

Estrutura de mercado e desempenho na indústria brasileira*

Paulo Brígido Rocha Macedo**
Sérgio Savino Portugal***

Sumário: 1. Introdução; 2. Arcabouço analítico; 3. Variáveis usadas na análise multivariada; 4. Resultados empíricos; 5. Conclusões.

Este estudo analisa a existência de uma relação entre estrutura de mercado (concentração industrial) e desempenho (lucratividade) nos diversos setores da economia brasileira utilizando-se do censo industrial de 1985. A unidade de análise estatística é o setor industrial dentro da tradição dos chamados estudos empíricos "interindustriais" prevalente na literatura internacional de 1950 até a década de 80. A utilização de dados censitários para este fim é pioneira no Brasil.

A evidência empírica analisada confirma a existência de correlação positiva entre lucratividade e concentração na indústria brasileira. Os resultados são consistentes com especificações alternativas do conceito de lucratividade, sendo portanto plausível a hipótese de que outras bases de dados produziam correlações semelhantes.

This study analyzes the existence of a relationship between market structure (industrial concentration) and performance (profitability) in various Brazilian industrial sectors, utilizing census data from 1985. The unit of statistical analysis is the industry sector, in the tradition of the "interindustry" empirical studies prevalent in the international literature from 1950 through the 1980s. This study is the first such analysis based on Brazilian census data.

The statistical findings support the existence of a positive correlation between profitability and industrial concentration in Brazilian industries. The findings are consistent with alternative specifications of profitability. The hypothesis that other data bases would yield similar results is therefore plausible.

1. Introdução

A idéia de que a estrutura de mercado afeta o desempenho da firma ou setor industrial tem motivado uma extensa linha de pesquisa na área de economia industrial a partir da década de 50. De acordo com o trabalho pioneiro de Bain (1951), uma correlação positiva entre concentração industrial e lucratividade média do setor indicaria a eficácia dos participantes do mercado em restringir competição por meio de colusão, tácita ou explícita.

Do ponto de vista empírico, os estudos neste sentido podem ser classificados como intra-industriais ou interindustriais dependendo da natureza da agregação dos dados. Schmalensee (1989) observa que, enquanto na década de 50 os trabalhos empíricos em economia industrial se preocupam majoritariamente com análises detalhadas de indústrias específicas, os estudos subseqüentes (após 1960) se concentram em investigar evidência interindustrial de correlação entre estrutura de mercado e desempenho.

* Artigo recebido em set. 1994 e aprovado em jan. 1995.

** Do Cedeplar e UFMG.

*** Do Ipea e USU.

Na literatura internacional o predomínio dos estudos interindustriais se mantém absoluto até a década de 80, quando tanto a disponibilidade de novas bases de dados como a construção de outras a partir de fontes tradicionais de informação permitem a ampliação do número de hipóteses testáveis para incluir algumas daquelas que são pressupostos na análise estatística de corte transversal (Bresnahan & Schmalensee, 1987). Um pressuposto típico em análise de dados de corte transversal — desvios de posições de equilíbrio de longo prazo não têm qualquer componente sistemático — pode ser testado caso se disponha de uma base de dados em painel.

Com referência ao Brasil, estudos específicos da área de economia industrial não têm explorado suficientemente a relação lucratividade/concentração na indústria brasileira. Este trabalho se propõe a fazê-lo por meio da utilização, pioneira no país, de dados censitários. De maneira sucinta, o objetivo aqui é analisar a existência de uma correlação estrutura de mercado/desempenho nos diversos setores da economia brasileira a partir da base de dados abrangente do censo industrial de 1985.

O texto que se segue está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta o arcabouço analítico que fundamenta a existência do paradigma estrutura/desempenho, a seção 3 descreve a seleção e a construção de variáveis a partir de dados censitários, a seção 4 registra os principais resultados da análise estatística e a seção 5 sumaria as conclusões.

