

P&D e Tamanho da Empresa: Evidência Empírica Sobre a Indústria Brasileira

Paulo Brígido Rocha Macedo

CEDEPLAR/UFMG e Departamento de
Economia da FACE/UFMG

Eduardo da Motta e Albuquerque

CEDEPLAR/UFMG

RESUMO

Este trabalho se propõe a analisar a relação entre o tamanho da firma e atividade de P&D para o caso brasileiro. A base de dados utilizada é aquela compilada para o Estudo sobre a Competitividade da Indústria Brasileira (ECIB), que coletou informações sobre faturamento de empresas e gastos com P&D para dois períodos (1987-1989 e 1992). O objetivo aqui é verificar a possível existência de singularidades no caso brasileiro com respeito às regularidades empíricas entre tamanho da firma e atividade em P&D observadas em outros contextos. A pesquisa de especificidades na presente estrutura industrial brasileira se justifica dada a importância da ampliação do comprometimento do setor produtivo em atividades inovativas para uma retomada consistente do processo de desenvolvimento econômico. O trabalho é desenvolvido de forma a permitir uma comparabilidade mínima com estudos semelhantes feitos em outros países.

PALAVRAS-CHAVE

economia industrial, tamanho da firma e inovação, gastos com P&D, estrutura industrial brasileira

ABSTRACT

This paper analyses the relationship between firm size and R&D expenditures for the Brazilian case. The database is from the Estudo da Competitividade da Indústria Brasileira (ECIB). ECIB gathered information about firm's revenues and R&D expenditures for two periods (1987-1989 and 1992). The aim of this paper is to investigate whether or not the Brazilian case has specificity features vis-à-vis the empirical regularities described by the literature. This investigation is important because the engagement of the productive sector in innovative activities is key for resuming the process of economic growth. This paper attempts to compare the Brazilian data with data from other countries.

KEY WORDS

industrial economics, firm size, R&D expenditures, Brazilian industrial structure

INTRODUÇÃO

Investigar os determinantes da inovação tecnológica tem sido objeto de uma extensa literatura empírica inspirada em testar a hipótese de que a intensidade de atividades inovativas cresce com o tamanho da firma. Esta hipótese está associada a Schumpeter, que enfatizou a existência de diferenças qualitativas na atividade inovativa de firmas pequenas - classicamente empreendedoras, e de grandes corporações - com laboratórios formalmente estabelecidos.

Diversos argumentos podem ser alinhados para justificar o efeito favorável do tamanho da firma na atividade inovativa. Por exemplo, firmas grandes têm maiores possibilidades de fazer cobertura dos riscos inerentes à incerteza característica à inovação tecnológica, ou, equivalentemente, têm maior margem de manobra estratégica para alocar os custos da mesma por diferentes atividades. Do lado da oferta de fundos, a firma grande tem condições mais favoráveis de superar imperfeições dos mercados de capitais que afetem a disponibilidade e estabilidade dos recursos necessários ao empreendimento de inovação tecnológica.

Este trabalho se propõe a analisar a relação entre o tamanho da firma e atividade de P&D para o caso brasileiro. A base de dados utilizada é aquela compilada para o Estudo sobre a Competitividade da Indústria Brasileira (ECIB), que coletou informações sobre faturamento de empresas e gastos com P&D para dois períodos (1987-1989, e 1992). O objetivo aqui é verificar a possível existência de singularidades no caso brasileiro com respeito às regularidades empíricas entre tamanho da firma e atividade em P&D observadas em outros contextos. A pesquisa de especificidades na presente estrutura industrial brasileira se justifica dada a importância da ampliação do comprometimento do setor produtivo em atividades inovativas para uma retomada consistente do processo de desenvolvimento econômico. O trabalho é desenvolvido de forma a permitir uma comparabilidade mínima com estudos semelhantes feitos em outros países.

O estudo está dividido em quatro seções além desta introdução. A seção 1, que se segue, faz uma breve resenha da literatura. A seção 2 apresenta a base de dados, indica suas limitações, e discute a metodologia utilizada para o tratamento estatístico dos mesmos. A seção 3 apresenta a análise empírica, e a última seção conclui o trabalho.

1. BREVE RESUMO DA EVIDÊNCIA EMPÍRICA

A relação entre tamanho da firma, estrutura de mercado e inovatividade é objeto de contínua controvérsia na literatura econômica. Em sua resenha sobre esta questão, Williamson (1983) contrapõe a posição de Galbraith (que formula explicitamente a hipótese de que a grande firma é mais inovadora) à posição de Arrow (para o qual a pequena firma em concorrência perfeita teria maiores incentivos para inovar). Sua conclusão é que, em termos de atividade inovativa, há virtudes e problemas relacionados tanto às pequenas firmas como às grandes firmas. Mais recentemente, Rothwell e Dodgson (1994) discutem e sublinham as vantagens das pequenas firmas (capacidade de assumir riscos, rapidez de aprendizado, potencial de crescimento por meio da ocupação de nichos, etc.) e aquelas das grandes firmas (economias de escala e escopo em P&D, potencial para distribuir riscos, capacidade de financiamento, experiência no controle de processos complexos, etc.) na tarefa de empreenderem atividades inovativas.

A abrangente resenha de Cohen & Levin (1989, p. 1069) assinala o caráter inconclusivo do conjunto dos estudos relacionando tamanho da firma e inovatividade. Segundo Cohen e Levin (1989), a explicação para tal disparidade estaria na importância de características específicas de setores industriais e das próprias firmas. Como os estudos variam muito nos controles de tais “efeitos industriais” (“*industrial effects*”), a disparidade de resultados é compreensível. Variações na distribuição do tamanho das firmas entre diferentes setores industriais são, em parte, decorrentes de diferenças de grau entre economias de escala na produção e na distribuição. Ainda segundo os autores, características da firma, como diversificação e capacidade financeira, estão correlacionadas com o tamanho da mesma.

O estudo dos determinantes do progresso tecnológico pode contribuir para a compreensão das diferenças interindustriais. Dosi (1988) analisa o significado das oportunidades tecnológicas, condições de apropriação e demanda sobre a estrutura industrial dos diferentes setores.¹ Nessa linha, Scherer e Ross (1990, p. 649) discutem a hipótese de que em áreas de “alta oportunidade” a concentração industrial não tem efeito sobre inovação. Cohen (1995) considera importante avançar os estudos empíricos de forma a englobar as diferenças interindustriais nos determinantes do progresso tecnológico.

1 Dois importantes estudos apresentam resultados empíricos sobre diferenças interindustriais em termos de condições de apropriação - LEVIN *et alii* (1987) - e oportunidades tecnológicas - KLEVORICK *et alii* (1995).

