad (18)$$

Observe-se que  $p^{pre}$  representa o vetor de preços pré-simulação e que  $\Omega^{pre}$  é construído a partir da estrutura de propriedade pré-simulação. Desta forma, a equação (18) permite obter a seguinte fórmula analítica para os custos marginais:

$$c = p^{pre} - [(\Omega^{pre} \Delta(p^{pre}))^{-1} \sigma(p^{pre})] \quad (19)$$

Onde  $c$  é um vetor  $N$ -dimensional que coleta os custos marginais dos  $N$  produtos ofertados. Uma vez de posse dos parâmetros de demanda e oferta ( $\alpha$ ,  $\delta$  e  $\epsilon$ ), é possível calcular os preços de equilíbrio resultantes da nova estrutura de propriedade consistente com o novo cenário a ser simulado. De fato, os preços previstos ( $p^{sim}$ ) constituem a solução do sistema de equações representado na forma matricial por:

$$\sigma(p^{sim}) - (\Omega^{sim} \Delta(p^{sim}) [p^{sim} - c]) = 0 \quad (20)$$

Onde  $\Omega^{sim}$  é construído a partir da estrutura de propriedade consistente com o novo cenário a ser simulado.

#### 4. Exemplo 1: ilustração de simulação de desinvestimento

Para análises *ex-post*, a simulação de fusão pode ser utilizada para avaliar ganhos (ou perdas) dos consumidores decorrentes da decisão da autoridade antitruste. Para alcançar tal objetivo, modifica-se ligeiramente a sequência de passos tipicamente utilizada em simulação de fusões. Utilizam-se dados pós-fusão, fatias, preços, características e estrutura proprietária para estimar ou calibrar o modelo de demanda. Portanto,  $p^{pre}$  corresponde aos preços após a fusão, porém com estrutura de propriedade após desinvestimento imposto pela autoridade. O cenário simulado (contrafactual) consiste então em calcular quais seriam os preços  $p^{sim}$  caso tal decisão (de desinvestimento) não tivesse sido imposta.

Devido à simplicidade expositiva, utiliza-se calibragem da demanda para ilustrar a simulação de desinvestimento. A extensão para o caso econométrico é analiticamente simples, porém bem mais trabalhosa em relação à coleta de dados e ao processamento do modelo, especialmente se utilizado o método de Berry, Levinsohn e Pakes (1995). Neste exemplo,

utilizam-se dados fictícios para ilustrar a operação, e os principais *inputs* e *outputs* do modelo calibrado ML.

Para fins ilustrativos, define-se um mercado fictício com a presença de cinco marcas (ou produtos), denominadas A, B, C, D e E. Todas as marcas pertencem a empresas diferentes. As fatias de mercado são 30%, 25%, 20%, 15% e 10%, respectivamente. O preço do bem A é de 10 unidades monetárias. Os produtos B, C, D e E são vendidos por 8, 5, 4 e 2 unidades monetárias, respectivamente. Além disso, segue-se Berry, Levihsohn e Pakes (1999) e parametriza-se a utilidade marginal do consumidor em relação a preços de acordo com a forma funcional dada por  $g(\alpha, v_i) = -\alpha / v_i$ , em que o termo  $v_i$  segue uma distribuição binomial com probabilidade<sup>9</sup>  $p = 0,75$ . Adicionalmente, para executar a calibragem, são necessárias duas elasticidades. Atribui-se -1 para a elasticidade agregada (ou indústria) e -2 para elasticidade-preço da primeira marca.

O primeiro passo é a calibração do sistema de demanda ML, que consiste em resolver o sistema de cinco equações para o vetor de seis incógnitas  $(\alpha, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5)$ , de acordo com o sistema formado por (33) e (34). Encontram-se os valores  $\alpha = 302.22$ , para o parâmetro que compõe o coeficiente aleatório de preço  $g(\alpha, v_i)$ , e  $\delta = (0.87, 0.22, -0.74, -1.29, -2.22)$ , para o vetor que reúne os  $\delta_j$ .