2. Arcabouço analítico

A ilustração mais simples da metodologia estrutura-conduta-desempenho característica da análise interindustrial é dada pelo caso do monopólio maximizador de lucros. A igualdade entre custo marginal (CM) e receita marginal (RM) pode ser escrita com a substituição da última magnitude por uma expressão envolvendo o preço do produto p e a elasticidade de demanda η na seguinte forma:

$$CM = RM = p\left(1 - \frac{1}{\eta}\right) \quad (1)$$

ou, alternativamente:

$$\frac{p - CM}{p} = \frac{1}{\eta} \quad (1')$$

Waterson (1984) discute a equação acima enfatizando que, embora ela seja relação de equilíbrio no sentido estrito (portanto, não definindo qualquer sentido de causalção), parece natural interpretar a causalção como fluindo do seu lado direito para o lado esquerdo. Nesse caso o desempenho (*mark-up*) é suposto determinado pela estrutura de mercado (monopólio) com a hipótese adicional sobre conduta de que o monopolista seja capaz de escolher o nível de produção maximizador de lucros. A metodologia estrutura-conduta-desempenho pode ser estendida para incluir tanto outras variáveis estruturais como outras variáveis de conduta. Por exemplo, no primeiro grupo poder-se-ia inserir concentração (uma medida de tamanho das firmas), barreiras à entrada, extensão de integração vertical, enquanto no segundo poder-se-ia incluir pesquisa e desenvolvimento, propaganda comercial.

Mercados oligopolísticos não-cooperativos do tipo analisado por Cournot geram *mark-up's* positivos ainda que inferiores àqueles obtidos por mercados cartelizados. Enquanto no segundo caso cada firma auferi o *mark-up* do monopolista (equação (1')), no primeiro caso o *mark-up* da *i*-ésima firma depende da sua participação S_i ($0 < S_i < 1$) na indústria:

$$\frac{p - CM_i}{p} = \frac{S_i}{\eta} \quad (2)$$

Cowling e Waterson (1976) desenvolvem uma justificativa para a prática comum de análise de regressão de desempenho em função de concentração no tratamento de dados interindustriais. Eles adotam a hipótese de que as firmas têm custo marginal constante e igual ao custo variável médio na faixa relevante de operação e derivam a seguinte relação para o caso de oligopólio de Cournot:

$$\frac{\Pi + F}{R} = \frac{H}{\eta} \quad (3)$$

onde:

Π = massa de lucro da indústria;

F = custos fixos;

R = receita da indústria;

$H = \sum_i (S_i)^2$ índice de concentração industrial de Herfindahl, sendo S_i a participação da *i*-ésima firma na indústria;

η = elasticidade preço de demanda.

Em contraste, a expressão correspondente para o mercado oligopolístico atuando como cartel é análoga àquela da indústria com uma única firma monopolística:

$$\frac{\Pi + F}{R} = \frac{1}{\eta} \quad (4)$$

É interessante observar que no caso do oligopólio não-cooperativo (Cournot) a relação expressa pela equação (3) pode ser estendida para incluir outras variáveis que potencialmente afetem a lucratividade da indústria:

$$\frac{\Pi + F}{R} = f(\text{concentração}, \text{barreiras}, \eta) \quad (5)$$

onde "barreiras", o segundo argumento da função, poderia ser medida por um indicador de requerimentos de capital.

Por causa das dificuldades em se obter elasticidades de demanda para bens industriais, muitas vezes se pressupõe, implicitamente, que η tem distribuição aleatória através dos diferentes setores industriais e se estima a equação (5) na forma:

$$\frac{\Pi + F}{R} = f(C, B) \quad (5')$$

onde C e B são índices de concentração e barreira à entrada, respectivamente.

Através de um exercício simples, Waterson (1984) discute como as medidas de desempenho do tipo “margem preço-custo” se relacionam àquelas do tipo “taxa de lucro”. Para simplificar, pressupõe-se que os custos fixos sejam iguais a zero e define-se lucro $\Pi = R - wL - rK$, sendo R receita, w o custo unitário de trabalho L , r o retorno do estoque de capital K para cobrir depreciação, juros etc. Caso os dados analisados informem lucros não excluindo os custos de capital, a expressão para lucros é $\Pi_m = R - wL$ ou alternativamente $\Pi_m = \Pi + rK$. A equação (5') pode então ser reescrita nas formas “margens” e “taxas”.

$$\frac{\Pi_m}{R} = f(C, B) + \frac{rK}{R} \quad (6)$$

$$\frac{\Pi_m}{K} = \frac{R}{K} f(C, B) + r \quad (7)$$

A equação (7) permite uma interpretação mais interessante da hipótese nula $H_0 : f(C_0 B_0) = 0$, dado o pressuposto adicional de que r seja aproximadamente constante nos diversos setores industriais.