Analisando a relação entre tamanho da firma e inovação, Freeman e Soete (1997) descrevem a influência de fatores como indústria e tecnologia sobre a relação tamanho *versus* P&D, mas enfatizam o papel de fatores dinâmicos: história também importa. Em relação ao papel das pequenas firmas, por exemplo, o estágio da evolução da indústria e da tecnologia é altamente relevante: o papel das pequenas firmas nos estágios iniciais da evolução de uma indústria pode ser muito maior do que nos estágios posteriores, maduros. Klepper (1996) sintetiza essas observações apresentando um modelo de ciclo de vida da indústria.

Portanto, generalizações sobre as relações entre tamanho e inovatividade devem ser objeto de importantes qualificações.

Cohen (1995) atualiza seu *survey* sobre inovação e estrutura de mercado de 1989, acrescentando um resumo de padrões empíricos robustos na relação entre P&D e inovação com tamanho da firma: a) considerando firmas envolvidas com P&D (dispêndio não-zero), dentro dos setores industriais o montante aplicado em P&D cresce monotonicamente com o tamanho da firma; b) o número de inovações tende a crescer proporcionalmente menos do que o tamanho da firma; c) a produtividade do P&D tende a declinar com o tamanho da firma.

Para os objetivos deste texto, centrado em uma avaliação inicial da relação entre tamanho da firma e gastos em P&D para o caso brasileiro, vale mencionar a evidência acumulada na literatura empírica sobre três pontos importantes.

Em primeiro lugar, Bound *et alii* (1984) relatam que nos Estados Unidos (em uma amostra de 2595 firmas, das quais 1492 informam gastos em P&D) todos os setores industriais investem em P&D, com intensidades maiores em setores tecnologicamente progressistas como química, medicamentos, computadores, comunicações e instrumentos científicos. Além disto, a elasticidade de P&D com respeito às vendas é próxima da unidade, sendo também verificado, segundo os autores, a presença de pequena não-linearidade nesta relação.²

Em segundo lugar, Cohen e Klepper (1996) retomam a discussão P&D *versus* tamanho apresentando quatro fatos estilizados fundamentados na literatura empírica: 1) a probabilidade de uma firma informar gastos em P&D cresce com o tamanho da mesma e aproxima-se da unidade (evento certo) para firmas maiores; 2) dentro de setores industriais, entre as firmas envolvidas com P&D, os gastos

2 Não-linearidade, no caso do texto de BOUND *et alii* (1984), refere-se ao fato de tanto as firmas muito pequenas como as muito grandes serem mais intensivas em P&D do que as firmas médias.

com P&D crescem monotonicamente com o tamanho da firma em todas as “classes” (“ranges”) de tamanhos das mesmas; ademais, o tamanho da firma explica tipicamente mais da metade da variação intra-industrial na atividade de P&D; 3) entre as firmas envolvidas com P&D, na maior parte das indústrias não há evidência de relação sistemática entre tamanho da firma e elasticidade de P&D; 4) as firmas menores contabilizam um número desproporcionalmente grande de patentes e inovações relativamente a seu tamanho.

Em terceiro lugar, quando se trata de comparar estudos de diferentes países, vale enfatizar que o papel relativo das grandes/pequenas firmas varia substancialmente. (NELSON, 1993) Para comparar países em estágios diferentes (Brasil e Estados Unidos, por exemplo), os cuidados devem ser grandes. O comprometimento das firmas com atividades inovativas é inferior em países em desenvolvimento: as firmas envolvidas com P&D formam um subconjunto muito mais restrito no Brasil relativamente aos Estados Unidos. (ALBUQUERQUE, KUPFER & MACEDO, 1996) Uma boa parte das atividades inovativas desenvolvidas em países menos desenvolvidos se relaciona com imitação e pequenas adaptações de tecnologia estrangeira, o que não necessariamente requer investimentos em P&D.

2. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

2.1 Base de Dados

A base de dados utilizada se constitui das empresas que responderam ao questionário da pesquisa de campo do Estudo sobre a Competitividade da Indústria Brasileira³ (ECIB) realizada em 1993. A amostra planejada incluía 1697 empresas, das quais 661 efetivamente responderam ao questionário.

As informações relevantes para este trabalho são o faturamento da empresa e seu dispêndio com pesquisa e desenvolvimento (P&D). Os dados analisados referem-se aos valores médios daquelas informações nos três anos do período 1987-1989 (estando disponíveis como uma média do período pelo Banco de Dados do ECIB) e aos números apurados no ano de 1992.⁴ O universo de empresas considerado

3 A pesquisa foi realizada para o Estudo sobre a Competitividade da Indústria Brasileira. (COUTINHO & FERRAZ, 1994)

4 Para uma descrição geral dos dados e dos gastos em P&D para os períodos analisados, ver COUTINHO E FERRAZ (1994, p. 128-131 e p. 203-210).

constitui-se do conjunto das empresas que responderam ao questionário com valores não-zero tanto no item faturamento como no item P&D. O número de empresas componentes deste conjunto é 135 para o período 1987-1989 e 167 para o ano de 1992.

Embora a amostra planejada (1697 empresas) para a pesquisa de campo ECIB fosse balanceada para incluir firmas representativas de 32 setores de atividade industrial, o número de informantes com valores não-zero das variáveis de interesse por setor é muito baixo. Portanto, não é possível uma análise mais desagregada por setor de atividade industrial. Para superar esta dificuldade a análise empírica é aqui implementada com a inclusão de amostras de grupos de setores afins. Os grupos considerados são os seguintes: “alimentos”, que inclui os setores óleos vegetais, café, abate, sucos e laticínios; “química”, que inclui os setores petroquímica, defensivos, fertilizantes e fármacos; “energia elétrica”, que inclui os setores equipamentos de energia elétrica, computadores, equipamentos de telecomunicações e TV, rádio, som; “mecânica”, que inclui os setores máquinas-ferramentas e máquinas agrícolas; “autopeças”, que inclui os setores de autopeças e automobilística; “têxtil e calçados”, que inclui os setores têxtil, calçados e vestuário; “papel e celulose”, que inclui os setores papel, e celulose.

O número de firmas incluídas nos grupos não totaliza o número de firmas nos conjuntos “universos” referidos acima (iguais a 135 e 167 nos dois períodos considerados) porque há setores não incluídos naqueles grupos por não apresentarem afinidade com os mesmos. Por outro lado, estes setores não têm número de empresas suficiente para permitir uma análise agregada específica. A análise empírica considera também duas amostras constituídas por 50% firmas com maior faturamento e por 50% das firmas com menor faturamento.

