



Insper

Business and Economics  
Working Papers

BEWP 098/2010

Gasto em P&D e poder de  
mercado: teoria e evidência

Eduardo Correia  
Rodrigo Moita

# Gasto em P&D e Poder de Mercado: Teoria e Evidência

Eduardo Correia<sup>1</sup>

Rodrigo Moita<sup>2</sup>

## Resumo

Este artigo analisa a relação entre gasto em P&D e poder de mercado na indústria brasileira usando uma base de dados nova: a pesquisa IBMEC-Sensus 2008. Embora consideravelmente menor do que a base da PINTEC 2005, a base IBMEC-Sensus tem como diferenciais o fato de incluir também empresas do setor de serviços (e não só da indústria de transformação) e de incorporar em seu questionário uma estimativa da elasticidade da demanda. Trazemos aqui, também, uma contribuição metodológica para a literatura empírica aplicada ao caso brasileiro: usamos o modelo de Aghion et al. (2002) para fornecer uma justificativa teórica para a especificação econométrica, e em consonância com esse modelo adotamos como medida de poder de mercado o índice de Lerner (IL), e não o índice de concentração de Hinfirdahl-Hirschman (IHH), como feito em outros trabalhos. Os resultados obtidos não rejeitam a hipótese de uma relação entre P&D e poder de mercado na forma de U invertido, portanto de acordo com a teoria proposta por Aghion et al. (2002); porém, essa relação é fruto da determinação simultânea das duas variáveis, não havendo uma relação de causalidade entre poder de mercado e P&D.

## Abstract

This paper analyses the relationship between R&D and market power in the Brazilian economy, using a new database: the IBMEC-SENSUS 2008 survey. Although considerably smaller than IBGE's (Brazilian Institute of Geography and Statistics) PINTEC 2005, our database has the differential of including not only companies from the manufacturing sector, as PINTEC does, but also from the agricultural and services sectors, and having information about the demand elasticity faced by the firm. We methodologically justify the inverted-U relationship between market power and R&D, already found in the Brazilian empirical literature on the subject, using the theoretical model of Aghion et al. (2002). According to the model, we use the Lerner Index as a measure of market power instead of the less accurate HHI (Hinfirdahl-Hirschman-Index). Our results show that an inverted U relationship is observed in the data, but also that this relationship relies on the simultaneous determination of R&D expenditure and market power.

**Palavras chave:** pesquisa e desenvolvimento, poder de mercado.

**Códigos JEL:** L1 , O31

---

<sup>1</sup> Insper/Ibmec São Paulo.

<sup>2</sup> Insper/Ibmec São Paulo.

## 1. Introdução

Este artigo procura analisar a relação entre P&D e poder de mercado na indústria brasileira. O debate sobre como a estrutura do mercado afeta o incentivo à inovação vem de longa data, tendo provavelmente como marco inicial o trabalho de Schumpeter (1950) que afirmava que empresas maiores, e com maior poder de mercado, gastariam proporcionalmente mais em P&D. Desde então uma extensa literatura sobre o tema se desenvolveu, com destaque para os trabalhos pioneiros de Kamien e Schwartz (1982), Scherer (1980) e Cohen, Levin e Mowery (1987), e, mais recentemente, Aghion et al. (2002). O presente trabalho pretende contribuir para esse debate usando uma base de dados da indústria brasileira, a pesquisa IBMEC-Sensus 2008.

A maioria dos trabalhos aplicados à indústria brasileira, que revisamos na seção seguinte, utiliza a base de dados da PINTEC (Pesquisa de Inovação Tecnológica) do IBGE (instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), compreendendo cerca de 12000 observações (empresas) na sua edição de 2005, ao passo que a pesquisa IBMEC-Sensus 2008 é muito menor – apenas 371 observações. Assim, é importante justificar a escolha da nossa base: em primeiro lugar, a pesquisa IBMEC-Sensus tem como diferencial o fato de incluir também empresas do setor de serviços, e não só da indústria de transformação. Em segundo lugar, nossa base traz informações sobre um fundamento importante: a elasticidade da demanda dos diversos setores, ou bens “carro – chefe” das empresas. Essa segunda característica da nossa base está relacionada com um aspecto metodológico importante, que distingue nosso trabalho dos demais revisados na seção seguinte: a escolha da medida de poder de mercado.

Os trabalhos aplicados à indústria brasileira, e que investigam a relação entre inovação (ou gasto em P&D) e poder de mercado, utilizam sempre o índice de concentração de Hinderdahl-Hirschman (IHH) como medida de poder de mercado. Já nós partimos do modelo teórico de Aghion *et al* (2002) para fornecer uma justificativa teórica para a especificação econométrica, e em consonância com esse modelo adotamos como medida de poder de mercado o índice de Lerner (IL). O IHH é uma medida pouco robusta, dependendo fortemente da definição do mercado de um certo produto, seus limites geográficos, etc. Com efeito, pela teoria dos mercados contestáveis (Baumol 1982), sabemos que um alto IHH pode coexistir com uma baixo IL, por exemplo porque um monopolista atua num mercado onde as importações são livres, embora a quantidade importada seja zero.

Do ponto de vista puramente empírico, também encontramos uma justificativa para usar o IL, ao invés do IHH. Uma vez que todas as empresas respondentes da pesquisa IBMEC-Sensus encontram-se listadas no Balanço Anual da Gazeta Mercantil, uma base muito mais ampla, com mais de 6000 observações, nós usamos essa última base para computar o IHH e o índice de IL para setores a 2 e a 3 dígitos de desagregação. Como seria de se esperar, encontramos uma correlação positiva entre essas duas medidas; mas essa correlação é relativamente baixa (35 % a 2 dígitos e 22% a 3 dígitos), e por isso ao trabalharmos com o IL acreditamos estar trazendo alguma informação nova em relação aos trabalhos que já haviam utilizado o IHH para a indústria brasileira.

Assim, para Aghion *et al* (2002), a variável explicativa adequada para se testar a hipótese Schumpeteriana sobre a relação entre gasto em P&D e poder de mercado é o Índice de Lerner (IL). O IL refletiria o grau de “*product market competition*” (PMC), uma característica da “estrutura” de mercado. Contudo, como descrito por Schmalensee (1989), sabe-se em Organização Industrial que os trabalhos empíricos do paradigma “estrutura-conduta-desempenho” apresentam problemas; basicamente porque a “estrutura” (no caso, o índice de concentração ou o índice de Lerner), variável explicativa desse paradigma, é na verdade endógena. Na literatura de crescimento endógeno, por exemplo nos modelos de *quality ladder* de Aghion & Howitt (1992) ou de Grossman & Helpman (1991), isso fica ainda mais claro: firmas inovadoras (um aspecto de “desempenho”) são capazes de fazer *limit-pricing*, jogando os concorrentes para fora do mercado, e tornando-se monopolistas. A fim de resolver esse problema de endogeneidade, Aghion *et al.* (2002) utilizam como variáveis instrumentais uma série de leis e medidas de regulação da concorrência adotadas no Reino Unido nos anos 70 e 80, que teriam impactado exogenamente (i.e., sem serem elas mesmas afetadas pela performance inovadora) os ILs dos diversos setores.

Neste trabalho nós usaremos uma estimativa da elasticidade-preço da demanda percebida pela firma, como um instrumento para o poder de mercado medido pelo índice de Lerner. Essa informação é obtida da pesquisa IBMEC-Sensus, e constitui o principal diferencial desta pesquisa para o propósito deste trabalho.

