

REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA

Órgão oficial do IBGE
e Sociedade Brasileira de Estatística

A Revista não se responsabiliza
pelos conceitos emitidos
em artigos assinados

PUBLICAÇÃO TRIMESTRAL

ISSN 0034-7175

Pedidos de assinatura anual e número avulso ou atrasado para:

Diretoria de Administração — Centro de Serviços Gráficos: Av. Brasil, 15.671 — Lucas
— Rio de Janeiro — Brasil
CEP — 21.241
Tel.: 391-7788

Livraria do IBGE: Av. Franklin Roosevelt, 146/loja — Centro — RJ — Brasil
CEP — 20.021
Tel.: 220-9147 / 220-8163
DDD: 011

SUMÁRIO

Artigos

- O modelo Spillman-Modificado para regressão assintótica
- Rubens Murillo Marques
Adalberto Otranto Tardelli
Sindo Vasquez Dias 3
- Acesso à infra-estrutura de saneamento básico e mortalidade
- David Michael Vetter
Celso Cardoso da Silva Simões 17
- O uso da curva logística para projeção de populações
- José Paulo Q. Carneiro 37
- Características demográficas e sócio-econômicas da população nas regiões metropolitanas
- Celso Cardoso da Silva Simões
Marcia Coelho Segadas Vianna
Zuleica L. Cavalcanti de Oliveira 55

Noticiário

- Calendário de reuniões internacionais para o ano de 1981 73
- Sociedade Brasileira de Estatística elege nova diretoria para o biênio 1981/82 75

ISSN 0034-7175

R. bras. Estat.	Rio de Janeiro	v. 42	n.º 165	p. 1 a 76	jan./mar. 1981
-----------------	----------------	-------	---------	-----------	----------------

Revista brasileira de estatística / Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística . — ano 1, n. 1(1940, jan./mar.)- . —

Rio de Janeiro : IBGE, 1940-

Trimestral.

Órgão oficial do IBGE e da Sociedade Brasileira de Estatística.

Continuação de : Revista de economia e estatística.

Índices : autor-assunto, v. 22-24(1961-1963) no v. 25, n. 1 ; v. 25-26 (1964-1965 no v. 27, n. 1 ; v. 27-28(1966-1967) no v. 29, n. 1 ; . Índices anuais de autor-assunto, publicados no n. 1 (jan./mar.) do ano seguinte (período 1968-1977, v. 29-38).

ISSN 0034-7175 = Revista brasileira de estatística.

1. Estatística — Periódicos. I. IBGE.

IBGE. Biblioteca Central
RJ-IBGE/81-41

CDD 310.5
CDU 31(05)

O MODELO SPILLMAN- MODIFICADO PARA REGRESSÃO ASSINTÓTICA

Rubens Murillo Marques *
Adalberto Otranto Tardelli **
Sindo Vasquez Dias ***

SUMÁRIO

- 1 — *Introdução*
- 2 — *O modelo Spillman-Modificado*
 - 2.1 — *Variâncias e covariâncias assintóticas dos estimadores dos parâmetros do modelo*
 - 2.2 — *Variância assintótica de \hat{Y}_i*
- 3 — *Resultados*
- 4 — *Conclusões*

1 — INTRODUÇÃO

O crescimento, em especial no campo biológico, apresenta, após certo ponto, características de um comportamento nitidamente assintótico.

* Professor Titular de Estatística Matemática — UNICAMP; Diretor Executivo da Fundação SEADE, São Paulo.

** Bacharel em Ciências de Computação; Chefe do Departamento de Sistemas da Fundação SEADE, São Paulo.

*** Bacharel em Ciências de Computação; Analista de Dados da Fundação SEADE, São Paulo.

Neste sentido, o ajuste de modelos de regressão para dados de crescimento deve, necessariamente, na fase em que este já se aproxima de seu valor de estabilização, ser do tipo assintótico.

Os modelos assintóticos de regressão mais comumente utilizados são do tipo:

$$E\{Y_i\} = \alpha + \beta \cdot \rho^{X_i}, \quad \alpha > 0, \beta < 0, 0 < \rho < 1 \quad (1)$$

$$E\{Y_i\} = \frac{\alpha}{1 + \beta \rho^{X_i}}, \quad \alpha > 0, \beta > 0, 0 < \rho < 1 \quad (2)$$

$$E\{Y_i\} = \alpha \cdot \beta \rho^{X_i}, \quad \alpha > 0, 0 < \beta < 1, 0 < \rho < 1 \quad (3)$$

$$E\{Y_i\} = \alpha + \beta \cdot \rho^{\frac{1}{X_i}}, \quad \alpha > 0, \beta > 0, 0 < \rho < 1 \quad (4)$$

O modelo (1) corresponde à função de Spillman e foi ajustada por Stevens (6).

A função (2) foi originalmente utilizada por Verhulst (8) para o estudo descritivo do crescimento de populações humanas. Denominou-a de "função logística".

O terceiro modelo corresponde à função de Gompertz, indicada por Prescott (5) para o estudo descritivo do crescimento da demanda.

Arruda, Vieira e Hoffmann (1) introduziram o último modelo mencionado, denominando-o de função log-inversa generalizada.

O estudo das funções assintóticas acima descritas, de suas propriedades, métodos de ajuste e pressuposições necessárias para tanto pode ser detalhadamente encontrado nos trabalhos de Vieira (9), Hoffmann e Vieira (3), Vieira e Hoffmann (10).

Com freqüência observamos, no entanto, que, conquanto estes modelos conduzam, em casos reais aplicados, a um bom ajuste em termos de coeficiente de determinação (R^2), os valores estimados para a assintota superior ficam fora dos limites biológicos do fenômeno.

Tomemos como exemplo os dados abaixo que nos dão as alturas de crianças do sexo masculino em três classes sócio-econômicas distintas e que podem ser classificadas em baixa, média e alta.

Contrariamente ao trabalho de Marques, Berquó, Yunes e Marcondes (4), em que um ajuste polinomial apresentou excelentes resultados

na faixa etária 3 meses a 12 anos, optamos aqui pela seleção de modelos assintóticos, haja vista que já estamos numa fase onde o comportamento assintótico faz-se presente.

TABELA 1

ALTURAS MÉDIAS, EM cm, DE ADOLESCENTES DO SEXO MASCULINO, SEGUNDO O NÚMERO DE OBSERVAÇÕES, A CLASSE SÓCIO-ECONÔMICA E A FAIXA ETÁRIA

IDADE (meses)	BAIXA		MÉDIA		ALTA	
	n_i	\bar{y}_i	n_i	\bar{y}_i	n_i	y_i
120—125	22	133,50	23	137,10	24	137,95
126—131	28	135,77	34	137,12	25	140,06
132—137	22	139,31	33	141,39	26	145,40
138—143	24	142,04	34	143,59	39	145,31
144—149	43	143,19	61	145,87	60	150,11
150—155	78	146,29	62	149,75	69	149,88
156—161	51	148,34	80	152,10	70	154,27
162—167	72	153,47	55	155,48	71	159,45
168—173	64	154,64	68	157,90	100	162,11
174—179	49	155,93	52	159,66	80	165,78
180—185	44	162,62	63	162,94	90	167,48
186—191	32	162,63	58	165,52	92	169,20
192—197	34	163,79	60	166,43	106	172,61
198—203	30	167,09	62	168,10	75	173,77
204—209	21	169,97	72	171,06	97	172,49
210—215	26	168,68	48	169,84	83	172,97
216—221	27	169,67	79	171,44	91	172,75
222—227	16	168,73	57	169,78	94	173,04
228—233	17	172,04	67	171,79	127	172,40
234—239	16	169,67	40	171,25	51	171,59
	716		1 108		1 470	

FONTE: Projeto: — Crescimento e Desenvolvimento Pubertário em Indivíduos de 10—19 Anos de Idade, Santo André, 1978.

O ajuste dos modelos mencionados pelo método iterativo de Stevens forneceu-nos os seguintes resultados:

TABELA 2

CARACTERÍSTICAS DOS MODELOS ASSINTÓTICOS AJUSTADOS SEGUNDO A CLASSE SÓCIO-ECONÔMICA

MODELO	CARACTERÍSTICA	CLASSE BAIXA	CLASSE MÉDIA	CLASSE ALTA
Spillman	a	194,1274	188,8380	179,5308
	b	-66,5205	-55,3787	-52,9135
	r	0,942457	0,918442	0,882398
	Assíntota	194,13	188,84	179,53
	R ²	0,9774	0,9825	0,9475
	F ajuste	1,75	2,24(*)	8,21(*)
Logística	a	191,0880	182,8096	179,2608
	b	0,484342	0,405961	0,384918
	r	0,923734	0,902676	0,869239
	Assíntota	191,09	182,81	179,26
	R ²	0,9768	0,9826	0,9501
	F ajuste	1,80	2,24(*)	7,82(*)
Gompertz	a	192,4657	183,2833	179,3963
	b	0,666316	0,705676	0,714758
	r	0,933259	0,910629	0,87599
	Assíntota	192,47	183,28	179,40
	R ²	0,9776	0,9831	0,9497
	F ajuste	1,73	2,16(*)	7,87(*)
Log-Inversa Generalizada	a	135,2230	136,8541	137,1892
	b	62,9355	57,0734	55,0010
	r	0,000036	0,000147	0,000823
	Assíntota	198,16	193,93	192,19
	R ²	0,9827	0,9888	0,9509
	F ajuste	1,34	1,43	7,68(*)

As estimativas a, b, r, c dos parâmetros dos modelos referem-se à idade X, em meses, que foi transformada em $\frac{X-123}{6} + 1$.

R² = coeficiente de determinação = $\sum n_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / \sum n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$

F ajuste = valor observado da estatística F para o teste de ajuste do modelo.

(*) Indica que o modelo é rejeitado ao nível de significância de 1%.

Como pode ser observado na maioria das situações, o ajuste do modelo foi inadequado, haja vista os altos valores da estatística F e, além disso, em todos os casos o valor da assíntota está superestimado e, paradoxalmente, apresenta uma inversão de ordem com relação à classe sócio-econômica.

A eventual explicação destes fatos estarem ligados a uma heterocedasticidade nas distribuições das alturas segundo a idade foi afastada pelos testes estatísticos pertinentes. Note-se aqui que, ao ajustar os modelos pelo método iterativo de Stevens, estamos admitindo erros aditivos nos modelos Spillman e Log-Inversa Generalizada, aditivos para o inverso da altura na logística e multiplicativos na função Gompertz.

Tanner (7), considerado como uma das maiores autoridades em estudos antropométricos, menciona, em seu excelente trabalho, que o modelo de Gompertz é “a curva usualmente pensada para o ajuste a dados de crescimento na fase pubertária”. No entanto, ele não a utilizou por não se ajustar eficientemente aos dados e “produzir possivelmente estimativas viciadas dos parâmetros”, o que também foi constatado por Demig (2).

Resta-nos, então, a seguinte explicação para o fenômeno observado. Os modelos que estão sendo ajustados são todos assintóticos e, conseqüentemente, os valores da assíntota são obtidos para grandes valores da variável independente. Por outro lado, observando os dados, verificamos que os níveis de estabilização da altura começam a ocorrer, para as classes baixa e média, na faixa 204-209 meses, e na classe alta mais precocemente entre 192-197 meses. Note-se que, com a transformação utilizada para a idade, os pontos médios das classes acima referidas são 15 e 13 e a estabilização já ocorre para estes valores que são relativamente baixos.

Em correspondência a estes valores, o modelo fornece uma previsão que, conquanto aceitável, ainda fica muito distante do valor assintótico por ele estimado.

Estas considerações indicam que devemos buscar uma transformação *não-linear* para a variável independente de forma que os valores desta, que já conduzem a alturas próximas da estabilização, sejam dilatados a fim de que o modelo os incorpore como valores grandes e, conseqüentemente, possa produzir estimativas mais reais para a altura média assintótica.

É nesse sentido que propomos uma dilatação não-linear nos valores de X ou, equivalentemente, que se considere como modelo alternativo para estas situações o modelo a seguir apresentado e que denominaremos de Spillman-Modificado definido por:

$$E\{Y_i\} = \alpha + \beta \cdot \rho^{X_i^\gamma}$$

onde: $\alpha > 0$, $\beta < 0$, $0 < \rho < 1$, $\gamma > 1$.

2 — O MODELO SPILLMAN-MODIFICADO

Seja o modelo:

$$Y_i = \alpha + \beta \cdot \rho^{X_i^\gamma} + u_i \quad \alpha > 0, \beta < 0, 0 < \rho < 1, \gamma > 1$$

onde $u \sim N(0, \sigma^2)$, $E(u_i u_j) = 0$

Sejam a, b, r e c os estimadores de α, β, ρ e γ , respectivamente, com base numa amostra de n valores de X_i e Y_i , pelo método dos mínimos quadrados.

Devemos, portanto, determinar a, b, r e c que minimizam o valor de:

$$\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum \Delta_i^2, \quad \hat{Y}_i = a + br^{X_i^c}$$

Derivando e igualando a zero, obtemos o sistema de equações:

$$\psi_a = - \sum \Delta_i \frac{\partial}{\partial a} \hat{Y}_i = - \sum \Delta_i = 0$$

$$\psi_b = - \sum \Delta_i \frac{\partial}{\partial b} \hat{Y}_i = - \sum \Delta_i r^{X_i^c} = 0$$

$$\psi_c = - \sum \Delta_i \frac{\partial}{\partial c} \hat{Y}_i = - b \ln r \sum \Delta_i X_i^c r^{X_i^c} \ln X_i = 0$$

$$\psi_r = - \sum \Delta_i \frac{\partial}{\partial r} \hat{Y}_i = - b \sum \Delta_i X_i^c r^{X_i^c - 1} = 0$$

Este sistema de equações não lineares não pode ser resolvido explicitamente. Para tanto, utilizaremos o método iterativo de Newton.

Sejam a_0, b_0, r_0 e c_0 estimativas preliminares de a, b, r e c , respectivamente, e consideremos a função:

$$\psi(a, b, r, c) = \frac{1}{2} \sum (Y_i - a - br^{X_i^c})^2$$

Indicando por ψ_{ij}^0 ($i, j = a, b, r, c$) os valores das derivadas segundas de $\psi(a, b, r, c)$ no ponto a_0, b_0, r_0, c_0 e por ψ_i^0 ($i = a, b, r, c$) os valores das derivadas primeiras dessa função neste ponto, temos que o sistema se transforma, por desenvolvimento das equações normais em série de Taylor, em primeira aproximação, em torno do ponto a_0, b_0, r_0, c_0 em:

$$[\psi^0] \cdot \begin{bmatrix} \Delta_a \\ \Delta_b \\ \Delta_r \\ \Delta_c \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \psi_a^0 \\ \psi_b^0 \\ \psi_r^0 \\ \psi_c^0 \end{bmatrix}$$

onde a matriz simétrica $[\psi^0]$ tem elementos ψ_{ij}^0 ($i, j = a, b, r, c$).

Fazendo as derivações necessárias, observamos que podemos decompor a matriz $[\psi^o]$ em duas outras $[G^o]$ e $[H^o]$ simétricas e cujos elementos são:

$$\begin{aligned}
 G_{aa}^o &= n & G_{bb}^o &= \sum r_o^{2X_i^{c_o}} \\
 G_{cb}^o &= \sum r_o^{X_i^{c_o}} & G_{br}^o &= b_o \sum X_i^{c_o} r_o^{2X_i^{c_o}-1} \\
 G_{ar}^o &= b_o \sum X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}-1} & G_{bc}^o &= b_o \ln r_o \sum X_i^{c_o} r_o^{2X_i^{c_o}} \ln X_i \\
 G_{ac}^o &= b_o \ln r_o \sum X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}} \ln X_i & G_{rr}^o &= b_o^2 \sum X_i^{2c_o} r_o^{2X_i^{c_o}-2} \\
 G_{rc}^o &= b_o^2 \ln r_o \sum X_i^{2c_o} r_o^{2X_i^{c_o}-1} \ln X_i & G_{cc}^o &= b_o^2 (\ln r_o)^2 \sum r_o^{2X_i^{c_o}} X_i^{2c_o} (\ln X_i)^2 \\
 H_{aa}^o &= H_{ab}^o = H_{ar}^o = H_{ac}^o = H_{bb}^o = 0 & H_{br}^o &= - \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}-1} \\
 H_{bc}^o &= - \ln r_o \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}} \ln X_i & H_{rr}^o &= - b_o \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} (X_i^{c_o} - 1) r_o^{X_i^{c_o}-2} \\
 H_{rc}^o &= - b_o \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}-1} \ln X_i (X_i^{c_o} \ln r_o + 1) \\
 H_{cc}^o &= - b_o \ln r_o \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}} (\ln X_i)^2 (X_i^{c_o} \ln r_o + 1)
 \end{aligned}$$

Com isso temos:

$$\begin{bmatrix} \Delta_a \\ \Delta_b \\ \Delta_r \\ \Delta_c \end{bmatrix} = [G^o + H^o]^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \sum \Delta_i^o \\ \sum \Delta_i^o r_o^{X_i^{c_o}} \\ b_o \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}-1} \\ b_o \ln r_o \sum \Delta_i^o X_i^{c_o} r_o^{X_i^{c_o}} \ln X_i \end{bmatrix}$$

Obtemos, assim, os novos valores:

$$a = a_o + \Delta a, \quad b = b_o + \Delta b, \quad r = r_o + \Delta r, \quad c = c_o + \Delta c$$

estabelecendo-se, portanto, um processo iterativo que permite obter as estimativas dos parâmetros do modelo com a precisão desejada.

2.1 — Variâncias e Covariâncias Assintóticas dos Estimadores dos Parâmetros do Modelo

A matriz das estimativas das variâncias e covariâncias assintóticas de a , b , r e c é dada por:

$$[\hat{V}] = [G]^{-1} \cdot s^2$$

onde $[G]$ é idêntica a matriz $[G^o]$ desde que se substituam os valores preliminares a_o, b_o, r_o, c_o pelos finais a, b, r, c , e s^2 é a estimativa da variância σ^2 dada por:

$$s^2 = \frac{1}{n-4} \cdot \sum (Y_i - a - b r^{X_i^c})^2$$

Designando por g_{ij}^{-1} ($i, j = a, b, r, c$) os elementos de $[G]^{-1}$ temos:

$$\begin{aligned} \hat{V}(a) &= g_{aa}^{-1} s^2 & C\hat{ov}(a, b) &= g_{ab}^{-1} s^2 & C\hat{ov}(a, r) &= g_{ar}^{-1} s^2 & C\hat{ov}(a, c) &= g_{ac}^{-1} s^2 \\ \hat{V}(b) &= g_{bb}^{-1} s^2 & C\hat{ov}(b, r) &= g_{br}^{-1} s^2 & C\hat{ov}(b, c) &= g_{bc}^{-1} s^2 \\ \hat{V}(r) &= g_{rr}^{-1} s^2 & C\hat{ov}(r, c) &= g_{rc}^{-1} s^2 \\ \hat{V}(c) &= g_{cc}^{-1} s^2 \end{aligned}$$

Vale notar que os estimadores de mínimos quadrados coincidem com os de máxima verossimilhança e, conseqüentemente, são estimadores consistentes e com distribuição assintoticamente normal e eficientes. Observe-se ainda que o estimador de máxima verossimilhança de σ^2 é $\frac{1}{n} \sum (Y_i - a - b r^{X_i^c})^2$. No entanto, por analogia com modelos lineares, preferimos a forma apresentada.

2.2 — Variância Assintótica de \hat{Y}_i

A estimativa da variância assintótica do valor estimado pelo modelo é dada por:

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{Y}_i) &= \hat{V}(a) + r^{2X_i^c} \hat{V}(b) + b^2 X_i^{2c} r^{2X_i^c - 2} \hat{V}(r) + b^2 r^{2X_i^c} X_i^{2c} (\ln r)^2 (\ln X_i)^2 \hat{V}(c) + \\ &+ 2 C\hat{ov}(a, b) r^{X_i^c} + 2 C\hat{ov}(a, r) b X_i^c r^{X_i^c - 1} + 2 C\hat{ov}(a, c) b r^{X_i^c} X_i^c \ln r \ln X_i + \\ &+ 2 C\hat{ov}(b, r) b X_i^c r^{2X_i^c - 1} + 2 C\hat{ov}(b, c) b r^{2X_i^c} X_i^c \ln r \ln X_i + \\ &+ 2 C\hat{ov}(r, c) b^2 X_i^{2c} r^{2X_i^c - 1} \ln r \ln X_i \end{aligned}$$

O intervalo de previsão de confiança α , para um valor individual é dado assintoticamente por:

$$\hat{Y}_i \pm K_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{s^2 + \hat{V}(\hat{Y}_i)}$$

onde $K_{\frac{\alpha}{2}}$ é o $100 - \frac{\alpha}{2}$ percentil da distribuição normal reduzida.

3 — RESULTADOS

Através dos métodos descritos ajustamos o modelo Spillman-Modificado aos dados apresentados na introdução e obtivemos:

TABELA 3

CARACTERÍSTICAS DO MODELO SPILLMAN-MODIFICADO AJUSTADO, SEGUNDO A CLASSE SÓCIO-ECONÔMICA

CARACTERÍSTICAS	CLASSE BAIXA	CLASSE MÉDIA	CLASSE ALTA
a	172,4173	172,4717	173,0156
b	-38,18726	-35,95656	-32,38609
r	0,9865487	0,9853999	0,9960032
c	1,858945	1,884502	2,566006
Assíntota	172,42	172,47	173,02
R ²	0,9882	0,9950	0,9886
F ajuste	0,98	0,68	1,89
\hat{V} (a)	3,376916	0,800278	0,120082
\hat{V} (b)	7,461383	3,205259	1,198486
\hat{V} (r)	0,000035	0,000030	0,000003
\hat{V} (c)	0,044135	0,028766	0,023121
Côv (a, b)	-4,471372	-1,256642	-0,188672
Côv (a, r)	-0,007202	-0,003150	-0,000224
Côv (a, c)	-0,298931	-0,112524	-0,028798
Côv (b, r)	0,014064	0,008744	0,001451
Côv (b, c)	0,521927	0,274052	0,156521
Côv (r, c)	0,001227	0,000915	0,000298
s ²	62,638080	58,405719	54,568494

TABELA 4

**ANALISE DE VARIANCA DA REGRESSÃO
CLASSE BAIXA**

FONTE	G.LIB	S.Q.	Q.M.	F
DEVIDO REGR.....	3	0,8154E+05	0,2718E+05	0,4337E+03
DESVIO REGR.....	16	0,9777E+03	0,6111E+02	0,9750E+00
DENTRO.....	696	0,4362E+05	0,6267E+02	
TOTAL.....	715	0,1261E+06		

Coefficiente de determinação = 98,8151%.

