

GASTO EM P&D E PODER DE MERCADO: TEORIA E EVIDÊNCIA PARA O BRASIL*

Eduardo Correia**

Rodrigo Moita**

Desde Schumpeter (1950), até trabalhos mais recentes como Aghion *et al.* (2002), existe uma ampla literatura devotada à análise da relação entre inovação e poder de mercado. Este artigo segue essa tradição e analisa a relação entre gasto em pesquisa e desenvolvimento (P&D) e poder de mercado na indústria brasileira. Usamos uma base de dados nova: a pesquisa IBMEC-Sensus 2008. Essa base tem como principal diferencial o fato de incorporar em seu questionário uma estimativa da elasticidade da demanda da firma, variável que usamos como instrumento exógeno para o poder de mercado. Usamos o modelo de Aghion *et al.* (2002), que propõe a existência de uma relação na forma de U-invertido entre P&D e poder de mercado – medido pelo índice de Lerner (IL) – para fornecer uma justificativa teórica para a especificação econométrica adotada. Os resultados obtidos não rejeitam a hipótese de uma relação entre P&D e poder de mercado na forma de U-invertido. Porém, quando estimamos o modelo usando o inverso da elasticidade da demanda como um instrumento para IL, essa relação perde significância, indicando que a relação entre P&D e poder de mercado pode simplesmente ser fruto da determinação simultânea das duas variáveis, não havendo uma relação de causalidade entre elas.

1 INTRODUÇÃO

Este artigo procura analisar a relação entre gasto em pesquisa e desenvolvimento (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 Scherer (1967), Kamien e Schwartz (1982), 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.

Do ponto de vista das firmas, a inovação pode ser responsável pela competitividade e pelo sucesso ou fracasso no ambiente competitivo do mercado. Do ponto de vista da sociedade, a inovação feita pelas firmas é responsável por

* Somos gratos pelos comentários e sugestões do editor da PPE e de dois pareceristas anônimos. Agradecemos também pela oportunidade de expor e debater nosso *paper* no Seminário Brown Bag do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper) e no XXXII Encontro Brasileiro de Econometria.

** Professor do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper).

parte considerável do avanço tecnológico e do crescimento econômico. O efeito da inovação pode transbordar para além dos limites da firma inovadora, pois a inovação feita por uma firma pode ser assimilada (ou comprada, ou imitada) por outras firmas, que também se apropriarão dos benefícios da inovação. Em suma, o processo inovador gera uma externalidade positiva.

Reconhecendo esta importância, vários países adotam algum tipo de incentivo à atividade inovadora. O Brasil não foge à regra, e adota uma série de medidas que procuram incentivar e subsidiar esta atividade. A chamada Lei do Bem (Lei nº 11.196/2005) ampliou os benefícios existentes e instituiu outros novos para estimular a inovação. Estes benefícios vão desde os fiscais para a atividade inovadora, isenção tributária de insumos estratégicos, linhas de financiamento – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e da Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP) –, formação de recursos humanos etc. Enfim, o Brasil gasta recursos e faz um grande esforço, comparado a países com renda *per capita* semelhante, para incentivar a inovação tecnológica¹ (CGEE; ANPEI, 2009).

No entanto, vemos uma grande heterogeneidade entre setores da economia brasileira quanto ao investimento em inovação. Por exemplo, as indústrias de fertilizantes e automobilística se destacam pelo número elevado de inovações introduzidas, enquanto as indústrias têxtil e extrativa apresentam uma taxa bastante baixa de inovações, como mostrado pelos dados da Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC) de 2005, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Logo, uma questão relevante é entender os determinantes dessa heterogeneidade – seria ela explicada por características específicas (técnicas) dos setores, ou haveria também uma explicação econômica?

Os economistas conjecturam há algum tempo que a competição que a firma enfrenta no mercado determina suas estratégias em geral, e o gasto em P&D em particular. Certos mercados têm na diferenciação de produto uma estratégia importante de competição. Mercados de produtos *commodities* se caracterizam pela competição via preço, onde inovação de processo tem um papel importante. Além disso, diferentes intensidades de competição podem gerar incentivos diferentes à inovação. Schumpeter (1950) afirmava que o tamanho da firma, ou o seu poder de mercado, determinava positivamente o incentivo à inovação. Firms com elevado poder de mercado inovariam mais que outras com menos poder.

A compreensão da relação entre competição (ou seu inverso, poder de mercado) e inovação permite prever o impacto de medidas de incentivo, como a Lei do Bem, em diferentes indústrias. Isso possibilita uma adequação e melhora dessas

1. Segundo dados do Ministério da Ciência e Tecnologia (MCT) (<<http://www.mct.gov.br/index.php/content/view/7969.html>>), em torno de 2007 e 2008, o Brasil investiu 1,09% do Produto Interno Bruto (PIB) em P&D; a Argentina, 0,51%; e o México, 0,38%. O país com o maior investimento/PIB é o Japão, com 3,42%, seguido da Coreia do Sul, 3,37%; e dos Estados Unidos, 2,77%.

medidas. Por exemplo, incentivos fiscais à inovação em um setor pouco dinâmico e inovador podem ser inócuos se este for caracterizado por intensa competição. Nesse caso, talvez a melhor solução não seja uma política fiscal de incentivo à inovação, mas sim uma política de consolidação do setor.

Também existe um grande interesse em trabalhos empíricos sobre a relação entre competição e inovação na medida em que eles permitem “testar” os diferentes desdobramentos teóricos daquilo que Cohen, Levin e Mowery (1987) batizaram de “hipótese schumpeteriana”: inovação cresce com a concentração ou o poder de mercado. Uma vez que aqui nós utilizamos explicitamente o modelo desenvolvido por Aghion *et al.* (2002), é particularmente ilustrativo acompanharmos o percurso da hipótese schumpeteriana dentro da teoria do crescimento endógeno. Com efeito, nos chamados “modelos de primeira geração” (de crescimento endógeno), como os *quality ladders* de Grossman e Helpman (1991) ou Aghion e Howitt (1992), havia uma relação positiva e monótona entre poder de mercado e inovação. Já em Aghion *et al.* (2002), encontramos um novo resultado teórico: numa certa indústria, até um certo ponto, uma redução na concorrência tem impacto positivo sobre a taxa de inovação; mas aumentos sucessivos no poder de mercado acabarão reduzindo a taxa de inovação, caracterizando-se assim uma relação em U-invertido.² Desse modo, quando em nosso trabalho empírico olhamos para a indústria brasileira, é imediato nos perguntarmos se ela está mais próxima do mundo retratado nos modelos de 1ª geração, ou do mundo onde vale o U-invertido.

A maioria dos trabalhos aplicados à indústria brasileira, que revisamos na seção seguinte, utiliza a base de dados da PINTEC, compreendendo cerca de 12 mil 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 agrícolas e 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 Hinfredahl-Hirschman (IHH) como medida de poder de mercado. Já nós partimos do modelo teórico de Aghion *et al.* (2002) para fornecer

2. Para maiores detalhes sobre esses modelos, remetemos o leitor à seção 3.

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, em vez 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 6 mil observações, nós usamos essa última base para computar o IHH e o 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 inovação (ou gasto em P&D) e poder de mercado é o IL. O IL refletiria inversamente 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 IL), variável explicativa desse paradigma, é na verdade endógena. Na literatura de crescimento endógeno, por exemplo, nos modelos de *quality ladder* de Aghion e Howitt (1992) ou de Grossman e 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 1970 e 1980, que teriam impactado exogenamente (isto é, sem serem elas mesmas afetadas pela *performance* inovadora) os ILs dos diversos setores. Neste trabalho usaremos uma estimativa da elasticidade-preço da demanda percebida pela firma, como um instrumento para o poder de mercado medido pelo IL. Essa informação é obtida da pesquisa IBMEC-Sensus, e constitui o principal diferencial dessa pesquisa para o propósito deste trabalho.

