

## A influência do tamanho sobre a rentabilidade na indústria brasileira\*

Helson C. Braga\*\*

João L. Mascolo\*\*\*

Não existe um consenso na teoria econômica nem na evidência empírica quanto à influência precisa do tamanho sobre a rentabilidade das firmas. Uma hipótese sugere que, devido à imperfeição do mercado de capitais, as grandes firmas seriam mais rentáveis pela possibilidade de investirem em atividades não acessíveis às menores. Por outro lado, alguns autores argumentaram que o tamanho poderia estar associado negativamente à rentabilidade, devido à possível ocorrência de retornos decrescentes do fator fixo *management*. No plano empírico, a evidência tem sido igualmente divergente. Este trabalho examina a relação entre tamanho e rentabilidade na indústria brasileira, utilizando distintos métodos de estimação econométrica. Postula-se uma relação positiva, uma vez que os argumentos teóricos neste sentido são reforçados pela complexidade dos esquemas de crédito oficial subsidiado da legislação de incentivos fiscais e da política tributária em geral, os quais são utilizados mais intensamente pelas grandes empresas, melhor equipadas para fazer uso destes mecanismos. Os resultados encontrados confirmaram que o tamanho exerce uma influência decisiva sobre a rentabilidade das firmas industriais brasileiras.

1. Introdução; 2. Hipóteses teóricas e evidência empírica; 3. Estrutura analítica e descrição das variáveis; 4. Resultados empíricos; 5. Conclusões.

### 1. Introdução

Em recente trabalho, um dos autores encontrou uma relação persistentemente positiva entre o tamanho e a rentabilidade das firmas industriais brasileiras (Braga,

\* Os autores expressam seus agradecimentos a Donald Coes, Frederico A. de Carvalho, José L. Carvalho e Paulo Guedes por suas críticas e sugestões, os quais não são, obviamente, responsáveis por eventuais falhas remanescentes. Estendemos nossos agradecimentos a Carlos Alexandre T. Costa por sua valiosa contribuição na parte de programação.

\*\* Da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – (Cecex) e da Secretaria da Receita Federal.

\*\*\* Da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – (Cecex).

1979). A análise foi desenvolvida com base em um modelo em que o tamanho, juntamente com outras variáveis definidas ao nível das firmas e algumas características estruturais das indústrias onde elas operam, foi utilizado para explicar as variações de rentabilidade de uma amostra de firmas pertencentes a diferentes indústrias.

Nesse caso, as variáveis representativas da estrutura industrial devem ser interpretadas mais apropriadamente como variáveis de controle das diferenças interindustriais que afetam a rentabilidade das firmas, cujo objetivo básico é isolar a influência precisa das características das firmas, às quais estão associados padrões específicos de comportamento econômico.<sup>1</sup>

Uma forma alternativa de tratar o problema é estudar essas relações dentro de cada indústria, convenientemente definida.<sup>2</sup>

O objetivo deste trabalho é reexaminar, segundo essa abordagem alternativa, a relação isolada entre a rentabilidade e o tamanho na indústria brasileira, utilizando distintos métodos de estimação econométrica.

## 2. Hipóteses teóricas e evidência empírica

A hipótese de que a rentabilidade aumenta com o tamanho das firmas está associada a Steindl (1945) e a Baumol (1967) e se deve à imperfeição do mercado de capitais. Devido a uma restrição financeira, as firmas pequenas não poderiam investir em certas atividades que, pelo montante de capital requerido, só seriam acessíveis às firmas grandes. Como resultado, os empresários teriam interesse em acumular capital como forma de superar essa restrição e, assim, elevar a rentabilidade global de seus investimentos.

Por outro lado, Kaldor (1934) e Robinson (1958) sugeriram uma relação negativa entre tamanho e rentabilidade, com base na possível ocorrência de retornos decrescentes do fator fixo *management*.

Da mesma forma, não existe um consenso no plano da evidência empírica. Nos EUA, os trabalhos de Hall & Weiss e Stekler revelaram forte relação positiva; Haines (1970) e Epstein (1939) obtiveram resultados que apóiam a relação inversa; Osborn (1951) e McConnel (1945) encontraram as firmas de tamanho médio obtendo taxas de rentabilidade mais elevadas do que as pequenas e grandes; e Marcus chegou à conclusão de que o tamanho influencia a rentabilidade, mas não em todas as indústrias. Nos países da Comunidade Econômica Européia, os estudos até agora realizados mostraram uma relação negativa.<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Hall & Weiss (1967), por exemplo, consideraram o índice de concentração como uma variável explícita. Como, na realidade, as indústrias diferem também por outras características estruturais, Braga introduziu tais variáveis de indústria normalizando o correspondente conceito a nível de firmas (op. cit. 129-31).

<sup>2</sup> Epstein (1939); Osborn (1951); Stekler (1963); Marcus (1969); Alexander (1949).

<sup>3</sup> Jacquemin & Cardon Lichtbuer de (1973); Jenny & Weber (1974); Samuels & Smyth (1968).

Apesar de nem a teoria econômica nem a evidência empírica sugerirem de forma não-ambígua a influência precisa do tamanho sobre a rentabilidade, postula-se, neste trabalho, uma relação positiva. As razões são as seguintes:

- a) a restrição das deseconomias de gestão parece estar sendo satisfatoriamente contornada pela descentralização e outras técnicas administrativas, além do avanço tecnológico nas comunicações e computação eletrônica,<sup>4</sup> o que permite às firmas crescerem consideravelmente sem incorrerem nos rendimentos decrescentes imaginados por Kaldor e Robinson;
- b) em um mercado de capitais caracteristicamente imperfeito como o brasileiro, além da óbvia vantagem do acesso ao montante requerido de capital, conforme o argumento de Baumol e Steindl, as firmas grandes obtêm condições mais favoráveis de crédito devido à diminuição do risco e ao seu poder monopsonista;<sup>5</sup>
- c) a complexidade dos esquemas de crédito oficial subsidiado e da legislação de incentivos fiscais existentes na economia brasileira estabelece uma vantagem adicional para as firmas grandes, melhor equipadas para utilizar esses mecanismos;
- d) além disso, por dependerem mais substancialmente da geração interna de recursos, as firmas pequenas são penalizadas adicionalmente pela política tributária, que opera contra a sua principal fonte de financiamento.<sup>6</sup>

### 3. Estrutura analítica e descrição das variáveis

A teoria sugere que um modelo explicativo das diferenças de rentabilidade das firmas deve incluir variáveis definidas para cada uma em particular (tamanho, parcela de mercado, intensidade de capital etc.), e variáveis relativas às indústrias em que elas operam (basicamente concentração, barreiras à entrada, diferenciação de produto e crescimento da demanda).<sup>7</sup> Analiticamente, admitindo-se a forma linear, tem-se:

$$\pi_{ij} = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{ij}^k + \sum_{k=n+1}^{n+m} \beta_k W_j^k + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

<sup>4</sup> Sherer (1974, p. 74-8).

<sup>5</sup> Essa não é uma particularidade da economia brasileira. Problemas semelhantes podem ser observados, por exemplo, nos EUA (U.S. Congress, Subcommittee on Monopoly of the Senate, Selected Committee on Small Business, 1952) e no Japão, onde as firmas grandes pagam até um terço menos que as pequenas pelo capital de empréstimo (Caves & Uekusa, 1976, p. 37-8).