TABELA 5

CLASSE MÉDIA

FONTE	G.LIB	S.Q.	Q.M.	F
DEVIDO REGR.....	3	0,1273E+06	0,4243E+05	0,7230E+03
DESVIO REGR.....	16	0,6371E+03	0,3982E+02	0,6786E+00
DENTRO.....	1088	0,6384E+05	0,5868E+02	
TOTAL.....	1107	0,1918E+06		

Coefficiente de determinação = 99,5020%.

TABELA 6

CLASSE ALTA

FONTE	G.LIB	S.Q.	Q.M.	F
DEVIDO REGR.....	3	0,1422E+06	0,4740E+05	0,8771E+03
DESVIO REGR.....	16	0,1637E+04	0,1023E+03	0,1893E+01
DENTRO.....	1450	0,7836E+05	0,5404E+02	
TOTAL.....	1469	0,2222E+06		

Coefficiente de determinação = 98,8621%.

TABELA 7

VALORES MÉDIOS OBSERVADOS PREVISTOS, INTERVALO DE PREVISÃO INDIVIDUAL DE 95% E RESÍDUOS PARA A ALTURA DE ADOLESCENTES DO SEXO MASCULINO DA CLASSE SÓCIO-ECONÔMICA BAIXA, SEGUNDO A FAIXA ETÁRIA

IDADE	OBS.	L.I.	PREV.	L.S.	RESID.
120—125	132,50	119,06	134,74	150,42	-1,2482
126—131	135,77	120,46	136,06	151,67	-0,2927
132—137	139,31	122,45	138,02	153,58	1,2939
138—143	142,04	124,91	140,46	156,01	1,5787
144—149	143,19	127,71	143,26	158,81	-0,0741
150—155	146,29	130,72	146,27	161,81	0,0187
156—161	148,34	133,82	149,35	164,89	-1,0177
162—167	153,47	136,88	152,41	167,94	1,0570
168—173	154,64	139,80	155,34	170,87	-0,6984
174—179	155,93	142,53	158,07	173,60	-2,1358
180—185	162,62	145,00	160,55	176,09	2,0697
186—191	162,63	147,20	162,75	178,29	-0,1197
192—197	163,79	149,11	164,66	180,21	-0,8690
198—203	167,09	150,74	166,29	181,83	0,8060
204—209	169,97	152,10	167,64	183,19	2,3266
210—215	168,68	153,21	168,76	184,31	-0,0792
216—221	169,67	154,09	169,65	185,21	0,0246
222—227	168,73	154,77	170,35	185,94	-1,6299
228—233	172,04	155,29	170,90	186,52	1,1387
234—239	169,67	155,67	171,32	186,97	-1,6517

TABELA 8

VALORES MÉDIOS OBSERVADOS PREVISTOS, INTERVALO DE PREVISÃO INDIVIDUAL DE 95% E RESÍDUOS PARA A ALTURA DE ADOLESCENTES DO SEXO MASCULINO DA CLASSE SÓCIO-ECONÔMICA MÉDIA, SEGUNDO A FAIXA ETÁRIA

IDADE	OBS.	L.I.	PREV.	L.S.	RESID.
120—125	137,10	121,92	137,04	152,16	0,0643
126—131	137,12	123,36	138,42	153,47	-1,2980
132—137	141,39	125,45	140,47	155,49	0,9216
138—143	143,59	128,04	143,05	158,06	0,5463
144—149	145,87	130,97	145,98	160,98	-0,1036
150—155	149,75	134,09	149,09	164,10	0,6583
156—161	152,10	137,25	152,25	167,25	-0,1550
162—167	155,48	140,32	155,32	170,32	0,1564
168—173	157,90	143,21	158,20	173,20	-0,3054
174—179	159,66	145,83	160,83	175,82	-1,1657
180—185	162,94	148,14	163,14	178,14	-0,1992
186—191	165,52	150,14	165,14	180,14	0,3833
192—197	166,43	151,81	166,81	181,81	-0,3834
198—203	168,10	153,18	168,18	183,17	-0,0738
204—209	171,06	154,28	169,28	184,27	1,7812
210—215	169,84	155,14	170,13	185,13	-0,2920
216—221	171,44	155,80	170,79	185,79	0,6425
222—227	169,78	156,28	171,29	186,29	-1,5080
228—233	171,79	156,64	171,65	186,66	0,1439
234—239	171,25	156,89	171,91	186,93	-0,6593

TABELA 9

VALORES MÉDIOS OBSERVADOS PREVISTOS, INTERVALO DE PREVISÃO INDIVIDUAL DE 95% E RESÍDUOS PARA A ALTURA DE ADOLESCENTES DO SEXO MASCULINO DA CLASSE SÓCIO-ECONÔMICA ALTA, SEGUNDO A FAIXA ETÁRIA

IDADE	OBS.	L.I.	PREV.	L.S.	RESID.
120—125	137,95	126,17	140,76	155,35	—2,8131
126—131	140,06	126,83	141,39	155,95	—1,3245
132—137	145,40	128,20	142,73	157,26	2,6680
138—143	145,31	130,36	144,87	159,38	0,4376
144—149	150,11	133,26	147,77	162,27	2,3445
150—155	149,88	136,75	151,25	165,76	—1,3678
156—161	154,27	140,57	155,07	169,57	—0,7964
162—167	159,45	144,42	158,92	173,41	0,5374
168—173	162,11	148,01	162,50	177,00	—0,3908
174—179	165,78	151,10	165,60	180,10	0,1789
180—185	167,48	153,59	168,09	182,58	—0,6097
186—191	169,20	155,44	169,94	184,43	—0,7364
192—197	172,61	156,73	171,22	185,71	1,3911
198—203	173,77	157,55	172,03	186,52	1,7345
204—209	172,49	158,03	172,52	187,00	—0,0300
210—215	172,97	158,29	172,78	187,27	0,1896
216—221	172,75	158,42	172,91	187,40	—0,1645
222—227	173,04	158,48	172,97	187,47	0,0652
228—233	172,40	158,51	173,00	187,49	—0,5994
234—239	171,59	158,52	173,01	187,50	—1,4221

4 — CONCLUSÕES

— Houve, em todos os casos, um melhor ajuste com o novo modelo introduzido, em relação aos modelos de Spillman, Logístico, Gompertz e Log-Inversa Generalizada.

— As assíntotas obtidas parecem refletir melhor o comportamento biológico do fenômeno.

— O fator de dilatação estimado (c) comportou-se de forma semelhante nas classes sócio-econômicas BAIXA E MÉDIA, onde o comportamento assintótico começa a aparecer nas mesmas idades. Na classe ALTA esse fator foi maior, haja vista a precedência ao atingir os valores de estabilidade da altura.

— A superestimação da assíntota pelo modelo Log-Inversa Generalizada pode ser explicado pelo fato deste modelo ser um caso particular de novo modelo introduzido ($\gamma = -1$), correspondendo a uma contração dos valores de x .

— Decorrem do modelo as seguintes expressões para a velocidade instantânea (V), a velocidade instantânea de pico (VP) e a idade de ocorrência da velocidade instantânea de pico (IVP), que são de extrema utilidade na caracterização do crescimento pubertário.

$$V = b \cdot c \cdot \ln r \cdot r^{X^c} \cdot X^{c-1}$$

$$IVP = \left(\frac{1-c}{c \cdot \ln r} \right)^{1/c}$$

$$VP = b \cdot (1-c) r^{\frac{1-c}{c \cdot \ln r}} \left(\frac{1-c}{c \cdot \ln r} \right)^{-1/c}$$

BIBLIOGRAFIA

- (1) ARRUDA, H. V., VIEIRA, S., HOFFMANN, R. — Análise de uma função sigmóide. *Arq. Inst. Biol.*, São Paulo 40:143-8, 1973.
- (2) DEMIG, J. — Application of the Gompertz curve of the observed pattern of growth in length of 48 individuals boys and girls during the adolescent cycles of growth — *Hum. Biol.* 29, 1957.
- (3) HOFFMANN, R., VIEIRA, S. — *Análise de Regressão — Uma Introdução à Econometria*. Ed. Hucitec-EDUSP — São Paulo, 1977.
- (4) MARQUES, R. M., BERQUÓ, E., YUNES, J., MARCONDES, E. — Crescimento de niños brasileiros: peso y altura en relación con la edad y el sexo y la influencia de factores socioeconomicos — *Org. Panam. Salud*, publicación científica n.º 309, Washington, 1975.
- (5) PRESCOTT, R. D. — Law of growth in forecasting demand. *J. Am. Statist. Ass.* Boston, 18:471, 1922. Apud CROXTON, F. E., COWDEN, D. J. — *Analysis of time series* — Prentice-Hall-1955.
- (6) STEVENS, W. L. — Asymptotic regression. *Biometrics*, Washington 7:247-67, 1951.
- (7) TANNER, J. M., WHITEHOUSE, R. H., TAKAISHI, M. — Standards from Birth to Maturity for Height, Weight Velocity and Weight Velocity: British Children, 1965, Part I. — *Arch. Dis. Childh.* 41, 454-471, 1966.

- (8) VERHULST, P. E. — Recherches mathématiques sur la loi d'accroissement de la population. *Academie de Bruchelles, Bruxelles*, 18: 1-38, 1845.
- (9) VIEIRA, S. — Estudo de funções assintótico-sigmoides — Tese de Livre Docência — UNICAMP, 1975 (mimeo).
- (10) VIEIRA, S., HOFFMANN, R. — Comparison of the logistic and the Gompertz growth function considering additive and multiplicative error terms. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. C*, 26(2):143-48, 1977.

SUMMARY

In order to describe the teen-agers height growth a new asymptotic model called Spillman Modified Model is presented. This model corresponds to a non-linear enlargement of the independent variable in the Spillman model and fits excellently to the observed data. Comparisons with the Spillman, Logistic, Gompertz, and Log-Inverse models are made.

ACESSO À INFRA-ESTRUTURA DE SANEAMENTO BÁSICO E MORTALIDADE

David Michael Vetter
IBGE/SUEGE/DEISO

Celso Cardoso da Silva Simões
IBGE/SUEGE/DESFO

SUMÁRIO

Resumo

1 — *Introdução*

2 — *Metodologia*

2.1 — *Definição das variáveis*

2.2 — *O método Brass-Sullivan*

3 — *A amostra*

4 — *Resultados*

5 — *Conclusões e recomendações*

6 — *Anexos*

Bibliografia

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho é explorar melhor a relação entre a mortalidade e um componente do conjunto de bens e serviços coletivos: acesso a instalações “adequadas” de água e esgoto.

Considerando dois conjuntos de regiões metropolitanas, Norte/Nordeste e Sul/Sudeste, foram feitas estimativas da esperança de vida para crianças de famílias de diferentes níveis de rendimento familiar *per capita*, segundo a “adequação” de suas instalações de água e de esgoto. Os resultados encontrados mostram que não basta se partir unicamente para solucionar os aspectos referentes a sistemas de infra-estrutura básica de saneamento, embora esta seja uma variável importante que deve ser abordada. Acima de tudo, o que persiste, principalmente nas regiões metropolitanas do Norte e Nordeste, é uma desigual distribuição dos recursos econômicos. Assim, a situação de pobreza em que vivem as populações nos estratos de rendimento mais baixos faz com que tenham níveis de mortalidade altos.

1 — INTRODUÇÃO

O primeiro trabalho demográfico publicado no Brasil, que analisa a esperança de vida da população estratificada em classes sociais, deve-se a Carvalho e Wood (1). Neste trabalho os autores utilizam diferentes partições do rendimento familiar como *proxy* para estas classes e empregam o método de Brass para estimar a esperança de vida ao nascer para cada estrato de rendimento, fornecendo, assim, um quadro geral, a nível regional, das diferenças entre os diversos estratos sociais da população em termos de mortalidade. Pela primeira vez foram mostradas as amplas diferenças dos níveis de esperança de vida entre as classes mais pobres da sociedade e as mais ricas, alcançando estas diferenças, em alguns casos, mais de 20 anos.

Seguindo esta mesma abordagem para o caso das regiões metropolitanas, a pesquisa de Simões (2) acusa diferenças muito elevadas, a propósito da esperança de vida ao nascer, entre o grupo de alto e o de baixo rendimento familiar *per capita*. O caso mais grave revelou-se ser o de Fortaleza, onde este diferencial era de 18,7 anos. Estas diferenças são associadas não somente a diferentes níveis de consumo pessoal, especialmente os de alimentos, como também aos de consumo coletivo (acesso à infra-estrutura urbana, transporte, serviços de saúde, etc.). Embora a relação rendimento-consumo coletivo não seja tão estreita como a rendimento-consumo pessoal, ela é importante, uma vez que a provisão de infra-estrutura pelo Estado influi sobre o nível das tarifas ou sobre o nível das vendas do solo urbano. Assim sendo, o não-proprietário da terra urbana acaba pagando por esta infra-estrutura urbana um alto preço sob a forma de tarifas ou de aluguéis do solo (3).

Mesmo assim, o fornecimento destes serviços coletivos depende de muitos fatores (e não somente da demanda efetiva), inclusive da capacidade de os diferentes grupos influírem sobre as decisões do Estado através do processo político. Por isso mesmo, a hipótese de Harvey (4) é a de que a distribuição destes bens de consumo coletivo é ainda mais

desigual do que a de rendimento monetário e consumo pessoal. Assim sendo, esperar-se-iam condições de vida ainda piores do que as indicadas pela distribuição do rendimento monetário nas áreas da cidade ocupadas pelos grupos de baixo rendimento monetário e, por isso, seriam previstos níveis de esperança de vida também inferiores nestas áreas.

Para estimar o impacto destas diferenças sobre o nível de consumo coletivo dentro da área metropolitana, Simões avaliou a esperança de vida ao nascer para a cidade principal de cada região (definida por ele como núcleo) e para os demais municípios da região (periferia). Os diferenciais quanto à esperança de vida dos quatro grupos de rendimento familiar *per capita* não se mostraram significativos.

Como assevera o próprio autor, existiriam várias explicações para isto. Uma seria que a divisão núcleo/periferia não foi adequada para caracterizar o nível de consumo coletivo porque a variância interna deste consumo em cada uma destas divisões é muito grande. Há, por exemplo, tantas *favelas* localizadas dentro do núcleo quantas áreas mais bem servidas dentro da periferia. Uma outra seria que, como foi discutido acima, o rendimento monetário explica tanto o nível de consumo coletivo quanto o de consumo pessoal dentro das regiões metropolitanas, não havendo, por isso, diferenciais significativos entre o núcleo e periferia quanto à esperança de vida ao nascer, a nível de cada grupo de rendimento. Mais uma explicação possível seria que a baixa densidade populacional destas áreas periféricas torna menos grave a falta de certos tipos de infra-estrutura urbana.

O objetivo principal deste trabalho é explorar melhor a relação entre a esperança de vida e um componente do conjunto de bens e serviços coletivos: acesso de instalações “adequadas” de água e esgoto. Ao invés de utilizarmos a divisão núcleo/periferia empregada por Simões (5) como *proxy* dos níveis de serviços coletivos, faremos estimativas da esperança de vida para famílias de diferentes níveis de rendimento familiar *per capita*, segundo a “adequação” de suas instalações de água e esgoto, ou seja, estimaremos a esperança de vida segundo níveis de rendimento familiar *per capita* de acordo com a “adequação” destas instalações *sem* levar em conta a localização espacial das famílias dentro das regiões metropolitanas.

Nossa hipótese principal é a de que a esperança de vida ao nascer para filhos nascidos em domicílios *sem* infra-estrutura adequada *dentro* de um determinado grupo de baixo rendimento é inferior a que se pode considerar para filhos nascidos em domicílios que contam com esta infra-estrutura. Cumpre notar que estamos nos referindo às diferenças dentro dos mesmos grupos de rendimento monetário, ou seja, que consideramos haver uma diferença que vai *além* daquela explicada pelo rendimento familiar *per capita*, a qual se explica pela falta de saneamento básico adequado.

Os resultados atestam a existência de diferenças significativas entre a esperança de vida ao nascer para filhos de mulheres morando em domicílios com instalações adequadas de água e esgoto e a estimada para as que moram em domicílios desprovidos destas, nos grupos de baixo rendimento familiar *per capita*. Mas, mesmo assim, não é muito grande a diferença entre a esperança de vida considerada para um determinado grupo de baixo rendimento — sem levar em conta a adequação de infra-estrutura de saneamento básico — e a esperança de vida estimada no caso particular de contar com instalações inadequadas. Isto se explica por ser muito alta a proporção de famílias nestas faixas de baixo rendimento familiar que não gozam de instalações adequadas. Assim sendo, rendimento familiar é uma *proxy* razoável para o acesso à infra-estrutura.

Como se observou anteriormente, uma das razões deste fato é o impacto que o fornecimento de infra-estrutura exerce sobre a renda da terra urbana e, por sua vez, sobre a segregação residencial segundo grupos de rendimento familiar. Em suma: uma vez que a adequação da infra-estrutura urbana é uma função do nível de rendimento familiar, este rendimento é uma *proxy* tanto para a qualidade desta infra-estrutura (consumo coletivo) quanto para o nível de consumo pessoal.

2 — METODOLOGIA

Pelas razões já assinaladas na introdução, pretendemos aqui estimar a esperança de vida, segundo a adequação dos sistemas de água e esgoto, por grupos de rendimento familiar *per capita*, através do método Brass-Sullivan. Estas estimativas serão feitas não somente para as nove regiões metropolitanas e o Distrito Federal em conjunto como também para as regiões Norte e Nordeste e as do resto do País, inclusive o Distrito Federal. Cabe agora definir operacionalmente as variáveis a serem utilizadas e discutir o método Brass-Sullivan.

2.1 — Definição das Variáveis

Existe sempre um grau relativamente alto de arbitrariedade na definição operacional de “adequação” das instalações de água e esgoto quando nos servimos dos conceitos de um censo. Isto se deve ao fato de que a “adequação” depende de um conjunto de fatores, tais como densidade populacional, condições do solo e a qualidade do sistema. Por exemplo, uma fossa séptica poderia ser uma instalação adequada de esgoto se a densidade populacional permitisse uma separação entre ela e um poço razoavelmente profundo (no caso de este corresponder à forma de abastecimento d’água) e quando as condições do solo permitissem ser absorvido o esgoto do domicílio. Mas, no caso de haver altos níveis de densidade populacional e poços pouco profundos, verifica-se

uma probabilidade alta de que a família esteja bebendo água contaminada por esgoto. A probabilidade deste tipo de contaminação não existiria no caso de a família ter abastecimento d'água através da rede geral ou de uma cisterna impermeável. Por outro lado, mesmo se tratando de um domicílio ligado à rede geral de água e dotado de canalização interna, existe a possibilidade de o volume de água fornecido pela rede ser insuficiente ou estar contaminado. Verificando-se a falta de canalização interna, aumenta a probabilidade de contaminação, especialmente havendo abastecimento de poços ou nascente onde a entrada de águas poluídas da superfície é sempre um problema.

Embora não seja possível eliminar estes problemas de definição mediante o uso das categorias do censo, tentaremos minimizá-los na definição operacional de condições "adequadas" e "inadequadas" das instalações de água e esgoto (ver quadro 1). Como domicílios providos de instalações sanitárias "adequadas" foram classificados aqueles ligados à rede geral de esgoto ou que possuem fossa séptica; como "inadequadas", aqueles dotados de fossa rudimentar ou de outro tipo de escoadouro e os totalmente desprovidos de instalação. Note-se que os domicílios com instalação de esgoto em comum com outro ou com mais de um foram classificados como desprovidos de instalação. Somente aqueles dotados de abastecimento de água pela rede geral ou por um poço ou nascente *com* canalização interna foram considerados "adequados". Aqueles ligados à rede geral, poço ou nascente, sem canalização interna, ou abastecidos por outras fontes (rio, bicas públicas, etc.) foram considerados "inadequados".

QUADRO 1

DEFINIÇÃO OPERACIONAL DOS CONCEITOS DE "ADEQUAÇÃO" DAS INSTALAÇÕES DE ÁGUA E DE ESGOTO E SUA COMBINAÇÃO EM UM ÍNDICE COMPOSTO

ABASTECIMENTO D'ÁGUA	INSTALAÇÃO SANITÁRIA	
	Adequada Rede geral Fossa séptica	Inadequada Fossa rudimentar Outro tipo Não tem
Adequado	(1)	(3)
Ligação com a rede geral, ou com poço ou nascente com canalização interna.	Sistemas de água e de esgoto adequados.	Sistema de água adequado, mas sistema de esgoto inadequado.
Inadequado	(2)	(4)
Ligação com a rede geral, ou com poço ou nascente sem canalização interna. Abastecido por outras fontes.	Sistema de água inadequado, mas sistema de esgoto adequado. (célula vazia)	Sistemas de água e de esgoto inadequados.

A combinação das variáveis instalação sanitária e abastecimento d'água produz o índice composto de "adequação" e "inadequação" destes dois sistemas. Como mostra o quadro 1, há quatro categorias nesta variável nova: (1) sistemas de água e de esgoto adequados; (2) sistema de água inadequado, mas sistema de esgoto adequado; (3) sistema de água adequado, mas sistema de esgoto inadequado e (4) sistemas de água e de esgoto inadequados. Com as definições de adequação aqui utilizadas, a célula 2 (sistema de água inadequado, mas de esgoto adequado) fica vazia, uma vez que a existência de canalização interna constitui requisito necessário para uma instalação sanitária adequada segundo os conceitos do Censo de 1970.