Quanto aos resultados obtidos, 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 IL, mas não quando usamos o IHH. Entretanto, quando usamos o inverso da elasticidade da demanda como variável instrumental, verificamos que, embora esse seja um instrumento forte para explicar o IL, a relação em U-invertido deixa de ser significativa. Comparando nossas estimativas de modelos OLS e *tobit* com nossas estimativas de 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.³

O restante deste trabalho está organizado da seguinte maneira: a seção 2 revê a literatura empírica sobre a relação entre inovação (ou gasto em P&D) e poder de mercado, com ênfase na literatura 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 setoriais do IL e do IHH; a seção 5 traz os resultados econométricos; a seção 6 conclui.

2 UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura de Organização Industrial (OI) empírica, Cohen, Levin e Mowery (1987) batizaram de “hipóteses schumpeterianas”: *i*) inovação cresce mais do que proporcionalmente com o tamanho das firmas; e *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 cinco anos (1994 a 1998), com dados da Associação Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento das Empresas Inovadoras (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.

Kannebley Jr., Porto e Pazzello (2005) dispõem de uma base bem mais ampla, a da PINTEC 2000, com 10 mil firmas. O método não paramétrico utilizado,

3. Este último resultado guarda uma analogia interessante com os testes da hipótese schumpeteriana feitos por Cohen, Levin e Mowery (1987, p. 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” (IL), controlando, é claro, para o tamanho das empresas.

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 zero, 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 (2008) questionam esse último resultado de Kannebley Jr., Porto e Pazello (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 zero, caso contrário, Pires-Alves e Rocha (2008) 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 IHH. 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 (2008) também realizam um teste mais direto das hipóteses *i*) e *ii*) citadas anteriormente, 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.

Na literatura estrangeira é importante mencionar Scherer (1967), a quem talvez se possa atribuir a “descoberta” da relação em U-invertido: utilizando dados da indústria manufatureira dos Estados Unidos em 1960, e controlando para características de produto, oportunidade tecnológica e setores, Scherer descobriu que a proporção de funcionários empregados em P&D era uma função côncava do grau de concentração da indústria.

Uma boa resenha de outros trabalhos que obtiveram ora uma relação positiva, ora uma relação negativa, entre P&D e poder de mercado pode ser encontrada em Tingvall e Poldahl (2006), que se propõem eles mesmos a testar o modelo de Aghion *et al.* (2002) utilizando dados da indústria manufatureira sueca de 1990 a

2000: elegendo o gasto em P&D como a medida mais adequada para inovação,⁴ esses autores encontram uma relação em U-invertido quando o poder de mercado numa certa indústria é medido pelo IHH, mas não quando ele é medido pelo *mark-up* de preço das firmas individuais (uma medida que corresponderia a um IL para cada firma, e não ponderado por setor, como nós fazemos neste trabalho).

Convém lembrar que, na parte empírica de seu trabalho, Aghion *et al.* (2002) utilizam um painel (de 1968 a 1996) de firmas do Reino Unido, tendo como variável dependente (para inovação) o número de patentes registradas no United States Patent and Trademark Office (USPTO), e como principal variável explicativa (para poder de mercado) um IL ponderado por setor idêntico ao que empregamos aqui e que é descrito em detalhes na seção 4.

Agora, é importante situar nossa contribuição em relação a essa literatura. Como fica claro na introdução deste trabalho, nosso foco está na relação entre gasto em P&D (tanto em nível quanto em probabilidade) e poder de mercado, de modo que Pires-Alves e Rocha (2008), Tingvall e Poldahl (2006) e obviamente Aghion *et al.* (2002) são nossos interlocutores mais importantes. No caso da indústria brasileira, é interessante ressaltar que enquanto Pires-Alves e Rocha (2008) obtêm uma relação em U-invertido entre gasto em P&D e o IHH usando a base da PINTEC 2005, na seção 5 veremos que na base IBMEC-Sensus essa relação não é significativa usando o IHH, e sim usando o IL. Além disso, comparado aos outros trabalhos sobre a indústria brasileira aqui citados, nosso trabalho traz (na subseção 5.1) uma discussão metodológica e um teste mais cuidadosos da relação em U-invertido, baseados em Lind e Mehlun (2010).⁵ Outro ponto que merece destaque em nosso trabalho é o tratamento do problema da (possível) endogeneidade entre gasto em P&D e poder de mercado, que está ausente em Pires-Alves e Rocha (2008): mostramos aqui que uma estimativa da elasticidade da demanda ao nível do setor (3 dígitos de desagregação), e obtida a partir de uma resposta estimulada do questionário da pesquisa IBMEC-Sensus 2008, é um instrumento forte para explicar o IL. No entanto, os resultados de segundo estágio apontam para uma 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.⁶

4. Segundo os autores, medidas como número de patentes seriam inadequadas devido às grandes diferenças de propensão a patentear entre os setores.

5. Agradecemos ao editor da revista PPE por essa sugestão.

6. Apenas a título de curiosidade, quando rodamos o mesmo tipo de regressão que Jensen, Menezes-Filho e Sbragia (2004), isto é, $\ln(\text{gasto em P\&D}_i) = \beta_1 \cdot \ln(\text{receita}_i) + \beta_2 \cdot \text{dummy de setor}_i + \varepsilon_i$, 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.

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 (2008), 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, 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) 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 (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).⁷ 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 que zero) uma certa indústria pode se encontrar em dois 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 π_0 . Ou então uma indústria pode ser tal que há um

7. O leitor interessado pode ir diretamente à fonte original, ou pedir-nos a versão completa do nosso *working paper*.

líder tecnológico que está um passo além dos seguidores, isto é, uma indústria desnivelada (*unleveled*). Chamemos os lucros correspondentes de π_1 (do líder) e π_{-1} (dos seguidores). Faz sentido assumirmos $\pi_{-1} < \pi_0 < \pi_1$.

A seguir, chamemos de N a intensidade agregada de inovação.⁸

$$N = \underbrace{\mu_L}_{\substack{\text{proporção} \\ \text{de indústrias} \\ \text{leveled}}} \cdot n_0 + \underbrace{\mu_U}_{\substack{\text{proporção} \\ \text{de indústrias} \\ \text{unleveled}}} \cdot n_{-1} \Rightarrow dN \cong \mu_L \cdot dn_0 + \mu_U \cdot dn_{-1} \quad (1)$$

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 μ_L e μ_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 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 μ_L e um pequeno μ_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 π_0 e elevar o diferencial ($\pi_1 - \pi_0$), despertando o incentivo para uma firma nivelada inovar, isto é, 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.

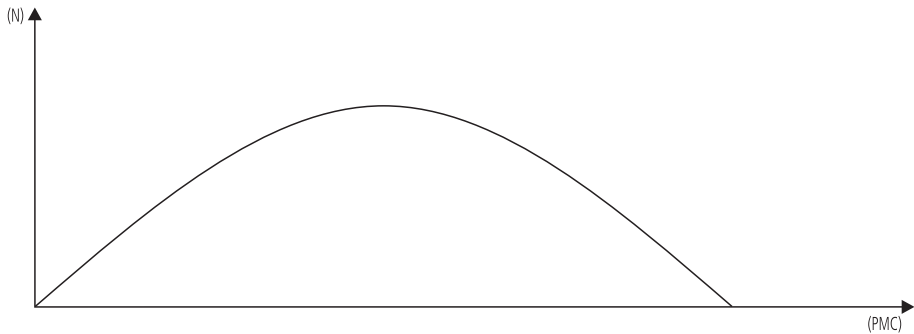
Pelo contrário, quando a PMC é alta, o diferencial de lucros ($\pi_1 - \pi_0$) também é alto e portanto alguém que está numa indústria nivelada tem um alto incentivo para inovar \rightarrow alto n_0 , e uma indústria nivelada leva pouco tempo para passar a desnivelada. Por outro lado, quando a PMC é 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 μ_U e um pequeno μ_L . De modo que nesse caso o que predomina é o efeito de mudanças

8. 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.

na PMC sobre n_{-1} : um aumento na PMC vai reduzir π_0 e com ele o diferencial $(\pi_0 - \pi_{-1})$, reduzindo o incentivo para um seguidor inovar, isto é, 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.