Observe-se que  $\delta_j$  pode ser interpretado como qualidade do produto  $j$ , pois captura atributos, exceto preço, que determinam a utilidade do consumidor. A marca A possui a maior qualidade (0,87), e a marca E, a menor (-2,22), enquanto B e C assumem valores intermediários. Este exemplo simples mostra que os resultados do modelo são consistentes com o que é qualitativamente sugerido pelos dados em um mercado com bens diferenciados. Deve-se esperar que os consumidores percebam a marca A como produto superior, uma vez que, apesar de ser o mais caro, detém a maior fatia de mercado (30%). Pelo mesmo motivo, deve-se esperar que a marca E seja a menos desejada pelos consumidores, pois, apesar de ter os preços mais baixos, captura a menor fração do mercado (10%). Por sua vez, para as marcas B, C e D, que apresentam preços intermediários, devem-se esperar valores intermediários para os índices de qualidade.

De posse dos parâmetros da demanda, procede-se ao cálculo do principal resultado da simulação de pós-fusão: as previsões de mudança de preços em decorrência da reversão da decisão de desinvestimento. Em média, os preços (ponderados pelas fatias de mercado) após a simulação são 2,28% superiores. Observe-se também, a partir da tabela 1, que todas as marcas seriam mais caras caso o desinvestimento não tivesse sido imposto, e que as marcas que exibem a maior variação de preços (a marca A, com um aumento de 5,88%, e a marca B, com 8,96%) são aquelas diretamente atingidas pela imposição de desinvestimento.

9. Alternativamente, pode ser utilizada distribuição contínua como uma *log-normal* com parâmetros pré-estimados da distribuição de renda de consumidores (Berry, Levinsohn e Pakes, 1995).

TABELA 1  
**Aumento de preços: firma B pertence a firma A no cenário simulado**

Firma	Preço simulado	Preço pré-simulação	Variação (%)
A	10,58	10	5,88
B	8,69	8	8,96
C	5,01	5	0,29
D	4,01	4	0,28
E	2,01	2	0,38

Elaboração dos autores.

Como em outros modelos baseados na calibração, uma forma de avaliar a confiança nos resultados é a realização de análise de robustez em relação à informação passível de maior discussão: o conjunto de elasticidades que o analista impõe ao modelo. Logo, a análise de sensibilidade baseia-se na execução do mesmo modelo com elasticidades diferentes, mas mantém todo o resto igual. Toma-se o conjunto  $\{-0,5, -1, -1,5\}$  para a elasticidade da indústria e o conjunto  $\{-2, -2,5, -3\}$  para a elasticidade-preço do produto A, e seleciona-se o aumento médio dos preços como o resultado representativo da simulação de desinvestimento.

TABELA 2

### Análise de sensibilidade

Elasticidade da indústria	Elasticidade própria		
	-2	-2,5	-3
-0,5	3,31	1,77	0,43
-1	2,28	1,75	0,73
-1,5	-	1,17	1,12

Elaboração dos autores.

A análise de sensibilidade (tabela 2) mostra que os preços simulados variam de 0,43% a 3,31%, o que representa um intervalo pequeno e indicativo de que o desinvestimento não se mostrou remédio eficaz na contenção de aumentos de preços, levantando preocupações sobre a decisão da autoridade antitruste.

## 5. Exemplo 2: Ambev

### 5.1 Contexto

Esta subseção aplica o modelo de simulação de desinvestimento ao notório caso Ambev, empresa resultante da fusão, anunciada em 1999, entre Antarctica e Brahma. O ato de concentração envolvia principalmente dois mercados relevantes: refrigerantes e cervejas. Esta subseção limita-se a avaliar o segundo mercado, visto que o primeiro não suscitou significativas preocupações anticompetitivas, devido ao domínio da Coca-Cola no setor.