O rendimento mensal familiar *per capita* foi calculado com base nos dados da pergunta feita sobre rendimento. Como destaca Ramonaival (6), os dados do Censo de 1970 sobre rendimento monetário "são, em grande parte, a renda recebida regularmente, assim como os salários, soldos, *pro labore* do empregador, honorários de profissionais liberais, comissões, gratificações, gorjetas". Portanto, estes dados "não incluem os ganhos de capital, empréstimos de instituições bancárias", etc. A soma dos rendimentos dos membros da família com rendimento foi dividida pelo número total deles no cálculo do rendimento familiar *per capita*. No caso de uma pessoa da família não declarar seu rendimento, o rendimento da família toda aparece como não declarado, o que aumenta sensivelmente o número de famílias situadas nesta categoria.

Uma vez que existem entre as regiões metropolitanas grandes diferenças quanto à qualidade de vida e a esperança de vida ao nascer (7), elas foram divididas em dois grupos: *Norte* (Belém, Fortaleza, Recife e Salvador) e *Sul* (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Curitiba, Porto Alegre e também o Distrito Federal). Cumpre notar que o Distrito Federal não é oficialmente uma região metropolitana.

2.2 — O Método Brass-Sullivan

A metodologia utilizada para determinar a esperança de vida ao nascer foi a desenvolvida por Sullivan (8). Esse autor, partindo dos mesmos supostos de Brass (9), se baseou em um conjunto de tábuas empíricas de fecundidade e nas tábuas-modelo de mortalidade de Coale-Demeney (10), obtendo os coeficientes K_2 , K_3 , e K_4 por meio de um simples modelo de regressão linear, onde a variável P_2/P_3 é a variável explicativa, pois está fortemente correlacionada com ${}_xq_0/D_i$.

Desta forma, tem-se:

$$K_4 = \frac{{}_xq_0}{D_i} = A + B (P_2/P_3)$$

Com este modelo, Sullivan calculou, para cada grupo de idade (20-24, 25-29, 30-34 anos) uma equação de regressão a partir dos dados

gerados com as distribuições de mortalidade de cada um dos quatro padrões de mortalidade de Coale-Demeney. Na prática, tanto o método de Brass como o de Sullivan dão resultados quase idênticos. No entanto, o de Sullivan tem a vantagem de ser mais simples e flexível, pois permite utilizar diferentes modelos de mortalidade.

O próprio autor recomenda a utilização do modelo oeste de mortalidade (utilizado neste trabalho), por ser o mais indicado quando se desconhece a estrutura de mortalidade da população sob estudo.

Sullivan chegou, assim, aos seguintes resultados para os valores de K_i referentes a cada grupo de idade:

GRUPOS DE IDADE	(i)	$K_i = A + B(P_2/P_3)^*$
20 — 24	2	$K_2 = 1,30 - 0,54(P_2/P_3)$
25 — 29	3	$K_3 = 1,17 - 0,40(P_2/P_3)$
30 — 34	4	$K_5 = 1,13 - 0,33(P_2/P_3)$

* onde P_2/P_3 é a razão do número médio de filhos nascidos vivos de mulheres com idades 20-24 e 25-29 anos.

Desta forma, a partir dos valores de K_i , calcularam-se as probabilidades ${}_0q_2$, ${}_0q_3$ e ${}_0q_5$, que foram interpoladas no correspondente nível de mortalidade na família oeste de Coale-Demeney, obtendo-se três níveis de mortalidade correspondentes a cada probabilidade de morte. A estimativa da esperança de vida corresponde à média dos três níveis encontrados.

Para se empregar esta técnica na análise de características sócio-econômicas é preciso admitir que estas características das famílias das mulheres sejam as mesmas assinaladas na época do censo e durante o período em questão, o que não acontece quando há mobilidade social ou espacial. Por exemplo: o rendimento e as condições de saneamento básico da família de uma mulher que tivesse 34 anos na data do censo poderão variar bastante, influenciando durante a vida de uma criança nascida 15 anos atrás. No Brasil, onde a mobilidade social para as pessoas de baixo nível educacional e qualificação profissional não é muito intensa (11), tal hipótese provavelmente não gera grandes distorções, mas deve ser levada em conta na interpretação dos resultados.

3 — A AMOSTRA

Todos os resultados do presente trabalho foram gerados a partir da amostra de 1% (1:100) do Censo Demográfico (12). Esta amostra, que foi preparada no IBGE com base nos resultados da amostra de 25% (1:4) para o uso direto dos usuários, permite a geração de resultados com rapidez e a baixos custos e com alto nível de fidedignidade.

Desta amostra foi retirada uma subamostra para esta pesquisa, na qual a unidade de análise é a mulher de 15 a 34 anos de idade que mora em um domicílio urbano particular situado em uma das novas regiões metropolitanas ou no Distrito Federal. No caso de haver mais de uma mulher desta faixa etária morando em um mesmo domicílio, as características do domicílio serão repetidas. Domicílios sem mulheres desta faixa etária foram excluídos da subamostra. O tamanho total da subamostra foi de 40.070 mulheres residentes em 31.650 domicílios, correspondendo a 21,6% o número de mulheres que moram em domicílios onde há mais de uma mulher da faixa de 15 a 34 anos. A amostra escolhida foi expandida, utilizando-se o fator da expansão-pessoa e não o de domicílio, uma vez que a unidade básica de análise é a mulher. O total expandido de mulheres é de 3,5 milhões. O número de domicílios também foi expandido (graças ao emprego do fator de expansão-domicílio), o que gerou um total de 3,1 milhões de domicílios.

Para se estabelecer a fidedignidade dos resultados, as principais razões utilizadas nas estimativas da esperança de vida ao nascer foram estimadas com base no uso da amostra de 1% e comparadas com as mesmas razões geradas com os resultados, já divulgados, da amostra de 25% para o ex-Estado da Guanabara. Como mostram as colunas E e L da tabela A.1 (ver anexo A), a diferença entre estas duas estimativas nunca foi superior a 11% na estimativa da razão filhos nascidos vivos (FMV)/total de mulheres (M), e no caso da razão filhos vivos/filhos nascidos vivos quase não havia diferenças.

Para se avaliar o impacto do número de observações sobre tais razões, também foram feitas as mesmas comparações entre os valores das razões estimadas a partir de amostras de 1:1.000 (0,1%) e 1:2.000 (0,05%). Como ilustra a tabela, não houve grandes diferenças entre os valores estimados com base nas amostras de 1:4, 1:100 e 1:1000, mas estas se revelaram mais elevadas no caso da amostra de 1:2000, onde o número de observações no Estado da Guanabara é, por vezes, inferior a 100. Desse modo, os resultados obtidos com menos de 100 observações não serão apresentados.

4 — RESULTADOS

Na tabela 1 temos os valores das esperanças de vida ao nascer, segundo o rendimento mensal familiar *per capita* e a adequação das instalações de água e esgoto, calculados para as áreas urbanas das regiões metropolitanas do Norte e Sul (ver definição na seção 1.1).

Quando se analisa o conjunto das regiões metropolitanas observa-se, inicialmente, um crescimento monotônico do valor das esperanças de vida dos filhos das famílias dos estratos de rendimento mais baixos aos mais elevados. A diferença chega a atingir 9,19 anos entre o estrato mais pobre (até 0,50 do salário mínimo) e o de mais alto

rendimento (mais de 1,5 salário mínimo). Estas diferenças deverão ser bem mais elevadas se se trabalhar com um estrato que represente, na realidade, o grupo de mais alto rendimento da sociedade.

Este grupo, pouco representativo em termos numéricos, detém a maior parcela da renda nacional, conforme têm mostrado os vários estudos realizados no País sobre distribuição de renda, daí esperar-se valores maiores de esperança de vida, caso tivéssemos realizado desagregações no último estrato de rendimento considerado (mais de 1,5 salário mínimo). Por outro lado, o problema da distribuição desigual da renda aparece também a nível regional, refletindo-se diretamente nos distintos padrões de mortalidade vigente em cada região.

De um modo geral, as regiões metropolitanas do Norte detêm mortalidades mais altas que as do Sul. A um nível agregado, enquanto os filhos de famílias residentes nas regiões metropolitanas do Sul esperam viver em média 58,32 anos, este valor se reduz para 46,37 anos (diferença de 9,75 anos) para os das regiões metropolitanas do Norte.

Observa-se também nessas regiões que, paralelamente a uma distribuição desigual dos recursos inter-regionais, há uma intensificação do problema a nível intra-regional. A diferença no nível da mortalidade entre os mais pobres (até 0,5 salário mínimo) das regiões metropolitanas do Norte é de 9,78 anos, contra 7,71 anos entre as mesmas categorias das do Sul. É interessante observar que os mais pobres do Norte vivem em média menos 9,09 anos que os mais pobres do Sul, aumentando esta diferença para 16,80, quando se compara este estrato ao do mais rico do Sul (mais de 1,5 salário mínimo *per capita*).

O estrato de mais alto rendimento nas regiões metropolitanas do Sul tem sobrevivência de 5,44 anos acima do mesmo grupo nas do Norte.

A seguir será mostrado o impacto, sobre os níveis de mortalidade, da presença ou ausência de serviços de água e esgoto nos domicílios das famílias em cada estrato de renda.

Como já foi dito anteriormente, Simões (13) mostrou na pesquisa que havia associação entre os níveis altos de mortalidade e a ausência de sistemas adequados de saneamento básico. Entretanto, naquela pesquisa, não se teve condições de verificar a magnitude desse impacto que é objeto deste trabalho.

No entanto, antes de se passar à análise propriamente dita, há que alertar o leitor para alguns problemas surgidos, embora já esperados, quando do cálculo da esperança de vida para cada estrato de renda e a adequação das instalações de água e esgoto. Ora, é de se esperar que à medida que se passa de um estrato de rendimento mais baixo para os mais altos, as pessoas destes estratos procurem residir em domicílios onde aqueles serviços sejam oferecidos. Desta forma, não é de se estranhar uma baixa frequência de observações naqueles grupos de renda mais elevada quanto à ausência de *instalações adequadas*. O lógico é que esta categoria se concentre basicamente naqueles estratos de baixo

TABELA 1

ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER, SEGUNDO RENDIMENTO MENSAL FAMILIAR *PER CAPITA*, ADEQUAÇÃO DAS INSTALAÇÕES DE ÁGUA E ESGOTO POR REGIÃO (NORTE-SUL) — 1970

REGIÃO E GRUPOS DE RENDIMENTO MENSAL FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> (EM SALÁRIOS MÍNIMOS)	TOTAL	ADEQUAÇÃO DAS INSTALAÇÕES DE ÁGUA E ESGOTO		
		Ambas as instalações adequadas	Ambas as instalações inadequadas	Diferença entre esperança de vida ao nascer com ambas as instalações adequadas ou inadequadas
TOTAL.....	54,02	59,96	50,27	9,69
(1) Até 0,50 salário mínimo.....	52,21	57,31	50,55	6,76
(2) Mais de 0,50 a 1 salário mínimo....	56,26	61,16	49,92	11,24
(3) Mais de 1 a 1,5 salário mínimo.....	59,16	61,55	—	—
(4) Mais de 1,5 salário mínimo.....	61,40	62,00	—	—
(5) 5 = 4 — 1.....	9,19	4,69	—	—
REGIÕES METROPOLITANAS DO NORTE (1).....	46,37	—	—	—
(1) Até 0,50 salário mínimo.....	45,75	49,09	45,36	3,73
(2) Mais de 0,50 a 1,0 salário mínimo....	46,28	51,26	43,46	7,80
(3) Mais de 1,0 a 1,5 salário mínimo.....	55,53	56,78	—	—
(4) Mais de 1,5 salário mínimo.....	57,11	57,58	—	—
(5) 5 = 3 — 1.....	9,78	7,69	—	—
REGIÕES METROPOLITANAS DO SUL (2).....	56,32	—	—	—
(1) Até 0,50 salário mínimo.....	54,84	59,09	52,96	6,13
(2) Mais de 0,50 a 1,0 salário mínimo....	57,54	62,24	50,76	11,48
(3) Mais de 1,0 a 1,5 salário mínimo....	59,82	62,54	—	—
(4) Mais de 1,5 salário mínimo.....	62,55	63,18	—	—
(5) 5 = 4 — 1.....	7,71	4,09	—	—

(—) Não calculado devido ao baixo número de observações presentes na amostra.

(1) Belém, Fortaleza, Recife e Salvador. (2) Rio de Janeiro, Belo Horizonte, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e também o Distrito Federal (que não é oficialmente uma região metropolitana).

rendimento, conforme deixam antever os resultados da esperança de vida mostrados na tabela 1. Assim, as irregularidades nos valores das esperanças de vida nos estratos mais altos de rendimento, quando a referência é *instalações inadequadas*, podem ser explicadas pela baixa frequência nessas categorias, distorcendo, desta maneira, os resultados.

Para se evitar estes problemas deter-se-á apenas, quando da comparação com a categoria *instalações inadequadas*, aos primeiros estratos de rendimento, que parecem ser aqueles onde melhor se pode ver a influência da presença ou ausência destes sistemas no nível de mortalidade.

A um nível agregado, observa-se que o simples fato de não ter instalações implica uma redução da esperança de vida de cerca de 9,69 anos.

Nos estratos de rendimento familiar de até 1 salário mínimo *per capita* é patente o impacto da falta de instalações adequadas sobre os níveis de mortalidade, mostrando que a renda unicamente não explica a baixa mortalidade existente nestes grupos, mas que a situação se complica ainda mais quando estas populações estão expostas a riscos de contatos com o meio ambiente onde a possibilidade de doenças infecto-contagiosas é um fato real, conforme exibem os níveis mais altos de mortalidade destas populações.

A nível regional, é interessante se destacar que estas diferenças são maiores nas regiões do Sul, embora aí se encontrem níveis de mortalidade mais baixos em relação aos do Norte, mesmo nos grupos de renda inferiores. Assim, por exemplo, no Norte, enquanto no estrato de renda de até 0,50 do salário mínimo a diferença era de 3,73 anos a favor daqueles que tinham instalações adequadas, no Sul, para o mesmo grupo, esta diferença passa para 6,13 anos. Deduz-se daí que, enquanto nas regiões do Norte o rendimento por si só já seria um fator determinante para explicar as altas mortalidades, no Sul o peso do saneamento é uma variável também importante que deve ser levada em consideração. Assim, conclui-se que não bastaria, no caso específico das regiões metropolitanas do Norte, partir-se para uma política de melhoria das condições de infra-estrutura de saneamento básico para melhorar a qualidade de vida de suas populações. O problema é mais complexo, pois se se quiser atingir aqueles objetivos (melhorar os níveis de vida) ter-se-á que partir para a implantação de política de melhor distribuição da renda, tanto a nível inter-regional como intra-regional.

Por outro lado, no Sul, não se deve dar todo o peso na explicação das maiores diferenças encontradas nos estratos mais baixos apenas pelo fato de se ter acesso ou não aos serviços de saneamento. É lícito supor que estas populações (com acesso e sem acesso) de composição homogênea (mesma classe de renda) admitam diferenciações, ou seja, existem outras variáveis (pagar ou não aluguel, acesso ou não à previdência social, emprego regular ou não, ser ou não migrante recente, ter família grande ou pequena, etc.) que poderão também explicar estas diferenças observadas na mortalidade, dentro de um mesmo nível de rendimento familiar *per capita*.

Assim, a explicação não deve ser buscada apenas no fato de o grupo não ter acesso a esses serviços de infra-estrutura de saneamento, mas também na situação específica em que se encontram estes indivíduos quanto àquelas variáveis. A falta daqueles serviços seria efeito de uma situação geral que influi sobre os níveis de mortalidade.

Finalizando, na tabela 2 são mostrados os casos extremos no tocante aos diferenciais de mortalidade tanto infra-regional como inter-regional.

Mais uma vez é exibida a maior desigualdade verificada no Norte, onde a diferença entre a esperança de vida do estrato de renda de mais de 1,5 salário mínimo que dispõe de sistemas adequados (57,57 anos) e o de menos de 1/2 salário mínimo, mas com sistemas inadequados (45,36 anos), atinge a cifra de 12,21 anos, contra 10,22 anos para os mesmos grupos do Sul.

Por outro lado, as diferenças neste indicador chegam a 17,82 anos, quando se comparam os estratos melhores posicionados (rendimento maior e condições adequadas) no Sul (63,18 anos) com os piores posicionados do Norte (45,36 anos).

Uma vez estabelecidas as grandes diferenças na esperança de vida, segundo o nível de rendimento familiar e a adequação das instalações de saneamento básico, cabe então mostrar quantos filhos estão morando

TABELA 2

DIFERENCIAL INTRA E INTER-REGIONAL DA VIDA MÉDIA AO NASCER, NAS REGIÕES METROPOLITANAS DO NORTE E DO SUL, SEGUNDO RENDIMENTO FAMILIAR *PER CAPITA* E ADEQUAÇÃO DAS INSTALAÇÕES DE ÁGUA E ESGOTO — 1970

REGIÕES METROPOLITANAS (NORTE E SUL) (1)	RENDIMENTO FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> (SALÁRIOS MÍNIMOS) E ADEQUAÇÃO DAS INSTALAÇÕES DE ÁGUA E ESGOTO		
	(A) Mais de 1,5 S.M. e Adequados	(B) Até 0,50 S.M. e Inadequados	(C) Diferencial C = A — B
Regiões Metropolitanas	Norte	Norte	
Vida média ao nascer	57,57	45,36	12,21
Regiões Metropolitanas	Sul	Sul	
Vida média ao nascer	63,18	52,96	10,22
Regiões Metropolitanas	Sul	Norte	
Vida média ao nascer	63,18	45,36	17,82
BRASIL	Total	Total	
Vida média ao nascer	62,00	50,27	11,73

FONTE: Tabela 1

(1) Ver definição na tabela 1

com famílias de baixo rendimento e sem contar com instalações adequadas. A tabela 3 apresenta a distribuição de mulheres, na faixa de 15-34 anos, seus filhos nascidos vivos e aqueles sobreviventes na data do censo, segundo grupos de rendimento familiar *per capita* e a “adequação” das instalações de água e de esgoto. Mostra, também, a relação entre filhos nascidos vivos e o total de mulheres desta faixa etária (um indicador de fecundidade) e a relação entre filhos sobreviventes e filhos nascidos vivos (um outro indicador de mortalidade).

Uma vez que a fecundidade de mulheres na faixa de baixo rendimento e com condições inferiores de saneamento básico é superior à daquelas situadas nas faixas de rendimento mais elevado, a percentagem de filhos nascidos vivos nesta faixa de baixo rendimento é maior do que a percentagem de mulheres nesta faixa. Enquanto 35,4% das mulheres nesta faixa etária encontradas nas regiões metropolitanas e no Distrito Federal moravam em domicílios com instalações sanitárias inadequadas, 52,9% dos filhos nascidos vivos nasceram destas mulheres, em virtude da maior fecundidade deste grupo. Mas, por causa da menor esperança de vida considerada para este grupo, somente 50,8% dos filhos sobreviventes se encontraram neste grupo. Além disso, do total de filhos nascidos vivos na população da pesquisa, 45,1% nasceram no grupo de menor rendimento familiar *per capita* e com instalações de saneamento básico inadequados.

Os números absolutos dão uma imagem das dimensões do problema e sua implicação em termos de esperança de vida. Segundo os resultados da tabela A.2 (ver anexo A), em 1970, mais de 2,4 milhões de filhos nascidos vivos das mulheres de 15 a 34 anos moravam em domicílios sem instalações adequadas de saneamento básico e mais de 2 milhões destes moravam com famílias com um rendimento familiar *per capita* de até meio salário mínimo. Neste último grupo, 338.500 dos nascidos vivos não sobreviveram. Supondo-se que um aumento do rendimento familiar e a melhoria das condições de saneamento básico poderiam elevar em 10 anos a esperança de vida destes nascidos vivos (o que seria razoável, se tomarmos em consideração os resultados desta pesquisa), o aumento da esperança de vida total para esta população seria de 20 milhões de anos (10 anos x 2 milhões de nascidos vivos), ou seja, representaria, em termos globais, mais de 20.000 séculos de vida esperada. Obviamente, esta seria uma estimativa grosseira, porém dá uma idéia geral das dimensões do problema e de seu impacto sobre a mortalidade.

Na etapa inicial de uma estratégia para o fornecimento desta infraestrutura poderia ser dada ênfase ao abastecimento de água, uma vez que é a falta de ambas as instalações adequadas de água e de esgoto que constitui a situação de maior risco. A esperança de vida para filhos nascidos de mulheres morando em domicílios com instalações de água adequadas, mas sem instalações de esgoto adequadas, foi sempre quase igual àquela esperança de vida estimada para o grupo dotado de instalações adequadas. Obviamente, este tipo de resultado deve ser interpretado com a maior cautela, visto que o impacto da falta de instalações adequadas de esgoto sobre a saúde depende muito de outros fatores, tais como a densidade populacional do bairro e as condições do solo. Mesmo assim, a situação de maior risco para a saúde é aquela em que há alta probabilidade de contaminação das fontes de água potável pela água de esgoto.

Grandes são as diferenças entre as regiões metropolitanas do Norte e do Sul. Enquanto no Norte 70,0% dos nascidos vivos nasceram de

TABELA 3

MULHERES DE 15 A 34 ANOS RESIDENTES EM DOMICÍLIOS URBANOS: NÚMERO DE MULHERES, FILHOS NASCIDOS VIVOS, RELAÇÃO ENTRE OS FILHOS NASCIDOS VIVOS E O NÚMERO DE MULHERES, FILHOS SOBREVIVENTES E A RELAÇÃO ENTRE OS ÓBITOS E OS FILHOS NASCIDOS VIVOS, SEGUNDO SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO, RENDIMENTO FAMILIAR MENSAL *PER CAPITA* E GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS (NORTE/NORDESTE E O RESTO), REGIÕES METROPOLITANAS E DISTRITO FEDERAL

— 1970

GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS, ADEQUAÇÃO DOS SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO E RENDIMENTO FAMILIAR MENSAL <i>PER CAPITA</i> (SALÁRIO MÍNIMO)	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DO NÚMERO DE MULHERES DE 15 A 34 ANOS (1)	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS FILHOS NASCIDOS VIVOS	RELAÇÃO DE FILHOS NASCIDOS VIVOS PELO NÚMERO DE MULHERES DE 15 A 34 ANOS (por mil)	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS FILHOS SOBREVIVENTES	RELAÇÃO DE ÓBITOS PELOS FILHOS NASCIDOS VIVOS (por mil)
TOTAL.....	100,0	100,0	1 278	100,0	130
SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO ADEQUADOS.....	56,0	38,7	882	40,5	89
Até 0,50 salário mínimo..	11,4	13,3	1 492	13,6	115
0,50 a 1 salário mínimo..	15,4	11,3	940	12,0	80
1 a 1,5 salário mínimo..	9,8	5,7	737	6,0	74
Mais de 1,5 salário mínimo	19,4	8,4	550	8,9	68
SISTEMA DE ÁGUA ADEQUADO, MAS SISTEMA DE ESGOTO INADEQUADO.....	8,5	8,4	1 262	8,7	105
Até 0,50 salário mínimo..	3,6	5,0	1 761	5,1	105
0,50 a 1 salário mínimo..	3,2	2,6	1 004	2,6	119
1 a 1,5 salário mínimo..	1,1	0,6	705	0,6	78
Mais de 1,5 salário mínimo	0,6	0,2	688	0,4	50
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO INADEQUADO.....	35,4	52,9	1 910	50,8	164
Até 0,50 salário mínimo..	24,7	45,1	2 332	43,3	163
0,50 a 1 salário mínimo..	7,9	6,4	1 035	6,1	168
1 a 1,5 salário mínimo..	1,7	0,9	704	0,9	169
Mais de 1,5 salário mínimo	1,1	0,5	573	0,5	164
REGIÕES METROPOLITANAS DO NORTE (2)					
TOTAL.....	100,0	100,0	1 453	100,0	189
SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO ADEQUADOS.....	40,0	22,4	813	23,5	149
Até 0,50 salário mínimo..	12,2	10,2	1 211	10,1	194
0,50 a 1 salário mínimo..	10,4	5,4	760	5,9	124
1 a 1,5 salário mínimo..	6,7	2,7	587	3,0	87
Mais de 1,5 salário mínimo	10,7	4,1	552	4,5	107
SISTEMA DE ÁGUA ADEQUADO, MAS SISTEMA DE ESGOTO INADEQUADO.....	8,6	7,6	1 281	7,9	161
Até 0,50 salário mínimo..	5,4	5,5	1 483	5,8	153
0,50 a 1 salário mínimo..	2,2	1,5	1 028	1,5	225
1 a 1,5 salário mínimo..	0,6	0,4	830	0,4	57
Mais de 1,5 salário mínimo	0,4	0,2	647	0,2	52

(Conclusão)

GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS, ADEQUAÇÃO DOS SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO E RENDIMENTO FAMILIAR MENSAL PER CAPITA (SALÁRIO MÍNIMO)	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DO NÚMERO DE MULHERES DE 15 A 34 ANOS (1)	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS FILHOS NASCIDOS VIVOS	RELAÇÃO DE FILHOS NASCIDOS VIVOS PELO NÚMERO DE MULHERES DE 15 A 34 ANOS (por mil)	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS FILHOS SOBREVIVENTES	RELAÇÃO DE ÓBITOS PELOS FILHOS NASCIDOS VIVOS (por mil)
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO INADEQUADO.....	51,4	70,0	1 980	68,6	205
Até 0,50 salário mínimo..	43,4	65,5	2 190	64,2	204
0,50 a 1 salário mínimo..	5,6	3,5	920	3,4	223
1 a 1,5 salário mínimo...	1,5	0,7	683	0,7	178
Mais de 1,5 salário mínimo	0,9	0,3	519	0,3	201
REGIÕES METROPOLITANAS DO SUL (2)					
TOTAL.....	100,0	100,0	1 239	100,0	114
SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO ADEQUADOS.....	59,7	43,0	893	30,3	81
Até 0,50 salário mínimo..	11,2	14,1	1 562	12,4	100
0,50 a 1 salário mínimo..	16,5	12,9	967	8,5	75
1 a 1,5 salário mínimo...	10,6	6,5	759	4,2	73
Mais de 1,5 salário mínimo	21,4	9,5	550	5,2	64
SISTEMA DE ÁGUA ADEQUADO, MAS SISTEMA DE ESGOTO INADEQUADO.....	8,5	8,7	1 258	7,0	92
Até 0,50 salário mínimo..	3,2	4,8	1 870	3,8	90
0,50 a 1 salário mínimo..	3,4	2,8	1 001	2,5	103
1 a 1,5 salário mínimo...	1,2	0,7	692	0,5	81
Mais de 1,5 salário mínimo	0,7	0,4	694	0,2	51
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO INADEQUADO.....	31,8	48,3	1 885	62,7	149
Até 0,50 salário mínimo..	20,4	39,6	2 401	50,4	146
0,50 a 1 salário mínimo..	8,5	7,2	1 053	10,1	161
1 a 1,5 salário mínimo...	1,8	1,0	708	1,5	167
Mais de 1,5 salário mínimo.....	1,1	0,5	583	0,7	159

FONTE: Censo Demográfico, 1970 — Tabulação Especial — DEISO/DESPO IBGE, feita com amostra de 1%.

NOTAS: 1. Sem declaração 489,9 mil observações.

2. Ver definição na tabela 1.

mulheres que moram em domicílios sem instalações adequadas de água e esgoto, no Sul esta percentagem corresponde a apenas 48,3%.

A percentagem de filhos nascidos vivos de mulheres de famílias de mais baixo rendimento que moram em domicílios com instalações inadequadas de saneamento básico foi também mais alta no Norte do que no Sul (65,5% versus 39,6%).

5 — CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Concluindo, podemos dizer que muito há a fazer no sentido de melhorar o padrão de vida das populações brasileiras, principalmente no que se refere aos estratos da população mais desprovidos de recursos, por isso mais expostos ao risco de altas taxas de mortalidade.

Neste sentido, como se procurou mostrar no decorrer do trabalho, não basta partir-se unicamente para solucionar os aspectos referentes a sistemas de infra-estrutura básica de saneamento, embora esta seja uma variável importante que deve ser abordada. Parece evidente, principalmente quando das análises dos dados para as regiões metropolitanas do Norte, que, acima de tudo, o que persiste é uma péssima distribuição dos recursos econômicos. A situação de pobreza em que vivem as populações dessas regiões (principalmente nos estratos de rendimentos mais baixos) faz com que esses grupos tenham níveis de mortalidade altíssimos, só comparáveis à situação de países europeus no século passado ou dos países mais subdesenvolvidos do mundo.

TABELA A.1

COMPARAÇÃO DAS RELAÇÕES A SEREM UTILIZADAS PELAS AMOSTRAS DE 25%, 1%, 0,10% E 0,20% DO CENSO DEMOGRÁFICO DE 1970 — ESTADO DA GUANABARA

IDADE (anos)	FILHOS TIDOS NASCIDOS VIVOS/TOTAL DE MULHERES						
	A Amostra 1:4	B Amostra 1:100	C Amostra 1:100	D Amostra 1:200	E B/A	F C/A	G D/A
TOTAL (15 a 34).....	0,96	1,03	1,03	1,01	1,07	1,07	1,05
20 a 24.....	0,54	0,60	0,60	0,48	1,11	1,11	0,89
25 a 29.....	1,44	1,56	1,60	1,86	1,08	1,11	1,29
30 a 34.....	2,26	2,40	2,35	2,50	1,06	1,04	1,11

IDADE (anos)	FILHOS VIVOS/FILHOS TIDOS NASCIDOS VIVOS						
	H Amostra 1:4	I Amostra 1:100	J Amostra 1:1000	K Amostra 1:2000	L I/H	M J/H	N K/H
TOTAL (15 a 34).....	0,89	0,89	0,91	0,89	1,00	1,02	1,00
20 a 24.....	0,90	0,90	0,88	0,92	1,00	0,98	1,02
25 a 29.....	0,90	0,91	0,90	0,92	1,01	1,00	1,02
30 a 34.....	0,89	0,88	0,91	0,87	0,99	1,02	0,98

FONTE: IBGE — Censo Demográfico da Guanabara — 1970.

TABELA A.2

MULHERES DE 15 A 34 ANOS RESIDENTES EM DOMICÍLIOS URBANOS: NÚMERO DE MULHERES, FILHOS NASCIDOS VIVOS, FILHOS SOBREVIVENTES E MORTALIDADE, SEGUNDO ADEQUAÇÃO DOS SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO, RENDIMENTO FAMILIAR PER CAPITA E GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS (NORTE/NORDESTE E O RESTO), REGIÕES METROPOLITANAS E O DISTRITO FEDERAL — 1970

GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS, ADEQUAÇÃO DOS SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO E RENDIMENTO FAMILIAR MENSAL PER CAPITA (SALÁRIO MÍNIMO)	A NÚMERO DE MULHERES DE 15 A 34 ANOS (1)	B FILHOS NASCIDOS VIVOS	C FILHOS SOBREVIVENTES	D MORTALIDADE D = B - C
TOTAL.....	3 581 148	4 579 834	3 982 628	597 206
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO ADEQUADOS.....	2 007 052	1 770 897	1 613 146	157 751
Até 0,50 salários mínimos.....	409 234	610 625	540 063	70 562
0,50 a 1 salário mínimo.....	551 157	518 517	476 843	41 674
1 a 1,5 salário mínimo.....	352 038	259 473	240 044	19 429
Mais de 1,5 salários mínimos.....	694 623	382 282	356 196	26 086
SISTEMA DE ÁGUA ADEQUADO, MAS SISTEMA DE ESGOTO INADEQUADO..	305 808	385 959	345 294	40 665
Até 0,50 salários mínimos.....	129 062	227 312	203 375	23 937
0,50 a 1 salário mínimo.....	114 633	115 189	101 450	13 739
1 a 1,5 salário mínimo.....	40 023	28 251	26 035	2 216
Mais de 1,5 salários mínimos.....	22 090	15 207	14 434	773
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO INADEQUADOS.....	1 268 288	2 422 978	2 024 188	398 790
Até 0,50 salários mínimos.....	885 275	2 064 550	1 726 068	338 482
0,50 a 1 salário mínimo.....	283 095	293 133	243 773	49 360
1 a 1,5 salário mínimo.....	61 161	43 058	35 771	7 287
Mais de 1,5 salários mínimos.....	38 757	22 237	18 576	3 661
REGIÕES METROPOLITANAS DO NORTE (2)				
TOTAL.....	669 312	972 255	788 386	183 869
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO ADEQUADOS	267 979	218 001	185 523	32 478
Até 0,50 salários mínimos.....	81 730	98 958	79 727	19 231
0,50 a 1 salário mínimo.....	69 908	53 266	46 538	6 728
1 a 1,5 salário mínimo.....	44 547	26 152	23 880	2 272
Mais de 1,5 salários mínimos.....	71 794	39 625	35 378	4 247
SISTEMA DE ÁGUA ADEQUADO, MAS SISTEMA DE ESGOTO INADEQUADO..	57 835	74 103	62 172	11 931
Até 0,50 salário mínimos.....	36 313	53 866	45 604	8 262
0,50 a 1 salário mínimo.....	14 608	15 016	11 637	3 379
1 a 1,5 salário mínimo.....	4 065	3 376	3 182	194
Mais de 1,5 salários mínimos.....	2 849	1 845	1 749	96
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO INADEQUADOS.....	343 498	680 151	540 691	139 460
Até 0,50 salários mínimos.....	290 288	635 963	505 984	129 979
0,50 a 1 salário mínimo.....	37 149	34 174	26 549	7 625
1 a 1,5 salário mínimo.....	10 214	6 980	5 735	1 245
Mais de 1,5 salários mínimos.....	5 847	3 033	2 424	609
REGIÕES METROPOLITANAS DO SUL (2)				
TOTAL.....	2 911 836	3 607 755	3 194 400	413 355
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO ADEQUADOS	1 739 073	1 552 981	1 427 701	125 280
Até 0,50 salários mínimos.....	327 504	511 697	460 365	51 332
0,50 a 1 salário mínimo.....	481 249	465 279	430 330	34 949
1 a 1,5 salário mínimo.....	307 491	233 324	216 165	17 159
Mais de 1,5 salários mínimos.....	622 829	342 682	320 842	21 840

GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS, ADEQUAÇÃO DOS SISTEMAS DE ÁGUA E ESGOTO E RENDIMENTO FAMILIAR MENSAL <i>PER CAPITA</i> (SALÁRIO MÍNIMO)	A NÚMERO DE MULHERES DE 15 A 34 ANOS (1)	B FILHOS NASCIDOS VIVOS	C FILHOS SOBREVIVENTES	D MORTALIDADE D = B - C
SISTEMA DE ÁGUA ADEQUADO, MAS SISTEMA DE ESGOTO INADEQUADO..	247 973	311 857	283 123	28 734
Até 0,50 salários mínimos.....	92 749	173 447	157 772	15 675
0,50 a 1 salário mínimo.....	100 025	100 173	89 814	10 359
1 a 1,5 salário mínimo.....	35 958	24 875	22 853	2 022
Mais de 1,5 salários mínimos.....	19 241	13 362	12 685	677
SISTEMA DE ÁGUA E ESGOTO INADEQUADOS.....	924 790	1 742 917	1 483 575	259 342
Até 0,50 salários mínimos.....	594 987	1 428 659	1 220 163	208 496
0,50 a 1 salário mínimo.....	245 946	258 977	217 224	41 753
1 a 1,5 salário mínimo.....	50 047	36 078	30 036	6 042
Mais de 1,5 salários mínimos.....	32 910	19 204	16 152	3 052

FONTE: IBGE — Censo Demográfico, 1970 — Tabulação Especial — DEISO/DESPO-IBGE, feita com amostra de 1%.

NOTAS: 1. Sem declaração 489,9 mil observações. 2. Ver definição na tabela 1.

BIBLIOGRAFIA

- (1) CARVALHO, J. A. M. e WOOD, C. H. Renda e Concentração de Mortalidade no Brasil. *Estudos Econômicos* 7 (1), 1970, pp. 107-130.
- (2) SIMÕES, Celso C. da Silva. O Quadro da Mortalidade por Classes de Renda: Um Estudo de Diferenciais nas Regiões Metropolitanas (Núcleo e Periferia). Tese de mestrado. COPPE/UFRJ, 1979, a ser publicada pelo IBGE. Ver também COSTA, Manoel Augusto. Reprodução e Mortalidade em Cidades de Porte Médio — 1960/70. IBGE/DESPO (em andamento).
- (3) VETTER, David M. e MASSENA, Rosa M. Ramalho. Quem se Apropria dos Benefícios Líquidos dos Investimentos em Infra-estrutura Urbana? Uma Teoria de Causação Circular, DEISO/SUEGE/IBGE. Xerox.
- (4) HARVEY, David. *Social Justice and the City* (Baltimore: John Hopkins University Press, 1973).
- (5) *Op cit.*
- (6) COSTA, Ramonaval Augusto. Distribuição da Renda Pessoal no Brasil: 1970 (Rio de Janeiro: IBGE, 1977), p. 26.
- (7) SIMÕES, *Op. cit.*

- (8) SULLIVAN, Jeremiah M. Models for Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood. *Population Studies*. London, 26 (1): 79-89 mar., 1972.
- (9) São estes os supostos de Brass:
- a) a fecundidade e a mortalidade permanecem constantes nos anos recentes (nos últimos 10 anos);
 - b) a mortalidade dos filhos das mulheres informantes é a mesma que a de todos os nascidos vivos na população;
 - c) não existe associação entre a mortalidade infantil e juvenil e a idade da mãe;
 - d) as leis da mortalidade e de fecundidade usadas no modelo correspondem à população real.
- Para maiores detalhes sobre a técnica de Brass, vide:
- BRASS, W. Seminário sobre método para medir variables demográficas (fecundidad y mortalidad). San José (Costa Rica), CELADE, 1973.
- (10) COALE, A. J. & DEMENEY, P. *Regional Model Life Tables and Stable Populations* Princeton (NY), 1966.
- (11) OLIVEIRA, Lúcia Helena Garcia e PORCARO, Rosa Maria. Força de Trabalho no Brasil: Uma Análise de Mobilidade Ocupacional. Xerox. Departamento de Estudos e Indicadores Sociais: IBGE/DT/SUEGE, Rio de Janeiro, 1980.
- (12) VILLALOBOS, Alvaro G. *et alii*. *Amostra de 1% dos Registros do Censo Demográfico de 1970 — Manual do Usuário* (Rio de Janeiro: IBGE, 1979).
- (13) SIMÕES, *Op. cit.*

O USO DA CURVA LOGÍSTICA PARA PROJEÇÃO DE POPULAÇÕES

José Paulo Q. Carneiro
IBGE/DESPO

SUMÁRIO

Resumo

- 1 — *Introdução*
- 2 — *O modelo logístico*
- 3 — *Ajuste por três pontos*
- 4 — *Exemplos*
- 5 — *Uso inconveniente da logística*
- 6 — *Instabilidade do ajuste por três pontos*
- 7 — *Apêndice*

Bibliografia

RESUMO

A logística tem sido muito usada para exprimir a evolução no tempo do efetivo de uma população.

Entre os diversos métodos de ajustar uma logística a dados de população, é analisado especialmente o método dos três pontos. Este processo, embora largamente utilizado, mesmo em trabalhos recentes, deve ser manejado com bastante cuidado, já que ele só conduz real-

mente a uma logística se os dados satisfizerem a certas condições necessárias. Por outro lado, pequenas modificações nos dados podem violar estas condições, o que torna o método altamente instável. Exemplos tirados do caso brasileiro ilustram a discussão.

1 — INTRODUÇÃO

Quando dizemos que “a população de um certo país cresceu de 2% no ano tal”, estamos querendo dizer, como é sabido, que $\frac{P_f - P_i}{P_i} = 0,02$, onde P_i e P_f são, respectivamente, os efetivos da população considerados no início e no fim do ano em questão. Este cálculo acarreta que $P_f = 1,02 P_i$, isto é, a população no final do ano se obtém multiplicando a população inicial pelo número $1+0,02$. Se continuarmos a aplicar o mesmo raciocínio a cada ano, estará formada uma progressão geométrica com esta razão. Se as observações feitas sobre a população não forem “anuais”, mas igualmente espaçadas por um intervalo de tempo Δt , então, para se obter uma taxa de crescimento “anual”, teremos que dividir por Δt , obtendo então:

$$\frac{1}{P(t)} \cdot \frac{P(t+\Delta t) - P(t)}{\Delta t} = r \quad (1)$$

(Aqui, “ano” pode ser substituído por qualquer unidade de tempo).

Partindo de um instante 0, teremos, após n intervalos de tempo Δt :

$$P(n \cdot \Delta t) = P(0) (1+r\Delta t)^n \quad (2)$$

É importante ressaltar que: 1.º) de um modo geral, quando alguém não familiarizado com modelos demográficos mais complexos fala em taxa de crescimento de uma população, é este modelo geométrico que ele tem em mente, de modo explícito ou implícito; 2.º) se for positivo, como é mais freqüente, não só a população é crescente como tende a “se tornar infinita a longo prazo”, isto é, na fórmula (2):

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p(0) (1+r\Delta t)^n = \infty$$

Isto é, evidentemente, uma forte contra-indicação ao uso deste modelo como instrumento de projeção a longo prazo.

Passando-se a um modelo do tipo “contínuo”, isto é, fazendo Δt tender a zero em (1), obtemos a seguinte equação diferencial:

$$\frac{1}{P(t)} \cdot \frac{dP(t)}{dt} = r \quad (3)$$

cujas solução é $P(t) = P(0)e^{rt}$ (4)

Esta versão contínua do modelo geométrico foi chamada por Lotka de modelo maltusiano, em homenagem a Malthus, mas é também conhecida por modelo exponencial ou geométrico mesmo, já que, para valores de t igualmente espaçados t_1, t_2, t_3 (isto é, $t_3 - t_2 = t_2 - t_1 = h$), os correspondentes $P(t_i) = P_i, i=1, 2, 3$, dados por (4), estão em progressão geométrica da razão e^{rh} .

É imediato que, dados os valores P_1 e P_2 da população maltusiana nos instantes t_1 e $t_2 = t_1 + h$, determinam-se os parâmetros

$$r = \frac{1}{h} \cdot \ln \left(\frac{P_2}{P_1} \right) \quad (5)$$

$$A = P_1 \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{\frac{t_1}{h}} \quad (6)$$

onde $A = P(0)$

Desde que P_2 seja maior que P_1 , r é positivo e portanto $\lim_{t \rightarrow \infty} P(t) = \infty$, tal como no caso descrito.

2 — O MODELO LOGÍSTICO

Foi certamente a indesejável propriedade que possui o modelo geométrico de tornar infinito, a longo prazo, o efetivo da população que fez com que muito cedo os demógrafos se preocupassem em construir um modelo mais sutil para o crescimento de uma população. Em 1938 Verhulst propôs substituir a equação (3) por uma equação da forma

$$\frac{dP(t)}{dt} = k P(t) (\lambda - P(t)) \quad (7)$$

onde k e λ são constantes, sendo $\lambda > 0$. A idéia subjacente a este modelo é que a taxa instantânea de crescimento $\frac{dP(t)}{dt}$ deva ser proporcional não só a população corrente $P(t)$, fator ligado à reprodução, como também ao complemento deste valor em relação a certo valor de saturação λ , fator este ligado à desaceleração que deve sofrer o crescimento da população quando o seu efetivo atinge uma proporção considerável do valor de saturação.

