

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1325

ESTIMATIVA DO ESTOQUE DE CAPITAL DAS EMPRESAS INDUSTRIAIS BRASILEIRAS

Patrick Alves
Alexandre Messa Silva

Brasília, janeiro de 2008

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1325

ESTIMATIVA DO ESTOQUE DE CAPITAL DAS EMPRESAS INDUSTRIAIS BRASILEIRAS

Patrick Alves*
Alexandre Messa Silva**

Brasília, janeiro de 2008

* Consultor da Diretoria de Estudos Setoriais do Ipea.

** Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Setoriais do Ipea.

Governo Federal

**Ministério Extraordinário
de Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

**Núcleo de Assuntos Estratégicos
da Presidência da República**



Fundação pública vinculada ao Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcio Pochmann

Diretora de Administração e Finanças
Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Macroeconômicos
João Sicsú

Diretora de Estudos Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento
Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação
Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL C81, D24, L60.

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 CÁLCULO DO ESTOQUE DE CAPITAL DAS FIRMAS	8
3 METODOLOGIA DE IMPUTAÇÃO	11
4 RESULTADOS	13
5 CONCLUSÕES	16
REFERÊNCIAS	18
ANEXOS	20

SINOPSE

Este trabalho procura contribuir com os estudos microeconômicos da indústria brasileira por meio de uma abordagem alternativa para o cálculo do estoque de capital das firmas deste setor. De fato, a informação acerca desta variável esbarra em dois empecilhos: sua ausência no questionário da Pesquisa Industrial Anual (PIA) e o período relativamente curto – desde 1996 – pelo qual é possível realizar o acompanhamento das firmas na pesquisa. Uma segunda preocupação diz respeito ao número excessivo de *missing values* na declaração de aquisições de ativos tangíveis ao longo da pesquisa. A análise realizada mostrou indícios de um comportamento aleatório nas ausências de respostas, corroborando a idéia de imputação de dados nesta variável. Uma vez realizada essa imputação, tanto os fluxos de investimento quanto os estoques de capitais passaram a apresentar comportamentos semelhantes, no agregado, às séries originais. Porém, houve uma alteração significativa em seus níveis, mas ainda sem alterar suas estruturas de variabilidade.

ABSTRACT

This paper intends to contribute to the microeconomic studies about Brazilian manufacturing through an alternative approach in the estimation of this sector capital stock. Actually, the information concerning this variable has two impediments: its absence in the PIA questionnaire and the relatively short period – since 1996 – through which is possible to follow the firms in the research. A second concern is related to the excessive frequency of missing values in the reporting of acquisition of tangible assets throughout the research. The analysis undertaken revealed evidences of a random behavior in such values, corroborating the idea of data imputation in this variable. Once realized this procedure, both the investment flows and the capital stocks turned out exhibiting a similar pattern, in the aggregate, to the original series. Nevertheless, there were a significant change on their levels, but yet not altering their variability structures.

1 INTRODUÇÃO

As análises microeconômicas da indústria brasileira frequentemente esbarram na falta de informação a respeito dos estoques de capital das empresas e, conseqüentemente, dos serviços proporcionados por estes. Basicamente dois motivos contribuem para isto: primeiramente, uma vez que a Pesquisa Industrial Anual (PIA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi elaborada como um instrumento para a construção das contas nacionais, sua preocupação reside primordialmente no cômputo da formação bruta de capital fixo e não propriamente sobre o estoque das firmas. Em segundo lugar, a mudança de metodologia dessa pesquisa em 1996¹ impossibilita a construção da variável a partir do cálculo do inventário perpétuo.

No Brasil, os trabalhos empíricos têm recorrido a determinados meios de se tentar contornar esse problema. O mais comum deles tem sido a utilização de variáveis proxies nas estimações, notadamente os gastos com energia elétrica ou o próprio fluxo de investimento das firmas. Apesar de ser uma potencial solução para o problema, esse recurso pode inviabilizar a análise dos demais parâmetros do modelo caso estas variáveis proxies apresentem significativa correlação com alguma outra variável explicativa do modelo. Assim, essa correlação faz com que, além dos estimadores se tornarem viesados, a própria direção desse viés seja imprevisível.²

Outro recurso tem sido a recorrência a determinadas hipóteses que possibilitem a estimação do inventário perpétuo, tais como a suposição de que o fluxo de investimentos anteriores a 1996 apresentem o mesmo comportamento observado a partir desta data – para um exemplo, vide Giovanetti e Menezes-Filho (2006). Porém, algumas considerações podem ser levantadas no que se refere a este procedimento: diferenças entre as idades das firmas, os contextos macroeconômicos díspares, os ciclos de vida dos produtos etc.

Com isso, este trabalho tem como objetivo introduzir uma metodologia de construção do estoque de capital fixo produtivo que venha a contornar esses problemas apontados. Para tal, inicialmente se buscará construir este estoque para o ano de 1996, no nível setorial o mais desagregado possível. Então, estimar-se-á o capital de cada firma nesta data inicial, fazendo com que, para os anos subseqüentes, baste então levar-se em conta os fluxos de investimento e de baixas dessas empresas.

Em seguida, este trabalho buscará contornar ainda dois problemas adicionais: a aparição de certas firmas, na base de dados da PIA, pela primeira vez em alguma data posterior a 1996, e a freqüente omissão na declaração de investimentos por parte de muitas empresas. Então, para o primeiro grupo delas, se estenderá a técnica utilizada

1. A realização da PIA iniciou-se em 1966 no âmbito da proposta de substituição gradativa dos antigos censos econômicos. A pesquisa passou por uma série de reformulações ao longo dos anos, o que permitiu seu aperfeiçoamento metodológico. Em 1996, foram introduzidas importantes modificações no seu desenho de amostragem, com a definição de um estrato censitário contendo as firmas com mais de trinta pessoas ocupadas (o chamado estrato certo). No entanto, os dados microeconômicos perderam comparabilidade longitudinal em relação ao período anterior, não permitindo o acompanhamento de grande parte das firmas no período anterior a 1996. Todavia, por meio do endereço eletrônico do IBGE é possível obter informações sobre as inversões de capital desagregadas por setor de atividade econômica (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2003).