<sup>6</sup> Essa distorção deve ser parcialmente corrigida a partir de 1980, quando as empresas que apresentarem lucro superior a Cr\$ 30 milhões terão um adicional de 5% no imposto de renda.

<sup>7</sup> Para uma discussão detalhada desses aspectos, veja Braga (1979).

onde:

$\pi_{ij}$  = taxa de rentabilidade da firma  $i$ , pertencente à indústria  $j$ ;

$X_{ij}^k = (k = 1, \dots, n)$  = conjunto de variáveis definidas para cada firma,

$W_j^k (k = n + 1, \dots, n + m)$  = conjunto de características estruturais das indústrias;

$\epsilon_{ij}$  = erro aleatório.

Um modelo completo de determinação de rentabilidade das firmas não precisa, entretanto, conter explicitamente todas essas variáveis. Conforme já foi antecipado, dado que as características estruturais das indústrias podem ser consideradas constantes dentro de cada grupo e, portanto, não afetam as relações funcionais das taxas de rentabilidade com as variáveis de firma, basta examinar estas relações para cada indústria separadamente.<sup>8</sup>

Como, além disso, o interesse desse trabalho está restrito à análise do efeito isolado do tamanho sobre a rentabilidade, as outras variáveis de firma também foram excluídas. Resultou, portanto, a equação:

$$\pi_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 S_{ij}^2 + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

onde:

$S_{ij}$  = tamanho da firma  $i$  pertencente à indústria  $j$ ;

$S_{ij}^2$  = termo quadrático para verificar a condição de linearidade no parâmetro,

$\epsilon_{ij}$  = erro aleatório, onde se manifestam as influências das variáveis de firma omitidas.

Cabe notar que, nessa formulação, as unidades de observação são classes de tamanho onde estão agrupadas as firmas da indústria e não as firmas individualmente. Evidentemente, tal distinção não implica nenhuma restrição à análise aqui desenvolvida.

As variáveis incluídas na equação (2) foram medidas da forma descrita a seguir:<sup>9</sup>

a) a taxa de rentabilidade, definida em relação ao patrimônio líquido, foi obtida pela divisão dos lucros líquidos do imposto de renda da pessoa jurídica, pela soma do capital social mais reservas;

<sup>8</sup> Os efeitos da estrutura ficam, assim, agrupados no termo constante da regressão.

<sup>9</sup> Os dados básicos foram retirados do *Anuário do Imposto de Renda da Pessoa Jurídica*, 1976-1978, publicados pela Secretaria da Receita Federal (SRF).

b) o tamanho foi aproximado pelos pontos médios das classes de receita operacional em que são apresentadas as estatísticas da SRF.<sup>10</sup>

Há duas outras considerações adicionadas sobre os dados que devem ser feitas. A primeira diz respeito ao grau de agregação das indústrias e sua adequação a esse tipo de estudo. As estatísticas da SRF se referem ao nível de dois dígitos da classificação industrial da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE) e seria desejável a utilização de dados mais desagregados. Além do critério de disponibilidade que impôs o emprego desse nível de agregação, este seria particularmente adequado para a caracterização de indústria em um país em desenvolvimento, uma vez que a limitação dos mercados restringe naturalmente o número de firmas e tende a diversificar os processos de produção.<sup>11</sup>

A segunda consideração se refere à dificuldade usual na interpretação das taxas de rentabilidade das pequenas empresas, devido à mais freqüente distribuição de lucros sob a forma de remuneração a dirigentes e administradores, o que tende a subestimar a rentabilidade calculada a partir dos dados contábeis. Essa possibilidade fica minimizada no caso brasileiro, uma vez que a legislação obriga a incorporação ao lucro tributável das parcelas pagas aos dirigentes em excesso a um valor prefixado.<sup>12</sup>

#### **4. Resultados empíricos**

##### *4.1 Resultados de Cross-section*

Serão apresentados neste item os resultados da estimação do modelo (2) para os 21 setores da indústria de transformação, utilizando-se a média aritmética das taxas de rentabilidade para o período 1975-1977.<sup>13</sup>

Inicialmente, foi empregado o método de mínimos quadrados simples (MMQS), sendo as regressões estimadas com e sem um termo quadrático, a fim de se verificar a possibilidade da relação ser não-linear. Os resultados apresentados na tabela 1 são, de uma maneira geral, bastante insatisfatórios, a julgar pelos testes usuais  $t$  e  $F$  e pelos valores assumidos por  $R^2$ , devendo-se ressaltar, no entanto, a adequação da inclusão da variável  $S^2$ , que será assim mantida nas etapas seguintes.

<sup>10</sup> O emprego da receita como critério de medida do tamanho foi determinado pela disponibilidade dos dados, mas não existem razões teóricas que a contra-indiquem para esse tipo de estudo. Veja Shalit & Sankar (1977).

<sup>11</sup> Sicat & Villaroel (1974, p. 90).

<sup>12</sup> O excesso é verificado em relação ao que cada dirigente percebe individual e mensalmente, até o limite de 7 beneficiários. Naturalmente, permanece a possibilidade de distribuição de rendimentos via lançamento de despesas pessoais como custos das firmas.

<sup>13</sup> O emprego de médias plurianuais é recomendável para isolar a influência decorrente meramente de variações de curto prazo nas condições de oferta e demanda.

Tabela 1  
Tamanho e rentabilidade – estimação por mínimos quadrados simples

N.º de ordem	Indústria	Constante	<i>S</i>	<i>S</i> <sup>2</sup>	<i>R</i> <sup>2</sup>	$\bar{R}$ <sup>2</sup>	<i>F</i>	N.º de obs.
1	Metalúrgica	0,02730	0,54617					
		(0,7158)	(1,4683) <sup>c</sup>		0,1257	0,0674	2,1559	17
		0,00669	2,59729	6,01197				
		(0,1746)	(1,98641) <sup>b</sup>	( 1,6292) <sup>c</sup>	0,2650	0,1600	2,5240	
2	Têxtil	0,00689	0,5225					
		(0,2875)	(2,2354) <sup>b</sup>	-	0,2499	0,1999	4,9970 <sup>b</sup>	17
		-0,00705	1,9100	-4,0669				
		(-0,2971)	(2,3604) <sup>b</sup>	(-1,7808) <sup>b</sup>	0,3884	0,3010	4,4457 <sup>b</sup>	
3	Bebidas	-0,02417	0,7066					
		(-0,9082)	(2,7220) <sup>a</sup>	-	0,3306	0,2860	7,4091 <sup>b</sup>	17
		-0,03727	2,0105	-3,8216				
		(-1,3709)	(2,1684) <sup>b</sup>	(-1,4605) <sup>c</sup>	0,4191	0,3361	5,0509 <sup>b</sup>	
4	Produtos alimentares	-0,01498	0,7220					
		(-0,4548)	(2,2467) <sup>b</sup>	-	0,2518	0,2018	5,0476 <sup>b</sup>	17
		-0,02805	2,0232	-3,8140				
		(-0,8123)	(1,7177) <sup>c</sup>	(-1,1474)	0,3161	0,2184	3,2353	
5	Minerais não-metálicos	0,00533	0,5944					
		(0,1856)	(2,1243) <sup>b</sup>	-	0,2313	0,1800	4,5126	17
		-0,0081	1,9276	-3,9075				
		(-0,2732)	(1,9142) <sup>b</sup>	(-1,3749) <sup>c</sup>	0,3227	0,2259	3,3355	