Quanto aos resultados que obtivemos, eles divergem de evidências anteriores para a indústria brasileira, e concordam parcialmente com os de Aghion *et al* (2002): uma relação em U-invertido (“*inverted U*”) entre gasto em P&D e poder de mercado é estatisticamente significativa quando usamos o Índice de Lerner (IL), mas não quando usamos o índice de concentração de Hinfedahl-Hirschman (IHH). Entretanto, quando usamos o inverso da elasticidade da demanda como variável instrumental, verificamos que embora esse seja um instrumento forte para explicar o Índice de Lerner, a relação em U-invertido deixa de ser significativa. Comparando nossas estimativas de modelos OLS e Tobit com modelos Probit, também concluímos que o poder de mercado (IL) é significativo em explicar o montante gasto em P&D (mesmo controlando para o tamanho da firma e outras variáveis como “oportunidade tecnológica”, “perfil exportador”, etc.), mas não a probabilidade de uma firma fazer P&D.<sup>3</sup>

O restante deste trabalho está organizado da seguinte maneira: a próxima seção (2) revê a literatura empírica aplicada ao caso brasileiro; a seção 3 traz uma breve e informal descrição do modelo de Aghion *et al* (2002), a fim de dar ao leitor uma intuição sobre a relação em “*inverted U*”; a seção 4 apresenta as bases de dados que utilizamos: IBMEC-Sensus 2008 e Balanço Anual da Gazeta Mercantil, com ênfase nas distribuições

---

<sup>3</sup> Este último resultado guarda uma analogia interessante com os testes da “hipótese Schumpeteriana” feitos por Cohen, Levin e Mowery (1987, pg. 1), que concluem que “*Only one size-related effect withstands scrutiny: although neither measure of size influences the behavior of R&D performers [isto é, o montante gasto em P&D], business unit size does affect the probability of conducting R&D.*” No nosso caso, usando a amostra IBMEC-Sensus 2008, concluímos exatamente o contrário sobre o “poder de mercado” (Índice de Lerner), controlando, é claro, para o tamanho das empresas.

setoriais dos índices de Lerner e Hinfirdahl-Hirschman; a seção 5 traz os resultados econométricos; a seção 6 conclui.

## 2. Uma breve revisão da literatura aplicada ao caso brasileiro

Na literatura de OI empírica, Cohen, Levin e Mowery (1987) batizaram de “Hipóteses Schumpeterianas”: (i) inovação cresce mais do que proporcionalmente com o tamanho das firmas; (ii) inovação cresce com a concentração ou o poder de mercado. Nos últimos anos, uma série de estudos procurou testar essas hipóteses para a indústria brasileira, usando diferentes metodologias, diferentes bases de dados e diferentes variáveis como *proxies* para “inovação”, “tamanho”, “poder de mercado”, etc.

Jensen, Menezes-Filho e Sbragia (2004) testaram a hipótese (i) usando um painel não balanceado de 420 empresas durante 5 anos (1994 a 1998), com dados da ANPEI. Eles obtiveram uma elasticidade do gasto em P&D em relação ao faturamento igual a 0.65, portanto rejeitando a hipótese de que “inovação” cresce mais que proporcionalmente ao tamanho das firmas.

Kennebley, Porto e Pazello (2005) dispõem de uma base bem mais ampla, a da PINTEC 2000, com 10000 firmas. O método não-paramétrico utilizado, *classification trees*, permite determinar qual é a combinação (ordenada) de variáveis independentes que melhor prevê uma variável dependente binária, que assume valor 1 quando, de acordo com o questionário da PINTEC 2000, uma firma introduziu alguma inovação no período de análise, e valor 0 caso contrário. Usando a definição mais ampla de “inovação” (incluindo também a possibilidade de a firma ter feito algo que representa uma inovação apenas para ela mesma), descobre-se que “tamanho” é a segunda variável explicativa mais importante, depois de “perfil exportador”. Usando a definição estrita de inovação (inovação em relação ao mercado brasileiro), descobre-se ou que o tamanho da firma está longe de ser a variável mais importante para explicar o comportamento inovador, ou que não há uma relação monótona entre tamanho e inovação.

Pires-Alves e Rocha (2007) questionam esse último resultado de Kennebley *et al* (2005), apontando para o fato de que muitas firmas pequenas da base PINTEC 2000 responderam terem feito alguma inovação ao mesmo tempo em que tiveram gasto zero em P&D. Adotando, assim, uma variável dependente binária que vale 1 quando a firma teve gasto positivo em P&D e 0 caso contrário, Pires-Alves e Rocha (2007) rodam com a PINTEC diversos modelos *probit* que sugerem os seguintes fatos estilizados: (iii) firmas grandes têm maior probabilidade de fazerem P&D e (iv) a probabilidade de uma firma fazer P&D cresce com o poder de mercado, que é medido através do índice de concentração de Herfindahl. Contrariando uma tendência já apontada por Cohen, Levin e Mowery (1987), esses resultados com variáveis estruturais resistem à introdução de *dummies* de setor e de variáveis de “oportunidade tecnológica”. Pires-Alves e Rocha (2007) também realizam um teste mais direto das hipóteses (i) e (ii) acima, tomando como variável dependente em modelos *tobit* a “intensidade de P&D” (gasto em P&D /

receita de vendas). Basicamente, para a indústria brasileira como um todo, os resultados apontam para intensidade de P&D dependendo positivamente de tamanho da firma (medido pelo número de funcionários) e poder de mercado.

Agora, é importante situar nossa contribuição em relação a essa literatura. Como fica claro na seção 1 acima, nosso foco é na relação entre gasto em P&D (tanto em nível quanto em probabilidade) e poder de mercado, de modo que Pires-Alves e Rocha (2007) são nossos interlocutores mais importantes. Enquanto esses autores obtêm uma relação em U-invertido entre gasto em P&D e o Índice de Herfindahl-Hirschman usando a PINTEC 2005, na seção 5 abaixo veremos que na pesquisa IBMEC-Sensus essa relação não é significativa usando o IHH, e sim usando o Índice de Lerner. No entanto, observamos que há simultaneidade entre gasto em P&D e poder de mercado.

Outras questões mencionadas nesta revisão da literatura são abordadas apenas marginalmente, quando olhamos para os controles usados em nossas regressões: tamanho da firma, setor da firma, se a firma é exportadora, etc.<sup>4</sup>

### 3. Inovação e Concorrência, uma relação em U-invertido

Existem evidências empíricas de que gasto em P&D e poder de Mercado têm uma relação em U-invertido: Pires Alves e Rocha (2007), por exemplo, usam em suas regressões o IHH e o IHH elevado ao quadrado como variáveis explicativas, obtendo coeficientes estimados que são respectivamente positivo e negativo. O objetivo desta seção é dar a essa regularidade empírica uma base teórica, base que mais tarde, na seção 5, nós iremos usar para justificar as especificações de nossos modelos econométricos. Para isso, usamos o arcabouço desenvolvido originalmente por Aghion *et al* (2002).

Em modelos Schumpeterianos tradicionais de crescimento endógeno, as firmas inovam (lançando novos produtos ou novos métodos de produção) esperando com isso capturar renda de monopólio. Líderes tecnológicos jogam firmas mais atrasadas para fora do mercado via *limit pricing*. Esse comportamento dos líderes só é possível quando os bens são substitutos perfeitos. Por outro lado, devido a “vazamentos de conhecimento” (*knowledge spillovers*) que afetam o cálculo de ganhos incrementais versus custos incrementais, líderes tecnológicos não têm incentivo para inovar ainda mais, acima do seu próprio estado-da-arte. Nesse contexto, um aumento da concorrência (PMC, *product market competition*) provoca uma queda na taxa de inovação da indústria. Era isso o que acontecia nos modelos “*quality ladder*” de 1ª geração, como os de Grossman e Helpman

---

<sup>4</sup> Apenas a título de curiosidade, quando rodamos o mesmo tipo de regressão que Jensen, Menezes-Filho e Sbragia (2004), i.e.,  $\ln(\text{gasto em P \& D}_i) = \beta_1 \cdot \ln(\text{receita}_i) + \beta_2 \cdot \text{dummy de setor}_i + \varepsilon_i$ , onde  $i$  denota a firma, encontramos uma elasticidade do gasto em P&D em relação ao faturamento igual a 0.42 na amostra IBMEC-Sensus 2008, portanto também rejeitando a hipótese Schumpeteriana de que “inovação” cresce mais que proporcionalmente ao tamanho das firmas.