Pondo $r = k\lambda$, para ressaltar a analogia com (3), a equação (7) fica:

$$\frac{dP(t)}{dt} = rP(t) \left(1 - \frac{P(t)}{\lambda} \right) \quad (8)$$

Introduzindo-se a condição inicial

$$P(t_0) = \frac{\lambda}{2} \tag{9}$$

a equação (8) tem por solução

$$P(t) = \frac{\lambda}{1 + e^{-r(t-t_0)}} \tag{10}$$

A curva dada por (10) será chamada de *logística clássica*. Do estudo de suas derivadas e de seus limites notáveis conclui-se imediatamente que ela:

- I é sempre estritamente monótona, sendo crescente ou decrescente, conforme r seja, respectivamente, maior ou menor que zero.
- II tem um único ponto de inflexão em t_0 , com valor $\frac{\lambda}{2}$.
- III varia entre os valores assintóticos 0 e λ .

Daí fica também clara a interpretação dos parâmetros r , t_0 e λ . Para a logística crescente ($r > 0$), o parâmetro $\lambda = \lim_{t \rightarrow \infty} P(t)$ é o valor de saturação da população, enquanto t_0 é o instante em que $P(t)$ assume metade de seu valor de saturação e também o instante em que a velocidade de crescimento $\frac{dP(t)}{dt}$ atinge seu valor máximo e começa a decrescer em direção a zero. Para interpretar o parâmetro r , observemos que $P'(t_0) = \frac{r\lambda}{4}$, de modo que, para t_0 e λ fixados, um maior r corresponde a uma maior inclinação da curva no seu ponto de inflexão, o que faz com que ela custe mais a crescer antes de t_0 , enquanto, após t_0 , ela cresce mais rapidamente para seu valor de saturação.

Para $r < 0$ valem interpretações semelhantes, *mutatis mutandis*. Apenas é bom frisar que, neste caso, λ não é o valor de saturação da população, já que então $\lambda = \lim_{t \rightarrow \infty} P(t)$, enquanto $\lim_{t \rightarrow \infty} P(t) = 0$ (figura 1).

Se observarmos que, para a população geométrica da equação (4), $r < 0$ implica também $\lim_{t \rightarrow \infty} P(t) = 0$, e que a variação de r tem o efeito mostrado na figura 2, vemos que o parâmetro r da logística ainda mantém uma razoável analogia com a taxa de crescimento geométrico.

3 — AJUSTE POR TRÊS PONTOS

Para ajustar a curva (10) a uma série de dados empíricos, seria bastante razoável adotar um método que levasse em conta a totalidade

dos dados, como regressão ou método dos momentos, por exemplo. De fato, voltaremos a este ponto mais adiante. Todavia, o fato de que os três parâmetros r , t_0 , λ determinam a curva, sugere há bastante tempo que três observações bastariam para o ajuste da curva.

GRÁFICO DA LOGÍSTICA

$$P(t) = \frac{\lambda}{1 + e^{-r(t-t_0)}}$$

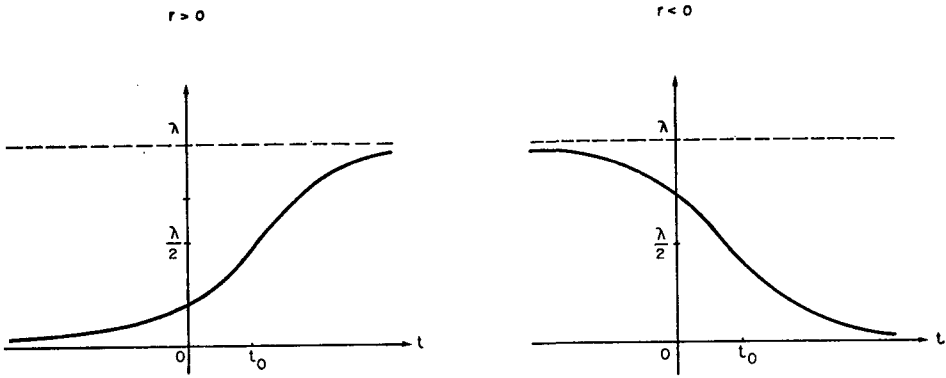


Fig. 1

EFEITO DO PARÂMETRO r

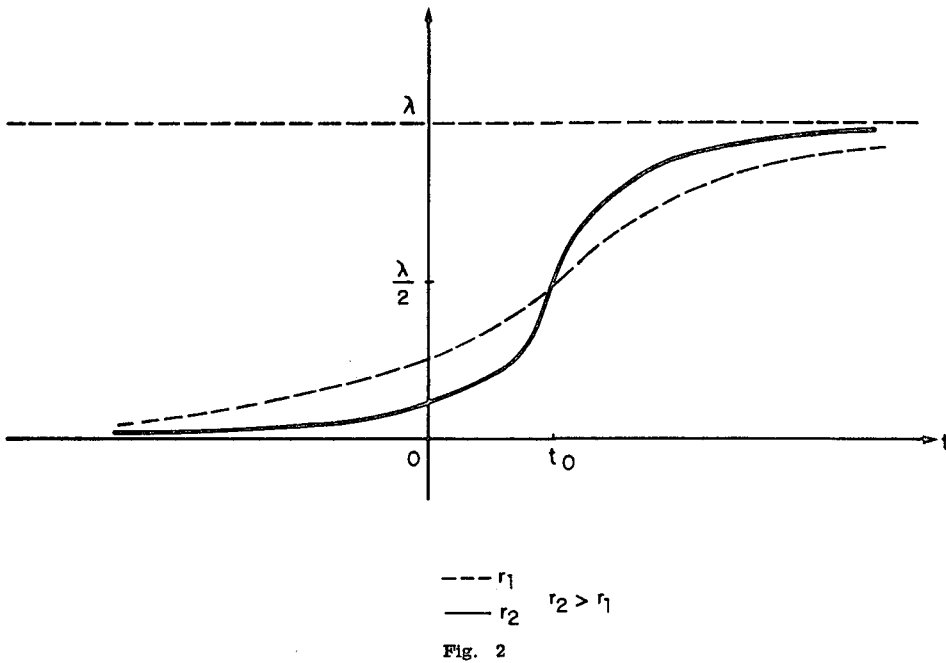


Fig. 2

Considere-se, então, o seguinte problema: dados os pares (t_i, P_i) , para $i=1,2,3$, com $t_1 < t_2 < t_3$, encontrar r, t_0, λ tal que (10) passe por estes pontos, isto é, resolver o sistema:

$$P_i = \frac{\lambda}{1 + e^{-r(t_i - t_0)}} \quad i = 1, 2, 3 \quad (11)$$

Antes de tentar resolvê-lo, porém, vamos enfatizar que nem sempre este sistema tem solução. Algumas condições necessárias têm que ser satisfeitas, dentre as quais destacamos as seguintes:

- a) os P_i têm que ser positivos, por causa de (III)
- b) $\frac{P_3 - P_2}{P_2 - P_1} > 0$, por causa de (I)
- c) $P_2^{t_3 - t_1} > P_1^{t_3 - t_2} \cdot P_3^{t_2 - t_1}$, por causa da concavidade do logaritmo de $P(t)$ (ver apêndice I).

É notável que estas condições sejam também suficientes no importante caso em que os dados são igualmente espaçados, isto é:

$$t_3 - t_2 = t_2 - t_1 = h \quad (12)$$

De agora em diante nos situamos neste caso particular extremamente freqüente (é o que acontece, por exemplo, com dados censitários). Nesta circunstância a condição (c) se reduz a

$$P_2^2 > P_1 P_3 \quad (13)$$

que tem a seguinte interpretação: podemos passar a logística (10) por três dados P_1, P_2, P_3 positivos, igualmente espaçados no tempo e estritamente monótonos se e somente se a taxa geométrica for estritamente decrescente, isto é, $\frac{P_3}{P_2} < \frac{P_2}{P_1}$,

A suficiência das condições é verificada resolvendo-se o sistema (11), encontrando-se como solução:

$$r = \frac{1}{h} \cdot \ln \frac{Q_1 - Q_2}{Q_2 - Q_3} \quad (14)$$

$$t_0 = t_1 + \frac{1}{r} \cdot \ln \frac{(Q_1 - Q_2)^2}{Q_1 Q_3 - Q_2^2} \quad (15)$$

$$\lambda = \frac{Q_1 + Q_3 - 2Q_2}{Q_1 Q_3 - Q_2^2} \quad (16)$$

onde $Q_i = \frac{1}{P_i}$, para $i = 1, 2, 3$.

Notemos que a equação (14) implica que $\frac{Q_2 - Q_3}{Q_1 - Q_2} = e^{-rh}$ só depende da constante r e do espaçamento h . Portanto, se $t_4 = t_3 + h$ e $P_4 = P(t_4)$ é o valor correspondente, teremos.

$$\frac{Q_2 - Q_3}{Q_1 - Q_2} = \frac{Q_3 - Q_4}{Q_2 - Q_3} \quad (17)$$

Esta fórmula representa, para a logística, o que representa para a geométrica a fórmula:

$$\frac{P_2}{P_1} = \frac{P_3}{P_2} \quad (18)$$

Portanto, assim como para uma população geométrica, dados P_1 e P_2 obtém-se $P_3 = \frac{P_2^2}{P_1}$, assim também para a população logística, dados P_1, P_2, P_3 , correspondentes a valores igualmente espaçados de t , calcula-se

$$Q_4 = Q_3 - \frac{(Q_2 - Q_3)^2}{Q_1 - Q_2} \quad (19)$$

onde $Q_i = \frac{1}{P_i}$

4 — EXEMPLOS

Em 1920 Pearl e Reed aplicaram o método descrito acima para projetar a população dos Estados Unidos.

Usando $t_1=1790$, $t_2=1850$, $t_3=1910$, $P_1=3.929$, $P_2=23.192$, $P_3=91.972$ (os P_i em milhões), obtém-se:

$$r = 0,0313$$

$$t_0 = 1.914$$

$$\lambda = 197.274$$

A aplicação da equação com estes parâmetros dá resultados bastante satisfatórios, de 10 em 10 anos, dentro da faixa 1790-1910. É interessante notar, porém, a olhos de hoje, que a população limite λ já foi atingida e ultrapassada em 1967, ocasião em que, pelo modelo, deveria ter atingido apenas 84% deste valor. Em defesa da projeção de Pearl e Reed, note-se que qualquer projeção supõe a manutenção de certas condições vigentes. Não foi o caso dos EUA nos anos subseqüentes, onde a taxa de fecundidade, que vinha caindo regularmente até cerca de 1930, sofreu a partir daí e até cerca de 1960 um inesperado aumento (ver *Population and the American Future*, the Report of the Commission on Population Growth and the American Future, 1969).

Para o caso brasileiro, consideremos os dados da tabela 1.

TABELA 1

POPULAÇÃO BRASILEIRA —		DADOS DO CENSO
ANO (t_i)		POPULAÇÃO (P_i)
1940		41.236.315
1950		51.944.397
1960		70.992.343
1970		94.508.554

Se levarmos em conta os censos de 1940, 1950, 1960, a condição (13) não se verifica, isto é, é impossível passar uma logística do tipo (10) por estes três pontos.

Se, porém, considerarmos os censos de 1950, 1960, 1970, as condições estão satisfeitas e se obtém os seguintes parâmetros:

$$\begin{aligned}
 r &= 0,0388 \\
 t_o &= 1.992 \\
 \lambda &= 314.254.911
 \end{aligned}$$

Isto é, de acordo com esta projeção, teríamos os seguintes resultados: A população limite do Brasil seria de cerca de 314 milhões, cuja metade seria atingida em 1992, quando então a velocidade instantânea do crescimento da população começaria a decrescer. No ano de 2048 já seriam atingidos 90% da população de saturação (cerca de 283 milhões). A população em 1980 seria de 121.910.691, que, por sinal, está em razoável acordo com as outras previsões que se tem feito. Note-se ainda que esta curva produz 37.225.133 em 1940, o que difere (para baixo) do valor censitário em 9,7%.

5 — USO INCONVENIENTE DA LOGÍSTICA

Se a curva geométrico-exponencial tem, pelo menos, o defeito de crescer muito rapidamente e tender a infinito, a logística também tem seus inconvenientes, do ponto de vista demográfico. Já Pearl e Reed (1920), ao mesmo tempo pioneiros em aplicá-la e em criticá-la, escreviam:

“há várias características desta curva que são demasiado rígidas e inelásticas para satisfazer às exigências de uma lei de crescimento de uma população. O ponto de inflexão tem que

estar exatamente no meio, entre as duas assíntotas. Além disto, a metade da curva à direita deste ponto é uma exata cópia invertida da metade que se situa à sua esquerda. Isto implica que as forças, que durante a última parte da história da população de uma certa região agem no sentido de inibir a taxa de crescimento da população, são iguais em intensidade e distribuídas no tempo de maneira exatamente semelhante àquelas que na primeira parte da história agiam para acelerar o crescimento. Não acreditamos que postulados tão rígidos e inelásticos como estes sejam, de fato, constatados em crescimento populacional.”

Tais críticas, entre outras, têm levado os demógrafos a não arriscar uma equação para a função $P(t)$, pelo menos com a pretensão de que seja válida por um largo intervalo de tempo.

Recentemente, porém, o demógrafo-matemático N. Keyfitz (1979) analisou a eficiência das curvas geométricas e logística no contexto de projeção de populações. O seu artigo, que vai agora ser objeto de alguns comentários, começa essencialmente com a seguinte observação:

“Já que uma série não pode crescer com uma razão positiva indefinidamente e a extrapolação por uma série geométrica dá resultados absurdos mais cedo ou mais tarde, os estudiosos... procuraram alguma função diversa da razão entre termos sucessivos que devesse ser constante. A solução de Verhulst foi ...:

$$\frac{\frac{1}{y_2} - \frac{1}{y_3}}{\frac{1}{y_1} - \frac{1}{y_2}} = h, \dots$$

Isto é, para os nossos propósitos, equivalente à condição de que a série seja logística:

$$y_t = \frac{a}{1 + b \cdot e^{-rt}} \dots” \quad (\text{Keyfitz, 1979, p. 112})$$

A seguir ele aplica a fórmula (19) a 15 conjuntos de dados provenientes de 4 países (França, Suíça, EUA, Inglaterra e Gales), com $h=10$ anos, projetando sucessivamente até 50 anos. Paralelamente, pela fórmula (18), e usando apenas os dois dados mais recentes, faz uma extrapolação semelhante baseada na curva geométrica. Comparando os resultados, Keyfitz deplora que “a curva logística mais razoável não extrapola melhor do que a geométrica, a qual, no entanto, é, a longo prazo, impossível (Keyfitz, 1979, p. 112).

Para aprofundar o paradoxo, ele toma a fórmula (16) como a “assíntota da logística, a população estacionária final” (Keyfitz, 1979, p. 114). Calcula então o valor de λ para os 15 conjuntos de dados acima mencionados, e ainda para 5 situações diferentes envolvendo a população mundial (os dados básicos estão na tabela 2), constatando resultados implausíveis e alguns até negativos.

O que pretendemos mostrar a seguir é que há sérios equívocos de Keyfitz nesta apreciação. Em primeiro lugar ele usa como “logística” a curva

$$y(t) = \frac{\lambda}{1 + be^{-rt}} \quad (20)$$

É claro que a logística clássica, isto é, a equação (10), é um caso particular de (20), pondo $b=e^{rt_0}$, mas se λ e b não forem positivos, então (20) não é equivalente a (10). Ora, a equação (10) originou-se de motivações demográficas, como vimos acima, enquanto que a equação (20), para certos valores de a e b , é demograficamente absurda, e isto ocorre em alguns casos considerados por Keyfitz, como veremos daqui a pouco. Ora, não havendo mais estas motivações, a logística deixa de ser “razoável” (ver texto acima), e não é de estranhar que dê resultados absurdos.

Em segundo lugar, Keyfitz considera a equação (10) equivalente à condição de que $\frac{Q_2 - Q_3}{Q_1 - Q_2}$ seja constante, para dados igualmente espaçados. Esta afirmativa, que envolve alguns aspectos menos simples, e é “quase” verdadeira dentro de certas hipóteses, é discutida no apêndice II. Mas o importante é que, mesmo considerando (20) em vez de (10), $\frac{Q_2 - Q_3}{Q_1 - Q_2} = e^{-rh}$ é estritamente positivo, o que, para P_i positivos, é equivalente a $P_1 < P_2 < P_3$ ou $P_3 > P_2 > P_1$ (isto também decorre do fato de que $\frac{dy}{dt}$ em (20) tem o sinal constante do produto λbr). Portanto é absolutamente impossível passar uma logística (mesmo no sentido da equação (20)), pelos dados do caso 15 (tabela 2), como faz Keyfitz.

O problema é que Keyfitz age do seguinte modo: dados P_1, P_2, P_3 correspondentes aos instantes t_1, t_2, t_3 , igualmente espaçados de h , ele simplesmente calcula P_i pela fórmula (19), sem verificar se os P_i satisfazem a certas condições necessárias. Já vimos estas condições para a logística clássica (10). No caso de (20), vamos supor $0 < P_1 < P_2 < P_3$ (isto acontece em todos os casos de Keyfitz, exceto no 15; o caso $P_1 > P_2 > P_3$ teria um tratamento análogo) o que acarreta $\lambda br > 0$. As fórmulas (14) e (16) permanecem válidas, enquanto b é dado por:

$$b = \frac{(Q_1 - Q_2)^2}{Q_1 Q_3 - Q_2^2} e^{rt_1} \quad (21)$$

TABELA 2

DADOS BÁSICOS PARA OS CASOS CONSIDERADOS POR KEYFITZ

CASO	t_1	h	y_1	y_2	y_3
1	1 881	10	37 541	38 139	38 473
2	1 911	10	39 215	40 228	41 225
3	1 840	10	3 123	3 462	3 824
4	1 870	10	4 164	4 572	4 780
5	1 900	10	5 117	5 499	5 876
6	1 790	10	3 929	5 308	7 240
7	1 820	10	9 638	12 866	17 069
8	1 850	10	23 192	31 443	39 818
9	1 880	10	50 156	62 948	75 995
10	1 910	10	91 972	105 711	122 775
11	1 801	10	9 200	10 200	12 000
12	1 831	10	13 900	15 900	18 000
13	1 861	10	20 132	22 132	26 050
14	1 891	10	29 091	32 616	36 116
15	1 921	10	37 895	39 993	38 743
A	1 750	50	791	1 261	2 561
B	1 900	25	1 650	2 000	2 501
C	1 925	25	2 000	2 501	3 968
D	1 950	10	2 501	2 986	3 610
E	1 960	5	2 986	3 288	3 610
F	1 955	10	2 722	3 288	3 968

Os casos 1 até 15 estão em milhares e se referem aos países mencionados no texto.
Os casos A até F estão em milhões e se referem a população mundial.

Analisando os sinais (ver apêndice III), concluímos o seguinte: Se $\delta = P_2^2 - P_1 P_3 > 0$, então b , r e λ são positivos, e recaímos na logística (10), com $t_0 = \frac{1}{r} \ln b$.

Se $\delta = P_2^2 - P_1 P_3 > 0$, então b também é < 0 , enquanto r tem o sinal de $\frac{Q_1 + Q_3}{2} - Q_2$, sinal este oposto ao de λ . De qualquer forma, no caso $\delta < 0$, a curva (20) tem uma assíntota vertical em $t = \frac{1}{r} \cdot \ln|b|$, e depois deste valor torna-se negativa. A presença desta assíntota vertical faz com que a população se torne infinita no instante $t = \frac{1}{r} \ln|b|$.

Então, esta logística pode ser mais “razoável” que a geométrica, cujo grande defeito é se tornar infinita no infinito? Será que uma curva assim merece o nome de logística? (fig. 3 e 4). Isto ocorre nos casos 6, 10, 11, 13, A, B, C, D da tabela 2, a população se tornando infinita, respectivamente, em 1883, 2016, 1850, 1973, 1913, 2067, 2003, 2046.

Ainda no caso em que $\delta < 0$, constata-se que se $r < 0$ (e, conseqüentemente, $\delta > 0$), então $\lambda = \lim_{t \rightarrow \infty} y(t)$, enquanto $\lim_{t \rightarrow \infty} y(t) = 0$. Não há, então, sentido em chamar λ , obtido por (16), de “a população estacionária final”. Isto ocorre nos casos 11 ($\lambda = 7313$) e C ($\lambda = 1407$) (fig. 4). É claro que, nos casos 6, 10, 13, A, B, D, λ é negativo, já que $\delta < 0$ e $r > 0$

(fig. 3). Não é de admirar que estes valores “como previsões . . . dificilmente poderiam ser piores” (Keyfitz, 1979, p. 114).

Para sentirmos o erro de aplicar indiscriminadamente a fórmula (19), observemos o que acontece com os dados brasileiros da tabela 1. Se tomarmos $t_1 = 1950$, já vimos que $P_1^2 - P_2P_3 > 0$, estaremos, pois, diante de uma logística clássica, e obteremos os resultados razoáveis, de 10 em 10 anos (em milhões), até 2040: 52 70 92 118 146 175 202 226 246 262. Se, porém, tomarmos $t_1 = 1940$, então já vimos também que $P_2^2 - P_1P_3 < 0$, obteremos a absurda seqüência até 2030: 41 52 70 107 232 —1531 —178 —95 —65. É que, neste último caso, teríamos um gráfico semelhante ao da figura 3, a população tornando-se infinita em 1989, a partir de então negativa e tendendo a zero.

6 — INSTABILIDADE DO AJUSTE POR TRÊS PONTOS

Vimos nos parágrafos anteriores a importância do sinal de $\delta = P_2^2 - P_1P_3$ para o problema de passar uma logística por três pontos. Mais precisamente, se $\delta = 0$, estamos diante de uma população geométrica. Se $\delta > 0$, a população é logística. Se $\delta < 0$, é impossível passar por estes três pontos uma logística clássica, embora seja possível passar uma curva do tipo $P(t) = \frac{\lambda}{l + be^{-rt}}$, com $b < 0$, a qual tem um comportamento inteiramente diverso da logística clássica.