(continuação)

N.º de ordem	Indústria	Constante	S	S²	R²	$\bar{R}^2$	F	N.º de obs.
6	Material elétrico e de comunicações	-0,00032	0,6751	—	0,1787	0,1239	3,2632	17
		(-0,0084)	(1,8064) <sup>b</sup>	—	—	—	—	
		-0,02307	2,9393	-6,6367	0,3367	0,2419	3,5536	
		(-0,6110)	(2,2829) <sup>b</sup>	(-1,8264) <sup>b</sup>	—	—	—	
7	Mecânica	0,01433	0,6187	—	0,1274	0,0692	2,1899	17
		(0,3344)	(1,4799) <sup>c</sup>	—	—	—	—	
		-0,00987	3,0281	-7,0621	0,2793	0,1763	2,7129	
		(-0,2311)	(2,0788) <sup>b</sup>	(-1,7178) <sup>c</sup>	—	—	—	
8	Prod. de matérias plásticas	0,005890	0,7875	—	0,1373	0,0798	2,3867	17
		(0,1127)	(1,5449) <sup>c</sup>	—	—	—	—	
		-0,01889	3,2540	-7,2295	0,2432	0,1351	2,2489	
		(-0,3519)	(1,7777) <sup>b</sup>	(-1,3995) <sup>c</sup>	—	—	—	
9	Editorial e gráfica	-0,00666	0,02861	—	0,0002	-0,0665	0,0024	17
		(-0,1107)	(0,0488)	—	—	—	—	
		-0,03347	2,6977	-7,8232	0,1086	0,0188	0,8532	
		(-0,5376)	(1,2703)	(-1,3053)	—	—	—	
10	Material de transporte	0,009735	0,4475	—	0,1190	0,0602	2,0268	17
		(0,3021)	(1,4237) <sup>c</sup>	—	—	—	—	
		-0,00645	2,0590	-4,7236	0,2404	0,1319	2,2158	
		(-0,1967)	(1,8402) <sup>b</sup>	(-1,4959) <sup>c</sup>	—	—	—	
11	Extração e tratamento de minerais	-0,05648	0,8624	—	0,4665	0,4309	13,1167 <sup>a</sup>	17
		(-2,3139)	(3,6217) <sup>a</sup>	—	—	—	—	
		-0,0668	1,8895	-3,0105	0,5185	0,4497	7,5391 <sup>a</sup>	
		(-2,6271)	(2,1787) <sup>b</sup>	(-1,2300)	—	—	—	

(continuação)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
12	Couros, peles e produtos similares	-0,06651	3,4693	-	0,1847	0,1168	2,7181	14
		(-1,3736)	(1,6487) <sup>c</sup>					
		-0,09486	14,5559					
		(-1,9379)	(2,0100) <sup>b</sup>					
13	Perfumaria, sabões e velas	-0,04304	0,6914	-	0,1734	0,1045	2,5168	14
		(-0,8884)	(1,5864) <sup>c</sup>					
		-0,05636	2,2403					
		(-1,0987)	(1,2195)					
14	Mobiliário	-0,09631	13,3199	-	0,2890	0,2057	4,8767 <sup>b</sup>	14
		(-1,4134)	(2,2083) <sup>b</sup>					
		-0,1384	46,7497					
		(-2,0169)	(2,2257) <sup>b</sup>					
15	Borracha	0,03247	0,29710	-	0,0274	-0,0474	0,3665	15
		(0,6062)	(0,6054)					
		0,01371	1,9135					
		(0,2378)	(1,0425)					
16	Prod. farmacêuticos e veterinários	-0,07038	0,5650	-	0,0735	0,0023	1,0307	15
		(-1,1588)	(1,0152)					
		-0,0888	2,1548					
		(-1,3467)	(1,0266)					
17	Fumo	0,04733	0,5579	-	0,2099	0,1309	2,6568	12
		(1,1333)	(1,6300) <sup>c</sup>					
		0,05899	-0,2133					
		(1,2474)	(-0,1608)					

(conclusão)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
18	Química	0,00299	0,5707	—	0,2718	0,2198	5,2246 <sup>b</sup>	16
		(0,1134)	(2,2857) <sup>b</sup>					
		−0,00958	1,7381		0,3609	0,2626	3,6704	
		(−0,3509)	(1,9304) <sup>b</sup>	(−1,3464)				
19	Papel e papelão	0,02412	1,3511	—	0,1664	0,1069	2,7953	16
		(1,0868)	(1,6719) <sup>c</sup>					
		0,01938	0,7912		0,1869	0,0618	1,4944	
		(0,8006)	(0,9910)	(−0,5725)				
20	Madeira	0,00614	1,8310	—	0,3856	0,3417	8,7759 <sup>b</sup>	16
		(−0,2037)	(2,9624) <sup>a</sup>					
		−0,01837	4,2064		0,4377	0,3512	5,0605 <sup>b</sup>	
		(−0,5759)	(1,8753) <sup>b</sup>	(−1,1010)				
21	Vestuário, calçados e tecidos	−0,02282	2,0617	—	0,2305	0,1756	4,1934	16
		(−0,4648)	(2,0478) <sup>b</sup>					
		−0,04921	7,1852		0,3456	0,2450	3,4323	
		(−0,9819)	(2,0395) <sup>b</sup>	(−1,5120) <sup>c</sup>				

Notas: 1. As letras *a*, *b* e *c* indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significantes a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas *t* de Student. Foram utilizados testes unilaterais, uma vez que está perfeitamente clara a relação esperada entre as variáveis envolvidas.

2. As notações acima serão mantidas nas demais tabelas.

A baixa qualidade dos resultados sugere a necessidade de um estudo mais aprofundado dos problemas econométricos envolvidos. Em seu trabalho anterior, Braga constatou, através do teste de Quandt-Goldfeld, a presença de heteroscedasticidade em suas regressões de MMQQS e, para contornar o problema, fez uso de um sistema de pesos sugerido por Hall & Weiss (1967) com resultados altamente positivos quando da aplicação de mínimos quadrados ponderados (MMQQP).<sup>14</sup> Este sistema de pesos, obtido a partir da representação da soma dos quadrados dos resíduos contra a mediana de grupos sucessivos de firmas classificadas pelo tamanho, admite uma relação inversa entre a variância da rentabilidade e o tamanho da firma.

No presente trabalho, o pequeno número de observações impede a aplicação do teste mencionado, bem como qualquer tentativa de gerar um novo sistema de pesos, tendo sido adotada, portanto, a sugestão de Hall & Weiss, a qual já se mostrou eficaz anteriormente. A tabela 2 resume os resultados obtidos com o método de MMQQP. Deve-se mencionar que, com a premultiplicação da matriz expandida  $[Y\ X]$  pela matriz de pesos  $[P]$ , as novas regressões, a rigor, não deveriam possuir o termo constante, aparecendo em seu lugar o coeficiente da variável usada como peso. Como, na verdade, a coluna de 1 da matriz  $[X]$  não foi ponderada, deixa de existir qualquer problema na interpretação do termo constante.