(1991) ou Aghion e Howitt (1992). Comparado com isso, a grande mudança de hipótese em Aghion *et al* (2002) é que dentro da mesma indústria “variedades” do mesmo bem são substitutas imperfeitas, de modo que retardatários tecnológicos têm lucro maior do que zero, o que por sua vez fará com que mudanças na competição afetem de forma mais complexa os incentivos à inovação.

Nesta versão de nosso trabalho, não apresentaremos formalmente o arcabouço de Aghion *et al* (2002).<sup>5</sup> Passaremos apenas a intuição por trás do novo resultado teórico: numa certa indústria, até um certo ponto, uma redução na concorrência tem impacto positivo sobre o crescimento via inovação; mas aumentos sucessivos no poder de mercado acabarão reduzindo a taxa de inovação, caracterizando-se assim a relação em U-invertido.

Primeiramente, note que nessa nova situação (quando, dentro da mesma indústria “variedades” do mesmo bem são substitutas imperfeitas, de modo que retardatários tecnológicos têm lucro maior do que zero) uma certa indústria pode se encontrar em 2 diferentes estados: uma indústria “nivelada” (“*leveled*” ou “*neck and neck*”) é uma na qual todas as firmas têm a mesma tecnologia. Chamemos os lucros correspondentes de  $\pi_0$ . Ou então uma indústria pode ser tal que há um líder tecnológico que está um passo além dos seguidores, i.e., uma indústria “desnivelada” (“*unleveled*”). Chamemos os lucros correspondentes de  $\pi_1$  (do líder) e  $\pi_{-1}$  (dos seguidores). Faz sentido assumirmos  $\pi_{-1} < \pi_0 < \pi_1$ .

A seguir, chamemos de  $N$  a “intensidade agregada de inovação”<sup>6</sup>:

$$N = \underbrace{\mu_L}_{\substack{\text{proporção} \\ \text{de indústrias} \\ \text{"leveled"}}} \cdot n_0 + \underbrace{\mu_U}_{\substack{\text{proporção} \\ \text{de indústrias} \\ \text{"unleveled"}}} \cdot n_{-1} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow dN \cong \mu_L \cdot dn_0 + \mu_U \cdot dn_{-1} \quad (1)$$

Onde  $n_0$  e  $n_{-1}$  denotam gastos em P&D, ou investimento em inovação, por firmas “niveladas” e seguidoras, respectivamente. Recorde que, nesta classe de modelos, líderes não têm incentivo para inovar em cima do seu próprio nível tecnológico.

Agora, como será que os pesos  $\mu_L$  e  $\mu_U$  dependem, por sua vez, da PMC? Quando a PMC é baixa, o diferencial ( $\pi_1 - \pi_0$ ) é pequeno, e portanto o esforço  $n_0$  para se desnivelar e virar líder é baixo, de modo que uma indústria nivelada leva um longo tempo para se tornar desnivelada. Por outro lado, sob uma baixa PMC o diferencial ( $\pi_0 - \pi_{-1}$ ) é grande, e portanto um seguidor numa indústria desnivelada tem um grande

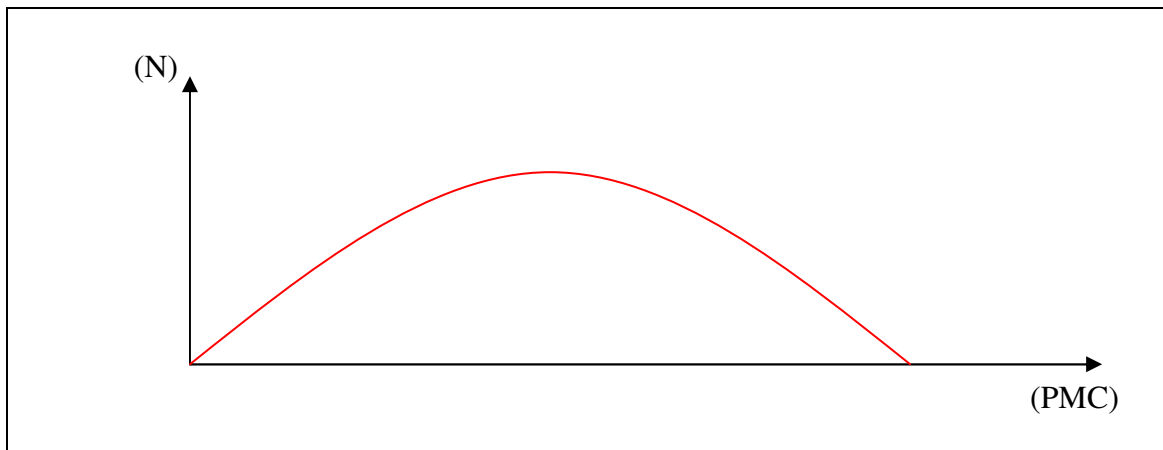
<sup>5</sup> O leitor interessado pode ir diretamente à fonte original, ou pedir-nos a versão completa do nosso *working paper*.

<sup>6</sup> No modelo original, essa “intensidade agregada de inovação” é o montante de recursos reais aplicados em P&D, tendo, assim, uma correspondência perfeita com a nossa variável dependente “gasto em P&D”.

incentivo para inovar (alto  $n_{-1}$ ), de modo que uma indústria desnivelada tende rapidamente a passar a nivelada. Assim, sob uma baixa PMC, uma indústria típica vai passar a maioria do tempo sendo uma indústria nivelada, o que significa um grande peso  $\mu_L$  e um pequeno  $\mu_U$ . De modo que nesse caso o que predomina é o efeito de mudanças na PMC sobre  $n_0$ : um aumento na PMC vai reduzir  $\pi_0$  e elevar o diferencial  $(\pi_1 - \pi_0)$ , despertando o incentivo para uma firma nivelada inovar, i.e., aumentando  $n_0$ . É isso que Aghion *et al* (2002) chamam de “*Escape-Competition Effect*”. Resumindo, quando a PMC é baixa, mais PMC leva a mais inovação no agregado.

Pelo contrário, quando a PMC é alta, o diferencial de lucros  $(\pi_1 - \pi_0)$  também é alto e portanto alguém que está numa indústria nivelada tem um alto incentivo para inovar  $\rightarrow$  alto  $n_0$ , e uma indústria nivelada leva pouco tempo para passar a desnivelada. Por outro lado, quando a PMC é alta, é baixo o diferencial  $(\pi_0 - \pi_{-1})$ , e portanto um seguidor numa indústria desnivelada não tem grande incentivo para inovar  $\rightarrow$  baixo  $n_{-1}$ , e uma indústria desnivelada leva um longo tempo para passar a nivelada. Assim, sob uma alta PMC, uma indústria típica vai passar a maioria do tempo sendo uma indústria desnivelada, o que significa um grande peso  $\mu_U$  e um pequeno  $\mu_L$ . De modo que nesse caso o que predomina é o efeito de mudanças na PMC sobre  $n_{-1}$ : um aumento na PMC vai reduzir  $\pi_0$  e com ele o diferencial  $(\pi_0 - \pi_{-1})$ , reduzindo o incentivo para um seguidor inovar, i.e., reduzindo  $n_{-1}$ . É isso que Aghion *et al.* (2002) chamam de “*Schumpeterian Effect*”. Resumindo, quando a PMC já é alta, mais PMC leva a menos inovação no agregado.