No mercado de cervejas, a fusão envolveu as duas maiores empresas do setor (Antarctica e Brahma). De fato, no ano do anúncio da fusão, conforme a tabela 3, é possível verificar que a empresa Brahma, que já possuía a marca Skol, detinha 48,1% do mercado, e a outra empresa, a Antarctica – que também possuía a marca Bavaria –, era responsável por 25,4 % da produção total, criando assim a Ambev, com participação de 73,5%. Outra medida, o HHI, também reflete a concentração decorrente da operação. Em 1999, o HHI já era elevado (3277.44). No entanto, o HHI pós-fusão (5720.92) expõe um forte aumento da concentração.

TABELA 3

**Brasil: participação e preços no mercado cervejas, segundo marcas (1999)**  
(Em %)

Firma	Participação
Brahma	24,4
Skol <sup>1</sup>	23,7
Brahma e Skol	48,1
Antarctica	18,3
Bavaria <sup>1</sup>	7,1
Antarctica e Bavaria	25,4
Kaiser	15,9
Schincariol	7,5
Outras	3,1

Fonte: Brasil (2000, p. 26).

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Skol e Bavaria pertenciam em 1999 a Brahma e Antarctica, respectivamente.

Apesar das preocupações naturalmente decorrentes de fusões desse porte, o Cade considerou que as eficiências e, especialmente, a presença de rivalidades constituíram fatores importantes para a aprovação do ato de concentração. Com o objetivo de viabilizar a entrada de um novo concorrente, a Ambev assinou termo de compromisso com o Cade que previa a venda da marca Bavaria para um novo entrante. A venda da Bavaria concretizou-se apenas em 2001, quando foi adquirida pela cervejaria canadense Molson. Trata-se, portanto, de uma decisão passível de ser analisada com o arcabouço desenvolvido nesta seção.

*Dados, método e resultados*

Na tabela 4, encontram-se as participações das marcas e das empresas em 2001, após a venda da marca Bavaria para a Molson. Verifica-se que quase todas as marcas perderam fatia de mercado. A exceção é a Skol, que teve sua participação aumentada de 23,7% para 32,6%, e a Schincariol, de 7,5% para 8,9%.

TABELA 4

**Brasil: participação no mercado cervejas, segundo marcas (1999)**

(Em %)

Firma	Participação
Brahma	22,1
Skol	32,6
Antarctica	15,0
Ambev	69,9
Kaiser	13,6
Schincariol	8,9
Bavaria (Molson)	3,5
Outras	4,3

Fonte: Farina e Azevedo (2003).

Com os dados apresentados, a escolha do método PCAIDS é imediata, pois é o único que prescinde de preços para realizar simulação. Bastam, além das informações sobre as participações de mercado, informações sobre elasticidades.

Os pesquisadores deste trabalho não tiveram acesso a bases de dados mais detalhadas. Idealmente, com dados da empresa de pesquisa Nielsen – que provê informações detalhadas em níveis desagregados tanto na dimensão do produto quanto na dimensão do tempo e do espaço –, seria possível estimar a demanda por meio de métodos econométricos descritos nesta seção para a realização de simulações de cenários contrafatuais. Na ausência de dados mais detalhados, a calibragem se mostra útil, apesar das suas limitações, pois permite recuperar os parâmetros da demanda de forma parcimoniosa e assim realizar as simulações de interesse.

O contrafactual (cenário simulado) consiste na estrutura de mercado decorrente da não aplicação da medida de desinvestimento (venda da Bavaria). Atribui-se -1 para a elasticidade agregada (ou indústria) e -2 para elasticidade-preço da primeira marca. Estes valores são motivados pelo estudo econométrico apresentado por ocasião da análise da operação (Cysne *et al.*, 2001).

TABELA 5

**Varição de preços decorrentes da não alienação da marca Bavaria**

(Em %)

Firma	Varição
Brahma	8,4
Skol	8,4
Antarctica	8,4
Bavaria	64,2
Kaiser	3,1
Schincariol	3,1
Outras	3,0
Agregado	8,9

Elaboração dos autores.

Caso a alienação da marca Bavaria não tivesse ocorrido, os preços seriam em média 8,9% maiores, aumento comandado especialmente pelas marcas da Ambev, para as quais se verificam variações de 8,4% (Brahma, Skol e Antarctica). O aumento de maior destaque é o da própria Bavaria (64,2%). Do ponto de vista da análise de defesa da concorrência, o resultado da simulação se alinha à decisão do Cade de impor a venda da marca Bavaria para um novo entrante, evitando apreciação significativa dos preços.