2.2 Metodologia

Este trabalho se propõe a investigar questões relativas à influência do tamanho das empresas brasileiras no seu esforço de pesquisa e desenvolvimento (P&D). Uma questão se refere à hipótese de variações relativas nos gastos com P&D serem diretamente proporcionais a variações relativas no tamanho da empresa. Outra questão diz respeito à possibilidade da própria relação de proporcionalidade entre estas variáveis depender da escala da mesma.

A primeira questão é examinada estimando-se a equação abaixo, que relaciona o dispêndio em P&D com o tamanho da empresa na forma funcional “double log”:

$$\log(\text{P\&D}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{FAT}) + \varepsilon \quad (1),$$

onde P&D tem o significado mencionado acima, FAT representa o tamanho da empresa avaliado pelo seu faturamento, e ε tem a acepção usual de choque estocástico com média zero e variância finita. Esta forma funcional tem sido freqüentemente adotada na literatura. Ela possibilita interpretar o coeficiente β_1 como a elasticidade do dispêndio em P&D com relação ao tamanho da empresa. Um valor de β_1 maior do que um significa que as firmas maiores são responsáveis por uma parcela desproporcionalmente maior do esforço de P&D na amostra analisada; analogamente, um valor de β_1 menor do que um implica uma parcela desproporcionalmente maior de esforço de P&D concentrada nas firmas menores.

A possibilidade da própria elasticidade variar com o tamanho da empresa pode ser verificada estatisticamente pela equação:

$$\log(\text{P\&D}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{FAT}) + \beta_2 [\log(\text{FAT})]^2 + \varepsilon \quad (2),$$

onde P&D, FAT, e ε têm o mesmo significado que na equação (1). Caso o valor estimado para β_2 seja estatisticamente diferente de zero, não se rejeita a hipótese de existência de uma relação sistemática entre elasticidade e tamanho da empresa. Caso o valor estimado para β_2 não seja estatisticamente diferente de zero, aceita-se a hipótese da elasticidade ser invariante com o tamanho da empresa. A especificação funcional representada pela equação (1) pressupõe esta segunda hipótese.

Dado o número baixo de informantes com valor não-zero nas variáveis de interesse e a conseqüente dificuldade em se implementar uma análise mais desagregada por setor de atividade industrial, optou-se por agregar sete grupos de “setores afins” cujos componentes estão descritos no tópico anterior (2.1). Quatro destes grupos permitem implementação de análise empírica com a equação (1) para dados de 1988, e cinco deles permitem tal implementação com a mesma equação para dados de 1992.

É possível, no entanto, verificar empiricamente se os parâmetros estimados β com base na equação (1) para a “amostra universo” são significativamente distintos daqueles de cada um dos sete grupos referidos acima. O teste da hipótese é implementado por meio de uma equação com variáveis “*dummy*” que permitem determinar a significância de diferenças de interceptos e elasticidades (coeficientes angulares) entre as estimações nas amostras analisadas.⁵

5 O desenvolvimento que se segue é baseado em MADDALA (1992).

Considere-se

$$\log(\text{P\&D})_{\text{UNIV}} = \alpha_0 + \alpha_1 \log(\text{FAT})_{\text{UNIV}} + \varepsilon_1, \text{ e}$$

$$\log(\text{P\&D})_{\text{GR}} = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{FAT})_{\text{GR}} + \varepsilon_2,$$

que são as equações de regressão para a “amostra universo” e para o grupo analisado, respectivamente. Os subscritos UNIV e GR referem-se às variáveis P&D e FAT, previamente definidas, dentro de cada uma das duas amostras consideradas. A equação de regressão com variáveis “dummy” D_1 e D_2 abaixo permite testar a significância estatística das diferenças entre parâmetros estimados nas duas amostras:

$$\log(\text{P\&D}) = \alpha_0 + (\beta_0 - \alpha_0)D_1 + \alpha_1 \log(\text{FAT})_{\text{UNIV}} + (\beta_1 - \alpha_1)D_2 + \varepsilon \quad (3),$$

onde:

$$D_1 = \begin{cases} =0, & \text{para todas as observações da “amostra universo”;} \\ =1, & \text{para todas as observações do grupo analisado;} \end{cases}$$

onde:

$$D_2 = \begin{cases} =0, & \text{para todas as observações da “amostra universo”;} \\ =\text{FAT}_{\text{GR}}, & \text{para todas as observações do grupo analisado.} \end{cases}$$

A hipótese de igualdade entre as elasticidades da “amostra universo” e do grupo analisado não é rejeitada caso o coeficiente estimado para D_2 , $(\beta_1 - \alpha_1)$, não seja significativamente diferente de zero.

3. ANÁLISE EMPÍRICA

3.1 P&D e Tamanho da Firma

A amostra “universo” analisada corresponde ao conjunto das empresas com informação não-zero nas variáveis de interesse para este trabalho. Para identificar possíveis efeitos da heterogeneidade dos setores nas regularidades empíricas observadas, seria desejável se fazer uma análise desagregada ao nível dos mesmos;

entretanto, o número de empresas com informação não-zero por setor impossibilita esta abordagem. A alternativa escolhida para contornar esta dificuldade foi constituir “setores afins” cujos componentes são descritos na seção 2.1. É importante ressaltar que o número de empresas incluídas nos sete grupos considerados não “esgota” o universo de unidades analisadas em nível agregado. A análise empírica inclui ainda duas amostras constituídas, respectivamente, por 50% das empresas com maior faturamento, e por 50% das empresas com menor faturamento.

As Tabelas 1 e 2 apresentam um resumo estatístico das variáveis Fat (faturamento), P&D (pesquisa e desenvolvimento) e Int (intensidade de P&D, em %) para os anos de 1988 (valores médios no período 1987-1989) e 1992, respectivamente. Os números permitem uma comparação entre as regularidades empíricas observadas entre os grupos no mesmo ponto no tempo e uma avaliação da evolução de desempenho de um dado grupo entre dois pontos no tempo. Vale mencionar que as distribuições analisadas não incluem as observações das empresas com valor zero de P&D informado ou que nada informaram sobre o mesmo. Esta omissão afetaria, por exemplo, uma análise que se propusesse a discutir a “transição” de uma empresa de uma trajetória sem P&D para outra com P&D, mas este não é o objetivo do presente trabalho.

A ordenação dos grupos com maior intensidade de P&D (variável “Int”) em 1988 altera-se em 1992 apenas para os dois primeiros na classificação: no primeiro caso, a ordem é “elétrica” e “mecânica”, enquanto no segundo caso, a ordem se inverte. Todos os grupos apresentam elevação na variável Int de 1988 para 1992, mas apenas os grupos “elétrica” e “papel e celulose” registram simultaneamente variação positiva no faturamento médio das empresas do grupo entre os dois anos considerados.