**FIGURA 1:** a relação em U-invertido entre PMC e inovação agregada (N)



Uma questão importante para a análise empírica é: mas como a PMC é parametrizada no modelo? Aghion *et al* (2002) assumem que em cada indústria  $j$  existem 2 variedades do mesmo bem,  $A$  e  $B$ , produzidas por dois oligopolistas, e que o argumento que entra na função utilidade dos consumidores é  $x_j$ , uma espécie de “agregado” dessas duas variedades, dado por:

$$x_j = \left( x_{Aj}^{\alpha_j} + x_{Bj}^{\alpha_j} \right)^{\frac{1}{\alpha_j}} \quad (2)$$

, onde  $0 < \alpha_j < 1$ , e  $x_A$  e  $x_B$  são as quantidades produzidas pelos oligopolistas.

Na expressão (2),  $\alpha_j$  é o parâmetro que captura a **elasticidade de substituição** entre as 2 variedades: quando  $\alpha_j$  é igual a 1, as duas variedades são substitutos perfeitos, e a PMC é máxima. Quando  $\alpha_j$  é bem menor do que 1, é grande o “poder de monopólio” na indústria  $j$ . Assim, um aumento na PMC é parametrizado através de um aumento em  $\alpha_j$ . A seguir, Aghion et al. (2002) demonstram que  $\eta_{ij}$ , a **elasticidade-preço da demanda** com que se defronta o oligopolista  $i$  na indústria  $j$  é dada por:

$$\eta_{ij} = \frac{1 - \lambda_{ij} \cdot \alpha_j}{1 - \alpha_j} \quad (3)$$

, onde  $0 < \lambda_{ij} < 1$  é o *market share* do oligopolista  $i$  na indústria  $j$ . Com isso, é imediato ver que  $\partial \eta / \partial \alpha > 0$ , de modo que, com *market-shares* constantes, um aumento na PMC (i.e., em  $\alpha$ ) leva a um aumento na elasticidade da demanda. Uma vez que o índice de Lerner (IL) é dado pelo inverso da elasticidade-preço da demanda, também é imediato que

$$IL_{ij} = \frac{p_i - c_i}{p_i} = \frac{1 - \alpha_j}{1 - \alpha_j \cdot \lambda_i} \Rightarrow \frac{\partial(\text{Lerner Index})}{\partial \alpha_j} < 0 \quad (4)$$

, onde  $c_i$  é o custo unitário do oligopolista  $i$ . Assim, dados os *market-shares* da indústria  $j$ , podemos concluir que, quanto maior a PMC ( $\alpha_j$ ), menores serão os *ILs* nessa indústria. Embora não possamos falar numa relação um para um entre o *IL* e a PMC, e nem mesmo que essa relação é independente da medida de concentração da indústria ( $\lambda_s$ ), Aghion et al (2002, pg. 13) concluem que :

*“The following considerations, suggest that the average Lerner index of a random sample of firms in an industry should be a decreasing function of the measure of PMC, even after taking into account the effect of  $\alpha$  on R&D intensities and therefore on average market shares.”* [grifo nosso]

Por isso, seguindo Aghion et al (2002), na nossa análise econométrica vamos usar uma média amostral ponderada dos *ILs* de cada indústria como uma medida da PMC naquela indústria.

#### 4. Sobre os dados

Apesar de ter uma base pequena (371 empresas), o questionário da pesquisa IBMEC-Sensus 2008 é bastante amplo e compreensivo, abrangendo desde aspectos financeiros e organizacionais das empresas, até questões relativas a estrutura e poder de mercado e, é

claro, tecnologia e P&D. Talvez uma boa maneira de começar esta seção seja listar todas as questões da IBMEC-Sensus que forneceram dados para a nossa análise econométrica:

**Q. 72)** Gastos totais com P&D em 2006 (em R\$ correntes)

**Comentário:** respondida por apenas 180 empresas, incluindo as que tiveram gasto = 0. Esta será a variável dependente dos nossos modelos OLS e Tobit; a partir dela também, construímos a variável binária para os modelos Probit

**Nome da variável de regressão:** gastopd

**Q.55)** Em média, no ano de 2006, se você aumentasse o preço de seu principal produto em 10%, e tudo mais permanecesse alterado, a quantidade vendida: 1) teria uma queda de menos de 10%; 2) teria uma queda entre 10 e 30% ; 3) teria uma queda entre 30 e 60% ; 4) teria uma queda entre 60% e 100% ; 5) não cairia 6) Outras: 99) Não sei.

**Comentário:** esta é a questão a partir da qual pudemos inferir algo sobre a elasticidade da demanda

**Nome da variável de regressão:** invelast (inverso da elasticidade)

**Q.59)** Ainda considerando seu principal produto (carro-chefe), se você tivesse de classificá-lo entre as duas categorias abaixo, você diria que ele está mais para... a) uma **commodity**, isto é, um produto já plenamente desenvolvido e absorvido pelo mercado, tal que só é possível expandir a quantidade vendida se houver redução de preço ou de custo ; b) um **bem diferenciado**, isto é, um produto que ainda pode sofrer significativos *quality upgradings*, mudanças no *design* e/ou na penetração no mercado, de tal forma que é possível no futuro expandir as vendas mesmo que o preço se mantenha constante ou até aumente.

**Comentário:** a partir desta questão podemos extrair uma variável binária captando “oportunidade tecnológica”, ou “tipo de inovação” (inovação de processo ou *catch-up* tecnológico X inovação de produto)

**Nome da variável de regressão:** commodity (= 1 para commodity, = 0 para bem diferenciado)

**Q.62.a)** Qual a porcentagem das receitas do produto “carro-chefe” da sua empresa que foram geradas com exportações ?

**Comentário:** temos aí uma variável de controle para as nossas regressões, capturando o “perfil exportador” das empresas.<sup>7</sup>

**Nome da variável de regressão:** recexports

Além dessas questões da pesquisa IBMEC-Sensus 2008, utilizamos a base do Balanço Anual da Gazeta Mercantil (2006)<sup>8</sup>, para obter dados sobre “receita líquida” e “lucro operacional” das empresas. Note que todas as empresas da base IBMEC-Sensus 2008 encontram-se listadas no Balanço Anual da Gazeta, de modo que a base IBMEC-Sensus é na verdade um subconjunto da base Gazeta. Numa primeira etapa, de cada uma das 180 empresas que declararam gastos em P&D na pesquisa IBMEC-Sensus, extraímos o dado de “**receita líquida**”, que usaremos como **controle para “tamanho”** em nossas regressões. (**Nome da variável de regressão:** rec liq)

A etapa seguinte foi computar os Índices de Lerner (IL) e de Hinfirdahl-Hirschman (IHH) para cada setor a 2 e a 3 dígitos de desagregação<sup>9</sup>, a partir dos dados de “receita líquida” e “lucro operacional”. Para cada firma em nossa amostra IBMEC-Sensus identificamos o setor a 2 dígitos e o subsetor a 3 dígitos (classificação SIC, utilizada pelo balanço da Gazeta Mercantil) a que esta pertence. Seleccionamos então todas as firmas na base da Gazeta Mercantil que pertencem a este setor (ou subsetor), como base de cálculo para os índices. É importante notar que, dessa maneira, a cada observação da variável dependente gasto em P&D, proveniente da pequena base IBMEC-Sensus 2008, associaremos em nossas regressões uma medida do IL e uma do IHH do setor correspondente, só que provenientes de uma base muito maior (Gazeta, com mais de 6000 observações). Algo idêntico é feito por Aghion *et al* (2002, pg. 31):

*“We are able to measure the Lerner index using information on all UK firms in Datastream, not only the sample for which we also observe patents.” ... “In computing this index, we use the entire sample of Stock Market Listed firms in each industry, not only those in the patenting subsample.”*

Nossos IHHs e ILs amostrais são computados da seguinte maneira:

---

<sup>7</sup> Recorde, da seção 2, que na *classification tree* de Kennebley, Porto e Pazello (2005) uma variável *dummy* do tipo exportava = 1, não exportava = 0 aparece como um dos principais determinantes do comportamento inovador das empresas.