2. Para uma discussão acerca do viés originado por variáveis *proxies*, vide McCallum (1972), Wickens (1972), Aigner (1974) e Frost (1979).

anteriormente, enquanto, para o segundo, se utilizará a técnica de imputação de dados naquelas observações em que for constatada a omissão.

Com tal intuito, este trabalho compreende quatro outras seções além desta introdução. Na primeira delas, será abordado o chamado método de inventário perpétuo e as dificuldades normalmente encontradas ao se calcular o estoque de capital por meio da PIA. Já nas seções três e quatro serão expostos, respectivamente, o método de imputação e os resultados obtidos. Finalmente, serão apresentados os comentários finais na última seção.

2 CÁLCULO DO ESTOQUE DE CAPITAL DAS FIRMAS

Para estimar o estoque de capital das firmas, o método mais comum é o do chamado inventário perpétuo.³ Trata-se de uma forma indireta de cálculo por meio da soma dos investimentos acumulados que, devidamente depreciada, converge ao longo do tempo para o estoque de capital fixo das empresas. Dessa forma, deprecia-se o estoque de capital existente no ano anterior, somando a este os investimentos realizados no ano corrente, conforme o sistema de equações a seguir:

$$K_{2003} = (1 - \delta)K_{2002} + I_{2003}$$

$$K_{2002} = (1 - \delta)K_{2001} + I_{2002}$$

$$K_{2001} = (1 - \delta)K_{2000} + I_{2001}$$

...

$$K_{1996} = (1 - \delta)K_{1995} + I_{1996}$$

em que K_t e I_t representam, respectivamente, o estoque de capital da firma e o investimento realizado por ela no ano t , e δ a taxa anual de depreciação daquele. Porém, a convergência dessa seqüência para o estoque de capital real das firmas requer a disponibilidade de um grande número de unidades de tempo para cada uma delas, de tal forma que:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\sum_{\tau=0}^T (1 - \delta_t)^\tau I_{t-\tau} \right] = K_t \quad (1)$$

A inexistência de informações para um período muito longo é contornada utilizando-se o estoque de capital de cada firma em determinado momento inicial, para aí então seguir deflacionando-o e acrescentando os investimentos realizados. Dessa maneira, uma vez que a disponibilidade de um período de somente oito anos da PIA não permite a convergência dos investimentos para o estoque de capital, foram utilizados, neste trabalho, os dados setoriais de formação bruta de capital fixo ao longo do período compreendido entre 1986 e 1995. Com isso, para o ano de 1996, o valor do estoque de capital setorial foi alocado entre as firmas segundo suas

3. Para uma discussão acerca dos diferentes métodos de cálculo do estoque de capital, *vide* OECD (2001).

respectivas participações setoriais em termos de pessoal ocupado, assumindo, portanto, a hipótese de uma razão capital-trabalho constante dentro de cada setor.

Desta forma, foi possível construir uma estimativa inicial do estoque de capital (K_{1995}) por meio das informações setoriais, para então, a partir deste ponto inicial, aplicar o método do inventário perpétuo sobre os investimentos. A equação a seguir exemplifica este cálculo para o ano de 2003:

$$K_{2003} = I_{2003} + (1 - \delta)I_{2002} + (1 - \delta)^2 I_{2001} + (1 - \delta)^3 I_{2000} + \dots + (1 - \delta)^8 K_{1995} \quad (2)$$

Um obstáculo adicional à estimação do estoque de capital das empresas diz respeito à confiabilidade de suas declarações de investimentos. Conforme se pode constatar pela tabela 1, os dados da PIA mostram que, anualmente, 63,1% das firmas pertencentes ao estrato certo⁴ declararam não ter realizado qualquer tipo de investimento. Ainda, considerando o período de dois anos consecutivos, se verifica que em 42% das empresas não houve qualquer tipo de investimento, regredindo este número para 31,7% e 22,6% em três e quatro anos, respectivamente. Considerando o período de oito anos, ou seja, todo o período em que a pesquisa está disponível, um total de 4,7% das firmas no estrato certo declarou não ter realizado nenhum investimento.

TABELA 1

Padrão de ocorrência no tempo dos valores desconhecidos, considerando: manutenção e aquisição de máquinas e equipamentos, meios de transporte, terrenos e edificações e outros (1996-2003)

Permanência na base em anos	Total de empresas	Investimento nulo	%
1	12.174	7.677	63,1
2	7.010	2.980	42,5
3	5.884	1.865	31,7
4	5.029	1.139	22,6
5	3.336	615	18,4
6	2.405	326	13,6
7	1.839	0	0,0
8	10.608	494	4,7
Total	48.285	15.096	

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

No mesmo sentido, a tabela 2 apresenta o padrão de ocorrência das ausências de declaração com relação a aquisições de máquinas e equipamentos – excluindo, portanto, em relação aos dados anteriores, as informações relativas a meios de transporte, estruturas não residenciais e outros investimentos. Observa-se que, anualmente, 70,9% das firmas declararam não terem realizado nenhum investimento, sendo este número de 7% após oito anos.

4. Estrato censitário contendo as firmas com mais de trinta funcionários.

TABELA 2

Padrão de ocorrência no tempo dos valores desconhecidos, considerando: manutenção e aquisição de máquinas e equipamentos (1996-2003)

Permanência na base em anos	Total de empresas	Investimento nulo	%
1	12.174	8.631	70,9
2	7.010	3.500	49,9
3	5.884	2.304	39,2
4	5.029	1.475	29,3
5	3.336	789	23,7
6	2.405	447	18,6
7	1.839	0	0,0
8	10.608	740	7,0
Total	48.285	17.886	

Elaboração do autor a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

O padrão de distribuição desses *missing values* pode ser observado também em relação às taxas de crescimento da receita líquida de vendas e do pessoal ocupado. A declaração de *missing* nos investimentos, caso não seja aleatória, deverá estar associada a baixas – ou até negativas – taxas de crescimento tanto do pessoal ocupado quanto da receita líquida. No entanto, essa expectativa não é corroborada pela tabela 3 e pelos gráficos 1 e 2, que mostram o comportamento dessas taxas para os dois grupos de empresas: aquelas que declararam investimentos nulos em determinado ano e as demais. Percebe-se que ambas as curvas de ambos os gráficos estão altamente correlacionadas, sugerindo a mesma dinâmica de crescimento entre os dois grupos de firmas.