GRÁFICO 1

A relação em U-invertido entre PMC e inovação agregada (N)



Fonte: Elaboração dos autores.

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 duas 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), α_j é o parâmetro que captura a *elasticidade de substituição* entre as duas variedades: quando α_j é igual a 1, as duas variedades são substitutos perfeitos, e a PMC é máxima. Quando α_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 α_j . A seguir, Aghion *et al.* (2002) demonstram que η_{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 (isto é, em α) leva a um aumento na elasticidade da demanda. Uma vez que o IL é dado pelo inverso da elasticidade-preço da demanda, também é imediato que:

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

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 (α_j), menores serão os ILs nessa indústria. Embora não possamos falar numa relação 1 para 1 entre o IL e a PMC, e nem mesmo que essa relação é independente da medida de concentração da indústria (λ s), Aghion *et al.* (2002, p. 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 a 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.⁹

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.

Para a nossa análise econométrica, as seguintes questões da pesquisa forneceram dados:¹⁰ gastos totais com P&D em 2006 (em R\$ correntes); sensibilidade da quantidade vendida a aumentos no preço; se o produto da empresa está mais

9. Observando a tabela 1, constatamos que mesmo a 2 dígitos de desagregação há uma grande variedade de IHHS (e portanto de distribuições dos *market-shares*) entre os diversos setores. Junto com a expressão (4), isso significa que nem toda a variedade de ILs entre setores consiste em diferenças de “poder de mercado” (ou da sua medida inversa, a PMC), quando essa última é interpretada estritamente como refletindo os microfundamentos de preferências do modelo (parâmetro α). Já *dentro de um dado setor*, o modelo de Aghion *et al.* (2002) implica que pode sim haver heterogeneidade de *market-shares*, mas não de poder de mercado, uma vez que há um único α para cada setor (bem) j .

10. Para maiores detalhes, ver o apêndice A, com uma lista comentada das questões da pesquisa IBMEC-Sensus que utilizamos.

para uma *commodity* ou um bem diferenciado; porcentagem da receita advinda de exportações.¹¹ As variáveis de regressão correspondentes foram chamadas respectivamente de: *gastopd*; *invelast* (inverso da elasticidade); *commodity (dummy)*; *reexports*.

Além dessas questões da pesquisa IBMEC-Sensus 2008, utilizamos a base do *Balanço Anual da Gazeta Mercantil* (2006),¹² 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 da *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 ILs e IHHs para cada setor a 2 e a 3 dígitos de desagregação,¹³ 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 SIC (Standard Industrial Classification, 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 6 mil observações). Algo idêntico é feito por Aghion *et al.* (2002, p. 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:

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

11. Recorde, da seção 2, que na *classification tree* de Kannebley Jr., 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.

12. 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.

13. 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.

onde:

$$market\ share_i = \frac{receita\ líquida_i}{\sum_{k \in j} receita\ líquida_k} \quad (5)$$

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

$$IL_j = \frac{\sum_{i \in j} lucro\ operacional_i}{\sum_{i \in j} receita\ líquida_i}, \text{ para a indústria/setor } j. \quad (6)$$

Ao utilizarmos esse método de construção do IL, estamos calculando um índice médio ponderado para cada setor.¹⁴ Também como Aghion *et al.* (2002), usamos o lucro operacional para computar o IL.¹⁵

A seguir, vejamos as distribuições setoriais do IL e do IHH (tabela 1):

TABELA 1
ILLs e IHHs para setores a 2 dígitos – 2006

Lista de setores a 2 dígitos	IL	IHH
Agricultura, pecuária e cooperativas	0.03	0.03
Alimentos, bebidas e fumo	0.05	0.06
Atacadistas	0.02	0.31
Comércio exterior	0.03	0.05
Comércio varejista	0.02	0.09
Construção e engenharia	0.07	0.12
Distribuidores de veículos e autopeças	0.03	0.02
Elerodomésticos	0.02	0.10
Energia elétrica	0.11	0.06
Equipamentos elétricos	0.08	0.08
Farmacêuticos	0.11	0.08
Higiene, limpeza e cosméticos	0.14	0.29

(continua)

14. Médio ponderado se refere ao fato de que firmas maiores de um setor têm um maior peso no índice.

15. Uma alternativa seria usar, em vez do lucro operacional, o EBITDA – sigla em inglês para *earnings before interest, taxes, depreciation and amortization* – 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.

(continuação)

Lista de setores a 2 dígitos	IL	IHH
Madeira e móveis	0.26	0.09
Mecânica	0.04	0.05
Metalurgia	0.11	0.03
Mineração	0.31	0.34
Minerais não metálicos	0.10	0.04
Papel e celulose	0.09	0.08
Petróleo e gás	0.17	0.39
Plásticos e borracha	0.06	0.06
Química	0.06	0.05
Saneamento e limpeza	0.09	0.08
Saúde	0.03	0.02
Serviços especializados, esportes, turismo e lazer	0.10	0.04
Siderurgia	0.25	0.09
Tecnologia da informação	0.11	0.71
Telecomunicações	0.05	0.08
Têxtil, couro, calçados e confecções	0.02	0.02
Transporte e logística	0.03	0.03
Veículos e autopeças	0.04	0.13

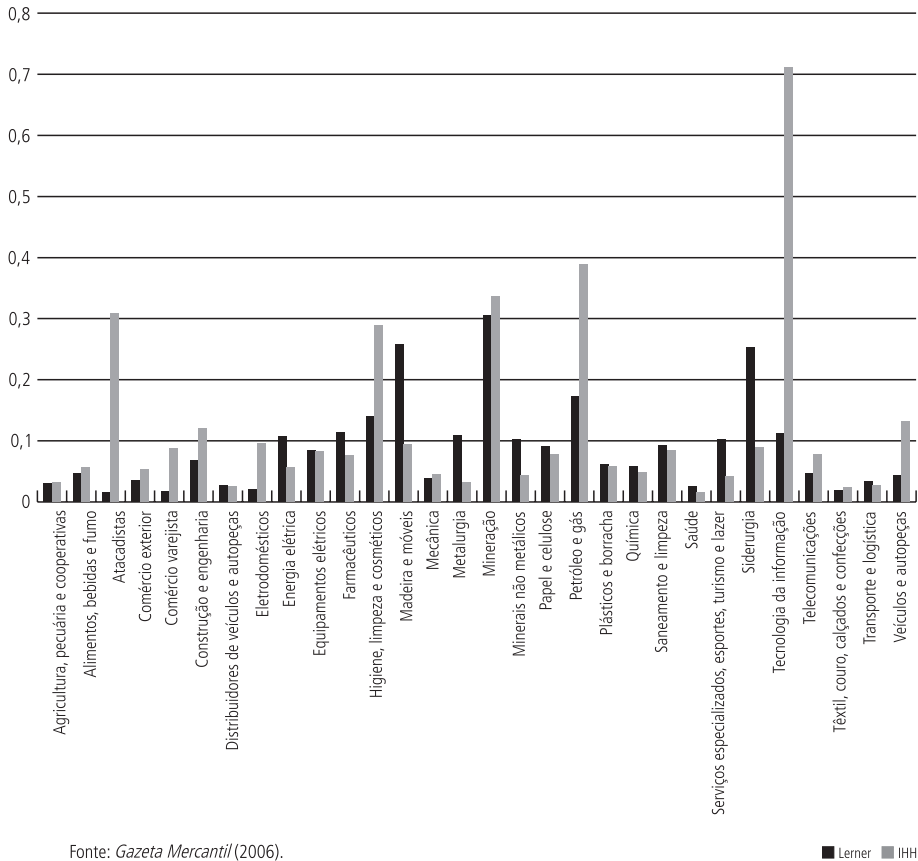
Fonte: *Gazeta Mercantil* (2006).