Com relação à amostra universo, a intensidade média de P&D fica praticamente estável entre 1988 e 1992 (varia de 2,3 para 2,368) não obstante o pequeno declínio do faturamento médio (média da variável Fat). Esta estabilidade se deve ao desempenho das empresas com do grupo de menor faturamento (grupo S_2) cujo registro médio da variável Int se elevou o suficiente, entre 1988 e 1992, para compensar o correspondente declínio apresentado pelas empresas com maior faturamento (grupo S_1).

TABELA I - 1988 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA

	Alimentos N=13			Química N=21			Elétrica N=26			Mecânica N=16			Autopeças N=11		
	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a
Média	120910	201,33	0,263	109830	878,74	2,63	75706	2043,8	3,818	28618	846,54	3,573	77419	1229,8	1,286
D. Padrão	112160	170,57	0,271	133320	1412,4	5,135	186860	3735,9	3,618	29401	1707,8	4,834	57452	1474,8	1,397
Mínimo	4060	12,84	0,05	1064	6,8	0,05	1032	7,428	0,2	1000	16,68	0,03	200	0,16	0,08
Máximo	388000	500	1	581500	6186	20	931000	12950	12	94150	6967	20	171700	4750	5
Mediana	89100	105	0,10	78342	309,07	1,00	9178	299,73	2,50	18168	223,14	2,30	83000	626,23	1,00

	Têxtil e Calçados N=19			Papel e Celulose N=9			Amostra Total N=135			Amostra S1 ^b N=67			Amostra S2 ^c N=68		
	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a
Média	88641	786,58	1,614	122200	672,21	0,511	83987	1044,8	2,3	156820	1826,5	1,421	12224	274,62	3,167
D. Padrão	194400	1037,5	1,594	119460	1316	0,422	136430	2094,7	3,748	164250	2737,2	2,088	10877	426,83	4,719
Mínimo	184	0,348	0,1	11000	61,5	0,05	174	0,16	0,03	36630	17,1	0,03	174	0,16	0,05
Máximo	857700	3450	5	413400	4134	1	931000	12950	20	931000	12950	10	36590	2400	20
Mediana	38177	388,72	1,00	120300	152,24	0,60	36589	275	1,00	106750	563,81	0,60	8304	112,85	1,00

a: Int = P&D/Fat em %.

b: Firms com faturamento maior do que 36600 (em milhares de US\$).

c: Firms com faturamento menor do que 36600 (em milhares de US\$).

TABELA 2 - 1992 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA

	Alimentos N=22			Química N=23			Elétrica N=29			Mecânica N=16			Autopeças N=13		
	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a
Média	117650	373,46	0,743	82504	544,63	2,603	94756	1815,6	3,891	25466	525,01	4,112	73708	1613,7	1,744
D. Padrão	147890	302,42	0,769	116750	613,13	5,41	262510	3415,9	3,536	28961	912,11	7,144	42850	1723,1	1,682
Mínimo	4334	9,846	0,08	764	7,9	0,05	390	19,5	0,2	429	0,858	0,02	210	0,21	0,05
Máximo	501000	1002	3	544500	2225	25	1407000	14070	13,1	81910	3593	30	132200	5000	5
Mediana	40894	296,50	0,455	52318	200	0,70	14030	310	3,10	12356	250,22	2,00	91000	1064	1,64

	Têxtil e Calçados N=24			Papel e Celulose N=13			Amostra Total N=167			Amostra S ^{1b} N=83			Amostra S ^{2c} N=84		
	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a	Fat	P&D	Int ^a
Média	37749	892,6	2,015	124230	1134,6	1,842	76804	1007,5	2,368	144900	1744,2	1,368	9518,3	279,52	3,357
D. Padrão	67050	1853,1	1,771	140680	1477,4	2,993	147050	2104,7	3,811	185410	2763,4	1,652	7993	485,79	4,935
Mínimo	295	0,907	0,01	10530	66,35	0,05	210	0,21	0,01	27460	4,5	0,01	210	0,21	0,01
Máximo	314600	7000	6	507500	4596	9,89	1407000	14070	30	1407000	14070	6,78	26000	3102	30
Mediana	16581	72,205	1,60	100080	426,05	0,70	26000	260	1,00	91000	567,91	0,70	6901	100,77	1,75

a: Int = P&D/Fat em %.

b: Firmas com faturamento maior do que 26500 (em milhares de US\$).

c: Firmas com faturamento menor do que 26500 (em milhares de US\$).

Todas as distribuições analisadas apresentam mediana menor do que a média, caracterizando uma assimetria positiva (magnitudes menores da variável ocorrem com maior frequência). Este padrão é típico da intensidade de P&D: Cohen e Klepper (1992), analisando dados relativos à indústria dos Estados Unidos (agregação a dois dígitos), encontram para quase todas as indústrias uma maior frequência de empresas nos níveis mais baixos da variável.

As Tabelas 3 e 4 colocam em perspectiva questões relativas à elasticidade do dispêndio em P&D com respeito ao tamanho da empresa. As primeira, terceira e quarta colunas das tabelas são implementações da equação (1); a segunda coluna corresponde à regressão especificada na equação (2). As regressões correspondentes à equação (2) corroboram a hipótese de elasticidade invariante com o tamanho da empresa: os coeficientes estimados para o termo quadrático no tamanho (variável $[\text{Log Fat}]^2$) são negativos mas não significativamente diferentes de zero a um nível de significância de 5%. É interessante assinalar, entretanto, que uma moderada concavidade da curva ajustada para o ano de 1988 não é rejeitada a um nível de significância de 10% (coeficiente estimado para b_2 igual a -0,063). Em termos de elasticidade, isto significa que ela declina suavemente com o tamanho da empresa. Este resultado contrasta com o resultado positivo, embora também de pequena magnitude (0,035), obtido por Bound *et alii* (1984) para uma amostra de 1479 empresas dos Estados Unidos. Quando se consideram os grupos “firmas grandes” (50% das firmas com maior faturamento) e “firmas pequenas” (50% das firmas com menor faturamento), as estimativas da elasticidade sob o pressuposto das mesmas serem invariantes (terceira e quarta colunas) têm magnitudes muito mais divergentes em 1988 do que em 1992, o que é consistente com a evidência de elasticidade ser mais dependente do tamanho da empresa no caso da amostra “universo” para aquele ano (segunda coluna). A primeira coluna das tabelas informa os valores das elasticidades estimadas para 1988 e 1992 dentro do pressuposto das mesmas serem invariantes com o tamanho da empresa sendo ambas menores do que a unidade, aproximadamente iguais a 0,8. Isto significa que em ambos os casos o esforço em P&D cresce menos do que proporcionalmente com o tamanho da empresa.