TABELA 3

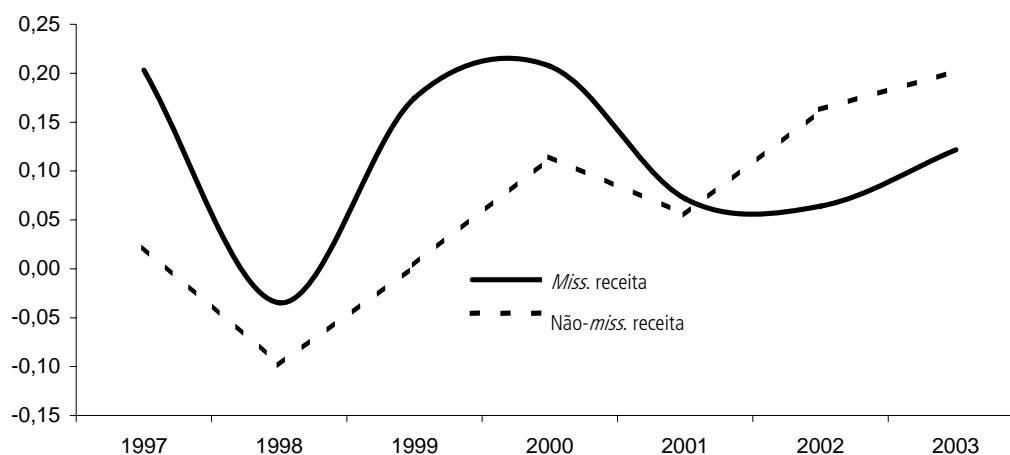
Taxa de crescimento do pessoal ocupado e da receita líquida para firmas declarantes e não declarantes (1997-2003)

Ano	Receita líquida		Pessoal ocupado	
	<i>Missing</i>	<i>Não-missing</i>	<i>Missing</i>	<i>Não-missing</i>
1997	0,20	0,02	0,04	-0,06
1998	-0,03	-0,10	-0,11	-0,10
1999	0,17	0,00	0,00	0,01
2000	0,21	0,11	0,07	0,05
2001	0,07	0,06	-0,06	-0,04
2002	0,06	0,16	-0,03	0,03
2003	0,12	0,20	-0,03	0,00

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

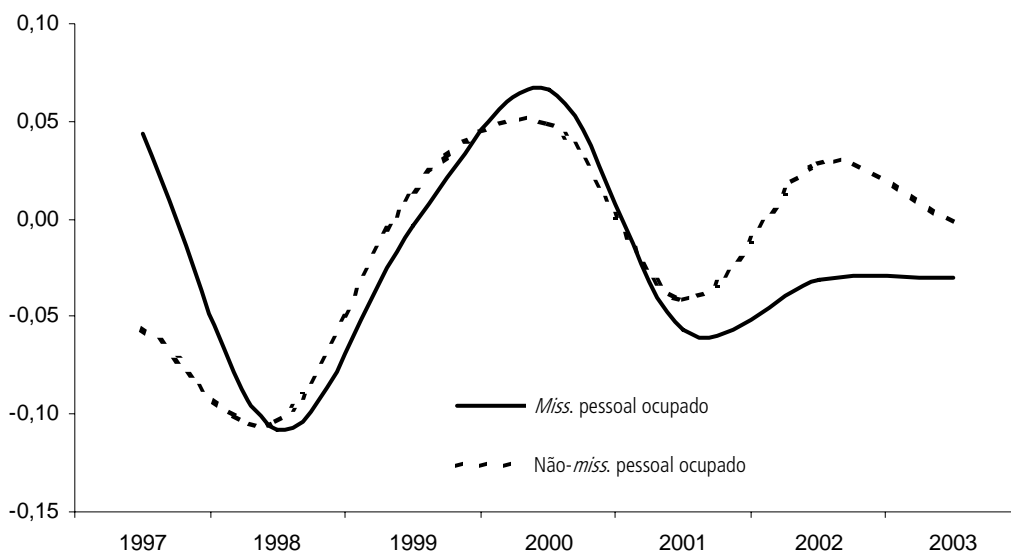
GRÁFICO 1

Taxa de crescimento da receita líquida para firmas *missing* e não *missing* (1997-2003)



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

GRÁFICO 2

Taxa de crescimento do pessoal ocupado para firmas *missing* e não *missing* (1997-2003)

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

Aparentemente, não existe nenhum padrão de desempenho econômico inferior associado à declaração de investimento nulo, o que corrobora a necessidade da imputação para uma fração dessas firmas, tendo como base o método de *propensity matching*. De fato, a análise gráfica das séries de crescimento do pessoal ocupado e da receita líquida indica uma possível aleatoriedade na ocorrência de *missing* ao longo da série de investimentos, padrão este que é um pressuposto dos métodos de imputação (ALLISON, 2000).

3 METODOLOGIA DE IMPUTAÇÃO

A existência de *missing data* é um problema muito freqüente em levantamentos por amostragem, para o qual se desenvolveu uma vasta literatura acerca de técnicas de imputação de dados (RUBIN, 1973, 1976 apud SAS, 1999; ALLISON, 2000). Allison (2000) destaca que a aleatoriedade presente no processo de imputação possibilita a obtenção de estimativas não viciadas dos parâmetros da distribuição de probabilidade dos dados. Entre algumas técnicas desenvolvidas para a imputação de observações faltantes destaca-se o algoritmo E-M e o método *Monte Carlo Markov Chain* (SAS, 1999), que possuem o pressuposto de normalidade dos dados, situação raramente encontrada em dados microeconômicos.