<sup>8</sup> A escolha do ano 2006 deve-se a que o questionário da pesquisa IBMEC-Sensus 2008 correu durante 2007 entre as empresas, de modo que as respostas tinham como base o ano 2006.

<sup>9</sup> No Balanço Anual da Gazeta mercantil, o nível de desagregação a 1 dígito é chamado de “NOME DA ATIVIDADE”; a 2 dígitos é chamado de “SETOR”; a 3 dígitos é chamado de “SUBSETOR”.

$$IHH_j = \sum_{i \in j} (\text{market share}_i)^2, \text{ para a indústria/setor } j,$$

$$\text{, onde market share}_i = \frac{\text{receita líquida}_i}{\sum_{k \in j} \text{receita líquida}_k}.$$

Essa é a forma usual de se calcular o IHH, portanto dispensando mais comentários. Já quanto ao Índice de Lerner, usamos a seguinte *proxy*:

$$IL_j = \frac{\sum_{i \in j} \text{lucro operacional}_i}{\sum_{i \in j} \text{receita líquida}_i}, \text{ para a indústria/setor } j.$$

Ao utilizarmos esse método de construção do índice de Lerner, estamos calculando um índice ‘médio ponderado’ para cada setor.<sup>10</sup> Também como Aghion et al. (2002), usamos o “lucro operacional” para computar o IL.<sup>11</sup>

A seguir, vejamos as distribuições setoriais do IL e do IHH:

**TABELA 1: ILLs e IHHs para setores a 2 dígitos, 2006**

lista setores 2 dígitos	IL	IHH
AGRICULTURA, PECUÁRIA E COOPETARIVAS	0.030689355	0.031740904
ALIMENTOS, BEBIDAS E FUMO	0.046603693	0.056192576
ATACADISTAS	0.01587157	0.308104488
COMÉRCIO EXTERIOR	0.034319685	0.05351235
COMÉRCIO VAREJISTA	0.016582966	0.087754777
CONSTRUÇÃO E ENGENHARIA	0.067291998	0.120032288
DISTRIBUIDORES DE VEÍCULOS E AUTOPEÇAS	0.027691813	0.024905612
ELETRODOMÉSTICOS	0.020605916	0.095141536
ENERGIA ELÉTRICA	0.10760692	0.056201905
EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS	0.084458248	0.081968028
FARMACÊUTICOS	0.114237089	0.075814933
HIGIENE, LIMPEZA E COSMÉTICOS	0.140303139	0.288945785
MADEIRA E MÓVEIS	0.258738299	0.094631253
MECÂNICA	0.039488995	0.045046951
METALURGIA	0.108027502	0.031707874

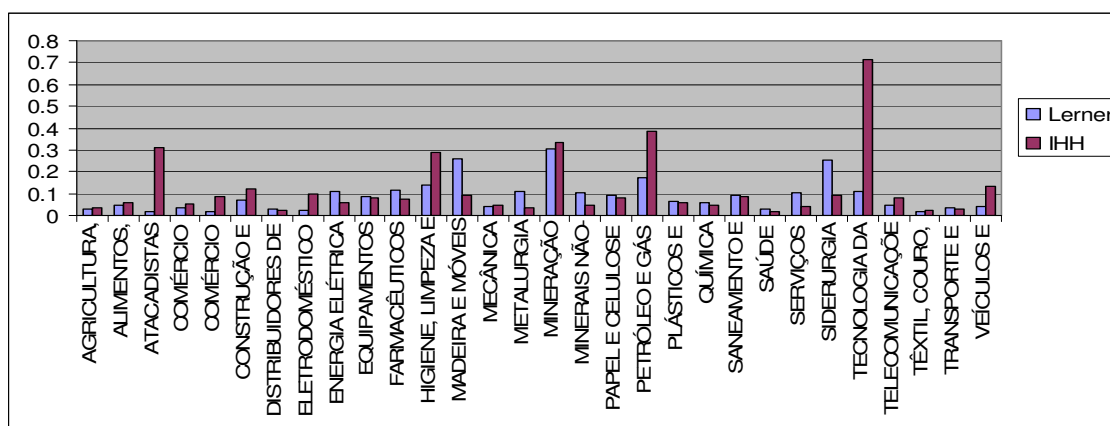
<sup>10</sup> ‘Médio ponderado’ se refere ao fato de que firmas maiores de um setor tem um maior peso no índice.

<sup>11</sup> Uma alternativa seria usar, em vez do lucro operacional, o EBITDA, mas, no caso brasileiro, acreditamos que essa última medida incluiria uma variabilidade indesejada de custos financeiros entre empresas. No caso do Reino Unido, onde o acesso ao crédito é muito mais uniforme, as duas medidas seriam equivalentes.

MINERAÇÃO	0.305289445	0.336689917
MINERAIS NÃO-METÁLICOS	0.102189788	0.043381264
PAPEL E CELULOSE	0.091417099	0.078342084
PETRÓLEO E GÁS	0.172939918	0.388129562
PLÁSTICOS E BORRACHA	0.061309979	0.057419648
QUÍMICA	0.058913872	0.048277946
SANEAMENTO E LIMPEZA	0.0928362	0.084567137
SAÚDE	0.026035132	0.015331152
SERVIÇOS ESPECIALIZADOS, ESPORTES, TURISMO E LAZER	0.101967289	0.041498668
SIDERURGIA	0.252810382	0.089288568
TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO	0.112044543	0.711940042
TELECOMUNICAÇÕES	0.04577362	0.078119847
TÊXTIL, COURO, CALÇADOS E CONFECÇÕES	0.018242007	0.024567808
TRANSPORTE E LOGÍSTICA	0.033869883	0.026773205
VEÍCULOS E AUTOPEÇAS	0.042944491	0.131590933

Para 2 dígitos de desagregação, o coeficiente de correlação entre o IL e o IHH é 0.3460, o que indica haver uma previsível correlação positiva, mas consideravelmente imperfeita.

**GRÁFICO 1:** IHHs e ILs para setores a 2 dígitos, 2006



No **apêndice 1**, trazemos uma tabela com os IHHs e ILs a 3 dígitos. Nesse nível de desagregação, a correlação é ainda menor, 0.2196. Concluimos assim que, do ponto de vista empírico, ao trabalharmos com o IL nós estamos capturando informações novas, não contidas no IHH, já usado por outros trabalhos aplicados ao caso brasileiro. Além disso, como vimos na seção 1 acima, Aghion *et al* (2002) argumentam que o IHH é uma medida pouco robusta, dependendo da definição do que é o mercado de um certo

produto, seus limites geográficos, etc.<sup>12</sup> Assim, utilizamos o índice de Lerner como uma medida do poder de mercado da firma, ou do inverso da *product market competition* (PMC).

Uma questão relevante foi a escolha do nível de desagregação mais adequado para a análise de regressão. Em princípio, quanto maior o nível de desagregação, mais fielmente o IL estará refletindo a PMC num mercado específico de produto. Por isso, optamos por trabalhar com o IL e o IHH a 3 dígitos de desagregação → **Nome das variáveis de regressão:** lerner e IHH.

A última variável que extraímos do Balanço Anual da Gazeta Mercantil é uma *dummy* de setor a 1 dígito de desagregação, que usaremos como controle, motivados pelo fato estilizado apontado por Cohen, Levin e Mowery (1987): resultados com variáveis estruturais (no nosso caso, principalmente o IL) não resistiriam à introdução de *dummies* de setor e de variáveis de “oportunidade tecnológica”. → **Nome das variáveis de regressão:** dagro, dserv, dcomerc (usamos “indústria” como base).

Terminamos esta seção com algumas **estatísticas descritivas** sobre as nossas variáveis de regressão:

**Tabela 2: Estatísticas Descritivas**

	obs	Média	desv padrao	Min	Max
gastopd	180	1197547	7142769	0	80000000
lerner	180	0.075	0.094	0	0.5
Lerner <sup>2</sup>	180	0.015	0.039	0	0.25
IHH	180	0.175	0.2042	0.0247	0.9746
IHH <sup>2</sup>	180	0.0721	0.1695	0.00061	0.9499
inelast	154	0.66	0.376	0.059	1
Inelast <sup>2</sup>	154	0.576	0.459	0.003	1
Dagro	180	0.072	0.26	0	1
Dcomerc	180	0.183	0.388	0	1
Dserv	180	0.544	0.499	0	1
rec_liq	180	94028000	516667282.5	37990	6789508000
Commodity	155	0.4451	0.4985	0	1
Recexports	135	8.27	23.2	0	100

<sup>12</sup> A esse respeito, ver a nota 21, pg. 29, de Aghion et al. (2002), com um interessante exemplo para a indústria farmacêutica no Reino Unido, cujas empresas domésticas possuem grandes *market shares* no próprio mercado doméstico, mas pequenos no mercado mundial.

## 5. A relação em U invertido na base IBMEC-Sensus: Resultados Econométricos

Vejamos agora os resultados das diferentes estimações realizadas para mostrar a relação entre gasto em P&D e poder de mercado. Temos 3 modelos (OLS, Tobit e Probit), sendo que para os 2 primeiros modelos usamos 3 especificações diferentes, conforme os controles incluídos. Nas tabelas 3 e 4 abaixo, as estimações enumeradas de I a III são regressões lineares OLS, enquanto que as colunas IV a VI mostram os resultados de um modelo *tobit* e a coluna VII de um *probit*. Em todas as estimações a variável dependente é o gasto em P&D (**gastopd**), com exceção do modelo *probit*, onde a dependente tem valor 1 se o gasto em P&D é maior que zero, e zero caso contrário.

As variáveis explicativas são<sup>13</sup> receita líquida (**rec\_liq**), poder de mercado expresso pelo Índice de Herfindahl-Hirschman (**ILL**, tabela 3), poder de mercado expresso pelo Índice de Lerner (**lerner**, tabela 4), *dummies* de setor a 1 dígito (**dagro** – agroindustrial, **dcom** – comércio e **dserv** – serviços, sendo a indústria a categoria base), a *dummy* chamada **commodity**, que assume valor 1 se a firma declarou que seu principal produto é uma *commodity* e 0 caso contrário, e **recexports**, que é a porcentagem das receitas da empresa obtida através de exportações.

De modo geral, a fim de testar a hipótese do U-invertido, rodamos regressões do tipo:

$$gastopd_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{poder de mercado}_i + \beta_2 \cdot (\text{poder de mercado}_i)^2 + \tilde{\beta}_3 \cdot \text{controles}_i + \varepsilon_i$$

, esperando obter  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ .

Vejamos então, na tabela 3 abaixo, os resultados das nossas estimações quando poder de mercado é expresso pelo índice de Herfindahl-Hirschman:

---

<sup>13</sup> Para uma discussão mais detalhada das variáveis, como elas foram extraídas, etc., vide seção 4.

**Tabela 3: Resultados das Regressões – Índice de Herfindahl-Hirschman (IHH)**

	OLS			Tobit			Probit
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>IHH</b>	<b>8679885</b>	<b>225776</b>	<b>148055</b>	<b>22410538</b>	<b>9147831</b>	<b>12799455</b>	<b>1.953647</b>
	<i>0.630</i>	<i>0.019</i>	<i>0.020</i>	<i>0.769</i>	<i>0.355</i>	<i>0.760</i>	<i>0.903</i>
<b>IHH<sup>2</sup></b>	<b>-9938078</b>	<b>-2739581</b>	<b>-1426130</b>	<b>-17715331</b>	<b>-12075485</b>	<b>-14228307</b>	<b>-1.064676</b>
	<i>-0.608</i>	<i>-0.181</i>	<i>-0.163</i>	<i>-0.509</i>	<i>-0.369</i>	<i>-0.696</i>	<i>-0.418</i>
<b>Dagro</b>	<b>-232157.2</b>			<b>-2445122</b>			<b>-0.326144</b>
	<i>-0.068</i>			<i>-0.358</i>			<i>-0.618</i>
<b>Dcomerc</b>	<b>-531043.3</b>			<b>-9951110</b>			<b>-1.120028</b>
	<i>-0.190</i>			<i>-1.610*</i>			<i>-2.464***</i>
<b>Dserv</b>	<b>2347698</b>			<b>-917098.5</b>			<b>-0.492061</b>
	<i>1.030</i>			<i>-0.197</i>			<i>-1.402</i>
<b>rec_liq</b>	<b>0.003915</b>	<b>0.004705</b>	<b>5.736617</b>	<b>0.010097</b>	<b>0.011774</b>	<b>7.301845</b>	<b>7.86E-10</b>
	<i>0.713</i>	<i>0.871</i>	<i>6.050****</i>	<i>0.980</i>	<i>1.150</i>	<i>4.151****</i>	<i>0.861</i>
<b>commodity</b>	<b>1800706</b>	<b>2158440</b>		<b>2315270</b>	<b>3256806</b>		<b>-0.080732</b>
	<i>1.098</i>	<i>1.354</i>		<i>0.660</i>	<i>0.342</i>		<i>-0.307</i>
<b>recexports</b>	<b>7719.867</b>	<b>-2666.318</b>		<b>54698.75</b>	<b>88993.27</b>		<b>0.008540</b>
	<i>0.191</i>	<i>-0.074</i>		<i>0.714</i>	<i>1.291</i>		<i>1.258</i>
<b>constante</b>	<b>-1513457</b>	<b>424372.3</b>	<b>735053.9</b>	<b>-11060562</b>	<b>-12189557</b>	<b>-9236340</b>	<b>-0.242056</b>
	<i>-0.594</i>	<i>0.261</i>	<i>0.853</i>	<i>-2.086***</i>	<i>-3.122****</i>	<i>-4.093****</i>	<i>-0.611</i>
<b>Obs</b>	<b>112</b>	<b>112</b>	<b>180</b>	<b>112</b>	<b>112</b>	<b>180</b>	<b>112</b>

Obs: os números em itálico são estatísticas *t* e *z*

\* significativo a 15%

\*\* significativo a 10%

\*\*\* significativo a 5%

\*\*\*\* significativo a 1%

Embora os resultados sugiram uma relação em U-invertido (uma vez que em todas as especificações e em todos os modelos o coeficiente associado ao IHH é positivo e o coeficiente associado a IHH<sup>2</sup> é negativo), em nenhum caso a relação se sustenta a níveis razoáveis de significância.

Com isso, partimos para a tabela 4, que apresenta os resultados das diferentes estimações realizadas para mostrar a relação entre gasto em P&D e poder de mercado, sendo esse representado pelo Índice de Lerner (IL):

**Tabela 4: Resultados das Regressões – Índice de Lerner**

	OLS			Tobit			Probit
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Lerner</b>	<b>68200000</b>	<b>60100000</b>	<b>28900000</b>	<b>108000000</b>	<b>113000000</b>	<b>62200000</b>	<b>1.18</b>
	<i>2.74***</i>	<i>2.67***</i>	<i>2.14***</i>	<i>2.17***</i>	<i>2.51***</i>	<i>2.16***</i>	<i>0.28</i>
<b>lerner^2</b>	<b>-123000000</b>	<b>-109000000</b>	<b>-54200000</b>	<b>-177000000</b>	<b>-186000000</b>	<b>-94400000</b>	<b>2.00</b>
	<i>-2.28***</i>	<i>-2.16***</i>	<i>-1.66**</i>	<i>-1.73**</i>	<i>-1.95***</i>	<i>-1.43*</i>	<i>0.19</i>
<b>Dagro</b>	<b>396502</b>			<b>-734291</b>			<b>-0.24</b>
	<i>0.12</i>			<i>-0.11</i>			<i>-0.45</i>
<b>Dcomerc</b>	<b>2843806</b>			<b>-2158766</b>			<b>-0.72</b>
	<i>1.08</i>			<i>-0.37</i>			<i>-1.65</i>
<b>Dserv</b>	<b>2500074</b>			<b>-1256565</b>			<b>-0.60</b>
	<i>1.21</i>			<i>-0.30</i>			<i>-1.82</i>
<b>rec_liq</b>	<b>0.92</b>	<b>1.37</b>	<b>5.33</b>	<b>5.96</b>	<b>5.66</b>	<b>6.25</b>	<b>0.00</b>
	<i>0.17</i>	<i>0.25</i>	<i>5.59***</i>	<i>0.60</i>	<i>0.57</i>	<i>3.59</i>	<i>0.88</i>
<b>commodity</b>	<b>-1586478</b>	<b>-1670975</b>		<b>-2024117</b>	<b>-2012823</b>		<b>0.05</b>
	<i>-1.01</i>	<i>-1.08</i>		<i>-0.61</i>	<i>-0.61</i>		<i>0.21</i>
<b>Recexports</b>	<b>-4715</b>	<b>-22827</b>		<b>29819</b>	<b>36674</b>		<b>0.01</b>
	<i>-0.12</i>	<i>-0.64</i>		<i>0.39</i>	<i>0.54</i>		<i>1.19</i>
<b>_cons</b>	<b>-795951</b>	<b>1623589</b>	<b>-699025</b>	<b>-9538955</b>	<b>-10800000</b>	<b>-11200000</b>	<b>-0.21</b>
	<i>-0.23</i>	<i>0.58</i>	<i>-0.91</i>	<i>-1.36</i>	<i>-1.77</i>	<i>-5.51</i>	<i>-0.38</i>
<b>Obs</b>	<b>112</b>	<b>112</b>	<b>180</b>	<b>112</b>	<b>112</b>	<b>180</b>	<b>112</b>

Obs: os números em itálico são estatísticas t-student.

\* significativo a 15%

\*\* significativo a 10%

\*\*\* significativo a 5%

Podemos resumir os resultados da **tabela 4** nos seguintes pontos: Primeiro, obtemos evidência de uma relação na forma de U-invertido entre P&D e poder de mercado em todos os modelo estimados via OLS e Tobit. O modelo *Probit* mostrou-se inadequado para explicar os dados e não será considerado na análise que se segue. Segundo, as regressões estimadas via OLS são todas significativas pelo menos a 10% de significância, com algumas especificações mostrando significância de 5%. Os resultados das estimações via Tobit também se mostram significantes, alcançando significância de 5%. Terceiro, os coeficientes do índice de Lerner se mostraram bastante robustos e não mudam de forma significativa de acordo com a especificação da equação ou com o método de estimação (exceto o *Probit*).

Tal como em Pires-Alves e Rocha (2007), tais resultados são robustos à introdução de *dummies* de setor. De modo geral, as demais variáveis de controle não se mostraram relevantes para obter o resultado de U-invertido. Mesmo assim, consideramos crucial controlar o tamanho da firma através da inclusão da receita líquida nas regressões.

Talvez a principal crítica feita à teoria Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) seja o efeito retroativo que a condução e o desempenho podem ter na estrutura da indústria. No nosso contexto, isso equivale a dizer que o gasto em P&D pode afetar a estrutura e o poder de mercado de uma indústria. Em termos econométricos, isso torna a variável Índice de Lerner endógena. O fato de um regressor ser endógeno torna o estimador de mínimos quadrados ordinários viesado e, portanto, inválido. A solução consiste em obter uma variável correlacionada com poder de mercado e independente de choques aleatórios no gasto em P&D. Não é trivial obter uma variável com estas características para cada firma ou setor.

Uma possível variável deste tipo é obtida usando-se a condição de maximização de lucro do monopólio:

$$\frac{p-c}{p} = \frac{1}{\varepsilon_D}$$

Onde  $p$  é o preço,  $c$  o custo marginal e  $\varepsilon_D$  é a elasticidade-preço da demanda. O lado esquerdo da equação é o Índice de Lerner, que na condição de primeira ordem se iguala ao inverso da elasticidade da demanda. Uma condição equivalente, mas em geral usando a demanda residual da firma, pode ser derivada para diversos modelos de oligopólio (ver por exemplo Tirole, 1988), que descrevem melhor os setores que estamos analisando.

A dificuldade óbvia de se usar o inverso da elasticidade como uma medida de poder de mercado é que faz-se necessário conhecer a elasticidade-preço da demanda de todos os mercados das firmas da nossa amostra, uma informação não disponível e difícil de ser obtida via técnicas convencionais. Ao invés de tentar estimar estas elasticidades, nós usamos a elasticidade percebida pela firma, e declarada em uma questão da pesquisa IBMEC-Sensus.<sup>14</sup>

A **tabela 5** mostra os resultados do modelo estimado usando o inverso da elasticidade como um instrumento para o índice de lerner. Os coeficientes tem o sinal esperado na maior parte das especificações, mas perdem significância. Tanto os modelos lineares, 2SLS, quanto os modelos IV Tobit. Vale ressaltar que o primeiro estágio dos modelos estimados mostraram significância dos instrumentos. Os resultados do primeiro estágio encontram-se no **apêndice 2**.

Esse é um resultado importante, pois mostra que a relação de U-invertido descrita por Aghion et al (2002), é endógena. Note que este resultado não refuta a hipótese de que poder de mercado e P&D tem uma relação na forma de U-invertido, mas sim que esta relação é endógena. Parece não haver uma relação de causalidade de poder de mercado para gasto em P&D, mas uma relação simultânea entre ambos. Vale aqui a crítica habitual aos trabalhos da escola Estrutura-Condução-Desempenho: há um efeito retroativo do P&D no poder de mercado. Quando usamos o inverso da elasticidade, em

---

<sup>14</sup> Ver a questão **Q.55** na seção 4

teoria igual ao poder de mercado em equilíbrio mas exógeno em relação a choques no gasto em P&D, o efeito do poder de mercado sobre o gasto em P&D deixa de ser significativo.

**Tabela 5: Resultados das Regressões – Variável Instrumental: Inverso da Elasticidade**

	2SLS			IV Tobit		
	I	II	III	IV	V	VI
<b>lerner</b>	<b>106000000</b>	<b>13200000</b>	<b>50700000</b>	<b>153000000</b>	<b>758000000</b>	<b>212000000</b>
	<i>0.34</i>	<i>0.18</i>	<i>0.76</i>	<i>0.24</i>	<i>0.18</i>	<i>0.16</i>
<b>lerner^2</b>	<b>-84500000</b>	<b>59800000</b>	<b>-86700000</b>	<b>-181000000</b>	<b>-1650000000</b>	<b>-326000000</b>
	<i>-0.11</i>	<i>0.28</i>	<i>-0.53</i>	<i>-0.11</i>	<i>-0.16</i>	<i>-0.09</i>
<b>dagro</b>	<b>4023804</b>			<b>1682059</b>		
	<i>0.64</i>			<i>0.13</i>		
<b>dcomerc</b>	<b>6679545</b>			<b>-231247.1</b>		
	<i>0.7</i>			<i>-0.01</i>		
<b>dserv</b>	<b>3408442</b>			<b>-1871832</b>		
	<i>1.34</i>			<i>-0.39</i>		
<b>rec_liq</b>	<b>2.04</b>	<b>5.77</b>	<b>3.60</b>	<b>7.87</b>	<b>-22.63</b>	<b>3.83</b>
	<i>0.14</i>	<i>0.83</i>	<i>0.53</i>	<i>0.27</i>	<i>-0.11</i>	<i>0.33</i>
<b>commodity</b>	<b>-1827879</b>	<b>-2309815</b>		<b>-4313757</b>	<b>-4134205</b>	
	<i>-0.92</i>	<i>-1.26</i>		<i>-1.1</i>	<i>-1.07</i>	
<b>rec_export</b>	<b>-93123</b>	<b>-74539</b>		<b>-57227</b>	<b>65285</b>	
	<i>-0.74</i>	<i>-1.13</i>		<i>-0.23</i>	<i>0.09</i>	
<b>_cons</b>	<b>-4216330</b>	<b>3695970</b>	<b>-984165</b>	<b>-8329672</b>	<b>-28700000</b>	<b>-19200000</b>
	<i>-0.36</i>	<i>0.97</i>	<i>-0.42</i>	<i>-0.35</i>	<i>-0.21</i>	<i>-0.44</i>
<b>obs</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>154</b>

Obs: os números em itálico são estatísticas t-student.

\* significativo a 15%

\*\* significativo a 10%

\*\*\* significativo a 5%

## 6. Conclusão e direções futuras de pesquisa

Este artigo procurou analisar a relação entre gasto em P&D e poder de mercado. Primeiramente olhamos o que a teoria nos diz a este respeito. Aghion *et al* (2002) mostram que a relação entre gasto em P&D e poder de mercado segue a forma de U-invertido: firmas operando em mercados muito competitivos ou em mercados com alto grau de poder de mercado gastam menos em P&D do que firmas operando em mercados com níveis intermediários de poder de mercado.

Em seguida, utilizamos a base IBMEC-Sensus 2008 para testar o resultado do U-invertido com dados brasileiros. A principal dificuldade aqui consiste em determinar uma medida confiável de poder de mercado. Enquanto outros trabalhos usando dados brasileiros utilizaram o Índice de Herfindal-Hirshman (IHH), uma medida de concentração – e uma aproximação do poder de mercado – nós usamos o Índice de Lerner (IL), uma medida de poder de mercado de fato.

Nós encontramos uma correlação positiva (por volta de 30%) entre o IHH e o IL. Apesar desta correlação, os resultados econométricos se mostraram bastante distintos entre as duas medidas. Nós não obtivemos significância estatística com o IHH, mas sim com o IL – o que está de acordo com a teoria, que diz que poder de mercado, e não concentração, determina o gasto em P&D.

A nossa base de dados nos permitiu abordar um outro problema desta literatura: o fato de que P&D também pode determinar a estrutura do mercado. Ou seja, poder de mercado é uma variável endógena no nosso modelo. Para lidar com este problema, usamos a condição maximização de lucro de mercados oligopolistas, que diz que o *mark up* é proporcional ao inverso da elasticidade-preço da demanda. Nós usamos a elasticidade declarada pelos respondentes da pesquisa como variável instrumental para o IL. Os resultados continuam com o sinal esperado, mas perdem significância estatística. Concluimos então que existe uma relação na forma de U-invertido entre P&D e poder de mercado, conforme obtido nos modelos que usam o IL como medida, e no sinal das variáveis de todos os modelos estimados, mas que essa não é uma relação de causalidade. Ao contrário, ambas as variáveis são endógenas.

Futuramente, seria oportuno verificar se a relação em U-invertido entre gasto em P&D e poder de mercado (apropriadamente medido, tal como fazemos aqui, pelo Índice de Lerner) vale também para a base de dados da PINTEC.<sup>15</sup> Usando essa última base, seria também interessante estimar a relação entre **número de patentes** e poder de mercado, tal como fazem Aghion et al. (2002), e comparar os resultados obtidos com os da relação entre gasto em P&D e poder de mercado – conjecturamos se seria possível, a partir dessa comparação, recuperar evidências de retornos decrescentes na produção de patentes na indústria brasileira, tal como encontrado por Zachariadis (2002) para os E.U.A..

---

<sup>15</sup> A fim de permitir um tratamento para o problema da endogeneidade, seria interessante que edições futuras da PINTEC incluíssem em seu questionário algo parecido com a questão da pesquisa IBMEC-Sensus que captava a elasticidade da demanda percebida pelas firmas.

## Referências

AGHION, P. ; HOWITT, P. A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, vol.60, # 2, March 1992

AGHION, P. ; Bloom, N. ; Blundell, R ; Griffith, R. ; Howitt, P. “Competition and Innovation: an Inverted U Relationship”. NBER WP 9269, 2002

BAUMOL, W.J. (1982) "Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure". *American Economic Review*, v.72, n.1, March 1982.

COHEN, W ; LEVIN, R. ; MOWERY, D. “Firm Size and R&D Intensity: A Reexamination”. NBER WP 2205, 1987

Gazeta Mercantil – Balanço Anual 2006

GROSSMAN,G. & HELPMAN, E. – “Innovation and Growth in the Global Economy” - MIT Press 1991

JENSEN, J. ; MENEZES-FILHO, N. ; SBRAGIA, R. “Os Determinantes dos Gastos em P&D no Brasil: Uma Análise com Dados em Painel”. *Revista Estudos Econômicos*, V.34, No. 4, 2004

KAMIEN, M.I. and SCHWARTZ, N.L. “Market Structure and Innovation”. Cambridge University Press, 1982

KANNEBLEY, S. Jr. ; PORTO, G. ; PAZELLO, E. “Charcateristics of Brazilian innovative firms: An empirical analysis based on PINTEC”. *Research Policy* 34, 2005

PIRES-ALVES, C. ; Rocha, F. “TESTING THE SCHUMPETERIAN HYPOTHESES FOR THE BRAZILIAN MANUFACTURING INDUSTRY”. ANPEC 2008, Salvador

SCHERER, F.M. “Industrial Market Structure and Economic Performance”. Houghton Mifflin, Boston, 1980

Schmalensee, Richard (1989), “Inter Industry Studies of Structure and Performance,” in *Handbook of Industrial Organization*, Volume 2, Richard Schmalensee and Robert D. Willig, eds., Chapter 16, pp. 951-1010, Amsterdam: North Holland 1989

SCHUMPETER, J.A. "Capitalism, Socialism, and Democracy". Harper&Row, New York, 1950

TIROLE, J. "The Theory of Industrial Organization". MIT Press, 1988.

ZACHARIADIS, M. "R&D, Innovation, and Technological Progress: A test of the Schumpeterian Framework without Scale Effects". Louisiana State University 2002