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.

No apêndice B, trazemos uma tabela com os IHHs e ILs a 3 dígitos. Nesse nível de desagregação, a correlação é ainda menor, 0.2196. Concluímos assim que, do ponto de vista empírico, ao trabalharmos com o IL estamos capturando informações novas, não contidas no IHH, já usado por outros trabalhos aplicados ao caso brasileiro. Além disso, como vimos na seção 1, 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.¹⁶ Assim, utilizamos o IL como uma medida do poder de mercado da firma, ou do inverso da PMC.

16. A esse respeito, ver Aghion *et al.* (2002, nota 21, p. 29), 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.

GRÁFICO 2
IHHs e ILs para setores a 2 dígitos – 2006



Fonte: *Gazeta Mercantil* (2006).

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):

TABELA 2
Estatísticas descritivas

	Observação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>gastopd</i>	180	1197547	7142769	0	80000000
<i>lerner</i>	180	0.075	0.094	0	0.5
<i>lerner</i> ²	180	0.015	0.039	0	0.25
<i>IHH</i>	180	0.175	0.2042	0.0247	0.9746
<i>IHH</i> ²	180	0.0721	0.1695	0.00061	0.9499
<i>inelast</i>	154	0.66	0.376	0.059	1
<i>inelast</i> ²	154	0.576	0.459	0.003	1
<i>dagro</i>	180	0.072	0.26	0	1
<i>dcomerc</i>	180	0.183	0.388	0	1
<i>dserv</i>	180	0.544	0.499	0	1
<i>rec_liq</i>	180	94028000	516667282.5	37990	6789508000
<i>commodity</i>	155	0.4451	0.4985	0	1
<i>reexports</i>	135	8.27	23.2	0	100

Fonte: Cálculos dos próprios autores.

5 A RELAÇÃO EM U-INVERTIDO NA BASE IBMEC-SENSUS: RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Vejam agora os resultados das diferentes estimações realizadas para mostrar a relação entre gasto em P&D e poder de mercado. Como a pesquisa IBMEC-Sensus foi realizada uma única vez, durante o ano de 2007, e colhendo informações do ano 2006, todas as nossas regressões são *cross-sections*. Temos três modelos – Ordinary Least Squares (OLS), *tobit* e *probit* –, sendo que para os dois primeiros modelos usamos três especificações diferentes, conforme os controles incluídos. Nas tabelas 3 e 4, as estimações enumeradas de I a III são regressões lineares OLS, enquanto 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 são¹⁷ receita líquida (*rec_liq*), poder de mercado expresso pelo IHH (tabela 3), poder de mercado expresso pelo IL (*lerner*, tabela 4),

17. Para uma discussão mais detalhada das variáveis, como elas foram extraídas etc., ver seção 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 zero, caso contrário; e *recexports*, que é a porcentagem das receitas da empresa obtida através de exportações.

TABELA 3
Resultados das regressões com poder de mercado \equiv IHH
(Variável dependente: *gastopd*)

	OLS			Tobit			Probit
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<i>IHH</i>	8.68 <i>0.63</i>	0.23 <i>0.02</i>	0.15 <i>0.02</i>	22.41 <i>0.77</i>	9.15 <i>0.36</i>	12.80 <i>0.76</i>	1.95 <i>0.90</i>
<i>IHH</i> ²	-9.94 <i>-0.61</i>	-2.74 <i>-0.18</i>	-1.43 <i>-0.16</i>	-17.72 <i>-0.51</i>	-12.08 <i>-0.37</i>	-14.23 <i>-0.70</i>	-1.06 <i>-0.42</i>
<i>dagro</i>	-0.23 <i>-0.07</i>			-2.45 <i>-0.36</i>			-0.33 <i>-0.62</i>
<i>dcomerc</i>	-0.53 <i>-0.19</i>			-9.95 <i>-1.610*</i>			-1.12 <i>-2.464**</i>
<i>dserv</i>	2.35 <i>1.03</i>			-0.92 <i>-0.20</i>			-0.49 <i>-1.40</i>
<i>rec_liq</i>	0.00 <i>0.71</i>	0.00 <i>0.87</i>	5.74 <i>6.050***</i>	0.01 <i>0.98</i>	0.01 <i>1.15</i>	7.30 <i>4.151***</i>	0.00 <i>0.86</i>
<i>commodity</i>	1.80 <i>1.10</i>	2.16 <i>1.35</i>		2.32 <i>0.66</i>	3.26 <i>0.34</i>		-0.08 <i>-0.31</i>
<i>rec_export</i>	0.01 <i>0.19</i>	0.00 <i>-0.07</i>		0.05 <i>0.71</i>	0.09 <i>1.29</i>		0.01 <i>1.26</i>
<i>_cons</i>	-1.51 <i>-0.59</i>	0.42 <i>0.26</i>	0.74 <i>0.85</i>	-11.06 <i>-2.086**</i>	-12.19 <i>-3.122***</i>	-9.24 <i>-4.093***</i>	-0.24 <i>-0.61</i>
obs	112	112	180	112	112	180	112

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Os números em itálico são estatísticas-t e z.

*significativo a 10%; **significativo a 5%; ***significativo a 1%.

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

$$gastopd_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{poder de mercado}_i + \beta_2 \cdot (\text{poder de mercado}_i)^2 + \tilde{\beta}_3 \cdot \text{controles}_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

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

TABELA 4

Resultados: poder de mercado \equiv IL(Variável dependente: *gastopd*)

	OLS			Tobit			Probit
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<i>lerner</i>	68.20 <i>2.74***</i>	60.10 <i>2.67***</i>	28.90 <i>2.14***</i>	108.00 <i>2.17***</i>	113.00 <i>2.51***</i>	62.20 <i>2.16***</i>	1.18 <i>0.28</i>
<i>lerner</i> ²	-123.00 <i>-2.28***</i>	-109.00 <i>-2.16***</i>	-54.20 <i>-1.66**</i>	-177.00 <i>-1.73**</i>	-186.00 <i>-1.95***</i>	-94.40 <i>-1.43*</i>	2.00 <i>0.19</i>
<i>dagro</i>	0.40 <i>0.12</i>			-0.73 <i>-0.11</i>			-0.24 <i>-0.45</i>
<i>dcomerc</i>	2.84 <i>1.08</i>			-2.16 <i>-0.37</i>			-0.72 <i>-1.65</i>
<i>dserv</i>	2.50 <i>1.21</i>			-1.26 <i>-0.30</i>			-0.60 <i>-1.82</i>
<i>rec_liq</i>	0.92 <i>0.17</i>	1.37 <i>0.25</i>	5.33 <i>5.59***</i>	5.96 <i>0.60</i>	5.66 <i>0.57</i>	6.25 <i>3.59***</i>	0.00 <i>0.88</i>
<i>commodity</i>	-1.59 <i>-1.01</i>	-1.67 <i>-1.08</i>		-2.02 <i>-0.61</i>	-2.01 <i>-0.61</i>		0.05 <i>0.21</i>
<i>rec_export</i>	0.00 <i>-0.12</i>	-0.02 <i>-0.64</i>		0.03 <i>0.39</i>	0.04 <i>0.54</i>		0.01 <i>1.19</i>
<i>_cons</i>	-0.80 <i>-0.23</i>	1.62 <i>0.58</i>	-0.70 <i>-0.91</i>	-9.54 <i>-1.36</i>	-10.80 <i>-1.77</i>	-11.20 <i>-5.51</i>	-0.21 <i>-0.38</i>
obs	112	112	180	112	112	180	112

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Os números em itálico são estatísticas-t Student.

*significativo a 15%; **significativo a 10%; ***significativo a 5%.

Os resultados das nossas estimações quando o poder de mercado é expresso pelo IHH foram vistos na tabela 3.¹⁸

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 IHH² é negativo), em nenhum caso a relação se sustenta a níveis razoáveis de significância.

Com isso, partiu-se 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 IL.