O método de imputação utilizado neste trabalho realiza uma comparação de firmas similares por meio de uma técnica de *propensity score matching* do tipo um-para-muitos.⁵ Esta utilização do *propensity score matching* na imputação dos dados pode ser encontrada em Riedel e Regoeczi (2004) e Landerman, Land e Pieper

5. A programação em SAS para a realização do *matching* um-para-muitos pode ser encontrada no anexo do trabalho de Parsons (2004) que, por sinal, procura comparar as eficiências dos algoritmos de *matching* dos tipos um-para-muitos e um-para-um – desenvolvido anteriormente em Parsons (2001). Dessa forma, o autor compara a estimação não viesada do efeito do tratamento entre os dois trabalhos.

(1997), constituindo-se de fato em uma modificação da técnica de quase-experimento anteriormente proposta por Rubin (1973), Rosembaum e Rubin (1983) e Rosembaum (1989).⁶

A técnica utilizada neste trabalho aproxima-se da abordagem *Hot-deck Imputation* descrita em Riedel e Regoeczi (2004), na qual um *missing value* da base de dados é substituído pelo valor de uma unidade, o mais similar possível daquela faltante, dado um vetor de características predefinido. Já na abordagem aqui realizada adota-se implicitamente a hipótese de que, se uma firma *missing* apresenta semelhança com outras firmas em relação a um vetor de características observáveis, então existe uma certa probabilidade de que o valor de investimento não declarado não seja nulo e, realmente, se aproxime da média dos investimentos declarados por suas similares.

Salienta-se, porém, que a técnica de imputação de dados, da mesma forma que outras abordagens quantitativas, apresenta algumas limitações. Em primeiro lugar, a definição do vetor de características observadas *a priori* pode ser alvo de certa arbitrariedade. Outra limitação refere-se à hipótese de similaridade entre os grupos de firmas *missing* e não *missing*, baseada num vetor de observações de características comuns, que pode ser enfraquecida pela grande heterogeneidade setorial e regional existente na indústria brasileira. No intuito de minimizar essa limitação, impõe-se no algoritmo de Parsons (2004) a restrição de que uma firma *missing* só poderá encontrar similares dentro da mesma faixa de pessoal ocupado⁷ e do mesmo setor de atividade econômica – definido pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) a dois dígitos.

O modelo *probit* ajustado para a definição do vetor de *propensity scores* utiliza um conjunto de observações disponíveis para todas as firmas na base de dados. A partir do vetor de escores, o algoritmo de Greedy realiza o pareamento de firmas similares entre os grupos de *missing* e as empresas declarantes e não *missing*. Frequentemente aplicado em avaliações de políticas públicas, tal abordagem permite retirar o viés do efeito do tratamento na comparação entre os dois grupos independentes (HECKMAN, 2001). A variável dependente binária é definida neste modelo como um indicador de realização de investimento maior que zero em pelo menos um ano, $DI = \{0, 1\}$. As variáveis selecionadas para a formação do vetor multidimensional de comparação foram: gastos com aluguéis e arrendamentos (*ARREN*), taxa de crescimento do pessoal ocupado (*TXPO*), participação da receita líquida de vendas da firma no setor de atividade econômica (*SHARE*), categoria de tamanho (*CATPO*), setor de atividade econômica (*CNAE*) e Unidade da Federação (UF):

$$DI = \Phi^{-1}(ARREN, TXPO, SHARE, CATPO, CNAE, UF)$$

$$\log \left\{ \frac{P(DI = 1)}{1 - P(DI = 1)} \right\} = \beta_0 + \beta_1 ARREN + \beta_2 TXPO + \beta_3 SHARE + CATPO_j + CNAE_m + UF_n$$

6. Riedel e Regoeczi (2004) apresentam uma resenha das diversas técnicas de imputação de dados, bem como uma aplicação para as informações faltantes em depoimentos de testemunhas de homicídios nos EUA, situação onde o pressuposto de aleatoriedade das observações faltantes é pouco provável.

7. As faixas de pessoal ocupado foram definidas da seguinte forma: de 30 a 59 funcionários; de 50 a 99; de 100 a 299; de 300 a 399; de 400 a 499; e, finalmente, mais de 500 funcionários.

Desta maneira, o vetor de comparação entre os dois grupos contém, implicitamente, a hipótese de que as firmas regularmente declarantes de investimento que apresentem o mesmo padrão nos gastos com aluguéis e arrendamentos, na taxa de crescimento da mão-de-obra e no *market-share*, e ainda serem do mesmo setor de atividade econômica e terem a mesma localização geográfica de outras empresas sem declaração de investimento, possuem aproximadamente o mesmo nível médio de investimento que estas. Dessa forma, algumas empresas, por causa das suas características singulares, não encontrarão uma similar e, nesse caso, o algoritmo respeitará a permanência do investimento nulo. Outras, ainda, encontrarão uma única similar, caso em que será imputado diretamente o investimento desta. Finalmente, as restantes encontrarão mais de uma similar, situação em que será imputada a média dos investimentos realizados por cada uma delas.

Resumindo a metodologia de estimação do estoque de capital fixo das firmas brasileiras, tem-se os passos descritos a seguir:

- Passo 1: compatibilização da descrição dos setores de atividade econômica nível 50 e 100 para a classificação de atividade econômica CNAE a três dígitos.
- Passo 2: conversão monetária para reais dos fluxos de investimento em capital fixo da PIA de 1986 a 1995, por setor de atividade econômica CNAE3.
- Passo 3: aplicação do método do inventário perpétuo aos fluxos de investimentos para o período de 1986 até 1995, para a obtenção do estoque de capital fixo desagregado por setor de atividade econômica para o ano de 1995.
- Passo 4: alocação dos estoques de capital fixo setoriais, de 1995, para as respectivas firmas.
- Passo 5: imputação dos fluxos de investimento das empresas industriais brasileiras ao longo do período compreendido entre 1996 e 2003.
- Passo 6: aplicação do método do inventário perpétuo aos fluxos de investimentos imputados no passo 5, conjuntamente ao estoque de capital inicial obtido no passo 4, para a devida estimação do estoque de capital fixo para todas as firmas no período de 1996 até 2003.