A análise de sensibilidade baseia-se na execução do mesmo modelo com elasticidades diferentes, mas mantém todo o resto constante. Utiliza-se neste trabalho o conjunto  $\{-0,5, 0,75, 1,0\}$  para a elasticidade da indústria e  $\{-1,5, -2,0, -2,5\}$  para a elasticidade-preço da marca Brahma. Seleciona-se o aumento médio dos preços como o resultado representativo da simulação de desinvestimento.

TABELA 6

**Análise de sensibilidade**

(Em %)

Elasticidade da indústria	Elasticidade própria		
	-1,5	-2	-2,5
-0,5	*	26,1	14,5
-0,75	42,8	15,4	10,4
-1	11,5	8,9	7,4

Elaboração dos autores.

Obs.: (\*) modelo não convergiu.

A análise de sensibilidade (tabela 6) mostra que os preços simulados variam de 7,4% a 42,8%, o que representa um intervalo grande, porém indicativo de que o desinvestimento se mostrou um remédio eficaz na contenção de aumentos de preços. No cenário mais conservador (mais elástico), caso a alienação da marca Bavaria não tivesse ocorrido, os preços seriam em média 7,4% maiores, aumento verificado no cenário mais elástico, no qual a elasticidade da indústria e da marca Brahma são -1 e -2,5, respectivamente.

## 6. Considerações finais

A combinação de estimação (ou calibragem) de demanda com simulação *ex-ante* já compõe o conjunto de ferramentas analíticas de agências de defesa da concorrência, notoriamente o FTC, a Comissão Europeia e o Cade. Este artigo contribui para a literatura ao demonstrar como realizar simulação *ex-post* em uma simulação de desinvestimento e deve servir como referência para pesquisadores e guia para os que aplicam tais metodologias em casos reais.

Este artigo apresenta a versão calibrada. No entanto, as simulações de desinvestimento podem ser realizada por meio da econometria caso conjunto de dados mais extenso esteja disponível. De fato, a abordagem econométrica normalmente exige a coleta de um conjunto de dados abrangente (preços, quantidades, deslocadores de demanda e custo, além de instrumentos) e, em algumas versões, os modelos apresentam elevada carga computacional (Berry, Levinsohn e Pakes, 1995; Nevo, 2000a; 2001).

Por fim, deve-se ressaltar que nenhum estudo econométrico ou calibrado de estimação de demanda e simulação (*ex-ante* ou *ex-post*) deve ser tomado como evidência única ou definitiva sobre os efeitos de uma fusão ou desinvestimento. Idealmente, tais estudos devem ser acompanhados de outras avaliações quantitativas ou qualitativas para avaliar de forma abrangente atos de concentração ou decisões de desinvestimento.

## 7. Referências

- BERRY, S. Estimating discrete-choice models of product differentiation. **Rand Journal**, v. 25, n. 2, p. 242-262, 1994.
- BERRY, S.; LEVINSOHN, J.; PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. **Econometrica**, v. 63, n. 4, p. 841-890, 1995.
- \_\_\_\_\_. Voluntary export restraints on automobiles: evaluating a trade policy. **American Economic Review**, v. 89, n. 3, p. 400-430, 1999.
- BUCCIROSSI, P. *et al.* **Ex-post review of merger control decisions**. Brussels: European Commission, 2006.
- BUDZINSKI, O.; RUHMER, I. Merger simulation in competition policy: a survey. **Journal of Competition Law & Economics**, v. 6, n. 2, p. 277-319, 2009.
- CYSNE, R. P. *et al.* Demanda por cerveja no Brasil: um estudo econométrico. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 2, p. 249-268, 2001.