As equações estimadas seguem as especificações acima e podem ser representadas da seguinte forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 C_i + \beta_2 B_i + \beta_3 L_i + u_i \quad (8)$$

onde:

Y_i = medida de lucratividade do setor i (margem de lucro, *mark-up*, taxa de lucro do capital, taxa de lucro do capital próprio);

C_i = indicador de concentração (CR4, CR8, H);

B_i = indicador de barreiras à entrada (requerimento absoluto de capital);

L_i = medida de dispersão geográfica entre as cinco regiões do país (quociente locacional);

U_i = choque aleatório.

3. Variáveis usadas na análise multivariada

Esta seção apresenta a base de dados, define e discute brevemente a justificativa para seleção de cada uma das variáveis empregadas.

As informações utilizadas neste trabalho são do censo industrial de 1985. São consideradas 61.742 empresas com 77.107 estabelecimentos produtivos (ou de apoio direto à produção) que apresentam faturamento líquido de US\$181,5 bilhões e empregam em média no mês 5.015.084 pessoas. Tais empresas faturam em termos brutos acima de US\$39.500 por ano ou

estão estabelecidas em mais de um endereço. Esta amostra, embora corresponda a 35,15% do número total das empresas industriais recenseadas, representa 98,8% do valor adicionado da indústria e 91,7% do pessoal ocupado. Todas as estatísticas são obtidas a nível de dois dígitos (21 setores industriais), três dígitos (140) e quatro dígitos (382).

Medidas de desempenho

As especificações adotadas consideram quatro tipos de variáveis dependentes referentes ao desempenho do setor: taxa de lucro do capital próprio, taxa de lucro do capital, margem de lucro e *mark-up*. A construção das variáveis é explicitada a seguir:

Taxa de lucro do capital próprio do setor (TLKP) = lucro operacional do setor/patrimônio líquido do setor;

Taxa de lucro do capital do setor (TLK) = lucro bruto do setor/passivo total do setor;

Margem de lucro do setor (MLS) = lucro bruto do setor/receita líquida de vendas do setor;

Mark-up do setor (MKS) = lucro bruto do setor/custos diretos (mão-de-obra e matéria-prima).

A literatura empírica tem registrado maior frequência de utilização dos três primeiros indicadores mencionados acima. Por exemplo, Comanor e Wilson (1967) analisam a correlação desempenho e concentração, especificando a taxa de lucro do capital próprio como medida de desempenho e fazendo uso de uma base de dados da Receita Federal dos EUA (U.S. Internal Revenue Service, US-IRS) composto de 41 setores produtores de bens de consumo. Schmalensee (1987) usa o conceito de taxa de lucro do capital para testar estatisticamente as hipóteses alternativas “cartelização diferenciada” *versus* “eficiência diferenciada”, empregando uma base de dados do US-IRS com 70 setores industriais. Collins e Preston (1969) introduzem nos estudos interindustriais o uso do conceito de margem preço-custo, utilizando uma base de dados do Censo Industrial dos EUA (417 setores) em outro estudo empírico do paradigma estrutura-desempenho.

Concentração

Em princípio, uma medida adequada de concentração deveria ser obtida da teoria de oligopólio conforme descrito na seção anterior. Cowling e Waterson (1976), entre outros, demonstram que o índice de concentração H é correlacionado com a lucratividade da indústria em um oligopólio de Cournot com diferenças de custos exógenas. Muitos autores entretanto utilizam os índices de concentração CR4 e CR8 que são fortemente correlacionados com o índice H.¹

¹ Os dados do censo industrial de 1985 apresentaram as seguintes correlações entre CR4, CR8 e H: dois dígitos 92,3 e 91,4%, respectivamente; três dígitos 82,8 e 75,4%, respectivamente; quatro dígitos 80,4 e 69,3% respectivamente, todas com nível de significância de 0,0001.