4 RESULTADOS

A tabela 4 apresenta o número de similares encontradas por cada empresa por meio do *propensity score matching*. É importante notar na tabela o fato de, a cada ano, um percentual médio de 47% das firmas não terem encontrado nenhuma outra similar a si. Assim, elas permanecem com um nível zero de investimento em cada um desses anos, fazendo com que, mesmo após a imputação, aproximadamente metade das empresas não apresentem investimentos de qualquer ordem. Já entre as firmas que encontraram outras similares, a maioria – 33,8% do total – realizou o pareamento com uma única empresa, sendo que, em média, 4,4% do total encontraram até dez empresas semelhantes.

TABELA 4

Resultados do propensity score matching: número de similares encontradas pelas firmas missing (1996-2003)

Nº de firmas similares	1996		1997		1998		1999		2000		2001		2002		2003		Média	
	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%
0	7.117	50,0	7.339	51,9	6.455	46,2	6.424	45,4	7.519	49,9	7.270	46,5	7.533	46,7	6.840	42,4	7.062	47,4
1	4.265	29,9	3.850	27,2	4.927	35,3	5.183	36,6	4.598	30,5	5.341	34,1	5.684	35,2	6.650	41,3	5.062	33,8
2	872	6,1	803	5,7	657	4,7	633	4,5	798	5,3	774	4,9	849	5,3	518	3,2	738	5,0
3	570	4,0	566	4,0	420	3,0	492	3,5	459	3,0	540	3,5	312	1,9	612	3,8	496	3,3
4	538	3,8	558	3,9	553	4,0	268	1,9	482	3,2	508	3,2	407	2,5	524	3,3	480	3,2
5	0	0,0	0	0,0	2	0,0	390	2,8	139	0,9	0	0,0	290	1,8	0	0,0	103	0,7
6	0	0,0	238	1,7	379	2,7	0	0,0	0	0,0	398	2,5	371	2,3	0	0,0	173	1,2
7	105	0,7	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	13	0,1
8	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	228	1,4	29	0,2
9	0	0,0	0	0,0	260	1,9	233	1,6	261	1,7	53	0,3	0	0,0	70	0,4	110	0,8
10	775	5,4	783	5,5	312	2,2	529	3,7	801	5,3	758	4,8	686	4,3	676	4,2	665	4,4
Firmas imputadas	7.125	50,0	6.798	48,1	7.510	53,8	7.728	54,6	7.538	50,1	8.372	53,5	8.599	53,3	9.278	57,6	7.869	52,6
Total de firmas sem declaração	14.242		14.137		13.965		14.152		15.057		15.642		16.132		16.118		14.931	
Total de firmas na PIA	22.904		21.935		23.207		23.933		24.263		26.151		27.409		28.790		24.824	

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

As tabelas A.1 a A.8 do anexo A mostram os resultados obtidos pelo modelo *probit* – referentes, respectivamente, aos anos compreendidos entre 1996 e 2003. Além das estimativas dos parâmetros demonstrarem-se significativas em todos os modelos probabilísticos, os controle de CNAE e UF incorporados nos modelos mostraram-se, segundo o teste tipo III (DOBSON, 1996), contribuições relevantes na explicação da ocorrência de *missing* (tabelas B.1 a B.8 do anexo B).

Por sua vez, a tabela 5 mostra os resultados do teste de Hosmer e Lemeshow (2000), indicando a adequação, na maioria dos anos, da função de ligação *probit* aos dados, bem como a definição do vetor de variáveis independentes.⁸ Ainda a partir da mesma tabela, percebe-se que os valores do pseudo-R² variam em torno de 22%, magnitude geralmente presente em estudos observacionais. Do contrário, a ocorrência de valores altos para o pseudo-R² poderia indicar a não aleatoriedade do processo de geração das observações faltantes.

TABELA 5

Estatística de Hosmer e Lemeshow e pseudo-R² (1996-2003)

Ano	χ^2	P-Valor	Pseudo-R ²
1996	8,9505	0,3465	0,2261
1997	9,0570	0,3375	0,2087
1998	6,1271	0,6330	0,2222
1999	13,4308	0,0979	0,2263
2000	9,7479	0,2832	0,2274
2001	11,7581	0,1623	0,2247
2002	17,5059	0,0253	0,2405
2003	28,1594	0,0004	0,2403

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

8. Como se pode perceber na tabela 5, a estatística de Hosmer e Lemeshow rejeitou a hipótese nula de correta adequação do modelo probabilístico com relação aos anos de 2002 e 2003. No entanto, visando à adequação da mesma especificação em todos os anos, optou-se pela manutenção do mesmo modelo nestes anos.

A tabela 6 apresenta os dados de fluxos de investimento e estoque de capital da indústria, considerando tanto apenas as informações originais quanto os dados posteriormente imputados. Nota-se que, por causa da acumulação dos investimentos depreciados, a variável de estoque de capital sofreu maiores modificações que a série de investimento após a realização da imputação.

TABELA 6

Fluxos de investimento e estoque de capital das indústrias (1996-2003)