No entanto, o sinal de δ é extremamente sensível a pequenas variações nos P_i . Tomando, por exemplo, com P_1, P_2, P_3 os valores censitários da população brasileira em 1950, 1960 e 1970, respectivamente (tabela 1), já vimos que $\delta > 0$. Admitamos, para fixar idéias, que os valores censitários de 1950 e 1970 estejam absolutamente corretos, enquanto que o de 1960 esteja superenumerado de 1,3%, isto é, o valor real seja de 69.219.206. Substituindo P_2 por este valor, teríamos então que $\delta < 0$, e a seqüência plausível (em milhões) até 2060: 52 70 92 118 146 175 202 226 246 262 274 283 passaria a ser a impossível seqüência: 52 69 92 123 165 222 299 404 551 759 1060 1510, atingindo cerca de 82 bilhões em 2110, e tornando-se negativa, após passar pela assíntota vertical $t=2112$.

Por outro lado, é bastante razoável uma imprecisão da ordem de 1,3% em um censo. Estamos, pois, diante de um claro caso de instabilidade de um método: pequenas oscilações na entrada produzindo tremendas variações na saída. Isto parece conduzir à conclusão de que o método dos três pontos é altamente contra-indicado para ajustar uma logística, mesmo que a condição necessária $P_2^2 > P_1P_3$ esteja satisfeita, dada a instabilidade desta condição. Se então, diante de um problema concreto, algo nos leva a crer que a população seja logística, devemos usar para ajustamento um método mais abrangente que leve em conta um número maior de dados.

Os diversos métodos de ajustamento de uma logística, do tipo mínimos quadrados ou algo semelhante, constituiriam um trabalho à parte fora do escopo destas notas (ver Madeira, 1956). Vamos apenas mencionar uma possibilidade simples, que se aplica à seguinte situação, provavelmente muito freqüente: desde que se tenha fortes motivos para suspeitar que uma população se comporte como uma logística, também se tem boa avaliação prévia do parâmetro λ na equação (10), isto é, desde o momento em que se crê que haja um valor de saturação, fixado por limitações de certos recursos, é possível avaliar razoavelmente este valor de saturação. Em outras ocasiões a fixação deste valor poderá funcionar como uma espécie de ideal, a respeito do qual passa-se a fazer um exercício de projeção.

Seja como for, o fato é que, se fixarmos λ na equação (10), então, pondo

$$G(t) = 1n \left(\frac{\lambda}{P(t)} - 1 \right) = rt_0 - rt \quad (21),$$

podem-se calcular os parâmetros r e t_0 por uma regressão linear (neste caso não é necessário que os dados sejam igualmente espaçados no tempo).

Se, por exemplo, aplicarmos este processo a seis valores da população brasileira, isto é, a dos censos de 1900, 1920, 1940, 1950, 1960, 1970, com $\lambda=300$ milhões (sugerido pelos três últimos dados, pelo método dos 3 pontos), obteremos $r=0,0269$, $t_0=2004$, e a seguinte sucessão de valores, de 1880 a 2030, de 10 em 10 anos, em milhões: 10, 13, 17, 22, 28, 36, 45, 57, 70, 86, 103, 122, 142, 162, 182 e 200, com coeficiente de correlação igual a $-0,9925$ na correspondente regressão linear.

Tais números não têm pretensão de uma projeção, constituem apenas um exercício que ilustra numericamente o método para uma certa escolha de λ . O leitor poderá testar outros valores de λ , outra série de dados, e assim por diante, formando ou não sua convicção de que a logística se adapta bem à população brasileira.

De um modo geral, como já foi dito acima, a equação diferencial que motiva a logística parte de suposições demográficas demasiado simples e rígidas que, via de regra, só são satisfeitas em um intervalo de tempo relativamente pequeno. Para interpolação dentro deste intervalo, a logística, se bem utilizada, comporta-se razoavelmente. Para extrapolação, é problemática, principalmente a longo prazo.

CASO 6: E.U.A.. DADOS BÁSICOS DOS ANOS
1790, 1800, 1810.

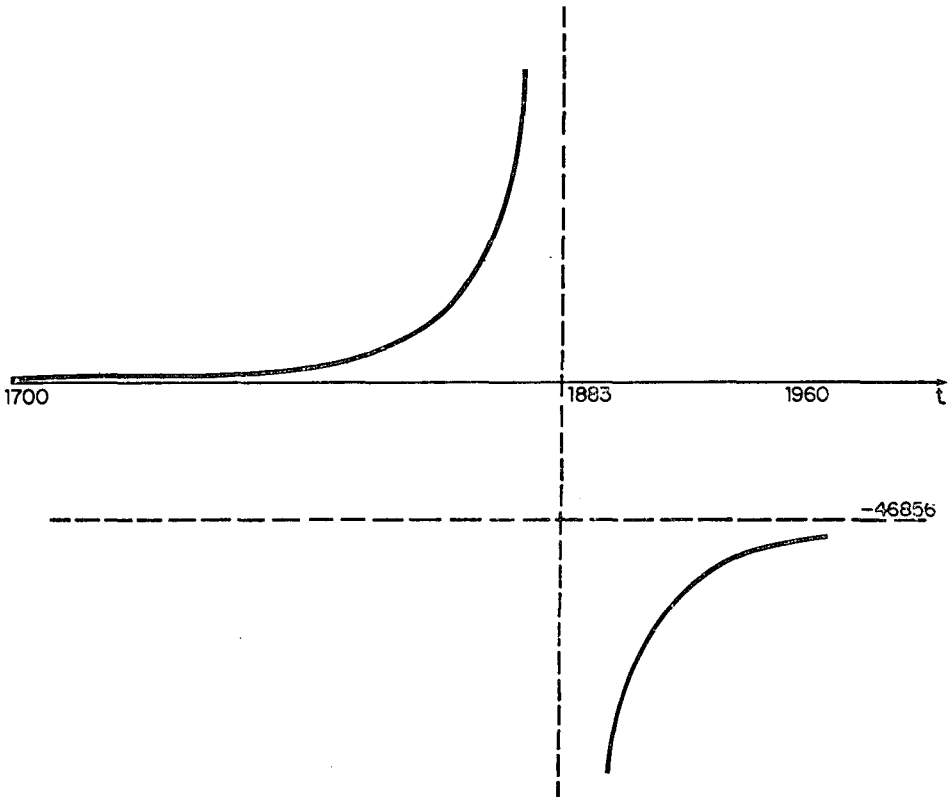


Fig. 3

7 — APÊNDICE

I — Sendo $g(t) = \ln P(t)$, temos $g'(t) = \frac{P'(t)}{P(t)} = r \left(1 - \frac{P(t)}{\lambda}\right)$,
por (8), e, portanto, $g''(t) = -\frac{r}{\lambda} P'(t) = -\frac{r^2}{2} P(t)(\lambda - P(t))$, que é < 0
para qualquer t . Logo g é côncava, o que implica que, para $0 < k < 1$,

$$g [kt_1 + (1-k)t_3] > k g(t_1) + (1-k)g(t_3).$$

Tomando $k = \frac{t_3 - t_2}{t_3 - t_1}$, obtemos

$$\ln P(t_2) > k \ln P(t_1) + (1-k) \ln p(t_3)$$

$$P(t_2) > P(t_1)^k \cdot P(t_3)^{1-k}$$

CASO 11: INGLATERRA E GALES, DADOS BÁSICOS DOS ANOS:
1801, 1811, 1821.

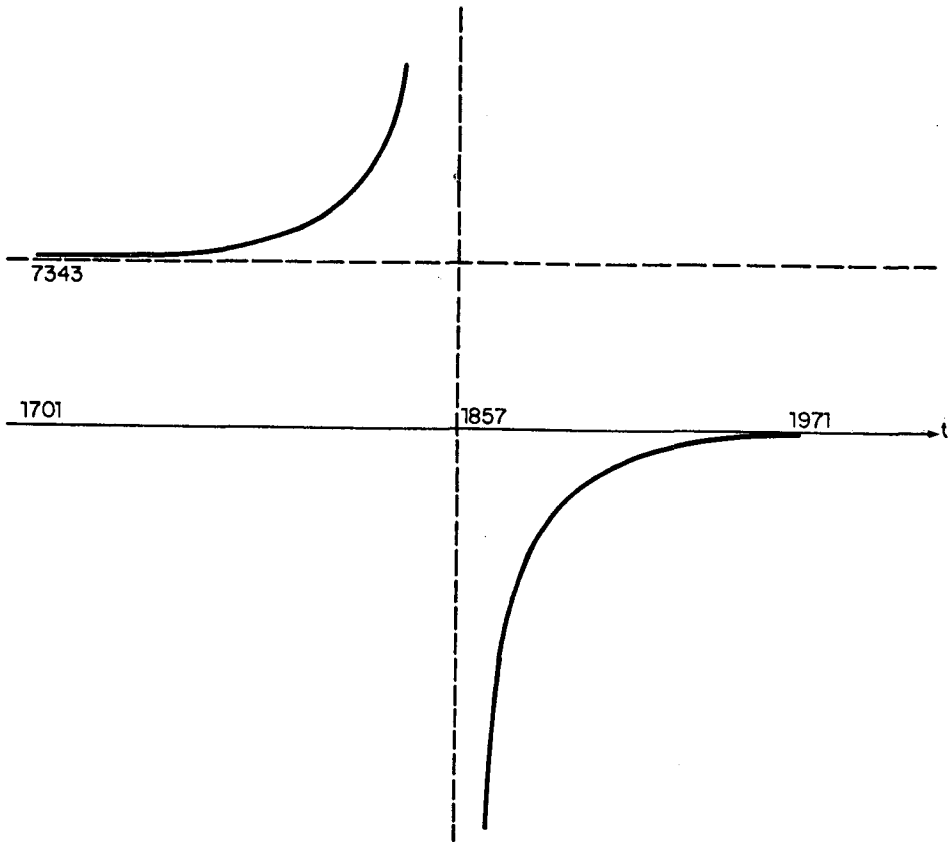


Fig. 4

Substituindo k pelo seu valor, e elevando a $t_s - t_i$, vem:

$$P_2^{t_s - t_i} > P_1^{t_s - t_e} \cdot P_3^{t_s - t_i}$$

II — Dizer que a razão $\frac{P_{t+h}}{P_t}$ é constante, para valores de t igualmente espaçados, equivale a admitir que existe uma função f tal que para cada h , $\frac{P(t+h)}{P(t)} = f(h)$. Segue-se que $\frac{P(t+h) - P(t)}{h \cdot P(t)} = \frac{f(h) - f(0)}{h}$. Fazendo $h \rightarrow 0$, e admitindo-se que as funções envolvidas

sejam deriváveis, tem-se $\frac{P'(t)}{P(t)} = f'(0) = r$. Resolvendo-se esta equação diferencial obtém-se $P(t) = Ae^{rt}$. Portanto, a constância da razão $\frac{P_{i+1}}{P_i}$ caracteriza, pelo menos dentre as funções continuamente diferenciáveis, o modelo geométrico.

Admitamos agora que é constante, para valores de t igualmente espaçados t_1, t_2, t_3, t_4 , a razão $\frac{Q_3 - Q_2}{Q_2 - Q_1}$, onde $Q_i = \frac{1}{P_i}$. Chamando $r_i = \frac{P_{i+1}}{P_i}$, vamos observar que, $r_1 \neq 1 \neq r_2$ e que, se $r_1 = r_2$, então estamos no caso geométrico acima. Tal condição ocorre se e somente se $P_2^2 - P_1 P_3 = 0$. Em seguida, se escrevermos $\frac{Q_3 - Q_2}{Q_2 - Q_1} = \frac{Q_4 - Q_3}{Q_3 - Q_2}$ em termos dos r_i , chegamos à equação $r_2 r_3 (r_2 - r_1) + r_2 (r_1 - r_3) + (r_3 - r_2) = 0$, que demonstra que $r_1 = r_2$ se e somente se $r_2 = r_3$, ou seja, a igualdade $P_i^2 = P_{i-1} P_{i+1}$, ocorre para um certo i se e só se ocorre para $i+1$. Afastando, então, este caso, vamos admitir a existência de uma função f tal que, para cada $h \neq 0$, $\frac{Q(t+h) - Q(t)}{Q(t) - Q(t-h)} = f(h)$, com $f(0) = 1$, por continuidade de Q' . Derivando a equação $Q(t+h) - Q(t) = f(h) [Q(t) - Q(t-h)]$, primeiro em relação a t e depois em relação a h , e eliminando o termo $f(h)Q'(t-h)$, obtém-se:

$$f'(h) [Q(t) - Q(t-h)] = 2Q'(t+h) - Q'(t) - f(h)Q'(t).$$

Derivando novamente em relação a h e fazendo h tender a zero, se tem: $Q''(t) = f'(0)Q'(t)$. Resolvendo-se esta equação diferencial, $Q(t) = \alpha + \beta e^{-rt}$, onde $r = -f'(0)$. Nem r nem β podem ser 0, pois estamos admitindo que Q não é constante, caso contrário não poderíamos caracterizar Q pelos quocientes $\frac{Q_3 - Q_2}{Q_2 - Q_1}$. Por outro lado, se $\alpha = 0$, então $P(t) = \frac{1}{\beta} e^{rt}$ é geométrico, o que equivale ao caso descartado em que $P_2^2 = P_1 P_3$. Então podemos supor também $\alpha \neq 0$. Se então α e β têm o mesmo sinal, podemos escrever $P(t) = \frac{\lambda}{1 + \beta e^{-rt}}$, para todo t real, onde $\lambda = \frac{1}{\alpha}$, $b = \frac{\beta}{\alpha}$ isto é, teremos a logística clássica. Se, porém, α e β têm sinais contrários, então $Q(t)$ se anula $t_0 = \frac{1}{r} \ln \left| \frac{\beta}{\alpha} \right|$. Neste caso, só nos intervalos abertos $t > t_0$ e $t < t_0$ podemos escrever $P(t) = \frac{\lambda}{1 + \beta e^{-rt}}$ também. É, portanto, com muitas sutilezas que podemos dizer que a constância da razão $\frac{Q_{i+1} - Q_i}{Q_i - Q_{i-1}}$ caracteriza a logística, mesmo entre as funções, digamos, duas vezes continuamente diferenciáveis.

III — Segue-se imediatamente da equação (21) que b e δ têm sempre o mesmo sinal.

Além disto, se $\delta > 0$, (lembrando que estamos supondo $0 < P_1 < P_2 < P_3$), o fato de que a média geométrica nunca excede a aritmética, implica que $Q_2 < \sqrt{Q_1 Q_3} \leq \frac{Q_1 + Q_3}{2}$, o que prova que $\lambda > 0$ por (16), e também que $\frac{Q_2 - Q_3}{Q_1 - Q_2} < 1$, isto é, $r > 0$, por (14).

Finalmente, se $\delta < 0$ (e portanto $b < 0$), então (14) mostra que $r > 0$ se e somente se $\frac{Q_2 - Q_3}{Q_1 - Q_2} < 1$, isto é, $\frac{Q_1 + Q_3}{2} - Q_2 > 0$. Por outro lado, $\frac{dP}{dt} > 0$ implica $\lambda br > 0$, e portanto λ tem sinal contrário ao de r .

BIBLIOGRAFIA

KEYFITZ, N., 1979. Long-range projections: models, pitfalls, possible break-throughs, p. 107-121, in *Prospects of Population: Methodology and Assumptions*, United Nations.

PEARL, R. and REED, L. J., 1920. On the rate of growth of the population of the United States since 1790 and its mathematical representation. *Proceedings of the National Academy of Science*, VI, p. 275-288.

VERHULST, P. F., 1838. Notice sur la loi que la population suit dans son accroissement. *Correspondence Mathématique et Physique* Publiée par A. Quételet (Brussels), X, p. 113-121.

MADEIRA, J. L., 1956. Sobre algumas curvas de saturação empregadas em ajustamentos de dados observados. *Revista Brasileira de Estatística*, 68, out. dez. 1956, p. 269-286.

CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS E SÓCIO-ECONÔMICAS DA POPULAÇÃO NAS REGIÕES METROPOLITANAS

Celso Cardoso da Silva Simões
Marcia Coelho Segadas Vianna
Zuleica L. Cavalcanti de Oliveira
IBGE/SUEGE/DESPO

SUMÁRIO

Resumo

- 1 — *Introdução*
- 2 — *Características demográficas da população nas regiões metropolitanas*
- 3 — *Características sócio-econômicas da população nas regiões metropolitanas*
- 4 — *Principais conclusões*

RESUMO

O presente estudo tem como propósito a análise de algumas características demográficas e sócio-econômicas da população residente nas regiões metropolitanas brasileiras. Para tanto recorreu-se às informações da PNAD-76, bem como à agregação das nove regiões metropolitanas segundo três grandes grupos (Regiões Metropolitanas de São Paulo e Rio de Janeiro, Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte, Curitiba e

Porto Alegre e Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife e Salvador).

Dentre as principais conclusões desta análise podem ser destacados os seguintes aspectos: no que se refere às características demográficas da população nas regiões metropolitanas, observa-se menor concentração da população nas idades mais jovens nas regiões metropolitanas do Centro-Sul, assim como o predomínio das mulheres a partir do grupo etário de 15 a 19 anos em todas as regiões metropolitanas.

Quanto à situação educacional, destaca-se a existência de um padrão de alfabetização diferenciado entre as regiões metropolitanas do Centro-Sul, com taxas mais elevadas, e as do Norte e Nordeste.

A participação por sexo na população economicamente ativa mostrou menor proporção de mulheres, embora representem mais da metade da população de 10 anos e mais. Nas regiões metropolitanas nacionais a participação das mulheres é menor, ao contrário da população masculina que atinge nestas áreas os seus maiores níveis de participação.

A população metropolitana economicamente ativa encontra-se concentrada basicamente nas ocupações da indústria de transformação e de construção, em particular nas regiões metropolitanas do Centro-Sul. Por outro lado, são também expressivas as proporções alcançadas pelas ocupações administrativas, as ocupações da prestação de serviços e pela categoria das ocupações mal definidas e não declaradas.

Deve ser ressaltada, ainda, que a população nas regiões metropolitanas do Centro-Sul apresenta níveis salariais mais elevados em relação à do Norte e Nordeste. Quando se observa os maiores níveis de salário, destaca-se a maior participação da população, sobretudo nas metrópoles nacionais e regionais de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre.

1 — INTRODUÇÃO

Analisa-se algumas características demográficas e sócio-econômicas da população nas regiões metropolitanas brasileiras utilizando-se informações da PNAD-76. As nove regiões metropolitanas foram agregadas em três grandes grupos, tendo como critério as modalidades de intervenção definidas no II PND¹, que deveriam ser aplicadas na estrutura urbana existente, ficando assim distribuídas:

a) áreas de contenção: Regiões Metropolitanas de São Paulo e Rio de Janeiro (A).

¹ BRASIL — Secretaria de Planejamento da Presidência da República, Diretrizes Gerais para uma política de desenvolvimento urbano, Brasília, 1974. p. 51.

b) áreas de disciplina e controle: Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre (B).

c) áreas de disciplina e dinamização: Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife e Salvador (C).

2 — CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DA POPULAÇÃO NAS REGIÕES METROPOLITANAS

Os resultados da PNAD-76 mostram que o processo de metropolização brasileira continua se desenvolvendo de forma acelerada. A evolução do volume populacional das regiões metropolitanas no período 1970/76 assim o demonstra. De um total de aproximadamente 24 milhões de pessoas residentes nas regiões metropolitanas em 1970, passou a 30 milhões em 1976, conforme se vê no quadro 1, sendo o incremento relativo de 28,34%. As regiões metropolitanas do grupo B, formadas por Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre, foram as que tiveram maior crescimento relativo (34,53%) e as do Norte e Nordeste (grupo C), um menor crescimento (24,15%).

QUADRO 1

POPULAÇÃO TOTAL, SEGUNDO GRUPOS DE REGIÕES METROPOLITANAS — 1970/1976

GRUPOS DE REGIÕES	POPULAÇÃO TOTAL		Δ %
	1970	1976	
A.....	15 208 053	19 467 438	28,01
B.....	3 958 115	5 324 931	34,53
C.....	4 632 842	5 751 858	24,15
TOTAL.....	23 799 010	30 544 227	28,34

FONTE: IBGE — Censo Demográfico, 1970 e PNAD/76 — Rio de Janeiro.

Por outro lado, ao se analisar a distribuição etária para cada grupo de regiões, notam-se diferenças quanto a este fator. Observa-se, pelos dados da tabela 1, que enquanto as regiões metropolitanas nacionais (grupo A) apresentam, em termos relativos, valores mais elevados que as demais regiões a partir da idade de 25 anos, nas do Norte e Nordeste (grupo C) os maiores valores ocorrem nas idades mais jovens. As regiões metropolitanas constituintes do grupo B têm uma situação intermediária em relação às demais. Estas diferentes características se devem, de certa forma, aos distintos estágios de metropolização destas regiões metropolitanas.

Nas regiões metropolitanas nacionais é importante o fluxo de migrantes vindos de longa distância (principalmente do Nordeste), constituído basicamente pela força de trabalho em idade mais produtiva. Assim, esta migração do Nordeste para as regiões metropolitanas nacionais, como era de se esperar, vai afetar a distribuição etária tanto das áreas de destino como das de origem, atuando no sentido de maior envelhecimento naquelas regiões e um conseqüente rejuvenescimento nas regiões de saída. Daí o porquê de se encontrar uma estrutura mais envelhecida nas regiões metropolitanas nacionais, onde o peso dos migrantes vindos do Nordeste é bastante elevado.

Uma outra característica importante a ser analisada é a distribuição por sexo da população para cada conjunto de regiões metropolitanas. A tabela 1 indica a relação entre homens e mulheres em cada faixa de idade. Observa-se, de um modo geral, uma predominância de mulheres, independentemente da região metropolitana, a partir das idades consideradas aptas para o trabalho. Contudo, a proporção de homens nas idades adultas (30 a 49 anos) — justamente aquelas de maior participação no mercado de trabalho — é superior nas regiões metropolitanas do Centro-Sul em relação às do Norte e Nordeste. Aqui também o fator migração é a variável explicativa para esta diferenciação, destacando-se o maior peso dos homens que migram para as regiões metropolitanas do Centro-Sul, embora, em ambos os casos, a razão de masculinidade seja geralmente mais favorável às mulheres, devido ao efeito da sobremortalidade masculina.