Uma vez corrigido o problema da heteroscedasticidade, os resultados melhoraram sensivelmente, como pode ser verificado pelos novos valores assumidos pelas estatísticas  $t$  e  $F$  e pelo coeficiente  $\bar{R}^2$ . De um modo geral, a relação entre rentabilidade e tamanho é positiva, crescendo, no entanto, a taxas decrescentes. A única exceção é o setor fumo, onde a relação cresce a taxas crescentes.<sup>15</sup>

Uma questão adicional associada à relação econômica em exame decorre da possível interdependência entre as taxas de rentabilidade de sucessivas classes de tamanho das firmas. Com efeito, pode-se esperar que, em mercados oligopolizados, o exercício do poder de mercado pelas grandes empresas favoreça a operação das firmas menores, porém de uma maneira não-uniforme, dadas as distintas capacidades destas se beneficiarem de uma política de preços do tipo "guarda-chuva", as quais são determinadas basicamente pelo tamanho.<sup>16</sup> Um outro efeito reforçando esta interdependência seria a capacidade de apropriação dos incentivos fiscais e creditícios disponíveis na economia brasileira.

Do ponto de vista econométrico, a introdução destes aspectos implica na correção simultânea para a heteroscedasticidade e covariância não-nula entre os resíduos, e que consiste na utilização do método dos mínimos quadrados generalizados (MMQQG), sendo necessário para tal gerar a matriz teórica de variância-covariância dos resíduos.

<sup>14</sup> Braga (1979, p. 166-8).

<sup>15</sup> O sinal positivo da primeira derivada é garantido para todas as equações das tabelas 1 e 2. O mesmo comentário é válido para as demais tabelas.

<sup>16</sup> Veja Guth (1971) e Gale (1972).

Tabela 2  
Tamanho e rentabilidade – estimação por mínimos quadrados ponderados

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
1	Metalúrgica	0,0074 (2,0218)	1,4661 (4,3151) <sup>a</sup>	-2,8794 (-3,1057) <sup>a</sup>	0,8142	0,7876	30,6830 <sup>a</sup>	17
2	Têxtil	0,0041 (1,8076)	1,0904 (5,1370) <sup>a</sup>	-1,8798 (-3,2453) <sup>a</sup>	0,9053	0,8918	66,9433 <sup>a</sup>	17
3	Bebidas	0,0025 (1,9059)	1,1354 (11,2892) <sup>a</sup>	-1,7053 (-6,2131) <sup>a</sup>	0,9849	0,9827	456,8840 <sup>a</sup>	17
4	Produtos alimentares	0,0038 (2,0732)	1,0023 (5,8438) <sup>a</sup>	-1,2350 (-2,6386) <sup>a</sup>	0,9617	0,9562	175,8460 <sup>a</sup>	17
5	Minerais não-metálicos	0,0042 (2,1197)	1,1294 (6,0252) <sup>a</sup>	-1,7922 (-3,5037) <sup>a</sup>	0,9425	0,9343	114,6550 <sup>a</sup>	17
6	Material elétrico e de comunicações	0,0052 (1,9444)	1,7239 (6,9122) <sup>a</sup>	-3,4876 (-5,1246) <sup>a</sup>	0,9092	0,8962	70,1288 <sup>a</sup>	17
7	Mecânica	0,0061 (2,2258)	1,9126 (7,4380) <sup>a</sup>	-4,0968 (-5,8383) <sup>a</sup>	0,9011	0,8870	63,7486 <sup>a</sup>	17
8	Prod. de matérias plásticas	0,0072 (2,1568)	1,8307 (5,9165) <sup>a</sup>	-3,4893 (-4,1324) <sup>a</sup>	0,9020	0,8880	64,3978 <sup>a</sup>	17
9	Editorial e gráfica	0,0041 (1,6884)	1,7015 (7,5263) <sup>a</sup>	-5,3650 (-8,6963) <sup>a</sup>	0,8878	0,8718	55,3747 <sup>a</sup>	17
10	Material de transporte	0,0032 (2,3117)	1,5418 (11,9048) <sup>a</sup>	-3,3707 (-9,5374) <sup>a</sup>	0,9551	0,9487	148,8990 <sup>a</sup>	17
11	Extração e tratamento de minerais	0,0011 (0,7073)	0,7018 (4,9940) <sup>a</sup>	-2,4973 (-0,6512)	0,9779	0,9747	310,1750 <sup>a</sup>	17

(conclusão)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
12	Couros, peles e produtos similares	0,0006 (0,9686)	6,7615 (11,5340) <sup>a</sup>	-72,8813 (-9,0958) <sup>a</sup>	0,9625	0,9557	141,1180 <sup>a</sup>	14
13	Perfumaria, sabões e velas	0,0039 (1,7021)	0,7861 (3,7739) <sup>a</sup>	-9,1483 (-1,6104) <sup>c</sup>	0,9415	0,9309	88,5959 <sup>a</sup>	14
14	Mobiliário	0,0014 (1,3378)	17,0695 (7,8474) <sup>a</sup>	-13,5304 (-4,4282) <sup>a</sup>	0,9618	0,9549	138,5160 <sup>a</sup>	14
15	Borracha	0,0082 (2,2073)	0,9630 (2,9829) <sup>a</sup>	-2,0382 (-2,3200) <sup>b</sup>	0,6407	0,5808	10,7007 <sup>a</sup>	15
16	Prod. farmacêuticos e veterinários	0,0021 (1,7351)	0,5683 (5,2819) <sup>a</sup>	-0,9511 (-3,2479) <sup>a</sup>	0,9273	0,9152	76,5395 <sup>a</sup>	15
17	Fumo	0,0102 (1,3943)	-0,6403 (-1,1440)	3,7640 (2,4864) <sup>b</sup>	0,8742	0,8462	31,2657 <sup>a</sup>	12
18	Química	0,0040 (1,8742)	0,9547 (5,0174) <sup>a</sup>	-1,3462 (-2,5958) <sup>b</sup>	0,9404	0,9312	102,6310 <sup>a</sup>	16
19	Papel e papelão	0,0032 (1,3695)	0,6596 (3,1256) <sup>a</sup>	-0,7995 (-1,3900) <sup>c</sup>	0,8880	0,8708	51,5351 <sup>a</sup>	16
20	Madeira	0,0033 (1,7362)	1,9610 (3,5465) <sup>a</sup>	-2,3792 (-0,7412)	0,9549	0,9480	137,6880 <sup>a</sup>	16
21	Vestuário, calçados e tecidos	0,0039 (1,9052)	3,7464 (6,2968) <sup>a</sup>	-13,6022 (-3,9385) <sup>a</sup>	0,9437	0,9350	108,8700 <sup>a</sup>	16

Pode-se admitir que os resíduos sigam um processo auto-regressivo de primeira ordem do tipo:

$$\epsilon_i = \rho \epsilon_{i-1} + \zeta_i, \quad \text{onde } |\rho| < 1 \quad (3)$$

e que os  $\zeta_i$ 's sejam variáveis aleatórias não-correlacionadas, com média zero e variância  $\sigma^2/S_i$ , dada a relação inversa com tamanho já discutida anteriormente.