18. A fim de facilitar a interpretação dos resultados das regressões, nas tabelas 3, 4 e 5, as variáveis *gastopd* e *rec_liq* aparecem já divididas por 1.000.000.

Podemos resumir os resultados da tabela 4 nos seguintes pontos:

- 1) O coeficiente associado ao IL é positivo e o coeficiente associado a IL^2 é negativo em todos os modelos estimados via OLS e *tobit*, o que é compatível com uma relação na forma de U-invertido.
- 2) 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%. Por falta de significância, o modelo *probit* mostrou-se inadequado para explicar os dados e não será considerado na análise que se segue.
- 3) Os coeficientes do IL se mostraram bastante robustos e não mudam de forma significativa de acordo com a especificação da equação ou com o método de estimação (exceto no *probit*).

Tal como em Pires-Alves e Rocha (2008), 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 compatível com a relação na forma de U-invertido. Mesmo assim, consideramos crucial controlar para o tamanho da firma através da inclusão da receita líquida nas regressões.

5.1 Testando a relação em U-invertido

Note, contudo, que até agora não podemos ainda concluir que a relação entre gasto em P&D e poder de mercado (medido pelo IL) tem realmente a forma de U-invertido. Afinal, o resultado obtido nas regressões da tabela 4 é uma condição necessária, mas não suficiente, para um U-invertido: em termos da expressão (7), $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$, com significância. Isto é, temos evidências de que a derivada primeira de gasto em P&D contra IL é positiva, e a derivada segunda é negativa. Mas isso seria também compatível com relações diferentes do U-invertido, como por exemplo uma função côncava porém monótona. A fim de descartar essa última possibilidade, e verificar a existência do U-invertido, consideramos (e aplicamos aos nossos dados e estimativas) dois testes ou procedimentos:

- 1) O modelo estimado, do tipo

$$gastopd_i = \beta_0 + \hat{\beta}_1 \cdot IL_i + \hat{\beta}_2 \cdot IL_i^2 + \varepsilon_i \quad (8)$$

implica um ponto de máximo $IL^* = -\frac{\hat{\beta}_1}{2 \cdot \hat{\beta}_2}$ (9)

Uma evidência de relação na forma de U-invertido seria então mostrar que IL^* encontra-se dentro do intervalo de dados para IL . Tomando a regressão OLS I da tabela 4, e aplicando (9), temos que $IL^* = 0.277$; já tomando a regressão *tobit* IV da tabela 4, e aplicando (9), temos que $IL^* = 0.305$. Para ambas as regressões, o intervalo de dados $[IL_{\min}, IL_{\max}]$ da nossa amostra é $[0, 0.5]$, de modo que temos algumas observações à direita de IL^* , onde a curva $gastopd = f(IL, IL^2)$ já é descendente, evidenciando portanto a existência de um U-invertido.

- 2) Lind e Mehlun (2010) questionam o primeiro procedimento citado anteriormente. Intuitivamente, o argumento deles (aplicado ao nosso contexto) é o seguinte: uma vez que IL^* é uma estimativa, um teste forte da relação em U-invertido requereria não apenas que IL^* , mas também que um intervalo de confiança em torno de IL^* estivesse dentro do intervalo de dados. Esse teste forte seria equivalente a um duplo teste sobre a derivada $\frac{\partial(gastopd)}{\partial IL}$: para valores baixos de IL , deveríamos encontrar uma derivada positiva, e para valores altos de IL , uma derivada negativa, no caso de uma função com formato de U-invertido. Por sua vez, a partir de (8), essa derivada é:

$$\frac{\partial(gastopd)}{\partial IL} = \hat{\beta}_1 + 2 \cdot \hat{\beta}_2 \cdot IL \quad (10)$$

Substituindo os valores $IL_{\min} = 0$ e $IL_{\max} = 0.5$ em (10) obtemos estimativas da derivada nos pontos extremos do intervalo de dados. Levando em conta o fato de a derivada em (10) ser uma variável aleatória cuja variância depende das variâncias de $\hat{\beta}_1$ e de $\hat{\beta}_2$, chegamos às seguintes estatísticas- t :

$$t_j = \frac{\hat{\beta}_1 + 2 \cdot \hat{\beta}_2 \cdot IL_j}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_1) + 4 \cdot (IL_j)^2 \cdot \text{var}(\hat{\beta}_2)}} \quad j = \{\min, \max\} \quad (11)$$

A condição para o U-invertido consiste então em:

$$t_{\min} > t_{\alpha} \quad \text{e} \quad t_{\max} < -t_{\alpha} \quad (12)$$

onde t_{α} é o valor crítico da distribuição t de Student a $\alpha = 5\%$ de significância e para o número apropriado de graus de liberdade. Pela tabela 4, OLS I, temos 112

(observações) – 2 (regressores) = 110 graus de liberdade, e as variâncias de $\hat{\beta}_1$ e de $\hat{\beta}_2$ podem facilmente ser recuperadas a partir das estatísticas-t correspondentes. Um valor crítico aproximado, para o nosso caso, é $t_{\alpha} = 1.98$. Calculando então (11), obtemos $t_{\min} = 2.74$ e $t_{\max} = -0.92$. Vemos então que (12) não é satisfeita, e portanto que OLS I não passa no teste de Lind e Mehlun (2010) para o U-invertido. O mesmo resultado foi obtido para a regressão *tobit* IV.

Concluimos então, a partir dos dois testes aplicados, que existe apenas uma evidência fraca de que a relação entre gasto em P&D e poder de mercado (medido pelo IL) tem a forma de U-invertido.

5.2 Endogeneidade

Talvez a principal crítica feita à teoria Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) em OI 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 IL endógena. O fato de um regressor ser endógeno torna o estimador OLS viesado e, portanto, inválido. A solução para esse problema 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 essas 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 ε_D é a elasticidade-preço da demanda. O lado esquerdo da equação é o IL, 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.

Essa relação teórica nos diz que o inverso da elasticidade é um possível instrumento para o poder de mercado. O porquê de a elasticidade representar uma variável exógena em relação ao poder de mercado pode ser entendido através de um modelo de oligopólio *a la* Cournot: o grau de poder de mercado e a estratégia de competição de uma firma em um mercado são resultado da interação desta firma com as demais, e derivam diretamente do equilíbrio do jogo. Esse equilíbrio por sua

vez é uma função dos parâmetros de custo das firmas e da demanda do mercado. Portanto, a elasticidade da demanda é um dos parâmetros que determina o equilíbrio do mercado e a estratégia de competição das firmas. Firmas que competem em inovação gastam em P&D. Enquanto a elasticidade da demanda é um parâmetro exógeno, o poder de mercado e o gasto em P&D são endógenos ao equilíbrio.

Esse raciocínio é válido quando assumimos pouca variação na gama de produtos ofertados pela firma e estabilidade da elasticidade da demanda. Algo verdadeiro no curto e médio prazo. No longo prazo, o gasto em P&D pode se materializar em inovação alterando a cesta de bens ofertados pela firma, a substitutibilidade destes e suas elasticidades-preço da demanda. Em síntese, nosso instrumento é válido se assumirmos que o gasto presente em P&D não afeta a demanda atual pelo produto da firma. Essa é uma hipótese razoável, pois supõe-se que gasto em P&D é uma política com resultados de longo prazo.

A dificuldade óbvia de se usar o inverso da elasticidade como uma medida de poder de mercado é que se faz necessário para 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. Em vez de tentar estimar estas elasticidades, nós usamos a elasticidade percebida pela firma, e declarada em uma questão da pesquisa IBMEC-Sensus.¹⁹ Sem dúvida, uma crítica pertinente a esse nosso instrumento é que ele é baseado numa “percepção subjetiva”, declarada numa *survey* e, portanto, sem a mesma objetividade, digamos, da variável receita líquida que também utilizamos nas nossas regressões, e que é publicada no balanço anual das empresas.

A tabela 5 mostra os resultados (de segundo estágio) do modelo estimado usando o inverso da elasticidade como um instrumento para o IL. Os coeficientes têm o sinal esperado na maior parte das especificações, mas perdem significância. Tanto os modelos lineares – 2 Semiparametric Least Squares (2SLS) – quanto os modelos IV *tobit*. Vale ressaltar que no primeiro estágio os modelos estimados mostraram significância do instrumento. Os resultados do primeiro estágio encontram-se no apêndice C.

Esse é um resultado importante, pois mostra que a relação em U-invertido descrita por Aghion *et al.* (2002) é endógena na base IBMEC-Sensus 2008. Anteriormente, vimos na tabela 4 (para os modelos OLS e *tobit*) que os coeficientes associados a IL e IL^2 têm os sinais esperados e são significantes; ademais, nossas estimativas passaram no primeiro procedimento ou teste descrito na subseção 5.1 (o ponto de máximo IL^* encontra-se dentro do intervalo de dados para IL) – daí podemos concluir que poder de mercado (medido pelo IL) e gasto em P&D guardam uma relação na forma de U-invertido. Porém, o fato de que esses resultados

19. Ver a questão Q.55 na seção 4.

perdem significância uma vez que estimamos com variáveis instrumentais (tabela 5) nos diz que a relação de U-invertido pode ser uma consequência de variáveis omitidas relacionadas com o gasto em P&D e com poder de mercado, não havendo uma relação de causalidade entre eles.

TABELA 5

Resultados: variável instrumental – inverso da elasticidade(Variável dependente: *gastopd*)

	2SLS			IV <i>tobit</i>		
	I	II	III	IV	V	VI
<i>lerner</i>	106 <i>0.34</i>	13 <i>0.18</i>	51 <i>0.76</i>	153 <i>0.24</i>	758 <i>0.18</i>	212 <i>0.16</i>
<i>lerner</i> ²	-85 <i>-0.11</i>	60 <i>0.28</i>	-87 <i>-0.53</i>	-181 <i>-0.11</i>	-1650 <i>-0.16</i>	-326 <i>-0.09</i>
<i>dagro</i>	4.02 <i>0.64</i>			1.68 <i>0.13</i>		
<i>dcomerc</i>	6.68 <i>0.70</i>			-0.23 <i>-0.01</i>		
<i>dserv</i>	3.41 <i>1.34</i>			-1.87 <i>-0.39</i>		
<i>rec_liq</i>	2.04 <i>0.14</i>	5.77 <i>0.83</i>	3.60 <i>0.53</i>	7.87 <i>0.27</i>	-22.63 <i>-0.11</i>	3.83 <i>0.33</i>
<i>commodity</i>	-1.83 <i>-0.92</i>	-2.31 <i>-1.26</i>		-4.31 <i>-1.10</i>	-4.13 <i>-1.07</i>	
<i>rec_export</i>	-0.09 <i>-0.74</i>	-0.07 <i>-1.13</i>		-0.06 <i>-0.23</i>	0.07 <i>0.09</i>	
<i>_cons</i>	-4.22 <i>-0.36</i>	3.70 <i>0.97</i>	-0.98 <i>-0.42</i>	-8.33 <i>-0.35</i>	-28.70 <i>-0.21</i>	-19.20 <i>-0.44</i>
obs	100	100	100	100	100	154

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: 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 inovação (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 inovação 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 IHH, uma medida de concentração – e uma aproximação do poder de mercado – nós usamos o IL, uma medida mais apropriada de poder de mercado.

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. 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 também 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 possivelmente 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. Também 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. Concluímos 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 pode não ser uma relação de causalidade, mas simplesmente uma consequência da correlação de P&D e poder de mercado com uma terceira variável omitida do modelo.

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 IL) vale também para a base de dados da PINTEC.²⁰ 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 Estados Unidos.

ABSTRACT

Since Schumpeter (1950), until more recent work such as Aghion et al. (2002), there exists a large literature analyzing the relationship between R&D and market power. This paper follows this tradition and analyzes the relationship between R&D expenditures and market power in the Brazilian economy. We use a new dataset: the IBMEC-Sensus 2008 survey. Besides information on R&D expenditure, this dataset contains

20. 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.

an estimate of the price-elasticity of demand faced by the firm, information we use as an exogenous instrument for market power. We use the model from Aghion et al. (2002), which proposes an inverted-U relationship between R&D and market power – measured by the Lerner index – to justify the functional form we adopt in our econometric model. Our first results do not reject an inverted-U relationship between both variables. However, when we estimate the model using the inverse of the demand elasticity as an instrument for market power, this relationship loses significance, showing that the relation between R&D and market power could simply be a consequence of the simultaneous determination of both variables by a third and omitted variable. We conclude that there is no causality from market power to R&D.

REFERÊNCIAS

- AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. **Econometrica**, v. 60, n. 2, Mar. 1992.
- _____. *et al.* **Competition and innovation**: an inverted U relationship. Institute for Fiscal Studies, 2002 (Working Papers, n. 02/04).
- BAUMOL, W. J. Contestable markets: an uprising in the theory of industry structure. **American Economic Review**, v. 72, n. 1, Mar. 1982.
- CGEE; ANPEI. **Os novos instrumentos de apoio à inovação**: uma avaliação inicial. Brasília, DF: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE) e Anpei, 2009.
- COHEN, W.; LEVIN, R.; MOWERY, D. **Firm size and r&d intensity**: a reexamination. NBER, 1987 (Working Papers, n. 2.205).
- 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, n. 4, 2004.
- KAMIEN, M. I.; SCHWARTZ, N. L. **Market structure and innovation**. Cambridge University Press, 1982.
- KANNEBLEY JUNIOR, S.; PORTO, G.; PAZELLO, E. **Characteristics of Brazilian innovative firms**: an empirical analysis based on PINTEC. 2005 (Research Policy, n. 34).
- LIND, J. T.; MEHLUN, H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship. **Oxford Bulletin of Economics**, v. 72, n. 1, 2010.
- PIRES-ALVES, C.; ROCHA, F. **Testing the Schumpeterian hypotheses for the Brazilian manufacturing industry**. Salvador: ANPEC, 2008.
- SCHERER, F. M. Market structure and the employment of scientists and engineers. **American Economic Review**, v. 57, n. 3, 1967.
- SCHMALENSEE, R. Inter industry studies of structure and performance. In: SCHMALENSEE, R.; WILLIG, R. D. (Ed.). **Handbook of Industrial Organization**, v. 2. chapter 16. Amsterdam: North Holland, 1989. p. 951-1.010.
- SCHUMPETER, J. A. **Capitalism, socialism, and democracy**. New York: Harper&Row, 1950.
- TINGVALL, P. G.; POLDAHL, A. Is there really an inverted U-shaped relation between competition and R&D? **Economics of Innovation and New Technology**, v. 15, issue 3, Mar. 2006.
- 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.

(Originais submetidos em junho de 2009. Última versão recebida em março de 2011. Aprovada em abril de 2011.)

APÊNDICE A

QUESTÕES DA PESQUISA IBMEC-SENSUS

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; e 99) Não sei.

Comentário: Esta é a questão a partir da qual pudemos inferir algo sobre a elasticidade da demanda. A fim de obter uma estimativa da elasticidade, convertemos as respostas/alternativas da Q.55 em: 1) 5%; 2) 15%; 3) 45%, e assim por diante. Depois, dividimos esses valores por 10% (variação do preço-proposta na questão).

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

Q. 59) Ainda considerando seu principal produto (carro-chefe), se 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; e 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 *versus* inovação de produto).

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

Q. 62a) 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.

Nome da variável de regressão: *recexports*.