TABELA 3: 1988 - ESTIMATIVAS DE REGRESSÃO LOG P&D

	Universo N=135	Universo N=135	Firmas grandes N=67	Firmas pequenas N=68
Intercepto	-2,558 (-3,385)	-8,325 (-2,653)	-2,333 (-0,824)	-3,969 (-3,124)
Log fat	0,783 (10,753)	2,008 (3,083)	0,756 (3,115)	0,953 (6,696)
(Log fat) ²		-0,063 (-1,893)		
Desvio Padrão	0,073	0,033	0,243	0,142
R ²	0,465	0,479	0,13	0,405

Os números entre parênteses são os valores da estatística “t”.

TABELA 4: 1992 - ESTIMATIVAS DE REGRESSÃO LOG P&D

	Universo N=167	Universo N=167	Firmas grandes N=83	Firmas pequenas N=84
Intercepto	-2,595 (-4,055)	-5,034 (-1,936)	-4,312 (-2,008)	-4,249 (-3,904)
Log fat	0,795 (12,667)	1,319 (2,422)	0,932 (4,99)	1,005 (8,036)
(Log fat) ²		-0,027 (-0,968)		
Desvio Padrão	0,063	0,028	0,187	0,125
R ²	0,493	0,496	0,235	0,441

Os números entre parênteses são os valores da estatística “t”.

A Tabela 5 apresenta estimativas da equação (1) (pressuposto de elasticidade invariante) para grupos de setores afins com um número de empresas que possibilite efetuar a análise de regressão. As estimativas de elasticidades para os grupos “elétrica” e “têxtil e calçados” no ano de 1988 são muito próximas da unidade: de fato, não se pode rejeitar a hipótese de que os gastos em P&D cresçam de forma exatamente proporcional ao tamanho das empresas para estes grupos em 1988. No caso do ano de 1992, apenas o setor “têxtil e calçados” não rejeitaria a hipótese de elasticidade unitária. Todos os demais grupos têm estimativas de elasticidades menores do que a unidade, sendo notavelmente baixas as magnitudes do grupo “química”.

TABELA 5 - REGRESSÃO LOG P&D
GRUPOS DE SETORES SELECIONADOS, 1988

	INTERCEPTO	LOG FAT	R ²	R ² ajustado	N
Química	0,993 (0,467)	0,444 (2,27)	0,213	0,172	21
Elétrica	-3,644 (-2,724)	0,985 (7,209)	0,684	0,671	26
Mecânica	-0,781 (-0,287)	0,653 (2,322)	0,278	0,227	16
Têxtil e Calçados	-5,044 (-3,426)	1,03 (7,061)	0,746	0,731	19

GRUPOS DE SETORES SELECIONADOS, 1992

Alimentos	-0,858 (-,635)	0,584 (4,719)	0,527	0,503	22
Química	1,854 (0,983)	0,354 (1,989)	0,158	0,118	23
Elétrica	-1,679 (-1,434)	0,788 (6,711)	0,625	0,611	29
Mecânica	-1,49 (-0,647)	0,711 (2,873)	0,371	0,326	16
Têxtil e Calçados	-4,286 (-2,455)	0,972 (5,299)	0,561	0,541	24

Os números entre parênteses são os valores da estatística "t".

É possível testar para todos os grupos a significância estatística da diferença dos valores estimados da elasticidade de cada grupo com relação à estimativa do conjunto das empresas ("amostra selecionada" *versus* "universo"). Este teste da estabilidade dos coeficientes se efetua com a estimação da equação (3), que inclui variáveis "dummy" associadas à amostra selecionada "de controle" e cujas significâncias estatísticas indicam quão relevantes são as diferenças entre as estimativas de parâmetros do grupo e daqueles do "universo". As Tabelas 6 e 7 apresentam os resultados.

Tanto em 1988 como em 1992 o grupo "autopeças" apresenta elasticidade significativamente distinta (nível de 5%) daquela estimada para o conjunto das empresas. A elasticidade do grupo é maior do que a unidade em ambos os anos (o valor é igual à soma dos coeficientes das variáveis LogFat e D_2), enquanto a magnitude da mesma para o "universo" é menor do que um nos dois períodos. Portanto, para o grupo "autopeças" o esforço em P&D cresce mais do que proporcionalmente com o tamanho da empresa. Em contraste, o grupo "química" apresenta em 1992 uma estimativa de elasticidade significativamente menor do

que aquela do “universo” (nível de 5%). Como a magnitude para esta última é menor do que a unidade, a evidência analisada indica que os gastos com P&D para este grupo crescem menos do que proporcionalmente com o tamanho da empresa de forma ainda mais acentuada do que aquela observada para o conjunto “universo”. Esta observação é válida também para o grupo “química” no ano de 1988 a um nível um pouco maior do que 10% (estatística “t” da amostra igual a -1,611). Para os demais grupos, inclusive aqueles constituídos por 50% das firmas com maior faturamento e por 50% das firmas com menor faturamento, em nenhum caso rejeita-se a hipótese de igualdade das elasticidades com a estimativa do conjunto “universo”.

TABELA 6 - TESTE DA ESTABILIDADE DOS COEFICIENTES
UNIVERSO VERSUS AMOSTRA SELECIONADA, 1988^a

	IINTERCEPTO	D1 ^b	LOG FAT	D2 ^c	R ²
LOG P&D	-2,558	0,277	0,783	-0,145	0,47
Universo, N=135	(-3,482)	(0,072)	(11,059)	(-0,422)	
Alimentos, N=13					
LOG P&D,	-2,558	3,551	0,783	-0,339	0,445
Universo, N=135	(-3,389)	(1,563)	(10,766)	(-1,611)	
Química, N=21					
LOG P&D,	-2,558	-1,087	0,783	0,202	0,503
Universo, N=135	(-3,484)	(-0,606)	(11,068)	(1,116)	
Elétrica, N=26					
LOG P&D,	-2,558	1,777	0,783	-0,13	0,451
Universo, N=135	(-3,38)	(0,638)	(10,736)	(-0,453)	
Mecânica, N=16					
LOG P&D	-2,558	-7,136	0,783	0,672	0,527
Universo, N=135	(-3,461)	(-2,679)	(10,994)	(2,698)	
Autopeças, N=11					
LOG P&D,	-2,558	-2,486	0,783	0,247	0,516
Universo, N=135	(3,423)	(-1,392)	(10,873)	(1,403)	
Têxtil e Calçados, N=19					
LOG P&D	-2,558	1,535	0,783	-0,207	0,458
Universo, N=135	(-3,406)	(0,267)	(10,82)	(-0,408)	
Papel e Celulose, N=9					
LOG P&D,	-2,558	0,225	0,783	-0,027	0,426
Universo, N=135	(-3,396)	(0,076)	(10,786)	(-0,108)	
Amostra S1 ^d , N=67					
LOG P&D,	-2,558	-1,412	0,783	0,17	0,476
Universo, N=135	(-3,375)	(-0,958)	(10,72)	(1,07)	
Amostra S2 ^e , N=68					

a: Os números entre parênteses são os valores da estatística “t”.

b: D1=0 para universo e D1=1 para amostra.

c: D2=0 para universo e D2 = LOG FAT para amostra.

d: Firmas com faturamento maior do que 36600 (em milhares de US\$).

e: Firmas com faturamento menor do que 36600 (em milhares de US\$).