- DAVIS, P.; GARCÉS, E. **Quantitative techniques for competition and antitrust analysis**. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 312-326, 1980.
- EPSTEIN, R. J.; RUBINFELD, D. L. Merger simulation: a simplified approach with new applications. **Antitrust Law Journal**, v. 69, n. 3, p. 883-912, 2002.
- FARRELL, J.; PAUTLER, P.; VITA, M. Economics at the FTC: retrospective merger analysis with a focus on hospitals. **Review of Industrial Organization**, v. 35, n. 4, p. 364-385, 2009. Disponível em: <<http://tinyurl.com/nvye8rh>>.
- FARRELL, J.; SHAPIRO, C. Horizontal mergers: an equilibrium analysis. **American Economic Review**, v. 80, n. 1, p. 107-126, 1990.
- FTC – FEDERAL TRADE COMMISSION. **A study of the Commission's divestiture process**. Washington: FTC, 1999. Disponível em: <<http://tinyurl.com/FTC1999>>.
- HAUSMAN, J.; LEONARD, G.; ZONA, J. Competitive analysis with differentiated products. **Annales d'Economie et de Statistique**, n. 34, p. 159-180, 1994.
- HOSKEN, D. *et al.* **Demand system estimation and its application to horizontal merger analysis**. Washington: FTC, 2002.
- HUSE, C.; SALVO, A. Estimaco e identificaco de demanda e de oferta. *In*: FIÚZA, E. P. S.; MOTTA, S. R. (Ed.). **Métodos quantitativos em defesa da concorrência e regulaco econômica**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.
- LAGERLOF, J.; HEIDHUES, P. On the desirability of an efficiency defense in merger control. **International Journal of Industrial Organization**, v. 23, n. 9-10, p. 803-827, 2005.
- LANCASTER, K. A new approach to consumer theory. **Journal of Political Economy**, v. 74, n. 2, p. 132-157, 1966.
- MCFADDEN, D. Econometric models of probabilistic choice. *In*: MANSKI, C.;
- MCFADDEN, D. (Ed.). **Structural Analysis of Discrete Data**. Cambridge, United States: MIT, 1981. p. 189-272.
- MOTTA, M. **Competition policy: theory and practice**. Cambridge, England: Cambridge University Press, 2004.
- MOTTA, M.; SALGADO, L. H. **Política de concorrência – teoria e prática e sua aplicaco ao Brasil**. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2015. 336 p.
- NEVO, A. A practitioner's guide to estimation of random-coefficients logit models of demand. **Journal of Economics & Management Strategy**, v. 9, n. 4, p. 513-548, 2000a.
- \_\_\_\_\_. Mergers with differentiated products: the case of the ready-to-eat cereal industry. **Rand Journal of Economics**, v. 31, n. 3, p. 395-421, 2000b.



- \_\_\_\_\_. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. **Econometrica**, v. 69, n. 2, p. 307-342, 2001.
- NEVO, A.; WHINSTON, M. Taking the dogma out of econometrics: structural modeling and credible inference. **Journal of Economic Perspectives**, v. 24, n. 2, p. 69-82, 2010.
- SCHUMANN, L. **The effects of FTC antitrust challenges on rival firms 1981-1987: an analysis of the use of the stock returns to determine the competitive effect of horizontal mergers**. Washington: FTC, 1989. Disponível em: <<http://tinyurl.com/p6eftjd>>.
- DeSOUZA, S. de. **Análise empírica de modelos agregados de demanda**. Fortaleza: Caen/UFC, 2009a. (Working Paper).
- \_\_\_\_\_. **Antitrust mixed logit model**. Fortaleza: Caen/UFC, 2009b. Mimeografado.
- STILLMAN, R. Examining antitrust policy towards horizontal mergers. **Journal of Financial Economics**, v. 11, p. 225-240, 1983.
- WERDEN, G. J.; FROEB L. M. The effects of mergers in differentiated products industries: logit demand and merger policy. **Journal of Law, Economics, & Organization**, v. 10, p. 407-26, 1994.
- \_\_\_\_\_. Unilateral competitive effects of horizontal mergers. *In*: BUCCIROSSI, P. (Ed.). **Handbook of Antitrust Economics**. Cambridge, United States: MIT Press, 2008.