As pirâmides etárias construídas para os três conjuntos de regiões metropolitanas visualizam melhor estas distribuições, ressaltando-se como principais pontos:

— a menor concentração de população, independentemente do sexo, nas idades mais jovens para as regiões metropolitanas do Centro-Sul, invertendo-se esta posição a partir do grupo etário de 20 a 24 anos;

— predomínio do contingente feminino em todas as regiões metropolitanas a partir do grupo etário de 15 a 19 anos, sendo mais acentuado para as regiões metropolitanas do Norte e Nordeste. Nas regiões metropolitanas do Centro-Sul existe maior equilíbrio entre os sexos.

3 — CARACTERÍSTICAS SÓCIO-ECONÔMICAS DA POPULAÇÃO NAS REGIÕES METROPOLITANAS

Este tópico da análise visa a apresentar o perfil sócio-econômico da população metropolitana tomando como base algumas informações da PNAD-76 que fornecem indicações sobre a situação de escolaridade, níveis de participação na PEA por sexo, distribuição ocupacional e níveis salariais dos habitantes das regiões metropolitanas brasileiras.

TABELA 1

POPULAÇÃO POR SEXO, SEGUNDO GRUPOS DE IDADE
REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS — 1976

GRUPOS DE IDADE	GRUPO A			
	Rio de Janeiro e São Paulo			
	População Residente			Razão de Masculinidade
	Total	Homens	Mulheres	
TOTAL.....	19 467 438	9 590 399	9 877 039	97,10
0 — 4 anos.....	2 082 972	1 067 841	1 015 131	105,19
5 — 9 anos.....	1 983 300	1 012 129	971 171	104,22
10 — 14 anos.....	2 096 096	1 052 265	1 043 831	101,81
15 — 19 anos.....	2 076 242	1 004 059	1 072 183	93,65
20 — 24 anos.....	2 111 639	1 031 979	1 079 660	95,58
25 — 29 anos.....	1 772 852	866 548	906 304	95,61
30 — 34 anos.....	1 433 569	718 146	715 423	100,38
35 — 39 anos.....	1 227 131	591 069	636 062	92,93
40 — 44 anos.....	1 133 121	561 190	571 931	98,12
45 — 49 anos.....	967 363	477 157	490 206	97,34
50 — 54 anos.....	782 839	391 478	391 361	100,03
55 — 59 anos.....	584 999	274 239	310 760	88,25
60 — 64 anos.....	461 743	218 836	242 907	90,09
65 — 69 anos.....	315 733	143 580	172 153	83,40
70 anos e mais.....	430 482	177 847	252 635	70,40
Idade Ignorada.....	7 357	2 036	5 321	38,26

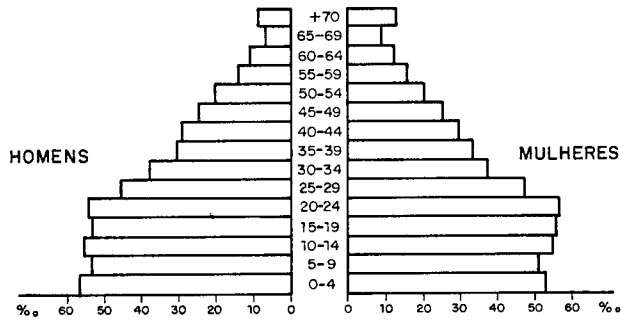
GRUPOS DE IDADE	GRUPO B			
	Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre			
	População Residente			Razão de Masculinidade
	Total	Homens	Mulheres	
TOTAL.....	5 324 931	2 590 356	2 734 575	94,73
0 — 4 anos.....	591 427	302 193	289 234	104,48
5 — 9 anos.....	576 810	285 540	291 270	98,04
10 — 14 anos.....	646 841	321 324	325 517	98,72
15 — 19 anos.....	624 207	306 644	317 563	96,57
20 — 24 anos.....	611 779	293 033	318 746	91,94
25 — 29 anos.....	470 957	217 296	253 661	85,67
30 — 34 anos.....	365 158	175 470	189 688	92,51
35 — 39 anos.....	315 423	151 861	163 562	92,85
40 — 44 anos.....	284 270	141 046	143 224	98,48
45 — 49 anos.....	230 775	116 016	114 759	101,10
50 — 54 anos.....	198 746	96 455	102 291	94,30
55 — 59 anos.....	136 061	64 189	71 872	89,31
60 — 64 anos.....	108 040	45 688	62 352	73,28
65 — 69 anos.....	73 187	39 328	33 859	116,16
70 anos e mais.....	87 821	34 046	53 775	63,32
Idade Ignorada.....	3 429	227	3 202	7,09

GRUPOS DE IDADE	GRUPO C			
	Belém, Fortaleza, Recife e Salvador			
	População Residente			Razão de Masculinidade
	Total	Homens	Mulheres	
TOTAL.....	5 751 858	2 721 880	3 029 978	89,83
0 — 4 anos.....	768 108	396 749	371 359	106,84
5 — 9 anos.....	738 304	374 256	364 048	102,81
10 — 14 anos.....	712 041	358 847	353 194	101,60
15 — 19 anos.....	687 500	312 411	375 089	83,29
20 — 24 anos.....	596 945	259 879	337 066	77,10
25 — 29 anos.....	484 205	217 893	266 312	81,82
30 — 34 anos.....	354 786	164 724	190 062	86,67
35 — 39 anos.....	298 522	138 894	159 628	87,02
40 — 44 anos.....	263 547	117 023	146 524	79,87
45 — 49 anos.....	230 010	103 267	126 743	81,48
50 — 54 anos.....	182 436	90 961	91 475	99,44
55 — 59 anos.....	117 085	52 500	64 585	81,29
60 — 64 anos.....	114 857	48 529	66 328	73,17
65 — 69 anos.....	80 937	39 146	41 791	93,67
70 anos e mais.....	112 708	43 537	69 171	62,95
Idade Ignorada.....	9 867	3 264	6 603	49,43

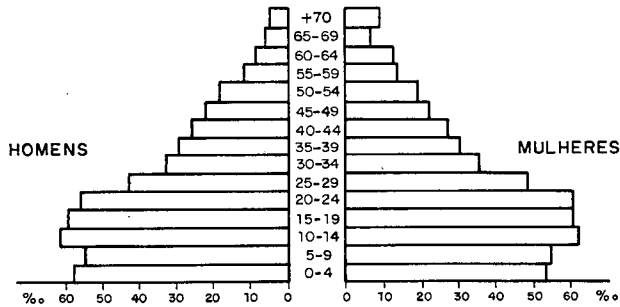
FONTE: IBGE — PNAD/76 — Tabulações Especiais — Rio de Janeiro.

COMPOSIÇÃO POR SEXO E IDADE DA POPULAÇÃO RESIDENTE

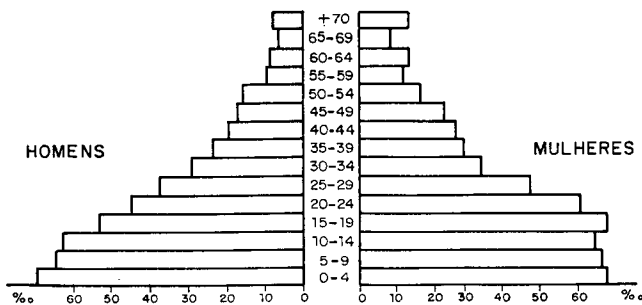
RIO DE JANEIRO E SÃO PAULO



BELO HORIZONTE, CURITIBA E PORTO ALEGRE



BELÉM, FORTALEZA, RECIFE E SALVADOR



Fonte: IBGE - PNAD/76 - tabulações especiais - Rio de Janeiro

DILUS/S.01-A.A.V.

As regiões metropolitanas concentram uma proporção significativa da população urbana brasileira e as atividades econômicas mais produtivas e dinâmicas do país. Estas regiões apresentam um mercado de trabalho bastante diversificado, caracterizado pela demanda de maior número de ocupações qualificadas, com alto grau de especialização e de burocratização e pelo predomínio das atividades não agrícolas. As mais amplas oportunidades de emprego e de acesso a instrução formal, assim como a ocorrência de maiores níveis salariais, estão relacionados ao contexto metropolitano, em particular às metrópoles nacionais.

A atração exercida por estas áreas decorre da expansão dos processos de urbanização e de industrialização que geraram uma série de transformações na estrutura econômica nacional. A industrialização desenvolveu-se basicamente nas cidades caracterizadas pela importância de suas atividades comerciais e que já dispunham dos pré-requisitos demandados para a sua implantação. A capitalização destes espaços econômicos se dá em detrimento das demais áreas do país, aumentando a defasagem existente entre elas. As atividades industriais concentram-se na Região Centro-Sul do país, que passa, assim, a comandar o processo de desenvolvimento econômico a nível nacional.

A concentração das atividades urbano-industriais, particularmente no eixo Rio-São Paulo, ocasionou o enfraquecimento das economias regionais, acentuando os contrastes entre as regiões e seus grupos populacionais e, de outro lado, entre as metrópoles industrializadas e as metrópoles não industrializadas. Os aglomerados metropolitanos são, portanto, constituídos por espaços sócio-econômicos diferenciados que são a expressão de condições particulares resultantes de suas origens e evolução históricas.

A análise da tabela 2 revela a situação educacional diferenciada da população nas regiões metropolitanas brasileiras. A nível geral, constata-se que nas regiões metropolitanas do Centro-Sul (grupos A e B) as taxas de alfabetização são semelhantes e se apresentam mais elevadas quando comparadas às do Norte e Nordeste (grupo C). Enquanto nos grupos A e B, 85,19% e 85,88%, respectivamente, da população de 5 anos e mais sabe ler e escrever, no grupo C esta percentagem corresponde a 76,29%. O padrão de alfabetização diferenciado entre as regiões metropolitanas do Centro-Sul e do Norte e Nordeste é mantido quando se considera a estrutura etária, sendo mais acentuado nas faixas extremas de idade (7 a 9 anos e acima de 50 anos).

Ao se observar a frequência escolar (tabela 3), destaca-se a existência de uma estrutura educacional ainda bastante seletiva que restringe o número de pessoas que atinge o ensino do 2.º grau e, mais ainda, o superior. Tal fato evidencia-se ao se constatar que a maior parte da população se concentra no ensino do 1.º grau, enquanto que apenas cerca de 1/4 tem acesso aos demais níveis de ensino.

A nível dos agrupamentos das regiões metropolitanas são encontradas algumas diferenciações quanto à participação da população segundo a frequência escolar. Pode ser ressaltado o maior acesso da população ao curso superior nas regiões metropolitanas do grupo B (Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre), principalmente quando se compara com as do grupo C, ou seja, do Norte e Nordeste, onde é notória a menor participação da população freqüentando o superior.

Cabe ressaltar, contudo, que a diferenciação da participação da população por sexo não é marcante, de um modo geral, quanto ao aspecto educacional.

Em se tratando dos níveis de participação da população na força de trabalho, há que destacar que seu emprego efetivo, quer masculino ou feminino, se apresenta de forma diversa segundo o tipo de formação economico-social, bem como dentro de um mesmo tipo estrutural de sociedade.

Segundo os dados da PNAD-76, a distribuição da PEA por sexo mostra que as mulheres representam apenas 32,30% da força de trabalho efetiva dessas regiões metropolitanas (quadro 2). A participação do sexo feminino nas atividades econômicas é menor nas regiões metropolitanas mais desenvolvidas — Rio de Janeiro e São Paulo (30,74% do total da PEA) — contrariamente ao esperado, e se deve às tendências distintas do processo de desenvolvimento ocorrido nas regiões

TABELA 2

**TAXAS DE ALFABETIZAÇÃO DA POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS,
SEGUNDO GRUPOS DE IDADE
REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS — 1976**

GRUPOS DE IDADE	TAXAS DE ALFABETIZAÇÃO		
	Grupo A	Grupo B	Grupo C
	Rio de Janeiro e São Paulo	Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre	Belém, Fortaleza, Recife e Salvador
TOTAL.....	85,19	85,88	76,29
5 — 6 anos.....	10,89	8,61	10,35
7 — 9 anos.....	73,55	73,41	52,64
10 — 19 anos.....	95,38	96,41	88,00
20 — 29 anos.....	94,02	94,93	89,63
30 — 39 anos.....	90,78	89,48	83,20
40 — 49 anos.....	86,64	86,64	77,92
50 — 69 anos.....	79,43	81,19	68,96
70 anos e mais.....	65,74	73,53	58,10
Idade Ignorada.....	65,30	46,60	55,33

FONTE: IBGE — PNAD/76 — Tabulações Especiais — Rio de Janeiro.

TABELA 3

FREQUÊNCIA ESCOLAR POR SEXO
REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS — 1976

GRAU DE ESCOLARIZAÇÃO POR SEXO	NÚMERO DE ALUNOS					
	Grupo A		Grupo B		Grupo C	
	Rio de Janeiro e São Paulo		Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre		Belém, Fortaleza, Recife e Salvador	
	Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
TOTAL.....	4 871 314	100,00	1 407 624	100,00	1 698 273	100,00
1.º grau.....	3 796 502	77,94	1 045 626	74,28	1 310 766	77,19
2.º grau.....	666 984	13,69	216 849	15,41	268 684	15,82
Superior.....	404 831	8,31	144 463	10,26	117 759	6,93
Sem declaração.....	2 997	0,06	686	0,05	1 064	0,06
HOMENS.....	2 495 119	100,00	720 931	100,00	821 837	100,00
1.º grau.....	1 937 243	77,64	528 938	73,37	640 316	77,92
2.º grau.....	328 095	13,15	113 942	15,80	119 442	14,53
Superior.....	228 330	9,15	78 051	10,83	61 230	7,45
Sem declaração.....	1 451	0,06	—	0,00	849	0,10
MULHERES.....	2 376 195	100,00	686 693	100,00	876 436	100,00
1.º grau.....	1 859 259	78,24	516 688	75,24	670 450	76,50
2.º grau.....	338 889	14,26	102 907	14,99	149 242	17,03
Superior.....	176 501	7,43	66 412	9,67	56 529	6,45
Sem declaração.....	1 546	0,07	686	0,10	215	0,02

FONTE: IBGE — PNAD/76 — Tabulações Especiais — Rio de Janeiro.

metropolitanas brasileiras. O desenvolvimento da indústria no Brasil, a partir de 1930, fez-se principalmente através da utilização da força de trabalho masculina, baixando o aproveitamento da mão-de-obra feminina até então utilizada em larga escala. A partir da década de 1950 o grande surto industrial verificado neste período elevou substancialmente o nível de emprego nas zonas urbanas, desviando mão-de-obra da agricultura para as atividades urbanas, modificando a proporção anteriormente existente entre as forças de trabalho feminina e masculina nos ramos da economia. A região que mais sofreu este impacto da industrialização foi a Sudeste, onde o maior nível tecnológico empregado na economia dessa região ocasionou a eliminação de uma parcela significativa da força de trabalho feminina, afetando principalmente as regiões metropolitanas onde se concentram a quase totalidade das atividades produtivas.

O alijamento das mulheres no mercado de trabalho do Sudeste se processou de modo mais intenso do que o verificado para o Nordeste, onde a presença de indústrias mais tradicionais é ainda significativa.

Uma outra maneira de se medir a participação de homens e mulheres na atividade produtiva é relacionar a participação do contingente masculino e feminino na população de 10 anos e mais com o montante da PEA por sexo.

Pelos dados do quadro 3 observa-se claramente que em todas as regiões metropolitanas, embora as mulheres representem mais da metade da população de 10 anos e mais, apenas cerca de 15,85% delas

QUADRO 2

DISTRIBUIÇÃO DA PEA POR SEXO REGIÕES METROPOLITANAS — 1976

GRUPOS DE REGIÕES	HOMENS	MULHERES	TOTAL
A.....	69,26	30,74	100,00 (7 647 019)
B.....	65,09	34,91	100,00 (2 143 339)
C.....	64,31	35,69	100,00 (1 888 847)
TOTAL.....	67,70	32,30	100,00 (11 679 205)

FONTE: IBGE — PNAD/76 — Rio de Janeiro.

são economicamente ativas, contra 32,21% dos homens. A maior participação dos homens ocorre nas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e São Paulo, onde também a participação feminina é menor (15,26%). Nas regiões metropolitanas do Norte e Nordeste se encontra a mais baixa participação de homens na PEA (28,61%). As mulheres na PEA do Norte e Nordeste têm um nível de participação também baixo (15,88%) quando comparado com o contingente de 10 anos e mais (54,05%).

QUADRO 3

PARTICIPAÇÃO, POR SEXO, DA POPULAÇÃO DE 10 ANOS E MAIS E PARTICIPAÇÃO DA PEA, POR SEXO, NA POPULAÇÃO DE 10 ANOS E MAIS REGIÕES METROPOLITANAS — 1976

GRUPOS DE REGIÕES	% DA POPULAÇÃO DE 10 ANOS E MAIS POR SEXO			% DA PEA DE 10 ANOS E MAIS POR SEXO	
	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres
A.....	48,77	51,23	(15 401 166) 100,00	34,39	15,26
B.....	48,18	51,81	(4 156 694) 100,00	33,56	18,00
C.....	45,95	54,05	(4 245 446) 100,00	28,61	15,88
TOTAL.....	48,16	51,84	(22 803 306) 100,00	32,21	15,85

FONTE: IBGE — PNAD/76 — Rio de Janeiro.

Um outro indicador que mede a participação da população nas atividades econômicas é a taxa refinada de atividade que é obtida para cada sexo, relacionando a PEA de 10 anos e mais com o total da população de cada sexo a partir desta mesma faixa etária. O quadro 4, a seguir, apresenta estas taxas para cada sexo.

QUADRO 4

TAXAS REFINADAS DE ATIVIDADE POR SEXO REGIÕES METROPOLITANAS — 1976

GRUPOS DE REGIÕES	HOMENS	MULHERES	TOTAL
A.....	70,52	29,79	49,65
B.....	69,67	34,73	51,56
C.....	62,27	29,38	44,49
TOTAL.....	68,97	30,57	49,07

FONTE: IBGE-PNAD/76 — Rio de Janeiro.

Este indicador vem a confirmar o que até aqui foi dito sobre a participação diferenciada de cada sexo nas atividades produtivas. Confirma-se, também, a maior participação do sexo masculino nas regiões metropolitanas nacionais e menor nas regiões metropolitanas do Norte e Nordeste. No entanto, em ambos os conjuntos de regiões, a participação de mulheres é bastante similar.

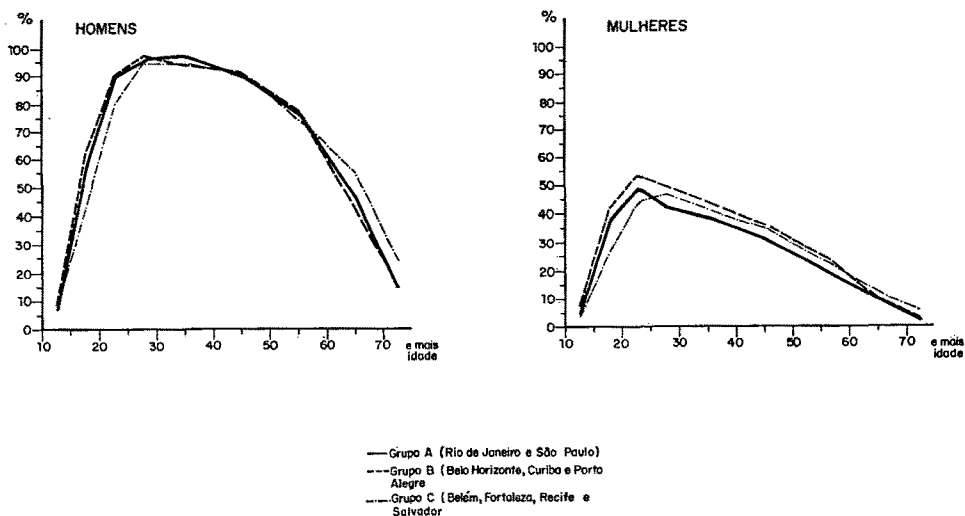
Quando se examina a estrutura de taxas específicas por idade (gráfico 2), algumas peculiaridades ocorrem a nível das regiões. Não existem diferenças entre as regiões metropolitanas do Centro-Sul para o sexo masculino. O mesmo não ocorre quando se examina as regiões metropolitanas do Norte e Nordeste que têm menor participação nas idades mais jovens (até os 30 anos), motivado, provavelmente, pela maior emigração destas faixas etárias para outros estados. Já a estrutura de taxas para o sexo feminino (gráfico 2) tem comportamento bastante distinto da dos homens. Existem diferenças quanto ao nível destas taxas para as regiões metropolitanas, que seguem, no entanto, uma mesma tendência: alcançam um máximo a uma idade bastante baixa (20 a 24 anos — regiões do grupo A e B e 25 a 29 anos — regiões do grupo C), começando a decrescer logo em seguida.

O descenso das taxas de atividade da população feminina a partir de uma idade bastante jovem está vinculado ao papel que ela desempenha na sociedade como reprodutora da força de trabalho. As taxas indicam, ainda, não haver retorno destas mulheres à força de trabalho, motivado tanto pela baixa oferta de empregos como pela dificuldade de conciliação das tarefas do lar com o trabalho fora de casa.

A composição ocupacional da população segundo grupos de regiões metropolitanas, objeto de análise da tabela 4, reflete, em última instância, o perfil da estrutura ocupacional metropolitana, estando a importância relativa dos agrupamentos ocupacionais condicionada, de certa forma, ao estágio de metropolização das regiões. O caráter predominantemente urbano da PEA metropolitana é evidenciado através da baixa proporção de pessoas engajadas em atividades primárias. A retração das ocupações do setor primário está, contudo, referida de modo mais pronunciado ao agregado constituído pelas metrópoles nacionais (São Paulo e Rio de Janeiro).