De (3), vem que

$$\epsilon_{i-1} = \rho \epsilon_{i-2} + \zeta_{i-1}$$

logo,

$$\epsilon_i = \rho^2 \epsilon_{i-2} + \zeta_i + \rho \zeta_{i-1}$$

Repetindo este procedimento indefinidamente, chega-se a

$$\epsilon_i = \sum_{\alpha=0}^{\infty} \rho^{\alpha} \zeta_{i-\alpha}$$

A hipótese de média zero para  $\zeta_i$  implica igual valor para  $\epsilon_i$ . A variância de  $\epsilon_i$  é expressa por

$$\begin{aligned} \text{Var}(\epsilon_i) &= E(\zeta_i^2) + \rho^2 E(\zeta_{i-1}^2) + \rho^4 E(\zeta_{i-2}^2) + \dots \\ &= \sigma^2 \left[ \frac{1}{S_i} + \frac{\rho^2}{S_{i-1}} + \frac{\rho^4}{S_{i-2}} + \dots \right] \end{aligned} \quad (4)$$

Dado que os pontos médios das classes de tamanho obedecem uma certa relação de proporcionalidade, pode-se escrever

$$S_i = k^{i-1} S_1$$

Substituindo em (4):

$$\text{Var}(\epsilon_i) = \sigma^2 \left[ \frac{1}{k^{i-1} S_1} + \frac{\rho^2}{k^{i-2} S_1} + \frac{\rho^4}{k^{i-3} S_1} + \dots \right]$$

Considerando-se infinito o número de termos da progressão geométrica dada, sua soma, após algumas manipulações, reduz-se a<sup>17</sup>

$$\text{Var}(\epsilon_i) = \frac{\sigma^2 k}{k - \rho^2} \left[ \frac{1}{S_i} \right] \quad (5)$$

A covariância, por sua vez, tem a seguinte expressão

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_{i-\ell}) &= \rho^\ell E(\xi_{i-\ell}^2) + \rho^{\ell+2} E(\xi_{i-\ell-1}^2) + \rho^{\ell+4} E(\xi_{i-\ell-2}^2) + \dots = \\ &= \rho^\ell \frac{\sigma^2}{S_{i-\ell}} + \rho^{\ell+2} \frac{\sigma^2}{S_{i-\ell-1}} + \rho^{\ell+4} \frac{\sigma^2}{S_{i-\ell-2}} + \dots \end{aligned}$$

Dado que

$$S_i = k^{i-1} S_1$$

$$\text{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_{i-\ell}) = \sigma^2 \left[ \frac{\rho^\ell}{k^{i-\ell-1} S_1} + \frac{\rho^{\ell+2}}{k^{i-\ell-2} S_1} + \frac{\rho^{\ell+4}}{k^{i-\ell-3} S_1} + \dots \right] \quad (6)$$

A soma dos termos de (6), na hipótese de que estes são infinitos, é dada por<sup>18</sup>

$$\text{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_{i-\ell}) = \frac{\sigma^2 k}{k - \rho^2} \left[ \frac{\rho^\ell}{S_{i-\ell}} \right] \quad (7)$$

Tem-se, portanto, a seguinte matriz de variância-covariância dos resíduos

<sup>17</sup> A hipótese de um número infinito de termos não tem caráter restritivo, uma vez que no caso de um número finito, a expressão (5) fica igual a

$$\frac{\sigma^2}{k - \rho^2} \left[ \frac{1}{S_i} \cdot \frac{k^i - \rho^{2i}}{k^{i-1}} \right],$$

que difere da anterior apenas por uma constante, para um dado  $i$ .

<sup>18</sup> Foi suposto implicitamente que  $\ell > 0$ . Pode-se mostrar, no entanto, que o resultado independe do sinal de  $\ell$ . Veja Theil (1971, p. 251-2).

$$V = \frac{\sigma^2 k}{k - \rho^2} \begin{bmatrix} \frac{1}{S_1} & \frac{\rho}{S_1} & \frac{\rho^2}{S_1} & \dots & \frac{\rho^{n-1}}{S_1} \\ \frac{\rho}{S_1} & \frac{1}{S_2} & \frac{\rho}{S_2} & \dots & \frac{\rho^{n-2}}{S_2} \\ \frac{\rho^2}{S_1} & \frac{\rho}{S_2} & \frac{1}{S_3} & \dots & \frac{\rho^{n-3}}{S_3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\rho^{n-1}}{S_1} & \frac{\rho^{n-2}}{S_2} & \frac{\rho^{n-3}}{S_3} & \dots & \frac{1}{S_n} \end{bmatrix}$$

Supondo  $V$  definida positiva, existe uma matriz  $P$ , não-singular, tal que

$$P'P = V^{-1}$$

A matriz  $P$  pode então ser utilizada para premultiplicar a matriz de observações  $[Y X]$ , restabelecendo-se, assim, as condições de ótimo no sentido de Gauss-Markov.

A aplicação do método para algumas indústrias não foi possível pelo fato da matriz  $V$  não se ter revelado definida positiva. Nestes casos, foi adotado um procedimento alternativo, que consiste em eliminar inicialmente a correlação dos resíduos e, em seguida, multiplicar pelo fator de correção para a heteroscedasticidade. Analiticamente:<sup>19</sup>

$$(\pi_i - \rho \pi_{i-1}) \sqrt{S_i} = \alpha + \beta_1 (S_i - \rho S_{i-1}) \sqrt{S_i} + \beta_2 (S_i^2 - \rho S_{i-1}^2) + \\ + (\epsilon_i - \rho \epsilon_{i-1}) \sqrt{S_i} \quad i = 2, \dots, n \quad (8)$$

As estimativas obtidas com MMQQG e com o método alternativo descrito são apresentadas na tabela 3.

De uma maneira geral, estes resultados não se mostram superiores aos obtidos com a aplicação de MMQQP, o que indica que a consideração explícita da interdependência entre os resíduos, pelo menos da forma como esta foi adotada neste trabalho, não tem um papel relevante no tratamento analítico da relação em exame.

<sup>19</sup> Isto implica considerar uma matriz  $P$  triangular inferior, na qual apenas os termos da diagonal paralela à principal diferem de zero.

Tabela 3  
Tamanho e rentabilidade — estimação por mínimos quadrados generalizados

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
1*	Metalúrgica	0,003794 (2,1596)	0,09641 (-0,4262)	0,628 (1,2759)	0,6352	0,5791	11,3198 <sup>a</sup>	16
2*	Têxtil	0,002569 (1,7726)	0,1085 (0,5912)	0,3513 (0,8697)	0,8335	0,8079	32,5375 <sup>a</sup>	16
3	Bebidas	0,001323 (1,8069)	0,9515 (12,6723) <sup>a</sup>	-1,2643 (-7,1740) <sup>a</sup>	0,9823	0,9798	388,21 <sup>a</sup>	17
4	Produtos alimentares	0,003089 (0,846708)	0,07156 (0,3419)	-0,2918 (-0,8619)	0,0629	-0,0812	0,4364	16
5	Minerais não-metálicos	-0,01194 (-0,5084)	1,7482 (4,426) <sup>a</sup>	-1,9423 (-0,7368)	0,6362	0,5802	11,3685 <sup>a</sup>	16
6	Material elétrico e de comunicações	0,003899 (1,5350)	0,4825 (2,7155) <sup>a</sup>	-1,6354 (-5,3476) <sup>a</sup>	0,7667	0,7667	21,3619 <sup>a</sup>	16
7*	Mecânica	0,002928 (2,5303)	0,9098 (6,2503) <sup>a</sup>	-1,8083 (-5,6170) <sup>a</sup>	0,786	0,7531	23,8716 <sup>a</sup>	16
8	Produtos de matérias plásticas	0,00456 (2,4327)	0,7519 (4,2888) <sup>a</sup>	-1,1877 (-3,1803) <sup>a</sup>	0,7103	0,6657	15,9332 <sup>a</sup>	16