APÊNDICE B

TABELA B.1

IL e IHH a 3 dígitos de desagregação (correlação 0.22)

Lista de setores	IL	IHH	Lista de setores a 3 dígitos	Lerner	IHH
Aço	0.26	0.10	Fiação, tecelagem e confecções	-0.02	0.04
Açúcar	0.06	0.26	Franquias	0.02	0.23
Açúcar e álcool integrados	0.06	0.03	Frigoríficos	0.03	0.21
Administração de imóveis próprios	0.25	0.53	Frutas	0.04	0.10
Administradoras de rodovias	0.22	0.06	Gado bovino	-0.07	0.04
Aduos, fertilizantes e defensivos	0.02	0.15	Geração, transferência e transmissão de energia	0.07	0.15
Aerofotogrametria	0.14	0.24	Grandes fabricantes	-0.01	0.21
Agências de desenvolvimento urbano	-0.06	0.20	Hardware	0.07	0.45
Agências de viagem	0.15	0.18	Hospitais, clínicas e laboratórios	0.03	0.02
Água e saneamento	0.11	0.13	Hotéis	-0.01	0.06
Álcool	0.08	0.07	Iluminação	0.07	0.56
Alimentos à base de frutas	0.03	0.28	Imobiliárias e administração predial	0.39	0.06
Alimentos, bebidas e cereais	0.03	0.16	Incorporadoras de <i>shopping center</i>	0.26	0.11
Alumínio e artefatos	0.16	0.22	Incorporadoras e construtoras	0.03	0.05
Arroz, aveia, milho e féculas	0.04	0.13	Informática e telecomunicações	0.00	0.97
Artefatos de aço	0.14	0.29	Informática, papelarias e livrarias	0.04	0.27
Artefatos de madeira	0.08	0.15	Instalações elétricas, hidráulicas e de refrigeração	0.08	0.26
Artefatos de papel	0.06	0.08	Instrumentos de medição e precisão	0.08	0.59
Artefatos e utilidades de borracha	0.07	0.47	Internet	0.06	0.13
Artefatos e utilidades de plástico	0.06	0.07	Laticínios	0.03	0.15
Artigos de vestuário	0.05	0.07	Lentes e ótica	-0.04	0.52
Atacadistas de gás e combustível	0.02	0.31	Limpeza e segurança	0.02	0.18
Automação	0.01	0.24	Limpeza pública	0.04	0.18
Autopeças	0.06	0.15	Linha branca	0.00	0.37
Aves e ovos	0.07	0.32	Locação de veículos	0.14	0.51
Aviões, helicópteros e componentes	-0.01	0.95	Lojas de departamento e eletrodomésticos	0.02	0.11
Birôs de processamento	-0.01	0.11	Madeira e material elétrico e de construção	0.04	0.34
Bombas e compressores	0.08	0.50	Madeira para construção	-0.04	0.57
Brinquedos	0.02	0.24	Máquinas e equipamentos pesados	-0.03	0.21
Café	-0.09	0.27	Máquinas e ferramentas	0.05	0.29
Café, torrefações e solúvel	-0.05	0.18	Máquinas e implementos agrícolas	-0.05	0.05
Cal, gesso, cimento e artefatos	0.17	0.12	Máquinas industriais	0.07	0.08

(continua)

(continuação)

Lista de setores	IL	IHH	Lista de setores a 3 dígitos	Lerner	IHH
Calçados	0.08	0.13	Máquinas, ferramentas e ferragens	0.06	0.53
Caldeiraria	0.01	0.22	Máquinas-ferramenta	0.12	0.53
Cama, mesa e banho	-0.09	0.18	Material de construção, elétrico e de iluminação	-0.02	0.38
Caminhões e ônibus	0.04	0.05	Metais preciosos	0.37	0.66
Cana	0.06	0.17	Minerais não metálicos	0.17	0.44
Carroçarias	0.06	0.59	Moinhos, massas e pães	0.05	0.14
Carros, motos e utilitários	0.02	0.03	Montadoras	0.06	0.66
Carvão	0.05	0.34	Montagens industriais	0.06	0.16
Celulose e papel	0.10	0.12	Motores e componentes elétricos	0.15	0.72
Centrais de abastecimento	-0.06	0.39	Motores e componentes/retíficas	0.05	0.39
Cerâmicas, porcelanas e louças	-0.06	0.12	Móveis	0.44	0.23
Cereais e grãos	-0.03	0.12	Movimentação de pessoas e cargas	0.00	0.70
Cervejas	0.07	0.27	Não ferrosos	0.33	0.39
Chocolates, doces, balas e biscoitos	0.08	0.16	Navegação	0.09	0.30
Cigarros e fumo	0.18	0.72	Obras de infraestrutura	0.02	0.11
Cobre e artefatos	0.07	0.44	Óleos vegetais e animais	0.02	0.04
Cohabs	-2.00	0.05	Operadores logísticos	0.08	0.30
Comercialização	0.26	0.35	Outras bebidas	0.07	0.28
Componentes eletrônicos	0.05	0.46	Outros não ferrosos	0.14	0.19
Concretagem	-0.01	0.26	Partes, peças, acessórios e componentes automotivos	0.04	0.05
Condutores elétricos	0.10	0.24	Pavimentação e terraplanagem	0.08	0.12
Conglomerados alimentícios	0.02	0.21	Pedras, mármore e granitos	-0.03	0.21
Conservas de pescado	-0.02	0.84	Perfumarias	0.20	0.82
Conservas em geral	-0.01	0.35	Pesca	-0.03	0.19
Construção naval	0.04	0.48	Pesquisa e prospecção	-0.39	0.28
Construção pesada	0.08	0.13	Planos de saúde	0.03	0.04
Construtoras de conjuntos habitacionais	-0.47	0.37	Pneus	0.09	0.78
Consultorias	0.12	0.93	Porcas e parafusos	0.09	0.21
Cooperativas	0.07	0.09	Portos e aeroportos	-0.07	0.19
Culturas diversas	0.02	0.46	Produção e transmissão	0.11	0.17
Curtumes	0.03	0.11	Produtos agrícolas e alimentos	0.04	0.10
Derivados do petróleo	0.08	0.13	Produtos de higiene e limpeza	0.06	0.18
Desenvolvimento agrícola	-0.09	0.10	Produtos de papel	0.06	0.42
Destilados	0.02	0.45	Produtos farmacêuticos e veterinários	0.11	0.08
Distribuição	0.10	0.06	Produtos farmacêuticos, de higiene e limpeza	0.01	0.47
Distribuidores de aço	0.09	0.14	Produtos industrializados	0.03	0.21
Distribuidores de jornais e revistas	0.05	0.56	Produtos metalúrgicos	0.07	0.26
Diversos agricultura	-0.19	0.00	Produtos petroquímicos	0.05	0.13
Diversos alimentos	0.04	0.36	Produtos químicos e petroquímicos	0.00	0.06
Diversos autopeças	0.03	0.19	Produtos têxteis e de couro	-0.03	0.31
Diversos comércio atacadista	0.00	0.88	Projetos de arquitetura e engenharia	0.06	0.87
Diversos comércio exterior	0.03	0.20	Promoção de turismo	-0.41	0.06

(continua)

(continuação)