CR4 = soma da receita líquida de vendas das quatro maiores firmas do setor/receita líquida de vendas do setor;

CR8 = soma da receita líquida de vendas das oito maiores firmas do setor/receita líquida de vendas do setor;

$H = \sum_i (S_i)^2$ índice de concentração industrial de Herfindahl sendo, S_i a participação da i -ésima firma na indústria medida através da receita líquida de vendas.

Requerimento absoluto de capital do setor

Esta variável é uma *proxy* frequentemente empregada na literatura como uma medida de barreira à entrada de novas firmas numa dada indústria. Ela foi utilizada pela primeira vez por Comanor e Wilson (1967) e tem a vantagem de fornecer uma avaliação das dificuldades de entrada no setor independentemente do conhecimento específico que o pesquisador tenha das diversas indústrias.

O requerimento absoluto de capital (RAK) é o montante do capital requerido para entrada de uma firma na indústria através da instalação de uma única planta eficiente. Ele é o resultado do produto do tamanho médio da planta eficiente pela intensidade do capital do setor ($RAK = TMP * IK$). Para a construção do tamanho médio da planta os estabelecimentos são ordenados de forma decrescente pelo seu valor de produção para se determinar o volume e o número de estabelecimentos correspondentes a 50% do valor da produção do setor. O tamanho médio da planta é definido dividindo-se esse volume pelo número de estabelecimentos. A intensidade de capital (IK) é o quociente do passivo total do setor pelo valor bruto da produção do setor.

Índice de dispersão geográfica — quociente locacional (QLM)

O quociente locacional médio compara a participação percentual da produção de uma região, em um dado setor, com a participação percentual da mesma região no produto de todos os setores industriais do país. Esse indicador é definido da seguinte forma:

$$QLM = (E_{ji} / E_j) / (E_i / E..) \quad (9)$$

$i = 1, 2, 3, 4, 5$ regiões;

$j = 1, 2, 3 \dots m$ setores industriais.

onde E_{ji} = valor bruto da produção dos estabelecimentos do setor j na região i .

Quando $QLM = 1$ verifica-se uma distribuição geográfica do valor da produção dos estabelecimentos do setor estritamente comparável àquela do PIB; se $QLM > 1$ verifica-se uma maior concentração do valor da produção dos estabelecimentos do setor em regiões de baixa participação no PIB (regiões pobres); e finalmente, se $QLM < 1$ ocorre uma maior concentração do valor da produção dos estabelecimentos em regiões prósperas.

4. Resultados empíricos

Tipicamente as análises estatísticas de corte transversal pressupõem relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis dos respectivos modelos. Contudo, como não se espera que todos os setores industriais estejam nas suas posições de equilíbrio de longo prazo num dado instante, o pressuposto adicional destas especificações é de que os desvios daquelas posições tenham distribuições aleatórias nas observações da amostra analisada.

Neste trabalho as relações entre o desempenho (lucratividade) e estrutura (concentração e barreiras à entrada) são estimadas através do corte transversal (*cross-section*) para os setores da indústria. Não se faz, portanto, uma avaliação da evolução ao longo do tempo das variáveis analisadas.

As especificações propostas foram implementadas nos níveis de desagregação progressivamente mais elevados de dois, três e quatro dígitos do censo industrial de 1985.

Para se testar estatisticamente a hipótese conjunta de heterocedasticidade e ou especificações incorretas se efetuou o teste de White (1980) em todos os modelos de regressão propostos. Dada a rejeição da hipótese nula de homocedasticidade se procedeu à estimação das regressões por mínimos quadrados ponderados pelo total do ativo do setor.