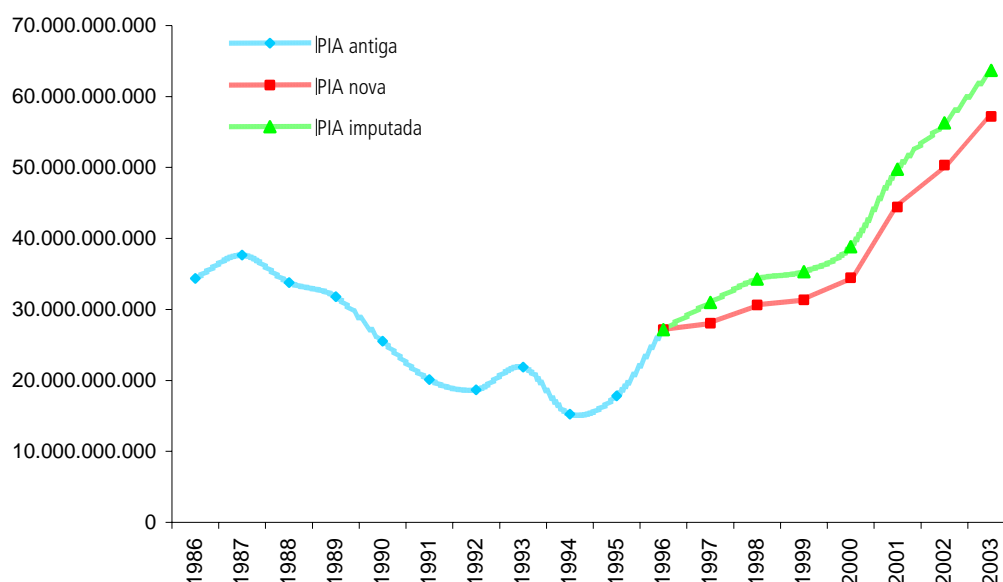
Ano	Fluxos de investimento (R\$)		Estoque de capital (R\$)	
	Original	Imputado	Original	Imputado
1996	27.151.102.668	27.151.102.668	165.504.875.442	322.820.935.512
1997	28.042.239.064	30.973.270.365	176.996.626.962	342.964.193.440
1998	30.634.769.991	34.261.804.953	189.931.734.257	365.305.695.260
1999	31.329.041.535	35.307.576.601	202.267.602.366	387.309.375.893
2000	34.468.266.394	38.847.820.255	216.509.108.523	392.822.517.038
2001	44.435.822.036	49.754.263.717	239.294.019.707	414.257.833.414
2002	50.350.276.593	56.270.486.167	265.714.894.329	430.741.051.684
2003	57.200.033.389	63.673.805.151	296.343.438.285	447.481.688.710

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

O gráfico 3 explicita o comportamento dos fluxos de investimento, conjugados aos números anteriores a 1996, ou seja, extraídos da PIA elaborada sob a metodologia anteriormente empregada. Nota-se uma inflexão negativa nos investimentos durante o período compreendido entre 1987 e 1994. Essa tendência negativa modifica-se a partir de 1995, permanecendo crescente desde então. Percebe-se também que as séries original e imputada apresentam o mesmo comportamento, ainda que tenha ocorrido uma mudança de nível nos dados de investimentos decorrente da imputação.

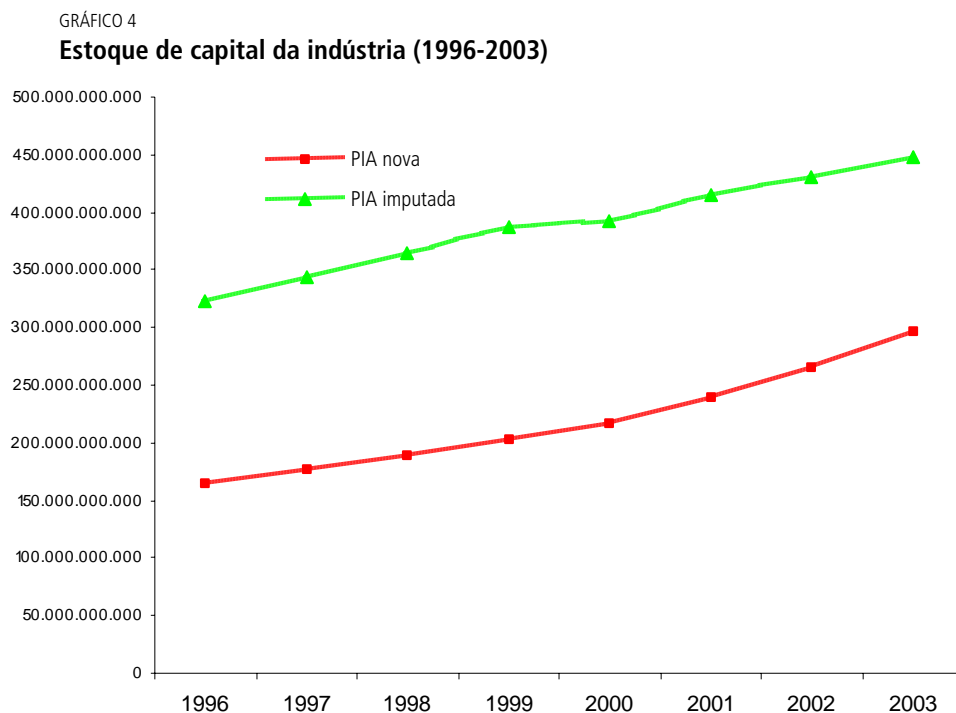
GRÁFICO 3

Investimentos em máquinas e equipamentos, meios de transporte, terrenos e edificações e outros (1986-2003)



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

Por sua vez, espera-se que o estoque de capital agregado se comporte como uma função monotônica e crescente ao longo do tempo, expectativa esta satisfeita tanto pela série original quanto por aquela obtida por meio dos investimentos imputados (gráfico 4). De qualquer forma, percebe-se, de um lado, uma alteração significativa em nível comparando-se essas duas séries – também esperada dada a acumulação ao longo do tempo dos investimentos imputados – e, por outro, tendências crescentes similares entre elas.



Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

Assim, a eficiência da técnica de imputação é assegurada pela constatação de que o comportamento da série temporal de investimentos não sofre alterações em sua estrutura de variabilidade básica após a imputação dos dados de investimento, sofrendo modificações somente em nível, conforme o esperado. O mesmo fato verifica-se para o estoque de capital estimado por meio do método de inventário perpétuo utilizando-se os dados de investimento imputados.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho procura contribuir com os estudos microeconômicos da indústria brasileira por meio de uma abordagem alternativa para o cálculo do estoque de capital das firmas deste setor. Conforme abordado na introdução, a informação acerca desta variável esbarra em dois empecilhos: sua ausência no questionário da PIA e o período relativamente curto – desde 1996 – pelo qual é possível realizar o acompanhamento das firmas na pesquisa. Para contorná-los, utilizou-se o estoque de capital setorial em 1995 – fornecido pela metodologia empregada anteriormente pela PIA –, distribuindo-o às firmas proporcionalmente a seu número de funcionários – em

outras palavras, assumindo uma relação capital–trabalho constante dentro de cada setor. A partir desse procedimento, bastaria então seguir deflacionando os estoques de cada firma e acrescentando os investimentos realizados por cada uma delas.