Lista de setores	IL	IHH	Lista de setores a 3 dígitos	Lerner	IHH
Diversos comércio varejista	0.03	0.14	Química fina	0.05	0.78
Diversos construção	0.10	0.09	Rações	0.01	0.18
Diversos couro e calçados	0.03	0.49	Recondicionamento de pneus	0.02	0.55
Diversos distribuidores de veículos e autopeças	0.08	0.48	Reflorestamento	0.01	0.14
Diversos eletrodomésticos	0.05	1.00	Refrigeração	0.20	0.50
Diversos energia elétrica	0.31	0.49	Refrigerantes e águas	0.12	0.16
Diversos equipamentos elétricos	0.13	0.57	Relógios e cronômetros	0.05	0.49
Diversos informática e tecnologia da informação	0.04	0.05	Relojoarias, joalherias e óticas	0.01	0.64
Diversos logística	0.08	0.84	Restaurantes e refeições prontas	0.02	0.33
Diversos madeira e móveis	0.16	0.97	Roupas e calçados	0.07	0.63
Diversos material eletrônico	-0.02	0.29	Sal	0.07	0.22
Diversos mecânica	0.08	0.12	Sementes e mudas	0.09	0.72
Diversos metalurgia	0.08	0.10	Serrarias	-0.03	0.35
Diversos mineração	0.05	0.24	Serviços especializados	0.19	0.09
Diversos minerais não metálicos	0.12	0.54	Serviços portuários e aeroportuários	0.11	0.32
Diversos papel e celulose	0.04	0.88	Serviços sociais	0.04	0.37
Diversos pecuária	0.00	0.15	Shopping center	4.83	1.00
Diversos plástico	-0.03	0.74	Software	0.11	0.13
Diversos química	0.11	0.12	Solos e fundações	0.08	0.15
Diversos saúde	0.02	0.14	Sucos	0.32	0.26
Diversos telecomunicações	0.21	0.18	Suínos	0.16	0.38
Diversos têxtil	0.06	0.10	Supermercados	0.00	0.38
Diversos turismo e alimentação	-0.02	1.00	Telefonia fixa e de longa distância	0.09	0.22
Edificações comerciais e residenciais	0.08	0.07	Telefonia móvel	-0.06	0.04
Eletrodomésticos	0.14	0.68	Telemarketing e call-center	0.05	0.27
Eletrportáteis	0.06	0.15	Temperos e condimentos	0.01	0.86
Embalagens	0.11	0.22	Terminais de carga e armazéns	0.12	0.05
Engenharia de tráfego/gerência de transportes	-0.08	0.67	Terminais de passageiros	0.00	0.41
Equipamentos de telecomunicações	0.03	0.28	Tintas, vernizes e solventes	0.05	0.18
Equipamentos médico-dentários	0.12	0.24	Transmissão de dados	0.12	0.54
Esportes e entretenimento	-0.12	0.06	Transporte aéreo	-0.07	0.18
Estanho e artefatos	0.06	0.88	Transporte de carga	-0.26	0.06
Estruturas metálicas para construção civil	0.08	0.14	Transporte de cargas especiais	0.29	0.33
Extração e refino	0.27	0.97	Transporte de passageiros urbano/rodoviário	-0.02	0.03
Farmácias e perfumarias	0.01	0.23	Tratores, implementos e máquinas rodoviárias	0.03	0.23
Ferragens e ferramentas	0.00	0.11	Trens e componentes	0.10	0.93
Ferro	0.11	0.07	Válvulas e conexões	0.05	0.38
Ferrosos	0.32	0.44	Varejistas de gás e combustível	0.10	0.13
Ferrovias e metrô	-0.05	0.11	Vidros e cristais	0.12	0.27
			Vinhos	0.03	1.00

Fonte: *Gazeta Mercantil* (2006).

APÊNDICE C

RESULTADOS DO PRIMEIRO ESTÁGIO

Observação: Variável dependente = *lerner*; variáveis explicativas = *inelast* + *controles*.

1) Modelo 2SLS com todas as variáveis

```
ivregress 2sls gastopd (lerner3dig2006 lerner2= inelastval inelastval2) commodity rec_liq reexports dagro
dcomerc dserv, first
```

First-stage regressions

Number of obs = 100

F (8, 91) = 4.38

Prob > F = 0.0002

R-squared = 0.2778

Adj R-squared = 0.2144

Root MSE = 0.0892

Lerner	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]
commodity	-0.0088014	0.0186008	-0.47	0.637	-0.0457497 0.0281469
recliqmilhao	0.0387107	0.0606297	0.64	0.525	-0.0817228 0.1591443
reexports	0.0015016	0.0004152	3.62	0.000	0.0006768 0.0023264
dagro	-0.0671438	0.0366	-1.83	0.070	-0.1398453 0.0055576
dcomerc	-0.0916965	0.0289741	-3.16	0.002	-0.14925 -0.0341431
dserv	-0.0243694	0.0242944	-1.00	0.318	-0.0726273 0.0238885
inelastval	-0.2063424	0.0927421	-2.22	0.029	-0.3905632 -0.0221216
inelastval2	0.0197109	0.0089051	2.21	0.029	0.002022 0.0373997
_cons	0.1900557	0.0514342	3.70	0.000	0.087888 0.2922233

Number of obs = 100

F (8, 91) = 3.27

Prob > F = 0.0025

R-squared = 0.2235

Adj R-squared = 0.1553

Root MSE = 0.0419

lerner2	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]
commodity	-0.004148	0.0087336	-0.47	0.636	-0.0214962 0.0132003
recliqmilhao	-0.0025782	0.0284674	-0.09	0.928	-0.0591252 0.0539688
reexports	0.0007191	0.000195	3.69	0.000	0.0003319 0.0011064
dagro	-0.0324704	0.0171848	-1.89	0.062	-0.0666059 0.001665
dcomerc	-0.0243337	0.0136042	-1.79	0.077	-0.0513567 0.0026894
dserv	-0.0085289	0.0114069	-0.75	0.457	-0.0311874 0.0141296
inelastval	-0.0784988	0.0435451	-1.80	0.075	-0.1649957 0.0079982
inelastval2	0.0074731	0.0041812	1.79	0.077	-0.0008324 0.0157785
_cons	0.0607814	0.0241498	2.52	0.014	0.0128107 0.108752

2) Modelo *tobit* com todas as variáveis

ivtobit gastopdmilhao (lerner3dig2006 lerner2= invelastval invelastval2) commodity recliqmilhao recexports dagro dcomerc dserv, twostep ll first

First stage regressions

Source	SS	df	MS
Model	0.278767209	8	0.034845901
Residual	0.724573063	91	0.007962341
Total	1.00334027	99	0.01013475

Number of obs = 100
 F (8, 91) = 4.38
 Prob > F = 0.0002
 R-squared = 0.2778
 Adj R-squared = 0.2144
 Root MSE = 0.08923

Lerner	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]
invelastval	-0.2063424	0.0927421	-2.22	0.029	-0.3905632 -0.0221216
invelastval2	0.0197109	0.0089051	2.21	0.029	0.002022 0.0373997
commodity	-0.0088014	0.0186008	-0.47	0.637	-0.0457497 0.0281469
recliqmilhao	0.0387107	0.0606297	0.64	0.525	-0.0817228 0.1591443
recexports	0.0015016	0.0004152	3.62	0.000	0.0006768 0.0023264
dagro	-0.0671438	0.0366	-1.83	0.070	-0.1398453 0.0055576
dcomerc	-0.0916965	0.0289741	-3.16	0.002	-0.14925 -0.0341431
dserv	-0.0243694	0.0242944	-1.00	0.318	-0.0726273 0.0238885
_cons	0.1900557	0.0514342	3.70	0.000	0.087888 0.2922233

Source	SS	df	MS
Model	0.045986006	8	0.005748251
Residual	0.159737315	91	0.001755355
Total	0.20572332	99	0.002078013

Number of obs = 100
 F (8, 91) = 3.27
 Prob > F = 0.0025
 R-squared = 0.2235
 Adj R-squared = 0.1553
 Root MSE = 0.0419

lerner2	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]
invelastval	-0.0784988	0.0435451	-1.80	0.075	-0.1649957 0.0079982
invelastval2	0.0074731	0.0041812	1.79	0.077	-0.0008324 0.0157785
commodity	-0.004148	0.0087336	-0.47	0.636	-0.0214962 0.0132003
recliqmilhao	-0.0025782	0.0284674	-0.09	0.928	-0.0591252 0.0539688
recexports	0.0007191	0.000195	3.69	0.000	0.0003319 0.0011064
dagro	-0.0324704	0.0171848	-1.89	0.062	-0.0666059 0.001665
dcomerc	-0.0243337	0.0136042	-1.79	0.077	-0.0513567 0.0026894
dserv	-0.0085289	0.0114069	-0.75	0.457	-0.0311874 0.0141296
_cons	0.0607814	0.0241498	2.52	0.014	0.0128107 0.108752