As ocupações vinculadas às atividades produtoras de bens (indústrias de transformação e de construção) são, em contrapartida, as que incorporam o maior percentual da população metropolitana ocupada, variando de 27,59% no conjunto metropolitano de São Paulo e Rio de Janeiro a 21,80% no agregado das metrópoles regionais do Norte e Nordeste. Ressalte-se que a indústria de construção tem lugar de destaque do ponto de vista do emprego urbano, concentrando-se particularmente nas grandes cidades. Em ordem de importância, quanto à absorção do contingente ativo de trabalhadores do mercado metropolitano de trabalho, seguem-se as ocupações de natureza administrativa que, conforme demonstra o cálculo dos índices ponderados (tabela 5), preponderam nas metrópoles nacionais e nas regionais de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre.

TAXA DE ATIVIDADE POR IDADE



Fonte: IBGE-PNAD/76 - tabulações especiais - Rio de Janeiro

TABELA 4

**DISTRIBUIÇÃO OCUPACIONAL DA POPULAÇÃO POR SEXO
REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS — 1978**

OCUPAÇÃO POR SEXO	PESSOAS OCUPADAS					
	Grupo A		Grupo B		Grupo C	
	Rio de Janeiro e São Paulo		Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre		Belém, Fortaleza, Recife e Salvador	
	Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
TOTAL	7 461 500	100,00	2 090 924	100,00	1 822 105	100,00
Técnicas científicas, artísticas e afins.....	753 088	10,09	228 959	10,95	182 606	10,02
Administrativas.....	1 623 501	21,76	440 135	21,05	369 394	20,77
Agropecuária e produção extrativa vegetal e animal.....	92 186	1,24	82 174	3,93	79 256	4,35
Produção extrativa mineral.....	4 178	0,06	5 348	0,26	2 351	0,13
Indústrias de transformação e construção civil.....	2 058 637	27,59	573 835	27,44	397 441	21,80
Comércio e atividades auxiliares	594 756	7,97	157 172	7,52	163 536	8,98
Transportes e comunicações.....	432 779	5,80	114 429	5,47	103 417	5,68
Prestação de serviços.....	764 638	10,25	222 855	10,66	261 605	14,36
Defesa nacional e segurança pública.....	177 081	2,37	56 672	2,71	45 727	2,51
Outras ocupações, ocupações mal definidas ou não declaradas..	960 656	12,87	209 345	10,01	216 772	11,90
HOMENS	5 162 144	100,00	1 360 804	100,00	1 167 402	100,00
Técnicas científicas, artísticas e afins.....	424 525	8,22	106 516	7,83	84 695	7,25
Administrativas.....	1 104 294	21,39	293 281	21,55	236 999	20,30
Agropecuária e produção extrativa vegetal e animal.....	81 413	1,58	66 877	4,92	77 493	6,64
Produção extrativa mineral.....	4 178	0,08	5 348	0,39	2 351	0,20
Indústrias de transformação e construção civil.....	1 659 097	32,14	468 717	34,44	318 211	27,27
Comércio e atividades auxiliares	439 611	8,52	102 552	7,54	114 791	9,83
Transportes e comunicações.....	405 516	7,86	107 826	7,92	96 787	8,29
Prestação de serviços.....	100 916	1,95	14 309	1,05	21 301	1,82
Defesa nacional e segurança pública.....	175 819	3,41	56 672	4,17	45 410	3,89
Outras ocupações, ocupações mal definidas ou não declaradas..	766 775	14,85	138 706	10,19	169 364	14,51
MULHERES	2 299 356	100,00	730 120	100,00	654 703	100,00
Técnicas científicas, artísticas e afins.....	328 563	14,29	122 443	16,77	97 911	14,96
Administrativas.....	519 207	22,58	146 854	20,11	132 395	20,22
Agropecuária e produção extrativa vegetal e animal.....	10 773	0,47	15 297	2,10	1 763	0,27
Produção extrativa mineral.....	—	0,00	—	0,00	—	0,00
Indústrias de transformação e construção civil.....	399 540	17,38	105 118	14,40	79 230	12,10
Comércio e atividades auxiliares	155 145	6,75	54 620	7,48	48 745	7,45
Transportes e comunicações.....	27 263	1,19	6 603	0,90	6 630	1,01
Prestação de serviços.....	663 722	28,86	208 546	28,57	240 304	36,70
Defesa nacional e segurança pública.....	1 262	0,05	—	0,00	317	0,05
Outras ocupações, ocupações mal definidas ou não declaradas..	193 881	8,43	70 639	9,67	47 408	7,24

Fonte: IBGE — PNAD/76 — Tabulações Especiais — Rio de Janeiro.

Já as ocupações técnicas, científicas, artísticas e afins que, a grosso modo, requerem o acesso a um elevado grau de educação formal, incorporam uma proporção equivalente, cerca de 10% da população dos distintos grupos de regiões metropolitanas (tabela 4). Por outro lado, o baixo nível de escolaridade e de qualificação de importantes segmentos da população metropolitana se manifestam nas expressivas propor-

ções alcançadas pelas ocupações da prestação de serviços e pela categoria das ocupações mal definidas ou não declaradas. Neste agrupamento ocupacional são encontradas atividades não integradas ao mercado de trabalho institucionalizado, como o biscate ou outras formas de trabalho autônomo. Tomando como referência os valores dos índices ponderados (tabela 5) fica evidenciado o maior peso (131) das ocupações da prestação de serviços no grupo composto pelas metrópoles regionais do Norte e Nordeste. No agregado das metrópoles nacionais não é, por sua vez, desprezível a participação da população ocupada (105) nas ocupações mal definidas ou não declaradas.

Na população masculina as ocupações que absorvem maior percentual de trabalhadores, especialmente nas regiões metropolitanas do Centro-Sul, são as relacionadas à indústria de transformação e construção. Cabe mencionar, ainda, as ocupações administrativas e mal definidas que englobam uma parcela considerável dos homens nos três agregados das regiões metropolitanas.

Por outro lado, entre as mulheres a categoria ocupacional mais representativa diz respeito às atividades da prestação de serviços, mormente nas metrópoles regionais do Norte e Nordeste, conforme ilustra o índice de participação de 121 (tabela 5). A participação do contingente feminino também é expressiva nas ocupações administrativas, onde é sabido que as mulheres com níveis médios de escolaridade conseguem, via de regra, integrar-se no mercado de trabalho através das funções burocráticas ou de escritório. É digno de nota, à nível dos três grupos de regiões metropolitanas, a presença das mulheres nas ocupações técnicas, científicas, artísticas e afins e, no caso particular das metrópoles nacionais, nas ocupações da indústria. Cumpre esclarecer que o engajamento das mulheres na indústria corresponde, quase sempre, às indústrias tradicionais (têxtil e alimentar) e às atividades artesanais, fato que não é possível de ser detectado nesta análise em função do nível de agregação dos dados apresentados.

Quanto à análise sobre os níveis salariais, deve ser ressaltada a existência de diferenças entre a população das regiões metropolitanas. Assim sendo, a população nas regiões metropolitanas do Centro-Sul (grupos A, principalmente, e B) apresenta níveis salariais mais elevados em relação à do Norte e Nordeste (grupo C). É possível observar esta situação através da tabela 6 que indica haver no Norte e Nordeste o maior percentual de pessoas com até 1 salário mínimo (41,61%) do que nos demais grupos das regiões. A medida em que os níveis salariais se tornam mais elevados, destaca-se a maior participação da população, principalmente nas metrópoles nacionais e regionais de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre.

A situação ocupacional diferenciada dos segmentos masculino e feminino na força de trabalho é percebida mais claramente quando se

TABELA 5

ÍNDICES PONDERADOS — OCUPAÇÃO
REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS — 1976

OCUPAÇÃO POR SEXO	ÍNDICES PONDERADOS (1)		
	Grupo A	Grupo B	Grupo C
	Rio de Janeiro e São Paulo	Belo Horizonte e Porto Alegre	Belém Fortaleza, Recife e Salvador
TOTAL			
Técnicas científicas, artísticas e afins.....	98	107	98
Administrativas.....	101	98	95
Agropecuária e produção extrativa vegetal e animal.....	55	176	195
Produção extrativa mineral.....	53	245	124
Indústria de transformação e construção civil	103	103	82
Comércio e atividades auxiliares.....	99	93	111
Transportes e comunicações.....	101	96	99
Prestação de serviços.....	93	97	131
Defesa nacional e segurança pública.....	96	110	102
Outras ocupações, ocupações mal definidas ou não declaradas.....	105	82	98
HOMENS			
Técnicas científicas, artísticas e afins.....	103	98	91
Administrativas.....	101	101	96
Agropecuária e produção extrativa vegetal e animal.....	54	167	226
Produção extrativa mineral.....	52	255	130
Indústria de transformação e construção civil	101	108	86
Comércio e atividades auxiliares.....	99	88	115
Transportes e comunicações.....	99	99	104
Prestação de serviços.....	110	59	103
Defesa nacional e segurança pública.....	94	115	108
Outras ocupações, ocupações mal definidas ou não declaradas.....	106	73	104
MULHERES			
Técnicas científicas, artísticas e afins.....	96	113	101
Administrativas.....	104	93	93
Agropecuária e produção extrativa vegetal e animal.....	62	277	36
Produção extrativa mineral.....	0	0	0
Indústrias de transformação e construção civil	110	91	76
Comércio e atividades auxiliares.....	96	107	106
Transportes e comunicações.....	108	82	92
Prestação de serviços.....	96	95	121
Defesa nacional e segurança pública.....	128	0	113
Outras ocupações, ocupações mal definidas ou não declaradas.....	99	114	85

FONTE: IBGE — PNAD/76 — Tabulações Especiais — Rio de Janeiro.

N.º de pessoas no grupo de regiões j classificados no grupo ocupacional i
 (1) I = Soma da população total de cada grupo de regiões classificada no grupo ocupacional i
 Total de pessoas do grupos de regiões j
 Soma da população total de cada grupo de regiões

examina os níveis salariais por sexo. A condição mais desfavorável das mulheres é expressa pela alta proporção da população feminina ganhando até 1 salário mínimo: 28,99% no grupo A, 32,91% no grupo B e 64,19% no grupo C. No contingente masculino a participação nesta faixa salarial é mais reduzida: 9,59% — grupo A: 11,23% — grupo B e 28,94% — grupo C.

A desvantagem da mulher é também verificada nas classes de mais de 5 salários mínimos, pois a percentagem que aí se enquadra é proporcionalmente menor em relação à observada no contingente masculino. A participação dos homens com 5 a 10 salários mínimos é de 14,78%, 13,40% e 9,65% nos grupos A, B e C, respectivamente, ao passo que para as mulheres é de 6,80%, 4,31% e 4,32%.

4 — PRINCIPAIS CONCLUSÕES

No que se refere às características demográficas da população nas regiões metropolitanas, observa-se menor concentração da população nas idades mais jovens nas regiões metropolitanas do Centro-Sul, bem como o predomínio das mulheres a partir do grupo etário de 15 a 19 anos em todas as regiões metropolitanas.

Quanto à situação educacional, destaca-se a existência de um padrão de alfabetização diferenciado entre as regiões metropolitanas do Centro-Sul, com taxas mais elevadas, e as do Norte e Nordeste. Em se tratando da frequência escolar, fica evidenciado a concentração da população no ensino do 1.º grau, não sendo ainda marcante a diferenciação por sexo quanto ao aspecto educacional.

A participação por sexo na PEA mostrou uma menor proporção de mulheres, embora representem mais da metade da população de 10 anos e mais. Nas regiões metropolitanas nacionais a participação das mulheres é menor, ao contrário da população masculina que atinge nesta área os seus maiores níveis de participação. Ao se examinar a estrutura de taxas específicas por idade, constata-se comportamentos distintos entre homens e mulheres. Quanto ao contingente masculino, não se observam diferenças significativas entre as regiões metropolitanas do Centro-Sul, o mesmo não ocorrendo nas do Norte e Nordeste, que apresentam níveis baixos de participação nas idades mais jovens. Quanto à estrutura de taxas femininas, embora haja diferenças entre os níveis nas regiões metropolitanas, a tendência é similar, ou seja, atingem um máximo geralmente até as idades de 20 a 24 anos, decrescendo a seguir.

A população metropolitana ocupada encontra-se concentrada basicamente nas ocupações da indústria de transformação e de construção, em particular nas regiões metropolitanas do Centro-Sul. Por outro

TABELA 6

**REMUNERAÇÃO MENSAL DA POPULAÇÃO NA
OCUPAÇÃO PRINCIPAL, POR SEXO
REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS — 1976**

REMUNERAÇÃO MENSAL POR SEXO	PESSOAS OCUPADAS					
	Grupo A		Grupo B		Grupo C	
	Rio de Janeiro e São Paulo		Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre		Belém, Fortaleza, Recife e Salvador	
	Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
TOTAL	7 461 500	100,00	2 090 924	100,00	1 822 105	100,00
Até 1/4.....	28 736	0,39	19 221	0,92	86 069	4,72
Mais de 1/4 a 1/2.....	155 805	2,09	79 186	3,79	194 737	10,69
Mais de 1/2 a 1.....	977 563	13,10	340 781	16,30	477 279	26,20
Mais de 1 a 2.....	2 277 547	30,52	686 368	32,83	470 376	25,81
Mais de 2 a 5.....	2 389 195	32,02	559 710	26,77	319 830	17,55
Mais de 5 a 10.....	919 263	12,32	213 789	10,22	140 952	7,74
Mais de 10.....	635 070	8,51	150 329	7,19	99 183	5,44
Sem remuneração.....	55 657	0,75	33 339	1,59	30 188	1,66
Sem declaração.....	22 664	0,30	8 201	0,39	3 491	0,19
HOMENS						
TOTAL	5 162 144	100,00	1 360 804	100,00	1 167 402	100,00
Até 1/4.....	8 394	0,16	6 440	0,47	13 034	1,12
Mais de 1/4 a 1/2.....	43 945	0,85	14 003	1,03	42 890	3,67
Mais de 1/2 a 1.....	442 991	8,58	132 452	9,73	281 930	24,15
Mais de 1 a 2.....	1 392 291	26,97	428 258	31,47	347 281	29,75
Mais de 2 a 5.....	1 888 980	36,59	441 311	32,44	252 519	21,63
Mais de 5 a 10.....	762 836	14,78	182 341	13,40	112 665	9,65
Mais de 10.....	576 382	11,17	136 943	10,06	88 242	7,56
Sem remuneração.....	29 188	0,57	14 289	1,05	27 877	2,39
Sem declaração.....	17 137	0,33	4 767	0,35	964	0,08
MULHERES						
TOTAL	2 299 356	100,00	730 120	100,00	654 703	100,00
Até 1/4.....	20 342	0,88	12 781	1,75	73 035	11,16
Mais de 1/4 a 1/2.....	111 860	4,86	65 183	8,93	151 847	23,19
Mais de 1/2 a 1.....	534 572	23,25	208 329	28,53	195 349	29,84
Mais de 1 a 2.....	885 256	38,52	258 110	35,35	123 095	18,80
Mais de 2 a 5.....	500 215	21,75	118 399	16,22	67 311	10,28
Mais de 5 a 10.....	156 427	6,80	31 448	4,31	28 287	4,32
Mais de 10.....	58 688	2,55	13 386	1,83	10 941	1,67
Sem remuneração.....	26 469	1,15	19 050	2,61	2 311	0,35
Sem declaração.....	5 527	0,24	3 434	0,47	2 527	0,39

FONTE: IBGE — PNAD/76 — Tabulações Especiais — Rio de Janeiro.

lado, são também expressivas as proporções alcançadas pelas ocupações administrativas, as ocupações da prestação de serviços e pela categoria das ocupações mal definidas e não declaradas.

Deve ser ressaltado, ainda, que a população nas regiões metropolitanas do Centro-Sul apresenta níveis salariais mais elevados em relação à do Norte e Nordeste. Quando se observa os maiores níveis de salário destaca-se a maior participação da população, sobretudo nas metrópoles nacionais e regionais de Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre.

CALENDÁRIO DE REUNIÕES INTERNACIONAIS PARA O ANO DE 1981

Transcrevemos do Boletim do International Statistical Institute n.º 12, outubro de 1980 — o Calendário de Reuniões (sessões, simpósios e congressos) programados para o ano de 1981 por organizações internacionais e instituições científicas de diversos países:

DATA	LOCAL	REUNIÃO
JANEIRO — 5/8	Admedabad — Índia	Sadar Patel Institute of Economic and Social Research, Seminar on Inter-relationship between-Demographic Factors and Income Distribution <i>Informações:</i> IUSSP, Rue Forgeur 5, 4000 Liège, Belgium
12/21	Nova Iorque — EUA	United Nations Statistical Commission, Twenty-first Session <i>Informações:</i> S. Nordbotten, Director, UN Statistical Office, New York, USA
FEVEREIRO — 17/26	Nova Iorque — EUA	United Nations Statistical Commission, Twenty-first Session <i>Informações:</i> S. Nordbotten, Director, UN Statistical Office, New York, USA
MARÇO — 23/25	Bombaim — Índia	IUSSP, International Institute for Population Studies, Workshop on Methodological Aspects of Demographic Analysis of Sterilization, Chembur <i>Informações:</i> IUSSP, Rue Forgeur 5, 4000 Liege, Belgium
MARÇO/ABRIL 26/03	Sellin, Rügen — República Democrática da Alemanha	Fifth International Summer School on Problems of Model Choice and Parameter Estimation in Regression <i>Informações:</i> K. Hoffman Sektion, Mathematik, Humboldt-Universität zu Berlin, DDR-1006 Berlin PSF 1297

DATA	LOCAL	REUNIÃO
JUNHO — 22/27	Vilnius — União Soviética	Third, Vilnius Conference on Probability Theory and Mathematical Statistics <i>Informações:</i> V. Statulevicius, Director, Institute of Mathematics and Cybernetics, 43, K. Pozelosstr, 232600 Vilnius, USSR
24/27	San Diego — California — EUA	Econometric Society, North American Summer Meeting <i>Informações:</i> V. P. Crawford, Dept. of Economics, Univ. of California (San Diego), La Jolla, Cal 92093 USA
JULHO — 8/11	Cambridge — Inglaterra	Institute of Statisticians Conference (Statistics in Medicine) <i>Informações:</i> The Administrative Secretary, The Institute of Statisticians, 35 Churchgate Street, Bury St. Edmunds, Suffolk IP33 1RD, UK
AGOSTO — 10/13	Detroit — Michigan — EUA	American Statistical Association, Biometric Society (ENAR and WNAR), 141 st Annual Meeting <i>Informações:</i> American Statistical Association 806-15th Street, Washington D. C. 20005, USA
23/28	Montreal — Canadá	Bernoulli Society for Mathematical Statistics and Probability — Committee for Conferences on Stochastic Processes and their Applications, 10th Conference on Stochastic Processes and their Applications <i>Informações:</i> A. Joffe, Centre de Recherche de Mathématiques appliquées, Université de Montreal, Case Postal 6128, Montréal, Québec, Canadá H3C 1J7
24/28	Budapest — Hungria	The Hungarian Academy of Sciences, 3rd International Colloquium on Information Theory <i>Informações:</i> Ms. Helen Fodor, Computer and Automation Institute of the Hungarian Academy of Sciences, H-1502 Budapest, P. O. Box 63, Hungary
AGOSTO/SETEMBRO 31/4	Wroclaw — Polónia	Bernoulli Society for Mathematical Statistics & Probability — European Regional Committee, 14th European Meeting of Statisticians <i>Informações:</i> W. Klonecki, ul. Kopernika 18, 51-617 Wroclaw, Poland

<i>DATA</i>	<i>LOCAL</i>	<i>REUNIÃO</i>
SETEMBRO/OUTUBRO 30/03	Munique — República Federal de Alemanha	Centre for International Research on Economic Tendency Surveys, 15th CIRET Conference <i>Informações:</i> W. H. Strigel, IFO Institute, Poschingerstrasse 5, D- 8000 Munich 80, Fed. Rep. of Ger- many
NOVEMBRO/DEZEMBRO 30/11	Buenos Aires — Argentina	International Statistical Institute 43rd Biennial Session, (includes meetings of Bernoulli Society for Mathematical Statistics and Pro- bability, International Association for Statistical Computing and In- ternational Association of Survey Statisticians) <i>Informações:</i> ISI Permanent Offi- ce, 428 Prinses Beatrixlaan, 2270 AZ Voorburg, Netherlands
DEZEMBRO 09/16	Manila — Filipinas	International Union for the Scien- tific Study of Population, XIX General Conference <i>Informações:</i> IUSSP, Rue Forgeur 5, 4000 — Liège, Belgium

SOCIEDADE BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA ELEGE NOVA DIRETORIA PARA O BIÊNIO 1981/82

Realizou-se no dia 29-01-81 a cerimônia de posse da diretoria da Sociedade Brasileira de Estatística, eleita para o biênio 1981/82. É a seguinte a constituição da Diretoria da SBE: *Presidente* — Amaro da Costa Monteiro (IBGE/APE); *Vice-Presidente* — Valéria da Motta Leite (IBGE/DESPO); *Secretário-Geral* — Yvonne Barandier N. da Cruz (IBGE/BICEN); *1.º Secretário Adjunto* — Evandro Pereira de Arsênio (TELERJ); *2.º Secretário Adjunto* — Regina Lanzillote de Alvarenga (BNH); *Secretário Cultural* — Maria das Graças de O. Nascimento (IBGE/DESPO); *Secretário Editorial* — Paulo Augusto de Alencar (IBGE/BICEN); *Tesoureiro* — Maria Conceição Lomba Lima (IBGE/APE); *Tesoureiro-Adjunto* — Clecyldes Mendes Pereira. Para o mesmo período administrativo foram eleitos para o Conselho Fiscal os Estatísticos Luiz Nery da Costa, Ovídio de Andrade Júnior e Luiz Armando de Medeiros Frias.

IBGE

Presidente: Jessé Montello

Diretor-Técnico: Marco Antonio de Souza Aguiar

Diretor de Geodésia e Cartografia: Mauro Pereira de Mello

Diretor de Administração: Elias Paladino

Diretor de Formação e Aperfeiçoamento de Pessoal: José Luiz Carvalho

Diretor de Informática: Nelson Hochman