Uma segunda preocupação deste trabalho diz respeito ao número excessivo de *missing values* na declaração de aquisições de ativos tangíveis ao longo da pesquisa. De fato, a análise realizada na segunda seção mostrou indícios de um comportamento aleatório nas ausências de respostas, corroborando a idéia de imputação de dados nesta variável. Uma vez realizada essa imputação, tanto os fluxos de investimento quanto os estoques de capitais passaram a apresentar comportamentos semelhantes, no agregado, às séries originais. Porém, houve uma alteração significativa em seus níveis, mas ainda sem alterar suas estruturas de variabilidade.

Assim, estimou-se o estoque de capital de cada firma, ao longo do período compreendido entre 1996 e 2003, esperando permitir a obtenção de parâmetros não viesados nas estimações envolvendo a PIA. De qualquer forma, torna-se importante enfatizar as limitações envolvendo tanto o método de imputação – conforme salientado na seção três – quanto a suposição de uma relação capital – trabalho constante em cada setor.

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D. J. MSE dominance of least squares with errors-of-observation. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 4, p. 365-372, 1974.
- ALLISON, P. D. Multiple imputation for missing data: a cautionary tale. *Sociological Methods and Research*, v. 28, n. 3, p. 301-309, 2000.
- DOBSON, A. J. **An introduction to generalized linear models**. London: Chapman and Hall, 1996.
- FROST, P. A. Proxy variables and specification bias. *The Review of Economics and Statistics*, v. 61, n. 2, p. 323-325, 1979.
- GIOVANETTI, B. C.; MENEZES-FILHO, N. A. Tecnologia e a demanda por qualificação na indústria brasileira. In: DE NEGRI, J. A.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. (Org.). **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: Ipea, 2006.
- HECKMAN, J. J. Micro data, heterogeneity and the evaluation of public policy. *Journal of Political Economy*, v. 109, n. 4, p. 673-748, 2001.
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. New York: John Wiley & Sons, 2000.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Anual. Série **Relatórios Metodológicos – IBGE**, v. 22, n. 1, 2003. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/empresas/emp2003.pdf> >
- LANDERMAN, L. R.; LAND, K. C.; PIEPER, C. F. An empirical evaluation of the predictive mean matching method for imputing missing values. *Sociological Methods & Research*, v. 26, n. 1, p. 3-33, 1997.
- McCALLUM, B. T. Relative asymptotic bias from errors of omission and measurement. *Econometrica*, v. 40, n. 4, p. 757-758, 1972.
- OECD. **Measuring capital** – measurement of capital stocks, consumption of fixed capital and capital services. OECD, 2001.
- PARSONS, S. Reducing bias in a propensity score matched-pair sample using greedy matching techniques. Proceedings of The Twenty-Sixth Annual SAS® User Group International (SUGI) Conference, p. 214-226, SAS Institute Inc, 2001. Disponível em: <<http://www2.sas.com/proceedings/sugi26/p214-26.pdf>>. Acesso em: 1º de dez. 2006.
- _____. Performing a 1:n case-control match on propensity score. Proceedings of The Twenty-Ninetieth Annual SAS® User Group International (SUGI) Conference, invited paper 165-29, SAS Institute Inc, 2004. Disponível em: <http://www2.sas.com/proceedings/sugi29/165-29.pdf>.

RIEDEL, M.; REGOECZI, W. C. Missing data in homicide research. **Homicide Studies**, v. 8, n. 3, p. 163-192, 2004.

ROSENBAUM, P. R. Optimal matching for observational studies. **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, n. 408, p. 1024-1032, 1984.

_____; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

RUBIN, D. B. Matching to remove bias in observational studies. **Biometrics**, v. 29, n. 1, p. 159-183, 1973.

_____. Inference and missing data. **Biometrika**, v. 63, n. 3, p. 581-592, 1976.

SAS INSTITUTE INC. **SAS/STAT User's Guide**, version 8, Cary, NC: SAS Institute Inc., 1999.

WICKENS, M. R. A note on the use of proxy variables. **Econometrica**, v. 40, n. 4, p. 756-761, 1972.

ANEXO A

ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DO MODELO LOGÍSTICO

TABELA A.1

Estimativas de máxima verossimilhança (1996)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,6372	0,1763	13,0685	0,0003
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0438	0,00316	192,3653	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0875	0,0207	17,8432	<0,0001
<i>Market share</i>	1	-236,0	27,1929	75,3140	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,4296	0,0639	499,8360	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,8946	0,0452	391,7966	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,4852	0,0428	128,3873	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	0,0130	0,0426	0,0931	0,7603
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,5606	0,0475	139,5046	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-1,1111	0,1157	92,2263	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.2

Estimativas de máxima verossimilhança (1997)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,4176	0,1432	8,5087	0,0035
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0430	0,00320	180,9302	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,00676	0,0104	0,4202	0,5168
<i>Market share</i>	1	-288,6	28,6311	101,5913	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,0858	0,0587	341,6915	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,7815	0,0462	286,2400	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,4537	0,0432	110,5152	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	-0,00088	0,0425	0,0004	0,9835
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,4682	0,0470	99,2332	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-0,9400	0,1147	67,1607	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.3

Estimativas de máxima verossimilhança (1998)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,0453	0,1134	0,1594	0,6897
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0483	0,00308	246,4269	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0239	0,0101	5,5695	0,0183
<i>Market share</i>	1	-88,1830	15,3742	32,8994	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,3863	0,0538	663,4137	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,9015	0,0430	440,4175	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,5107	0,0411	154,4097	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	0,0772	0,0412	3,5073	0,0611
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,5455	0,0467	136,5956	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-1,1976	0,1121	114,0386	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.4

Estimativas de máxima verossimilhança (1999)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,9768	0,1532	40,6750	<0,0001
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0454	0,00303	223,5627	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0466	0,00956	23,7736	<0,0001
<i>Market share</i>	1	-344,3	29,0381	140,6133	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,1329	0,0550	424,5845	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,6950	0,0443	246,5973	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,3587	0,0420	72,9507	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	-0,0355	0,0415	0,7299	0,3929
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,4790	0,0456	110,1419	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-0,9853	0,1141	74,5334	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.5