TABELA 7: TESTE DA ESTABILIDADE DOS COEFICIENTES

UNIVERSO VERSUS AMOSTRA SELECIONADA, 1992^a

	INTERCEPTO	D1 ^b	LOG FAT	D2 ^c	R ²
LOG P&D	-2,595	1,737	0,795	-0,212	0,494
Universo, N=167	(-4,213)	(0,728)	(13,161)	(-0,964)	
Alimentos, N=22					
LOG P&D,	-2,595	4,449	0,795	-0,441	0,474
Universo, N=167	(-4,101)	(2,046)	(12,81)	(-2,141)	
Química, N=23					
LOG P&D,	-2,595	0,916	0,795	-0,008	0,515
Universo, N=167	(-4,178)	(0,57)	(13,051)	(-0,049)	
Elétrica, N=29					
LOG P&D,	-2,595	1,104	0,795	-0,084	0,484
Universo, N=167	(-4,009)	(0,514)	(12,524)	(-0,367)	
Mecânica, N=16					
LOG P&D	-2,595	-7,258	0,795	0,687	0,54
Universo, N=167	(-4,092)	(-2,83)	(12,781)	(2,875)	
Autopeças, N=13					
LOG P&D,	-2,595	-1,691	0,795	0,177	0,508
Universo, N=167	(-4,017)	(-0,961)	(12,549)	(0,965)	
Têxtil e Calçados, N=24					
LOG P&D	-2,595	4,578	0,795	-0,417	0,486
Universo, N=167	(-4,069)	(1,091)	(12,711)	(-1,115)	
Papel e Celulose, N=13					
LOG P&D,	-2,595	-1,718	0,795	0,137	0,463
Universo, N=167	(-4,064)	(-0,763)	(12,696)	(0,691)	
Amostra S1 ^d , N=83					
LOG P&D,	-2,595	-1,654	0,795	0,209	0,504
Universo, N=167	(-4,071)	(-1,304)	(12,716)	(1,486)	
Amostra S2 ^e , N=84					

a: Os números entre parênteses são os valores da estatística "t".

b: D1=0 para universo e D1=1 para amostra.

c: D2=0 para universo e D2 = LOG FAT. para amostra.

d: Firms com faturamento maior do que 27500 (em milhares de US\$).

e: Firms com faturamento menor do que 27500 (em milhares de US\$).

O número de firmas representadas nas amostras em ambos os anos analisados totaliza 124. A Tabela 8 apresenta os resultados relativos a: 1) estimação das equações (1) e (2) para este subconjunto de firmas (referidas na tabela como "Firms dois períodos"); 2) teste estatístico da hipótese de que as elasticidades de P&D relativas ao subconjunto diferem significativamente das demais firmas (referidas na tabela como "Demais").

Os resultados da Tabela 8.A evidenciam que a hipótese da elasticidade de P&D variar com o tamanho da empresa é rejeitada para o subconjunto de 124 firmas representadas em ambos os períodos analisados. Este resultado contrasta com a suave concavidade encontrada para o conjunto de 135 firmas da amostra de 1988 (-0,063 com 10% de significância estatística), mas corrobora a rejeição da hipótese de elasticidade de P&D dependente do tamanho para o conjunto das 167 firmas da amostra de 1992 (Tabelas 3 e 4, respectivamente). A Tabela 8.B indica que, no ano de 1988, os coeficientes das “Firmas dois períodos” são estatisticamente distintos das “Demais” a 10% de nível de significância (embora não o sejam a 5%), mas no ano de 1992 não há distinção estatisticamente significativa entre os coeficientes dos dois subconjuntos.

TABELA 8 - ELASTICIDADE DE P&D: FIRMAS COM INFORMAÇÕES EM 1988 E 1992

8.A ESTIMATIVAS DE REGRESSÃO LOG P&D

	Intercepto	Log fat	(Log fat) ²	Desvio Padrão	R ²
1988	-2,063 (-2,501)	0,734 (9,287)	-	1,489	0,414
1988	-6,451 (-1,760)	1,651 (2,200)	-0,046 (-1,229)	1,486	0,421
1992	-1,823 (-2,376)	0,732 (9,908)	-	1,440	0,446
1992	-4,896 (-1,501)	1,369 (2,042)	-0,032 (-0,947)	1,439	0,454

Os números entre parênteses são os valores da estatística “t”. Total de observações é igual a 124.

8.B TESTE DE ESTABILIDADE DOS COEFICIENTES: “FIRMAS DOIS PERÍODOS” VERSUS “DEMAIS”

		Intercepto	D1	Log fat	D2	R ²
“Firmas dois períodos” versus “Demais”, 1988	Log P&D N ₁ =124 N ₂ =11	-2,063 (-2,527)	-3,688 (-1,721)	0,734 (9,381)	0,395 (1,811)	0,478
“Firmas dois períodos” versus “Demais”, 1992	Log P&D N ₁ =124 N ₂ =43	-1,823 (-2,360)	-1,539 (-1,067)	0,732 (9,841)	0,111 (0,757)	0,494

Os números entre parênteses são os valores da estatística “t”.

A Tabela 9A apresenta o teste da hipótese de elasticidade de P&D estimada para amostras de firmas em anos distintos ser a mesma (coeficiente comum). O teste de estabilidade estrutural de Chow⁶ indica que a hipótese de elasticidade comum não é rejeitada tanto para as amostras completas em cada ano (135 e 167 observações em 1988 e 1992, respectivamente) como para as amostras constituídas apenas pelas firmas que têm informações disponíveis nos dois anos analisados (124 observações). Finalmente, a Tabela 9.B corrobora a rejeição da hipótese de elasticidade unitária de P&D relativamente ao tamanho da firma. A rejeição é estatisticamente significativa tanto para as amostras completas quanto para as amostras restritas às firmas com informações nos dois períodos.

TABELA 9: TESTE DE HIPÓTESES SOBRE ELASTICIDADE DE P&D

9.A ESTABILIDADE ESTRUTURAL EM ANOS DISTINTOS

Especificação utilizada: $\text{Log(P\&D)} = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{FAT}) + \varepsilon$	Hipótese de elasticidade de P&D comum para as duas amostras	F _{COMPUTADO}	F _{TABELADO} (5%)
1988 (135 firmas) versus 1992 (167 firmas)	Não rejeitada	1,86	F [2, 298] 3,03
1988 versus 1992 (124 firmas)*	Não rejeitada	0,68	F [2, 244] 3,04

* Amostras com as mesmas firmas nos dois anos.

6 O teste de estabilidade estrutural de Chow verifica a hipótese de os coeficientes de duas regressões não serem estatisticamente distintos. Ele se baseia na estatística F e considera uma regressão com os dados "empilhados" das duas regressões a serem comparadas como sendo o modelo que terá restrições lineares testadas (o número de parâmetros é 4 neste caso, duas vezes o número de parâmetros das regressões cuja igualdade se testa). A soma do quadrado dos resíduos desta regressão (com dados empilhados) corresponde, portanto, àquela do "modelo restrito". No caso do ano de 1988, o número de observações do modelo restrito é igual a $n = n_1 + n_2$ (135 + 167). A magnitude total do quadrado dos resíduos do "modelo sem restrições" é resultado da soma dos valores dos quadrados dos resíduos de cada uma das regressões estimadas individualmente. O número de graus de liberdade do numerador da distribuição F é o total de restrições (igual a 2 neste caso por se tratar de testar a igualdade de um conjunto de dois parâmetros), e o número de graus de liberdade do denominador é a diferença da soma dos totais de observações das duas regressões sendo comparadas (302) e o total de parâmetros "estimados" na regressão com dados "empilhados" (4).

9.B ELASTICIDADE UNITÁRIA

Especificação utilizada:	Hipótese de elasticidade de	T _{COMPUTADO}	t _{TABELADO} ; [GL]* (5%, bicaudal)
$\text{Log(P\&D)} = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{FAT}) + \varepsilon$	P&D unitária($\beta_1=1$)		
1988 (135 firmas)	Rejeitada	-2,98	-1,96; [133]
1992 (167 firmas)	Rejeitada	-3,27	-1,96; [165]
1988 (124 firmas)**	Rejeitada	-3,36	-1,96; [122]
1992 (124 firmas)**	Rejeitada	-3,63	-1,96; [122]

* GL = graus de liberdade.

** Amostras com as mesmas firmas nos dois anos.

3.2 Patentes e Tamanho da Firma

O fato estilizado número quatro da lista de Cohen e Klepper (1996) diz respeito à situação das firmas pequenas registrarem um número desproporcionalmente grande de patentes (uma “*proxy*” de inovações). Para averiguar a validade deste fato estilizado para o caso brasileiro, este tópico investiga a relação entre patentes e tamanho da firma.

As patentes que serão analisadas estão compiladas no Banco de Dados que o CEDEPLAR-UFMG está organizando a partir de dados do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI) coletados na *Revista de Propriedade Industrial* (ALBUQUERQUE, 1998) e informações do *Guia Interinvest* para identificação do capital social das empresas. Para a definição do tamanho das firmas foi utilizado o Relatório “*Balanço Anual 1995-1996 da Gazeta Mercantil*”.

O Relatório “Balanço Anual” apresenta dados (do ano de 1994) de 6.167 firmas. Estas firmas incluem todos os setores econômicos (contemplando, portanto, empresas do setor serviços que não são incluídas na amostra do ECIB) e foram escolhidas de acordo com *ranking* setorial pela receita operacional. Do total de 6.167 firmas analisadas pelo “Balanço Anual”, foram selecionadas todas as que tiveram pelo menos uma patente concedida, resultando em 479 firmas da base de dados INPI e 53 da base de dados USPTO.

Para a tabulação dos dados, cinco classes de tamanhos de firma foram definidos: cada classe é formada por um múltiplo de US\$ 200 milhões. A classe mais alta engloba as firmas com receita operacional superior a US\$ 800 milhões.⁷

As Tabelas 10 e 11 apresentam os dados para o INPI e o USPTO, respectivamente.

TABELA 10: DISTRIBUIÇÃO DAS 479 FIRMAS, BASE DE DADOS INPI

RECEITA OPERACIONAL EM 1994 (US\$ MILHÕES DE 1995) E ESTRUTURA DE PROPRIEDADE

US\$ (milh.)	Receita Oper. Número de Firmas				Patentes Concedidas			
	TOT	DOM	FOR	STA	TOT	DOM	FOR	STA
> 800	31	6	9	16	839	83	151	605
600 – 800	4	1	3	0	49	2	47	0
400 – 600	14	7	2	5	77	22	5	50
200 – 400	41	19	17	5	265	191	60	14
< 200	389	272	109	8	1249	760	479	10
Total	479	305	140	34	2479	1058	742	679

Fonte: INPI, BALANÇO ANUAL 1995-1996; ALBUQUERQUE (1998).

TABELA 11: DISTRIBUIÇÃO DAS 53 FIRMAS, BASE DE DADOS USPTO

RECEITA OPERACIONAL EM 1994 (US\$ MILHÕES DE 1995) E ESTRUTURA DE PROPRIEDADE

US\$ (milh.)	Receita Oper. Número de Firmas				Patentes Concedidas			
	TOT	DOM	FOR	STA	TOT	DOM	FOR	STA
> 800	4	0	1	3	82	0	2	80
600 – 800	2	0	2	0	2	0	2	0
400 – 600	2	1	0	1	2	1	0	2
200 – 400	9	6	3	0	67	63	4	0
< 200	36	28	8	0	65	53	12	0
Total	53	35	14	4	218	117	20	82

Fonte: INPI, BALANÇO ANUAL 1995-1996; ALBUQUERQUE (1998).

⁷ O valor limite da classe superior (US\$ 800 milhões) foi definido para ser compatível com o valor apresentado por PATEL & PAVITT (1990) quando analisam as atividades tecnológicas de grandes firmas.

A Tabela 10 mostra que os extremos da distribuição (firmas com receita operacional superior a US\$ 800 milhões e inferior a US\$ 200 milhões) concentram a maioria das patentes (distribuição em forma de U). As firmas de tamanho intermediário têm participações menores no total de patentes. Esta distribuição é compatível com o fato estilizado quatro de Cohen e Klepper, indicando que o caso brasileiro não apresenta uma particularidade nesse aspecto.

A Tabela 11 mostra uma distribuição ligeiramente diferente: as firmas menores (receita operacional inferior a US\$ 200 milhões) ocupam o terceiro lugar entre as classes (caindo do primeiro lugar que ocupavam na Tabela 10, no INPI). As patentes de residentes no Brasil submetidas ao USPTO são “selecionadas” em um processo que reduz a importância relativa das empresas menores, talvez sob uma forte influência de laços comerciais mais estreitos com o mercado mundial. Este é um aspecto desfavorável às empresas menores.

A relação tamanho da firma e patentes apresentada aqui complementa os pontos discutidos anteriormente no trabalho, que se referiam à questão “tamanho x P&D” possibilitando uma avaliação mais completa dos fatos estilizados do texto de Cohen e Klepper (1996) no contexto brasileiro.

CONCLUSÃO

Este trabalho analisa uma amostra de dados de empresas brasileiras compilados para o ECIB com informações sobre seu tamanho e gastos em P&D. Os principais resultados são apresentados a seguir.

As distribuições estatísticas das magnitudes de faturamento, gastos em P&D, e intensidade de P&D apresentam uma maior frequência nos níveis mais baixos das variáveis (medianas menores do que médias). Estes resultados são consistentes com outros registros existentes na literatura empírica internacional.

A elasticidade P&D-tamanho da firma assume valores menores do que a unidade, o que significa que uma parcela desproporcionalmente maior de esforço de P&D está concentrada nas firmas menores. Este resultado difere do usualmente relatado na literatura, que em geral não rejeita a hipótese nula de que a elasticidade seja igual à unidade. (COHEN & KLEPPER, 1996)

Os dados de 1987-89 indicam um suave declínio da elasticidade P&D-tamanho da firma à medida que o tamanho cresce. Esse resultado contrasta com registros de

suave elevação do mesmo indicador com o tamanho, apresentados na literatura empírica norte-americana.

Considerando-se setores industriais afins agregados em grupos, encontra-se para o grupo “química” uma elasticidade inferior àquela do conjunto de todas as empresas (amostra “universo”). Este resultado contrasta com os registros usuais da literatura empírica: por exemplo, Cohen e Klepper (1996) relatam que a química é um setor em que está firmemente estabelecida a hipótese de elasticidade maior do que a unidade; por outro lado, o setor medicamentos (“*drugs*”) apresenta valores estimados menores do que a unidade. No caso da agregação utilizada neste trabalho, o fato destes dois setores comporem um mesmo grupo pode ter implicado uma “mistura” de efeitos que limita a comparabilidade do resultado.

O grupo “autopeças” apresenta uma elasticidade diferente e superior àquela da amostra “universo”. Neste caso, a ausência de informações dos gastos em P&D das firmas do setor automobilístico (grandes firmas) pode ter afetado o resultado.

Finalmente, a distribuição em forma de U encontrada na relação tamanho das firmas-patentes concedidas pelo INPI (como uma “*proxy*” de inovações) indica que, no caso brasileiro, as empresas menores são responsáveis por uma parcela desproporcionalmente grande de patentes. Este resultado é consistente com outros registros da literatura internacional.

É importante ressaltar pelo menos uma diferença importante entre as amostras de dados mais freqüentemente discutidas na literatura e aquela compilada pelo ECIB: as primeiras têm, em geral, uma participação mais significativa de firmas maiores. Os resultados discutidos nesse trabalho apontam para a necessidade de esforços adicionais de pesquisa, em especial para aprofundar os pontos em que o caso brasileiro aparentemente apresenta singularidades.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBUQUERQUE, E. *Patentes de invenção de residentes no Brasil: uma investigação sobre a contribuição dos direitos de propriedade intelectual para a construção de um sistema nacional de inovação*. Rio de Janeiro: IE-UFRJ (Tese de Doutorado), 1998.
- ALBUQUERQUE, E.; KUPFER, D.; MACEDO, P. P&D e patentes: um estudo introdutório. *Anais do XXIV Encontro Nacional de Economia*, p. 400-421, ANPEC, Águas de Lindóia, 1996.
- BOUND, J., CUMMINS, C., GRILICHES, Z., HALL, B., JAFFE, A. Who does R&D and who patents? In: GRILICHES, Z. (ed.), *R&D, patents, and productivity*. Chicago: The University of Chicago, 1984.

- COHEN, W. Empirical studies of innovative activity. In: STONEMAN, P. (ed.), *Handbook of the economics of innovation and technological change*. Oxford: Blackwell, 1995.
- COHEN, W.; KLEPPER, S. The anatomy of industry R&D intensity distributions. *The American Economic Review*, v. 82, p. 773-799, 1992.
- _____. A reprise of size and R&D. *Economic Journal*, v. 106, p. 925-951, 1996.
- COHEN, W.; LEVIN, R. Empirical studies of innovation and market structure. In: SCHMALENSEE, R; WILLIG, R. (eds.), *Handbook of industrial organization*. Amsterdam: Elsevier Science, 1989, v. 2.
- COUTINHO, L.; FERRAZ, J. C. *Estudo sobre a competitividade da indústria brasileira*. Campinas: Papyrus/UNICAMP, 1994.
- FREEMAN, C.; SOETE, L. *The economics of industrial innovation*. Third edition. London: Pinter, 1997.
- GUIA INTERINVEST. *O Brasil e o capital internacional*. Rio de Janeiro: Interinvest, 1992.
- KLEPPER, S. Entry, exit, growth and innovation over the product life cycle. *American Economic Review*, v. 86, n. 3, p. 562-583, 1996.
- MADDALA, G. S. *Introduction to econometrics*. NS, U.S.: Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1992.
- NELSON, R. (ed). *National innovation systems: a comparative analysis*. New York, Oxford: Oxford University, 1993.
- PATEL, P.; PAVITT, K. *Large firms in the production of the world's technology: an important case of "non-globalisation"*. Brighton: SPRU, 1990.
- ROTHWELL, R.; DODGSON, M. Innovation and size of firm. In: DODGSON, M.; ROTHWELL, R. (eds.), *The handbook of industrial innovation*. Cheltenham: Edward Elgar, 1994.
- SCHERER, F.; ROSS, D. *Industrial market structure and economic performance*. Boston: Houghton Mifflin, 1990.
- WILLIAMSON, O. *Markets and hierarchies*. New York: The Free Press, 1983.

(Recebido em agosto de 1998. Aceito para publicação em agosto de 1999).

Os autores agradecem a David Kupfer (IE -UFRJ) por tornar disponíveis os dados do ECIB e a um(a) parecerista pelas sugestões e críticas. Os problemas remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores.

Os autores também agradecem ao financiamento do CNPq, da CAPES e da FAPEMIG.