(continuação)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
9	Editorial e gráfica	-0,00049 (-0,1057)	1,9507 (4,7245) <sup>a</sup>	-5,8577 (-7,0105) <sup>a</sup>	0,8756	0,8565	45,7648 <sup>a</sup>	16
10	Material de transporte	0,00024 (0,05575)	1,1769 (5,2109) <sup>a</sup>	-3,2016 (-8,6462) <sup>a</sup>	0,8528	0,8302	37,6535 <sup>a</sup>	16
11	Extração e tratamento de minerais	0,0003544 (0,1341)	0,6742 (2,6776) <sup>a</sup>	-0,1752 (-0,3197)	0,8759	0,8568	45,8643 <sup>a</sup>	16
12	Couros, peles e produtos similares	0,00046 (0,6717)	5,8567 (9,5119) <sup>a</sup>	-63,2863 (-9,6555) <sup>a</sup>	0,9038	0,8846	46,9723 <sup>a</sup>	13
13*	Perfumaria, sabões e velas	0,002815 (1,524)	-0,08983 (-0,5139)	1,0281 (2,5756) <sup>b</sup>	0,9067	0,8880	48,6096 <sup>a</sup>	13
14	Mobiliário	0,001197 (1,9273)	13,7398 (7,6302) <sup>a</sup>	-195,508 (-4,7703) <sup>a</sup>	0,9495	0,9403	103,429 <sup>a</sup>	14
15	Borracha	0,004286 (1,7115)	-0,0225 (-0,1037)	-0,04234 (-0,0954)	0,0368	-0,1238	0,2291	15
16	Produtos farmacêuticos e veterinários	0,00106 (1,2423)	0,4027 (5,0568) <sup>a</sup>	-0,5892 (-3,3563) <sup>a</sup>	0,8504	0,8255	34,1109 <sup>a</sup>	15

(conclusão)

N.º de ordem	Indústria	Constante	S	S <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	F	N.º de obs.
17	Fumo	0,008643 (1,0664)	-1,6295 (-2,358) <sup>b</sup>	6,2364 (3,7113) <sup>a</sup>	0,8681	0,8387	29,6278 <sup>a</sup>	12
18*	Química	0,0032 (2,0268)	0,6554 (4,0798) <sup>a</sup>	-0,5819 (-1,4595) <sup>c</sup>	0,9496	0,9412	112,979 <sup>a</sup>	15
19	Papel e papelão	-0,00051 (-0,09779)	0,8854 (2,0103) <sup>b</sup>	-1,2393 (-1,4116) <sup>c</sup>	0,3526	0,2447	3,26806	15
20	Madeira	0,001073 (0,5192)	0,6744 (4,9947) <sup>a</sup>	-2,7794 (-2,3931) <sup>b</sup>	0,6973	0,6468	13,8209 <sup>a</sup>	15
21*	Vestuário, calçados e tecidos	0,00187 (2,5961)	1,4252 (4,5731) <sup>a</sup>	-2,3032 (-1,5859) <sup>c</sup>	0,9684	0,9631	183,59 <sup>a</sup>	15

\* A matriz  $\hat{V}$  de variância-covariância dos resíduos não se revelou definida positiva, tendo sido usado o método alternativo de estimação, descrito no texto.

## 4.2 Resultados da combinação de dados de Cross-section e série de tempo

Dado o pequeno número de observações imposto pela estratificação por tamanho adotada pela SRF (17 classes), decidiu-se aumentar os graus de liberdade, mediante a utilização da combinação dos dados de *cross-section* para os três anos da amostra.

Supondo válidas inicialmente as hipóteses convencionais de MMQSQ, a respeito das perturbações aleatórias, as equações foram estimadas e os resultados estão descritos na tabela 4.<sup>20</sup>

Com base nas evidências do item anterior, quanto à necessidade de se corrigir a heteroscedasticidade, e dada a possibilidade de autocorrelação dos resíduos, devido à componente temporal agora considerada, o modelo foi reestimado; admitindo-se o seguinte conjunto de hipóteses:

$$E(\epsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 \quad (9)$$

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = 0 \quad (i \neq j) \quad (10)$$

$$\epsilon_{it} = \rho_i \epsilon_{i, t-1} + \zeta_{it} \quad (11)$$

onde:

$$\zeta_{it} \sim N(0, \sigma_{\zeta i}^2) \text{ e}$$

$$E(\epsilon_{i, t-1}, \zeta_{jt}) = 0 \quad \forall i, j$$

Conclui-se, pois, que

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{is}) = \rho_i^{t-s} \sigma_i^2 \quad (t \geq s) \quad \text{e}$$

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{js}) = 0 \quad (i \neq j).$$

A matriz de variância-covariância, neste caso, assume a seguinte forma:

<sup>20</sup> Foram introduzidas ainda variáveis *dummies* para os anos de 1976 e 1977 mas, como seus coeficientes mostraram-se estatisticamente nulos, as equações que continham estas variáveis não foram incluídas na tabela 4.

Tabela 4  
Tamanho e rentabilidade – estimação por mínimos quadrados da combinação de dados de  
*cross-section* e série de tempo

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
1	Metalúrgica	0,006693 (0,2731)	2,5973 (3,1074) <sup>a</sup>	-6,0119 (-2,5486) <sup>a</sup>	0,2047	0,1220	6,1766 <sup>a</sup>	51
2	Têxtil	-0,007048 (-0,4965)	1,9100 (3,9453) <sup>a</sup>	-4,0669 (-2,9764) <sup>a</sup>	0,3410	0,2724	12,4201 <sup>a</sup>	51
3	Bebidas	-0,03703 (-2,2579)	2,0071 (3,5881) <sup>a</sup>	-3,8141 (-2,4160) <sup>a</sup>	0,3657	0,2997	13,8393 <sup>a</sup>	51
4	Produtos alimentares	-0,02958 (-1,3221)	2,0424 (2,6764) <sup>a</sup>	-3,8552 (-1,7900) <sup>b</sup>	0,2460	0,1676	7,8296 <sup>a</sup>	51
5	Minerais não-metálicos	-0,008066 (-0,4100)	1,9276 (2,8728) <sup>a</sup>	-3,9075 (-2,0635) <sup>b</sup>	0,2384	0,1592	7,5127 <sup>a</sup>	51
6	Material elétrico e de comunicações	-0,02307 (-1,0108)	2,9393 (3,7763) <sup>a</sup>	-6,6367 (-3,0212) <sup>a</sup>	0,2883	0,2143	9,7235 <sup>a</sup>	51
7	Mecânica	-0,008225 (-0,3151)	3,0049 (3,375) <sup>a</sup>	-7,0107 (-2,7898) <sup>a</sup>	0,2294	0,1492	7,1427 <sup>a</sup>	51

(continuação)

N.º de ordem	Indústria	Constante	S	S <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>	$\bar{R}^2$	F	N.º de obs.
8	Produtos de matérias plásticas	-0,01889 (-0,6059)	3,2540 (3,0610) <sup>a</sup>	-7,2295 (-2,4097) <sup>a</sup>	0,2174	0,1360	6,6673 <sup>a</sup>	51
9	Editorial e gráfica	-0,03347 (-0,8956)	2,6977 (2,1164) <sup>b</sup>	-7,8232 (-2,1747) <sup>b</sup>	0,0898	-0,0049	2,3681	51
10	Material de transporte	-0,006454 (-0,3069)	8,0593 (2,8713) <sup>a</sup>	-4,7236 (-2,3340) <sup>b</sup>	0,1835	0,0986	5,3944 <sup>a</sup>	51
11	Extração e tratamento de minerais	-0,06680 (-3,6415)	1,8895 (3,0200) <sup>a</sup>	-3,0105 (-1,7049) <sup>b</sup>	0,3764	0,3115	14,4850 <sup>a</sup>	51
12	Couros, peles e produtos similares	-0,09459 (-2,6893)	14,555 (2,7970) <sup>a</sup>	-162,551 (-2,2157) <sup>b</sup>	0,2174	0,1774	5,4162 <sup>a</sup>	42
13	Perfumaria, sabões e velas	-0,05636 (-1,8649)	2,2402 (2,0699) <sup>b</sup>	-4,4669 (-1,4741) <sup>c</sup>	0,1921	0,1508	4,6377 <sup>b</sup>	42
14	Mobiliário	-0,1384 (-3,6641)	46,7497 (4,0434) <sup>a</sup>	-969,813 (-3,0016) <sup>a</sup>	0,4129	0,3829	13,7121 <sup>a</sup>	42

(conclusão)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
15	Borracha	0,01371 (-0,4075)	1,9135 (1,7871) <sup>b</sup>	-4,7079 (-1,5675) <sup>c</sup>	0,0773	0,0332	1,7601	45
16	Produtos farmacêuticos e veterinários	-0,08883 (-2,3269)	2,1548 (1,7737) <sup>b</sup>	-4,6307 (-1,3588) <sup>c</sup>	0,1032	0,0606	2,4164	45
17	Fumo	0,03206 (0,8627)	-0,07227 (-0,06932)	2,0381 (0,7065)	0,1487	0,0972	2,8814	36
18	Química	-0,009834 (-0,5484)	1,7418 (2,9444) <sup>a</sup>	-3,4198 (-2,0542) <sup>b</sup>	0,275	0,2429	8,5329 <sup>a</sup>	48
19	Papel e papelão	0,01935 (0,9088)	0,7797 (1,1101)	-1,2542 (-0,6345)	0,0784	0,0375	1,9147	48
20	Madeira	-0,01837 (-0,8099)	4,2064 (2,6373) <sup>a</sup>	-14,8022 (-1,5483) <sup>c</sup>	0,3079	0,2772	10,0084 <sup>a</sup>	48
21	Vestuário, calçados e tecidos	-0,0492 (-1,7290)	7,1852 (3,5914) <sup>a</sup>	-31,9276 (-2,6624) <sup>a</sup>	0,3211	0,2910	10,6429 <sup>a</sup>	48

$$V = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 P_1 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 P_2 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ 0 & 0 & & & \sigma_n^2 P_n & \cdot \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\text{onde } P_i = \begin{bmatrix} 1 & \rho_i & \rho_i^2 & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_i^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \rho_i & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_i^{T-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3} & \cdot & \cdot & \cdot & 1 \end{bmatrix} \quad (13)$$

e cada 0 representa uma matriz nula de ordem  $T \times T$ .

Nos resultados que se seguem,  $\rho$  foi mantido constante para todas as classes de cada indústria, uma vez que o reduzido número de anos impediu a estimação de um  $\rho$  específico para cada uma delas.

Para maior facilidade computacional, optou-se por não trabalhar com a matriz  $\hat{V}$  diretamente, usando-se alternativamente a transformação descrita em (8), e aplicando em seguida MMQS.<sup>21</sup>

Os resultados desta estimação (tabela 5) revelaram-se extremamente satisfatórios, evidenciando mais uma vez a estabilidade da relação econômica em exame.<sup>22</sup>

## 5. Conclusões

O objetivo central deste trabalho é estudar a relação entre tamanho e rentabilidade na indústria brasileira, procurando-se explorar ao máximo os dados disponíveis, através da utilização intensiva de métodos econométricos alternativos.

<sup>21</sup> Este procedimento equivale à utilização da matriz  $V$ , com a diferença de que se perde em cada classe a observação correspondente a 1975. Veja Johnston (1972, p. 259-61).

<sup>22</sup> Foi incluída uma variável *dummy* para 1977, a qual, no entanto, não exibiu nenhum poder explicativo.

Tabela 5

Tamanho e rentabilidade – estimação por mínimos quadrados da combinação de dados de *cross-section* e série de tempo, com correção para heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
1	Metalúrgica	0,004688 (2,65537)	1,4792 (8,9977) <sup>a</sup>	-3,2313 (-7,2027) <sup>a</sup>	0,8463	0,8364	85,3672 <sup>a</sup>	34
2	Têxtil	0,003691 (1,4155)	0,9297 (3,8288) <sup>a</sup>	-1,4326 (-2,1619) <sup>b</sup>	0,7620	0,7467	49,6273 <sup>a</sup>	34
3	Bebidas	0,002120 (2,0542)	0,7503 (7,8073) <sup>a</sup>	-0,6830 (-2,6041) <sup>a</sup>	0,9669	0,9648	453,146 <sup>a</sup>	34
4	Produtos alimentares	0,003646 (1,9788)	0,7632 (4,4481) <sup>a</sup>	-0,5974 (-1,2758)	0,9153	0,9099	167,501 <sup>a</sup>	34
5	Minerais não-metálicos	0,004637 (2,4386)	1,1962 (6,7557) <sup>a</sup>	-1,9777 (-4,0932) <sup>a</sup>	0,8934	0,8866	129,909 <sup>a</sup>	34
6	Material elétrico e de comunicações	0,004653 (1,7005)	1,7697 (96,9459) <sup>a</sup>	-3,5866 (-5,1584) <sup>a</sup>	0,8194	0,8078	70,3237 <sup>a</sup>	34
7	Mecânica	0,004913 (2,6750)	1,9220 (11,2382) <sup>a</sup>	-4,0229 (-8,6200) <sup>a</sup>	0,9122	0,9066	160,959 <sup>a</sup>	34

(continuação)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
8	Produtos de matérias plásticas	0,004409 (2,2296)	1,7832 (9,6828) <sup>a</sup>	-3,3248 (-6,6158) <sup>a</sup>	0,9231	0,9182	186,169 <sup>a</sup>	34
9	Editorial e gráfica	0,001997 (0,8402)	1,6143 (7,2920) <sup>a</sup>	-5,2016 (-8,4445) <sup>a</sup>	0,7729	0,7583	52,7581 <sup>a</sup>	34
10	Material de transporte	0,002638 (0,8006)	1,3300 (4,3346) <sup>a</sup>	-2,7994 (-3,3433) <sup>a</sup>	0,6013	0,5726	23,3763 <sup>a</sup>	34
11	Extração e tratamento de minerais	0,0002424 (0,07898)	1,1069 (3,8729) <sup>a</sup>	-1,3167 (-1,6882) <sup>c</sup>	0,8400	0,8297	81,3742 <sup>a</sup>	34
12	Couros, peles e produtos similares	0,0004106 (0,6255)	6,7798 (11,7385) <sup>a</sup>	-72,9624 (-9,2425) <sup>a</sup>	0,9217	0,9155	147,163 <sup>a</sup>	28
13	Perfumaria, sabões e velas	0,002322 (1,6035)	0,8363 (6,3571) <sup>a</sup>	-1,1938 (-3,3279) <sup>a</sup>	0,9345	0,9293	178,345 <sup>a</sup>	28
14	Mobiliário	0,0008121 (1,2916)	19,6899 (11,8267) <sup>a</sup>	-329,794 (-7,2914) <sup>a</sup>	0,9683	0,9658	381,752 <sup>a</sup>	28

(conclusão)

N.º de ordem	Indústria	Constante	$S$	$S^2$	$R^2$	$\bar{R}^2$	$F$	N.º de obs.
15	Borracha	0,006488 (2,3028)	1,3632 (5,5627) <sup>a</sup>	-3,0823 (-4,6219) <sup>a</sup>	0,6706	0,6463	27,4809 <sup>a</sup>	30
16	Produtos farmacêuticos e veterinários	0,00271 (1,554)	0,6067 (4,0052) <sup>a</sup>	-1,0509 (-2,5492) <sup>a</sup>	0,7473	0,7287	39,9333 <sup>a</sup>	30
17	Fumo	0,004502 (0,6849)	-0,7741 (-1,5326) <sup>c</sup>	4,2065 (3,0789) <sup>a</sup>	0,7999	0,7904	41,9641 <sup>a</sup>	24
18	Química	0,002597 (1,3145)	0,8626 (4,8448) <sup>a</sup>	-1,6990 (-3,5015) <sup>a</sup>	0,7244	0,7055	38,1119 <sup>a</sup>	32
19	Papel e papelão	0,000336 (0,1897)	0,0682 (0,4272)	0,2056 (0,4725)	0,4758	0,4397	13,1603 <sup>a</sup>	32
20	Madeira	0,002049 (0,7539)	1,4367 (1,8115) <sup>b</sup>	-3,0242 (-0,6569)	0,6204	0,5943	23,6996 <sup>a</sup>	32
21	Vestuário, calçados e tecidos	0,003827 (2,012)	3,8034 (6,8537) <sup>a</sup>	-13,9275 (-4,3235) <sup>a</sup>	0,8967	0,8896	125,857 <sup>a</sup>	32

Os resultados encontrados confirmam que o tamanho exerce uma influência decisiva para a obtenção de mais altas taxas de rentabilidade na indústria brasileira, sendo que este efeito decresce na medida em que aumenta o tamanho. Uma exceção à forma geral da relação encontrada foi o setor fumo, em que a taxa de variação é positiva, ou seja, as diferenças de rentabilidade se ampliam à proporção que as firmas adquirem maiores dimensões. Este fato, ocorrido com o setor mais concentrado da indústria brasileira, é consistente com a expectativa de que a estrutura industrial reforça a capacidade que as firmas maiores têm de obter taxas de rentabilidade mais elevadas.

Em consequência, conforme for atribuída alguma prioridade ao desenvolvimento dessas firmas, em virtude da sua reconhecida contribuição para a consecução de objetivos mais amplos de política econômica, tem-se aí um forte argumento para a adoção de políticas especialmente direcionadas para compensar a restrição imposta pelo tamanho.

### Abstract

There is no general consensus either in economic theory or in empirical studies about the precise influence of firm size on profitability. One hypothesis suggests that given capital market imperfections, large firms will be more profitable, due to the possibility of investing in activities not accessible to smaller ones. On the other hand, a negative relation has been postulated, based on the possible occurrence of decreasing returns to the fixed factor management. On an empirical level, the evidence has been equally ambiguous. This study examines the relation between size and profitability in Brazilian industry, using several methods of econometric estimation. A positive relation was hypothesized, since theoretical arguments to this effect are reinforced in the Brazilian case by the complexity of subsidized credit arrangements, tax incentive legislation, and tax policy in general, which are used more intensively by larger firms better equipped to take advantage of these possibilities. The results obtained support the hypothesis that size has a significantly positive influence on the profitability of Brazilian industrial firms.

### Bibliografia

Alexander, Sidney S., The effect of size manufacturing corporation on the distribution of the rate of return. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 31, Aug. 1949, pp. 229-235.

Baumol, William J. *Business behavior, value and growth*. New York, Harcourt, Brace & World, 1967.

Braga, Helson C. *Estrutura de mercado e desempenho da indústria brasileira: 1973-1975*. Tese de doutorado não-publicada. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1979.

Brasil. Ministério da Fazenda/SRF. *Imposto de renda – pessoa jurídica*. Rio de Janeiro, MF/SRF. Vários números.

Caves, Richard E. & Uekusa, Masu. *Industrial organization in Japan*. Washington, Brookings Institution, 1976.

Epstein, Ralph C. *Industrial profits in the United States*. New York, National Bureau of Economic Research, 1934.

Gale, Bradley T. Market share and rate of return. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 54, Nov. 1972, pp. 412-423.

Guth, Louis A. Advertising and market structure revisited *Journal of Industrial Economics*, vol. 19, Apr. 1971, pp. 179-198.

Haines, Walter W. The profitability of large-size firms. *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, Apr. 1970.

Hall, Marshall & Weiss Leonard W. Firm size and profitability. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 49, Aug. 1967, pp. 319-331.

Jacquemin, Alex & Lichtbuer, M. Cardon. Les plus grandes entreprises de la CEE et de la Grande-Bretagne: structures, performances et politiques de concurrence. *Colloques Internationaux, CRRS n.º 549*. Paris. Centre National de la Recherche Scientifique, 1973.

Jenny, Frédéric & Weber, André-Paul. Taux de profit et variables structurelles dans l'industrie manufacturière française. *Revue Economique*, vol. 25, Nov. 1974, pp. 935-948.

Johnston, Jack. *Econometric methods*, 2. ed. New York, McGraw-Hill, 1972.

Kaldor, Nicholas. The Equilibrium of the firm. *Economic Journal*, vol. 44, Mar. 1934, pp. 60-76.

Kmenta, Jan. *Elements of econometrics*. New York, MacMillan, 1971.

Marcus, Matityahu. Profitability and the size of the firm. In: Yamey, Basil S. ed. *Economics of industrial structure*. Londres, Penguin Books, 1973.

McConnel, Joseph. Corporate earnings by size of firms. *Survey of Current Business*, vol. 25, May 1945, pp. 6-12.

Osborn, Richard C. Efficiency and profitability in relation to size. *Harvard Business Review*, vol. 29, Mar. 1951, pp. 82-94.

Robinson, E. A. G., *The Structure of competitive industry*. Chicago, The University of Chicago Press, 1958.

Samuels, J. M. & Smyth, D. J. Profits, variability and firm size. *Economica*, vol. 35, May 1968, pp. 127-139.

Shalit, S. S. & Sankar, M. The measurement of firm size. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 59, Aug. 1977, pp. 290-298.

Sherer, Frederic M. *Industrial market structure and economic performance*. Chicago, Rand McNally College Publishing, 1974.

Sicat, G. P. & Villaroel, M. Industrial concentration in the Philippines. *The Philippines Economic Journal*, vol. 13, Apr./June. 1974, pp. 86-102.

Steckler, Herman O. *Profitability and size of firm*. Berkeley, Institute of Business and Economic Research, University of California, 1963.

Steindl, Joseph. *Small and big business: economic problems of the size of firms*. Oxford, Oxford University Press, 1945.

Theil, Henri, *Principles of econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1971.

US Congress, Subcommittee on Monopoly of the Senate, Selected Committee on Small Business. *The Cost an availability of credit and capital to small business*. Washington, US Government Printing Office, 1952.