As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados das equações estimadas. De maneira geral confirma-se a correlação esperada entre lucratividade e concentração, encontra-se uma correlação negativa entre lucratividade e requerimento absoluto de capital e não se verifica estatisticamente a relevância da dispersão geográfica como um fator afetando a diferença de lucratividade entre os setores industriais no Brasil. Os principais resultados são sumariados a seguir:

a) ao nível de desagregação de dois dígitos, apenas as especificações de taxa de lucro do capital próprio (TLKP) e taxa de lucro (TLK) com o índice de concentração de Herfindahl H se mostram significantes. Este resultado confirma a expectativa de que o elevado nível de agregação impede a completa identificação da relação proposta;

b) aos níveis de três e quatro dígitos, a existência de correlação positiva entre lucratividade e concentração é válida estatisticamente para todas as especificações. Em termos dos diferentes índices de concentração, H é significativo em todos os níveis de agregação para todas as especificações para todas as medidas de desempenho TLKP, TLK, enquanto CR4 e CR8 mostram-se relevantes para qualquer especificação de desempenho aos níveis de três e quatro dígitos;

c) observa-se uma correlação negativa significativa em todas as especificações a dois, três e quatro dígitos entre a lucratividade e a medida de barreira à entrada representada por requerimento absoluto de capital (RAK). Este resultado pode ser interpretado com base em recente formulação teórica que indica ser a entrada de novas firmas na indústria desestimulada se uma fração elevada dos custos é *sunk*, ou seja, não pode ser recuperada na saída. Neste caso, a importância relativa dos custos *sunk* pode ser correlacionada com o nível de requerimento absoluto de capital. Como se espera que os custos *sunk* estejam correlacionados negativamente com a lucratividade, é plausível que sua *proxy* (RAK) também o seja. A interpretação de requerimento absoluto de capital como *proxy* para custo *sunk* se fundamenta na aceleração inflacionária experimentada pela economia brasileira no período 1983-85;

d) o índice “quociente locacional médio” (QLM) apresenta sinal positivo com respeito à lucratividade para as especificações de margem e *mark-up* nos níveis de agregação de três e quatro dígitos. As correlações negativas observadas para as taxas de lucro a dois dígitos não são significativas a 5%; para este mesmo tipo de especificação (QLM) não é significativo a 10% a três e quatro dígitos. Portanto, margem e *mark-up* são tanto maiores quanto maior a dispersão dos setores em regiões com baixa participação no PIB;

e) na especificação da taxa de lucro do capital (TLK) as magnitudes dos interceptos podem ser interpretadas, de acordo com a expressão (7), como *proxies* para o retorno do estoque de capital do setor.

Tabela 1
Regressão entre lucratividade e variáveis estruturais
dos setores da indústria brasileira — 1985
Mínimos quadrados ponderados

Variável independente	Variável dependente											
	Dois dígitos						Três dígitos					
	TLKP	TLK	MLS	MLS	MKS	MKS	TLKP	TLKP	TLKP	TLK	TLK	TLK
Constante	7,387	0,872	0,515	0,516	1,079	1,075	4,762	4,321	5,627	0,590	0,552	0,673
(s)	1,462	0,149	0,048	0,045	0,140	0,132	0,327	0,322	0,323	0,041	0,040	0,043
CR4			0,075		0,263		1,560			0,150		
(s)			0,036		0,105		0,257			0,032		
CR8				0,096		0,324		1,217			0,124	
(s)				0,036		0,105		0,273			0,033	
II	9,318	0,873							2,620			0,252
(s)	2,659	0,271							0,287			0,038
RAK	-0,562	-0,060	-0,015	-0,016	-0,049	-0,054	-0,391	-0,354	-0,437	-0,041	-0,038	-0,046
(s)	0,123	0,012	0,004	0,004	0,013	0,013	0,032	0,033	0,028	0,004	0,004	0,003
QLM	-0,371	-0,037	0,023	0,022	0,069	0,066						
(s)	0,189	0,019	0,007	0,007	0,022	0,022						
Número OBS	21	21	140	140	140	140	140	140	140	140	140	140
R@2	0,562	0,622	0,146	0,163	0,164	0,183	0,537	0,488	0,634	0,460	0,434	0,525
Valor F	7,71	9,89	7,86	8,92	9,01	10,25	80,21	65	120	38,8	53	76,34

Fonte: Equações de regressão.

Obs.: valores entre parênteses abaixo dos coeficientes referem-se ao desvio-padrão.

Tabela 2
Regressão entre lucratividade e variáveis estruturais
dos setores da indústria brasileira
Mínimos quadrados ponderados — quatro dígitos

Variável independente	Variável dependente								
	MLS	MLS	MKS	MKS	TLKP	TLKP	TLKP	TLK	TLK
Constante	0,566	0,559	1,049	1,071	4,909	4,882	5,266	0,596	0,564
(s)	0,032	0,029	0,098	0,108	0,342	0,323	0,353	0,027	0,026
CR4	0,124				0,480			0,144	
(s)	0,021				0,243			0,019	
CR8		0,100	0,383			0,618			0,130
(s)		0,022	0,071			0,249			0,020
H				0,228			0,839		0,178
(s)				0,068			0,233		0,018
RAK	-0,021	-0,020	-0,058	-0,042	-0,376	-0,386	-0,398	-0,043	-0,041
(s)	0,009	0,003	0,009	0,009	0,034	0,033	0,031	0,002	0,002
QLM	0,010		0,071	0,067					
(s)	0,005		0,017	0,018					
Número OBS	382	382	382	382	382	382	382	382	382
R@2	0,133	0,105	0,140	0,10	0,321	0,325	0,337	0,413	0,395
Valor F	19,47	22,4	20,73	14,17	90,07	91,72	96,6	133,8	124

5. Conclusões

De maneira geral pode-se dizer que a evidência empírica discutida confirma a existência de correlação positiva entre lucratividade e concentração na indústria brasileira. Dada a consistência dos resultados nas diversas especificações, é plausível a hipótese de que outras bases de dados produziram resultados semelhantes.

Por outro lado, se a correlação positiva entre lucratividade e concentração corrobora os resultados registrados na literatura internacional, a correlação negativa encontrada entre lucratividade e requerimento absoluto de capital se contrapõe à estimação mais freqüente de correlação positiva entre as duas últimas variáveis. É possível que tal resultado decorra de uma situação de desequilíbrio conjuntural: a forte aceleração inflacionária no período 1983-85 elevou o custo de oportunidade de imobilização de capital.

Os resultados preliminares apresentados aqui devem ser confirmados testando as especificações propostas com outras bases de dados. Alternativamente, e havendo possibilidade de informação, pode-se especificar o modelo estatístico de forma a incluir uma variável de controle dos efeitos de desequilíbrio (como, por exemplo, o crescimento médio da demanda do setor num certo número de anos), como alguns autores fazem quando analisam dados de corte transversal. Qualquer que seja o caminho escolhido, não há dúvida de que a pesquisa adicional se faz necessária para identificar e fundamentar melhor os fatos estilizados substantivos sobre a indústria brasileira.

Tabela
Variáveis de desempenho da indústria brasileira — 1985

Setores industriais	Número de firmas	Desempenho				Estrutura								
		MLS	MKS	TLK	TLKP	CR4	CR8	H	TMP*	VBPS*	EME	IK	RAK*	QLM
1. Extrativa mineral	599	0,466	0,874	0,083	0,026	0,585	0,727	0,182	69.741	1.282.420	0,054	10,5	729.217	2,6
2. Transferência de produtos de minerais não-metálicos	3.949	0,471	0,891	0,130	0,441	0,128	0,188	0,009	16.446	2.829.078	0,006	3,7	60.067	1,4
3. Metalurgia	5.345	0,378	0,607	0,085	-0,127	0,200	0,278	0,015	51.358	8.530.603	0,006	5,2	268.302	0,6
4. Mecânica	4.455	0,450	0,820	0,200	1,100	0,103	0,161	0,006	20.744	5.608.581	0,004	2,2	46.356	0,6
5. Material elétrico e de comunicações	2.172	0,470	0,888	0,250	1,252	0,156	0,228	0,012	31.491	5.246.412	0,006	2,1	65.927	1,3
6. Material de transporte	1.651	0,304	0,437	0,112	1,117	0,425	0,540	0,055	66.429	5.209.866	0,013	2,8	184.552	0,5
7. Madeira	3.805	0,445	0,803	0,176	0,634	0,167	0,211	0,013	4.444	1.041.318	0,004	2,8	12.353	2,7
8. Mobiliário	3.199	0,384	0,623	0,274	2,063	0,074	0,120	0,004	3.848	941.001	0,004	1,5	5.935	0,9
9. Papel e papelão	1.087	0,378	0,607	0,091	0,326	0,170	0,274	0,015	28.148	2.261.092	0,012	4,4	123.790	0,6
10. Borracha	818	0,398	0,660	0,244	1,329	0,606	0,661	0,116	90.081	1.446.913	0,062	1,8	165.576	0,6
11. Couros, peles e prod. e art. de selaria	538	0,342	0,519	0,240	1,413	0,117	0,190	0,010	4.334	400.980	0,011	2,1	9.254	1,2
12. Química	1.884	0,354	0,547	0,120	0,595	0,458	0,498	0,168	657.525	17.301.014	0,038	3,6	2.367.328	0,6
13. Produtos farmacêuticos e veterinários	377	0,559	1,266	0,285	1,131	0,180	0,285	0,019	26.610	1.072.637	0,025	1,6	43.668	0,5
14. Perfumaria, sabões e velas	482	0,419	0,722	0,183	1,935	0,490	0,642	0,115	31.345	569.507	0,055	2,0	62.482	0,8
15. Produto de matérias plásticas	1.706	0,420	0,725	0,254	1,300	0,155	0,210	0,010	9.874	1.481.133	0,007	2,0	19.935	0,7
16. Têxtil	2.044	0,434	0,765	0,275	1,114	0,088	0,134	0,005	17.124	4.180.943	0,004	2,1	35.694	0,9
17. Vestuário, calçados e artefatos de tecido	9.121	0,392	0,646	0,245	1,480	0,099	0,136	0,005	8.962	3.693.627	0,002	1,9	16.776	0,9
18. Produtos alimentares	12.453	0,291	0,410	0,195	1,594	0,071	0,120	0,004	15.940	7.980.607	0,002	2,9	46.862	1,4
19. Bebidas	725	0,386	0,628	0,093	0,690	0,245	0,339	0,025	11.403	901.452	0,013	3,7	42.704	1,4
20. Fumo	76	0,512	1,048	0,269	1,733	0,686	0,831	0,277	47.415	570.190	0,083	1,8	86.716	0,7
21. Editorial e gráfica	3.094	0,487	0,950	0,199	1,346	0,152	0,242	0,010	15.153	1.189.804	0,013	1,6	24.859	1,0
22. Diversos	2.162	0,548	1,213	0,319	1,223	0,217	0,280	0,017	16.340	1.678.294	0,010	1,8	28.693	0,7
23. Total da indústria	61.742	0,422	0,756	0,196	1,078	0,253	0,332	0,049	56.580	75.417.471	0,019	2,9	202.139	1,0

Fonte: Censo Econômico de 1985.

* Valores em dólares de 1985.

Referências bibliográficas

- Bain, J. S. Relations of profit rate to industry concentration: American: manufacturing, 1936-1940. *Quarterly Journal of Economics* (65): 293-324, 1951.
- Brenahan, T. & Schmalensee, R. The empirical renaissance in industrial economics: an overview. *Journal of Industrial Economics* (35): 371-8, 1987.
- Collins, N. R. & Preston, L. E. Price-cost margins and industry structure. *Review of Economics and Statistics* (51): 271-86, 1969.
- Comamor, W. S. & Wilson, T. A. Advertising, market structure and performance. *Review of Economics and Statistics* (49): 423-40, 1967.
- Cowling, K. & Waterson, M. Price-cost margins and market structure. *Econômica* (43): 267-74, 1976.
- Portugal, S. S. O lucro e a taxa de lucro na economia brasileira, 1992. (Tese de doutorado apresentada à UFRJ/IEI.)
- Schmalensee, R. Collusion versus differential efficiency: testing alternative hypotheses. *Journal of Industrial Economics* (35): 399-425, 1987.
- . Studies of structure and performance. In: Schmalensee, R. & Willig, R. D. (eds.). *Industrial Organization*, Amsterdã, Elsevier Science Publishers B. V., 1989.
- Waterson, M. Economic theory of the industry. Cambridge (England), Cambridge University Press, 1984.
- White, H. A heteroscedasticity — consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* (48): 817-38, 1980.