Estimativas de máxima verossimilhança (2000)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,3457	0,1248	7,6769	0,0056
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0569	0,00305	348,3978	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0471	0,00939	25,1537	<0,0001
<i>Market share</i>	1	-275,8	27,7501	98,8087	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,1639	0,0601	375,4683	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,6500	0,0447	211,7263	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,3732	0,0411	82,4687	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	-0,00251	0,0406	0,0038	0,9507
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,5194	0,0452	131,8127	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-0,9152	0,1108	68,2460	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.6

Estimativas de máxima verossimilhança (2001)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,0994	0,0989	1,0091	0,3151
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0616	0,00287	459,3893	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0542	0,00889	37,1804	<0,0001
<i>Market share</i>	1	-113,1	17,2948	42,7411	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,2613	0,0558	510,9125	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,7632	0,0418	333,4192	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,4805	0,0388	153,0986	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	0,0972	0,0388	6,2741	0,0123
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,4964	0,0442	126,2495	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-1,1018	0,1089	102,3943	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.7

Estimativas de máxima verossimilhança (2002)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,2097	0,1009	4,3174	0,0377
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0610	0,00280	472,7390	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0676	0,00891	57,5060	<0,0001
<i>Market share</i>	1	-366,5	30,6735	142,7540	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,1069	0,0550	404,5443	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,6742	0,0429	247,0208	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,4237	0,0400	112,3692	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	0,0213	0,0396	0,2905	0,5899
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,4853	0,0449	117,0443	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-0,9987	0,1110	81,0249	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA A.8

Estimativas de máxima verossimilhança (2003)

Variáveis	GL	Estimativa	Erro-padrão	Wald χ^2	P-Valor
Intercepto	1	0,6873	0,1060	42,0159	<0,0001
Aluguéis e arrendamentos	1	-0,0614	0,00269	520,6607	<0,0001
Taxa de crescimento do PO	1	0,0440	0,00879	24,9756	<0,0001
<i>Market share</i>	1	-395,0	29,2668	182,1668	<0,0001
Classe 1: de 30 a 59 pessoas	1	1,0716	0,0536	399,4469	<0,0001
Classe 2: de 50 a 99 pessoas	1	0,6467	0,0408	250,7727	<0,0001
Classe 3: de 100 a 299 pessoas	1	0,3150	0,0380	68,7022	<0,0001
Classe 4: de 300 a 499 pessoas	1	0,0497	0,0378	1,7302	0,1884
Classe 5: de 500 a 499 pessoas	1	-0,4640	0,0425	119,0350	<0,0001
Classe 6: mais de 500 pessoas	1	-0,9003	0,1023	77,4024	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

ANEXO B

ANÁLISE DOS EFEITOS TIPO III

TABELA B.1

Análise dos efeitos tipo III (1996)

Análise dos efeitos tipo III – 1996	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	192,3653	<0,0001
Taxa de crescimento	1	17,8432	<0,0001
<i>Market share</i>	1	75,3140	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	1057,1190	<0,0001
CNAE	26	522,9779	<0,0001
Unidade da Federação	26	341,0391	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.2

Análise dos efeitos tipo III (1997)

Análise dos efeitos tipo III – 1997	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	180,9302	<0,0001
Taxa de crescimento	1	0,4202	0,5168
<i>Market share</i>	1	101,5913	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	845,9647	<0,0001
CNAE	26	452,5808	<0,0001
Unidade da Federação	26	380,5674	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.3

Análise dos efeitos tipo III (1998)

Análise dos efeitos tipo III – 1998	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	246,4269	<0,0001
Taxa de crescimento	1	5,5695	0,0183
<i>Market share</i>	1	32,8994	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	1366,3900	<0,0001
CNAE	26	544,0537	<0,0001
Unidade da Federação	26	416,9115	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.4

Análise dos efeitos tipo III (1999)

Análise dos efeitos tipo III – 1999	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	223,5627	<0,0001
Taxa de crescimento	1	23,7736	<0,0001
<i>Market share</i>	1	140,6133	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	927,9993	<0,0001
CNAE	26	587,0429	<0,0001
Unidade da Federação	26	456,9958	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.5

Análise dos efeitos tipo III (2000)

Análise dos efeitos tipo III – 2000	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	348,3978	<0,0001
Taxa de crescimento	1	25,1537	<0,0001
<i>Market share</i>	1	98,8087	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	852,6792	<0,0001
CNAE	26	589,1769	<0,0001
Unidade da Federação	26	509,0151	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.6

Análise dos efeitos tipo III (2001)

Análise dos efeitos tipo III – 2001	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	459,3893	<0,0001
Taxa de crescimento	1	37,1804	<0,0001
<i>Market share</i>	1	42,7411	<0,0001
cat_po	6	1126,4270	<0,0001
CNAE	26	653,7370	<0,0001
Unidade da Federação	26	526,9454	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.7

Análise dos efeitos tipo III (2002)

Análise dos efeitos tipo III – 2002	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	472,7390	<0,0001
Taxa de crescimento	1	57,5060	<0,0001
<i>Market share</i>	1	142,7540	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	933,7637	<0,0001
CNAE	26	772,5943	<0,0001
Unidade da Federação	26	493,5189	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

TABELA B.8

Análise dos efeitos tipo III (2003)

Análise dos efeitos tipo III – 2003	GL	Wald χ^2	P-Valor
Aluguéis e arrendamentos	1	520,6607	<0,0001
Taxa de crescimento	1	24,9756	<0,0001
<i>Market share</i>	1	182,1668	<0,0001
Classe de pessoal ocupado	6	884,1604	<0,0001
CNAE	26	775,4127	<0,0001
Unidade da Federação	26	574,8951	<0,0001

Elaboração dos autores a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Danúzia Queiroz (revisora)

Sílvia Maria Alves (revisora)

Ângela Pereira da Silva de Oliveira (estagiária)

Melina Karen Silva Torres (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar, sala 912

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares