

FUNDAÇÃO IBGE

INSTITUTO BRASILEIRO DE ESTATÍSTICA

Centro Brasileiro de Estudos Demográficos

**ESTIMATIVAS DAS FREQUÊNCIAS,
AO NASCER, DE CRIANÇAS
AFETADAS PELO MONGOLISMO
EM POPULAÇÕES BRASILEIRAS**

**Nilda Martello
e
O. Frola-Pessoa**

**Número 7
1969**

APRESENTAÇÃO

O trabalho que ora divulga o Centro Brasileiro de Estudos Demográficos se refere a um aspecto qualitativo importante da população, geralmente analisada sob aspectos quantitativos. Realizado pelo Professor FROTA-PESSOA, nome internacional na Genética Humana, e NILDA MARTELLO, bolsista do Conselho Nacional de Pesquisas, estabelece resultados de valor científico indiscutível sobre a frequência de nascimentos de crianças afetadas pelo mongolismo, com base nos dados censitários de 1940, 1950 e 1960.

É evidente que os programas de desenvolvimento econômico devem encarar, não apenas as características quantitativas da população, mas também as características qualitativas, que constituem aspectos cujo conhecimento é fundamental nas decisões sobre planejamento familiar, qualquer que seja a forma porque venha a ser praticado pela população.

JOÃO LYRA MADEIRA

Diretor do CBED

1 — INTRODUÇÃO

O mongolismo, também chamado idiotia mongolóide, síndrome da trissomia 21, é o mais comum dos defeitos graves do desenvolvimento embrionário e ocorre em tôdas as raças. Afeta muitos órgãos e tecidos e determina deficiência mental marcada. Coloca-se, em geral, sua incidência em tôrno de 1 a 2 por mil nascimentos e estima-se que existam atualmente no mundo cêrca de um milhão de indivíduos afetados pelo mongolismo (Stevenson e col., 1966).

Em 1959, Lejeune e col. demonstraram que esta anomalia é determinada pela presença, nas células do afetado, de um cromossomo extra, do grupo G (pequenos acrocêntricos), idêntico ao par de autossomos que é designado pelo número 21 (Beçak, 1968; Beiguelman, 1968; Frota-Pessoa, 1966, 1968).

Está bem comprovado que a incidência do mongolismo é maior entre filhos de mulheres idosas do que entre filhos de mulheres jovens. Assim, os fatores sócio-culturais e demográficos que atuam sôbre a idade média das mães por ocasião do nascimento dos filhos influem indiretamente sôbre a incidência do mongolismo.

Em relação aos países mais desenvolvidos, as populações brasileiras apresentam longevidade e idade média de casamento baixas. Isso tende a diminuir a idade média das mães por ocasião do nascimento dos filhos e, conseqüentemente, a freqüência de afetados pelo mongolismo. Com base neste raciocínio, admitimos, em nota prévia anterior (Martello e Frota-Pessoa, 1968), que a incidência de mongolóides ao nascer fôsse menor no Brasil do que nas populações européias, de idade média de casamento e longevidade mais altas. Estimativas preliminares, baseadas em dados censitários, feitas na ocasião, pareciam confirmar essa hipótese. Posteriormente, entretanto, aperfeiçoamos o método de elaboração dos dados censitários, recalculamos as estimativas feitas e estimamos a incidência de mongolóides em outras populações brasileiras. Ficou claro, então, que uma impropriedade no método usado tinha introduzido nas estimativas preliminares um erro sistemático para menos.

O nôvo método, descrito no presente trabalho, conduz, na verdade, a estimativas mais altas que as comumente encontradas na literatura. Procurando a razão dêste achado, concluímos que, enquanto a baixa longevidade e os casamentos precoces tendem a deprimir a incidência do mongolismo, a grande fecundidade de nossas populações age em sentido contrário, pois decorre, em grande parte, da fecundidade das mulheres mais idosas, como mostra uma comparação com a Venezuela e o Ceilão, feita por Mortara (1957).

Neste trabalho, estimamos teòricamente as freqüências, ao nascer, de afetados pelo mongolismo em populações brasileiras, partindo de dados dos Censos Demográficos e aplicando ao nosso caso as freqüências, por grupo de idade materna, observadas por Carter e Evans (1961).

2 — MATERIAL E MÉTODO

Utilizamos a tábua de freqüência de mongolismo em função da idade materna apresentada por Carter e Evans (1961), na qual as mães são grupadas nas seguintes classes etárias: 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44 e 45 e mais anos.

Dos Censos Demográficos de 1940, 1950 e 1960, colhemos o número de mulheres presentes ao recenseamento, o número das que entre elas são mães e o número de filhos que tiveram. O Censo de 1940 grupa as mulheres presentes por idade em anos completos, enquanto os de 1950 e 1960 as grupa em classes etárias de cinco anos (15-19, 20-24, etc.). Para nosso uso, uniformizamos o critério, grupando também em classes etárias de cinco anos os dados de 1940.

Outra diferença existente entre o Censo de 1940 e os seguintes refere-se ao número de mulheres com filhos e o número de filhos tidos. No Censo de 1940, o número de mulheres com filhos refere-se apenas a mães que tiveram filhos nascidos vivos; nos Censos de 1950 e 1960, êsse número inclui, também, as mulheres que só tiveram filhos nascidos mortos. Conseqüentemente, o número de filhos nascidos, segundo o Censo de 1940, não inclui os que nasceram mortos e não têm irmãos nascidos vivos, enquanto, segundo os Censos de 1950 e 1960, êsse número inclui todos os nascimentos. Para efeito de nossos cálculos, ignoramos essas discrepâncias. As conseqüências dessa simplificação e de outras que se tornaram necessárias serão discutidas adiante.

Estimamos a freqüência, ao nascer, de afetados pelo mongolismo no Brasil como um todo e nos Estados de São Paulo, Guanabara, Santa Catarina, Amazonas e Maranhão, no período de 1946-1950, utilizando os dados dos Censos 1940 e 1950 combinadamente. Fizemos, além disso,

nova estimativa dessa freqüência para os Estados da Guanabara, Santa Catarina, Amazonas e Maranhão, no período 1956-1960, utilizando os dados dos Censos de 1950 e 1960 combinadamente.

Para estimar essas freqüências, necessítavamos do número de filhos nascidos nos últimos cinco anos, por grupo etário de mulheres presentes ao recenseamento. Todavia, os dados dos Censos nos fornecem apenas o número total de filhos tidos por elas. Por êsse motivo, tivemos de estimar êsse número, o que foi feito da maneira exemplificada, para o Brasil como um todo, nas Tabelas 1 e 2, e relatada, para o caso geral, nos itens abaixo.

a) Calculamos inicialmente a freqüência relativa e_i de mães, entre as mulheres pertencentes a cada um dos grupos etários considerados (15-19, até 45-49), dividindo o total de mães dêsse grupo (c_i) pelo total de mulheres (b_i) do mesmo grupo:

$$e_i = c_i/b_i$$

b) Estimamos a freqüência relativa f_i , dentre as mulheres do grupo etário i , das que eram mães cinco anos antes, fazendo a média ponderada das freqüências de mães, entre as mulheres do grupo ($i - 1$), presentes ao Censo Demográfico considerado (j) e ao Censo Demográfico imediatamente anterior ($j - 1$):

$$f_i = \frac{c_{i-1, j} + c_{i-1, j-1}}{b_{i-1, j} + b_{i-1, j-1}}$$

c) Estimamos a freqüência relativa g_i , de mães do grupo etário i que já o eram cinco anos antes, dividindo f_i por e_i :

$$g_i = f_i/e_i$$

d) Estimamos o número absoluto h_i de mães do grupo etário i que já o eram cinco anos antes, multiplicando c_i por g_i :

$$h_i = c_i g_i$$

e) Estimamos o número médio de filhos l_i tidos até cinco anos antes pelas mulheres que já eram mães, fazendo a média ponderada do número de filhos das mulheres do grupo ($i - 1$) presentes ao Censo Demográfico considerado (j) e ao Censo Demográfico imediatamente anterior ($j - 1$):

$$l_i = \frac{d_{i-1, j} + d_{i-1, j-1}}{c_{i-1, j} + c_{i-1, j-1}}$$

f) Estimamos o número total m_i de filhos nascidos até cinco anos antes da data do Censo considerado, multiplicando h_i por l_i :

$$m_i = h_i l_i$$

de Q é para mais ou para menos. De qualquer modo, êsse êrro fica atenuado pelo fato de que as discrepâncias entre os dois Censos diminuem nos grupos etários mais avançados — justamente os que produzem maior número de afetados.

c) Extrapolar, para as nossas populações, as freqüências de afetados por grupo etário materno obtidas por Carter e Evans (1961) na Inglaterra, sabendo que essas freqüências apresentam variabilidade racial (cf. Stenvenson e col., 1966); e supor a freqüência de mongolóides nascidos, nos últimos cinco anos, das mulheres de cada grupo etário como sendo igual à média aritmética das freqüências obtidas por Carter e Evans (1961) para êsse grupo e o imediatamente anterior.

d) Supor que, no período intermediário entre os dois Censos consecutivos, o número de mães dentro de cada grupo seja rigorosamente igual à média ponderada dos valores respectivos nos dois Censos; e que o mesmo ocorra em relação ao número de filhos tidos por elas.

e) Estimar g_i pela fórmula $g_i = f_i/e_i$, a qual pressupõe que a mortalidade é a mesma para mulheres com e sem filhos, dentro de um mesmo grupo etário. Se, por exemplo, a mortalidade entre mulheres sem filhos fôr maior, o valor g_i estimado será menor que o real. Considerando-se as demais fórmulas usadas, verifica-se que uma estimativa por falta de g_i conduz a estimativas também por falta de h_i e m_i e estimativas por excesso de n_i , q_i e Q .

f) Aplicar ao grupo etário 45-49 anos a média das taxas de nascimento de afetados dadas por Carter e Evans (1961) para mães de 40-44 anos e de 45 e mais, o que nos pode levar a uma estimativa por excesso do número de afetados.

Infelizmente, não temos elementos para avaliar a direção ou a magnitude do êrro global produzido pelo conjunto dessas simplificações, embora, intuitivamente, êle nos pareça de pouca monta. Por outro lado, as averiguações diretas da freqüência de mongolóides encontram dificuldades ainda maiores, como veremos.

4.2 — Levantamentos diretos

Stevenson e col. (1966) apresentam dados sôbre a incidência do mongolismo, obtidos em um estudo prospectivo feito paralelamente em vinte e quatro hospitais de diversos países. As freqüências, ao nascer, não corrigidas para compensar as distribuições diferentes das idades maternas nos diversos países, variam de zero, em Alexandria, Bombaim, Calcutá e Cidade do Cabo (nesta, em pessoas de côr) em totais de, respectivamente 9.598, 39.498, 19.191 e 3.051 nascimentos simples (isto

é, excluindo gêmeos) a 2,25 por mil nascimentos em Ljbljana, na Iugoslávia, num total de 8.888 nascimentos simples. Na análise dos resultados, os autores fazem, entre outras, as seguintes ponderações:

a) As diferenças nas frequências observadas podem refletir diferenças reais, entre as populações, mas também podem ser devidas a flutuação de amostragem e a critérios de diagnóstico variáveis. Por isso, não se pode interpretar, com segurança, as diferenças observadas.

b) Nota-se, em todos os países, a influência da idade materna sobre a incidência da síndrome, mas a magnitude desta influência pode não ser a mesma em toda parte.

c) A anomalia é mais facilmente reconhecível em alguns grupos étnicos do que em outros, a um exame superficial.

Essas considerações indicam que as diversas averiguações sobre a frequência de nascimento de afetados, citadas na literatura, podem não representar, com precisão, a realidade.

Fabia (1969), utilizando dados de muitas fontes, encontrou uma prevalência de 1,41 afetados por mil nascimentos, entre crianças brancas nascidas de mães residentes em Massachusetts entre 1954 e 1965. Essa estimativa é uma das maiores já obtidas na América do Norte. Turpin e Lejeune (1965), sumariando o resultado de vários autores, colocam a frequência da síndrome entre 1/600 a 1/700 dos nascimentos, enquanto Stevenson e col. (1966) dão uma estimativa de 1 a 2 afetados em cada mil nascimentos, para muitos países da Europa. Esse mesmo trabalho apresenta uma frequência de afetados de apenas 0,76 por mil (Delascio, 1966), em uma série de 14.421 nascimentos simples sucessivos, ocorridos entre 1961 e 1964 na Casa Maternal e da Infância "Leonor Mendes de Barros" de São Paulo. Em estudos retrospectivos, Saldanha e col. (1963) obtiveram, dentre crianças nascidas no Hospital das Clínicas da Universidade de São Paulo, frequência de 0,79 por mil; e Altimari e Beçak (1968) obtiveram, também na Casa Maternal "Leonor Mendes de Barros", mas entre 1962 e 1967, frequência de 1,21 por mil, valor que se tornou 1,13 por mil quando a investigação abarcou 130.191 nascimentos ocorridos de 1960 a 1968 (Altimari e Beçak, 1969).

4.3 — Uma possível distorção dos levantamentos diretos

As dez estimativas que apresentamos na Tabela 3 ficam acima de 1,4 mongolóides por mil nascimentos, enquanto que nenhum dos três levantamentos diretos feitos no Brasil (citados acima) atinge esse valor. Discrepância tão marcada entre nossos resultados e os levantamentos diretos não deve decorrer de variação de amostragem nem

das causas de erro que apontamos acima. Tal discrepância reflete, provavelmente, uma distorção sistemática imposta aos dados por um dos dois métodos. Uma possível distorção, que merece ser testada, decorreria de estarem as mães idosas subrepresentadas nas maternidades, em relação à sua frequência na população. É provável que haja uma tendência, entre as mulheres de mais de 35 anos que já tiveram vários filhos, de darem à luz em casa, seja porque no seu tempo de recém-casadas os partos domiciliares eram mais usuais, seja porque, depois de vários partos, já enfrentam o evento sem temor. Por outro lado, as mães jovens, e especialmente as primíparas, tendem a procurar a maternidade, pelos motivos opostos. É claro que esse efeito não precisa ser muito pronunciado para reduzir consideravelmente as frequências de nascimento de mongolóides avaliadas através de amostras de maternidades. Ele deve ter pouca importância nos países avançados, em que o parto domiciliar se tornou uma raridade, mas deve atuar drasticamente nos países pouco desenvolvidos e superpopulosos. Parece-nos, por exemplo, possível que isto tenha contribuído para não se ter registrado nenhum mongolóide, num total de 49.944 partos, em dois hospitais da Índia, quando é sabido (Stevenson e col., 1966) que a frequência de mongolóides na população indu não parece especialmente baixa.

4.4 — Evolução demográfica e mongolismo

Tanto os dados estatísticos (Carter e Evans, 1961; Turpin e Lejeune, 1965) como os citogenéticos (Court-Brown, 1967) indicam que a frequência da anomalia da divisão celular (não-disjunção) que produz a trissomia do cromossomo 21, causando o mongolismo, aumenta com a idade materna, especialmente depois dos 35 anos. Embora os dados existentes se refiram apenas a algumas populações, é de crer, além disso, dada a natureza da não-disjunção, que a influência da idade materna sobre a incidência do mongolismo atue em todas as raças, ainda que não necessariamente com a mesma intensidade. Estas noções nos permitem especular sobre a possível variação de frequência dos nascimentos de mongolóides à medida em que um povo atravessa sua evolução demográfica (Frota-Pessoa, em publicação).

A frequência de mongolóides ao nascer deve ser muito baixa em grupos primitivos, como os índios brasileiros não aculturados, em consequência da grande mortalidade de mulheres jovens.

Quando uma população primitiva começa a civilizar-se, a mortalidade diminui porque a vida se torna sedentária e os rudimentos da defesa sanitária (vacinação, etc.) são postos em ação. A incidência do mongolismo aumenta à medida que a medicina garante a sobrevi-

vência de maior número de mulheres idosas que continuam a reproduzir-se. O progresso de um país, enquanto não escapa da fase de subdesenvolvimento, é acompanhado, portanto, de um aumento da incidência do mongolismo.

Em contraste, nos países avançados, o aumento do mongolismo, que a longevidade ainda maior das mulheres poderia produzir, fica sobrepujado pela função eugênica do planejamento familiar generalizado, que tende a limitar a atividade reprodutora da mulher à fase anterior aos 35 anos.

É notório que a civilização incipiente aumenta mais depressa a longevidade dos adultos do que atenua a mortalidade infantil. Por isso, nos países subdesenvolvidos, a esperança de vida, que é baixa ao nascer, torna-se relativamente alta na adolescência.

O Brasil atravessa uma fase, em sua evolução demográfica, em que, apesar da mortalidade infantil ainda alta, a contribuição reprodutiva das mulheres idosas, como mostrou Mortara (1957), é muito grande. Isso coloca nossa população na parte alta da curva de variação da incidência do mongolismo — posição que só aos poucos iremos abandonando, à medida que o planejamento familiar se difundir por tôdas as camadas sócio-econômicas urbanas e rurais.

Esta tendência já parece esboçar-se no Estado da Guanabara que apresentou, em decênios consecutivos, a maior (2,1) e a menor (1,5) dentre as nossas estimativas (Tabela 3). A grande freqüência de mongoloides referente ao período de 1946-1950 deve relacionar-se com o alto grau de urbanização do Estado da Guanabara, portanto, com melhor nível sanitário e maior longevidade das mulheres prolíficas. A baixa freqüência, dez anos mais tarde, pode bem significar que o planejamento familiar já tem, na Guanabara, difusão suficiente para produzir uma queda drástica da incidência do mongolismo, através do decréscimo da prolificidade das mulheres de mais de 35 anos. Esta conclusão é compatível com os dados das Tabelas 4 e 5. Note-se, para contraste, que nos três outros Estados para os quais apresentamos estimativas em duas épocas distintas, não se nota tendência à queda da incidência do mongolismo — fato congruente com estarem as populações desses estados ainda impermeadas pela idéia do planejamento familiar, nas épocas a que se referem as estimativas.

SUMMARY

Distributions of number of children born from mothers of different age groups were calculated from data in the Censuses of 1940, 1950 and 1960 for five Brazilian States and Brazil as a whole. The method

used is described and illustrated for the case of Brazil as a whole (Tables 1 and 2). The frequencies observed in England (Carter and Evans, 1961) of children with Down's syndrome (mongolism) according to the mother's age were applied to the above distributions and overall estimates of the frequencies of affected children were obtained (Table 3). The causes of error inherent to the method are discussed. The estimates were compared with results from direct surveys made in Brazilian maternity hospitals and found to be greater than the latter. This might be due to a bias of ascertainment typical of these direct surveys and depending on the fact that older women, with greater delivery experience and greater adherence to tradition, tend more than young women to have their confinement at home with the help of midwives.

Some speculations are made about the expected variations of the frequency of children with Down's syndrome depending on modifications of demographical parameters as populations evolve. Primitive groups such as the unacculturated Amerindians must present very low frequencies of mongolism because of the short life span of the mothers. Acculturation tends to increase the life span and therefore the incidence of mongolism. Developing countries must be burdened with a even higher incidence until they reach a stage where the effect in increased longevity and late marriages is counteracted by widespread family planning which tends to curb the reproduction of old females. Our estimates for Guanabara State in two periods show that it has already entered this last stage (Tables 3 to 5).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALTIMARI, D. e BEÇAK, W., 1968. Síndrome de Down. Dados sobre alguns parâmetros. *Ciência e Cultura* 20: 184.
- ALTIMARI, D. e BEÇAK, W., 1969. Síndrome de Down. Dados adicionais sobre alguns parâmetros. *Ciência e Cultura* 21: 295-296.
- BEÇAK, W., 1968. Citogenética humana. In Beçak, W. e Frota-Pessoa, O. *Introdução à Genética Médica*, Fundo Edit. Prociex, São Paulo, 567 p.: 329-377.
- BEIGUELMAN, B., 1968. *Citogenética humana*, EDART, São Paulo, 79 p.
- CARTER, C. O. e EVANS, K. A., 1961. Risk of parents who had one child with Down's syndrome (mongolism) having another child similarly affected. *Lancet* ii: 785-787.
- COURT-BROWN, W. M., 1967. *Human population cytogenetics*. John Wiley, New York, 197 p.
- CENSO DEMOGRÁFICO DE 1940. *V Recenseamento Geral do Brasil*, Série Nacional, Volume II; Série Regional, Partes II, IV, XVI, XVII, XIX. IBGE, Rio de Janeiro.
- CENSO DEMOGRÁFICO DE 1950. *VI Recenseamento Geral do Brasil*, Série Nacional, Volume I; Série Regional, Volumes VII, XII, XXIV, XXV e XXVII. -IBGE, Rio de Janeiro.
- CENSO DEMOGRÁFICO DE 1960. *VII Recenseamento Geral do Brasil*, Série Regional, Volume I, Tomos II, III, XII e XV. IBGE, Rio de Janeiro.
- DELASCIO, D., 1966. São Paulo, Brasil. In Stevenson e col., 1966.
- FABIA, J., 1969. Illegitimacy and Down's syndrome. *Nature* 221: 1157-1158.
- FROTA-PESSOA, O., 1966. Os cromossomos humanos. In Pavan, C. e Brito da Cunha, A. (org.), *Elementos de genética*, 2.^a ed., Cia. Edit. Nacional e Edit. Univ. São Paulo, 666 p.: 292-343.
- FROTA-PESSOA, O., 1968. Aconselhamento genético. In Alcântara, P. e Marcondes, E. (org.), *Pediatria Básica*, I vol. Sarvier, São Paulo, 611 p.: 65-72.
- FROTA-PESSOA, O., em publicação. Models of genetic structure and their applications in Brazilian populations. In Salzano, F. M. (org.), *The ongoing evolution of Latin American populations*. C. Thomas.
- LEJEUNE, J., GAUTIER, M., e TURPIN, R. 1959. Étude des chromosomes somatiques de neuf enfants mongoliens. *C. R. Acad. Sci. (Paris)* 248: 1721-1722.
- MARTELLO, N. e FROTA-PESSOA, O., 1968. Estimativa da taxa de nascimento de crianças com trissomia 21 em populações brasileiras. *Ciência e Cultura*, 20: 180-181.

- MORTARA, G., 1957. *A Fecundidade da mulher no Brasil*. IBGE, Rio de Janeiro, 100 p.
- SALDANHA, P. H., CAVALCANTI, M. A. A. e LEMOS, M. P. H., 1963. Incidência de defeitos congênitos na população de São Paulo. *Rev. Paul. Med.* 63: 211-229.
- STEVENSON, A. C., JOHNSON, H. A., GOLDING, D. R. e STEWART, M. I. P., 1966. Congenital malformations. *Suppl. Bull. W. H. O.* 34, 127 p., e *Comparative study of congenital malformations*. Med. Res. Council, Gr. Britain, Oxford.
- TURPIN, R. e LEJEUNE, J., 1965. *Les chromosomes humanis*. Gauthier-Villars, Paris, 535 p.

TABELAS

TABELA 1

Dados dos Censos Demográficos de 1940 e 1950, referentes à população do Brasil, nos quais se baseiam as estimativas da Tabela 2

ESPECIFICAÇÃO	Censo	GRUPOS ETÁRIOS							
		15-49	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
Número de mulheres (b _i)	1940	10 058 193	2 286 293	1 977 508	1 707 064	1 281 173	1 154 010	946 182	705 963
	1950	12 826 011	2 857 784	2 606 679	2 101 959	1 623 307	1 517 030	1 161 114	958 138
Número de mães (e _i)...	1940	5 679 772	198 074	914 359	1 199 627	1 012 389	960 354	793 414	601 055
	1950	7 263 459	273 163	1 210 953	1 472 332	1 280 535	1 253 926	966 305	806 245
Número de filhos (d _i)...	1940	28 815 519	293 251	2 144 616	4 408 577	5 193 039	6 181 185	5 848 329	4 746 522
	1950	35 219 051	417 697	2 863 852	5 289 165	6 303 808	7 683 573	6 708 894	5 952 062

TABELA 2

Estimativa da freqüência, ao nascer, de crianças mongolóides na população do Brasil, baseada nos dados da Tabela 1

ESPECIFICAÇÃO	GRUPOS ETÁRIOS						
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
Freqüências relativas de mães entre as mulheres presentes ao Censo de 1950 (e _i).....	0,0956	0,4646	0,7005	0,7888	0,8266	0,8322	0,8415
Freqüência relativa de mulheres que já eram mães cinco anos antes (f _i).....	—	0,0916	0,4637	0,7015	0,7894	0,8290	0,8351
Freqüências relativas, entre as mães, das que já o eram cinco anos antes (g _i).....	—	0,1972	0,6620	0,8893	0,9550	0,9962	0,9924
Número absoluto de mulheres que já eram mães cinco anos antes (h _i).....	—	238 800	974 684	1 138 780	1 197 499	962 633	800 118
Número médio de filhos nascidos até cinco anos antes (l _i).....	—	1,5087	2,3560	3,6295	5,0141	6,2615	7,1359
Número total de filhos nascidos até cinco anos antes (m _i).....	—	360 278	2 296 356	4 133 202	6 004 380	6 027 527	5 709 562
Número total de filhos nascidos nos últimos cinco anos (n _i).....	417 697	2 503 574	2 992 809	2 170 606	1 679 193	681 367	242 500
Taxa de afetados em função da idade materna, em cada mil nascimentos, segundo Carter e Evans, 1961 (o _i).....	0,54	0,63	0,74	1,23	3,82	10,72	18,63
Taxa de afetados nascidos nos últimos cinco anos (p _i).....	0,54	0,59	0,69	0,99	2,53	7,27	14,68
Número total de afetados nascidos nos últimos cinco anos (q _i).....	226	1 477	2 065	2 149	4 248	4 954	3 560
Taxa de nascimento de afetados na população (Q)	$Q = \sum p_i / \sum n_i = 18\ 679 / 10\ 687\ 746 = 1,7\%$						

TABELA 3

Estimativas da frequência, ao nascer, de crianças afetadas por mongolismo nas populações de alguns Estados e no Brasil como um todo, obtidas pelo método explicado no texto

UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Períodos considerados	Afetados por mil nascimentos
São Paulo.....	1946-1950	1,7
Guanabara.....	1946-1950	2,1
Guanabara.....	1956-1960	1,5
Santa Catarina.....	1946-1950	1,6
Santa Catarina.....	1956-1960	1,8
Amazonas.....	1946-1950	1,7
Amazonas.....	1956-1960	1,5
Maranhão.....	1946-1950	1,6
Maranhão.....	1956-1960	1,8
Brasil.....	1946-1950	1,7

TABELA 4

Número de mulheres (b_i) e de mães (c_i) de 15 a 49 anos, presentes na data do Censo; número de filhos que tiveram (d_i); fração $r_i = (b_i/b_i)$, dentre as mulheres presentes, das mulheres de cada classe etária; e número médio $s_i = (d_i/c_i)$ de filhos tidos pelas mães de cada classe etária

POPULAÇÃO E CENSO	Total de mulheres de 15 a 49 anos	Total de mães de 15 a 49 anos	Total de filhos	VALORES DE r_i E s_i PARA AS CLASSES ETÁRIAS INDICADAS															
				15-19		20-24		25-29		30-34		35-39		40-44		45-49			
				(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)		
(a)	(b_i)	(c_i)	(d_i)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)	(r)	(s)		
BR-40	10 058 193	5 679 772	28 815 519	0,23	1,48	0,20	2,34	0,17	3,67	0,13	5,13	0,11	6,44	0,09	7,37	0,07	7,90		
BR-50	12 826 011	7 263 459	35 219 051	0,22	1,53	0,20	2,36	0,16	3,59	0,13	4,92	0,12	6,13	0,09	6,94	0,07	7,38		
SP-40	1 757 617	1 029 574	4 929 640	0,22	1,39	0,19	2,12	0,17	3,30	0,13	4,67	0,12	6,03	0,09	7,10	0,07	7,79		
SP-50	2 331 692	1 357 421	5 761 392	0,21	1,39	0,20	2,05	0,17	3,03	0,13	4,13	0,12	5,17	0,09	6,05	0,08	6,67		
GB-40	500 346	254 503	927 708	0,18	1,46	0,18	1,95	0,17	2,67	0,14	3,44	0,13	4,20	0,11	4,87	0,08	5,40		
GB-50	703 141	350 478	1 141 469	0,18	1,39	0,19	1,89	0,17	2,46	0,14	3,08	0,13	3,66	0,10	4,21	0,10	4,75		
GB-60	919 332	489 722	1 618 812	0,16	1,36	0,17	1,97	0,17	2,54	0,16	3,06	0,13	3,43	0,11	3,75	0,09	4,04		
SC-40	267 414	160 571	797 138	0,24	1,40	0,20	2,21	0,16	3,52	0,12	5,02	0,11	6,43	0,09	7,40	0,07	7,93		
SC-50	358 835	218 447	1 037 409	0,24	1,52	0,21	2,30	0,16	3,57	0,12	4,93	0,11	6,13	0,08	6,99	0,07	7,41		
SC-60	469 057	293 555	1 409 127	0,24	1,43	0,19	2,26	0,16	3,55	0,13	4,88	0,12	6,12	0,09	6,93	0,08	7,17		
AM-40	103 262	61 250	292 699	0,23	1,55	0,20	2,46	0,18	3,74	0,13	5,08	0,12	6,16	0,08	6,97	0,06	7,53		
AM-50	121 663	75 162	345 859	0,24	1,59	0,21	2,49	0,17	3,70	0,12	5,01	0,11	6,11	0,08	6,17	0,07	7,14		
AM-60	158 622	97 327	469 728	0,24	1,58	0,20	2,58	0,17	3,90	0,12	5,14	0,12	6,26	0,09	6,85	0,07	7,19		
MA-40	301 964	186 269	854 125	0,21	1,45	0,19	2,33	0,18	3,60	0,13	4,82	0,12	5,87	0,09	6,52	0,07	6,97		
MA-50	384 381	232 944	1 067 854	0,23	1,53	0,20	2,42	0,16	3,63	0,13	4,85	0,12	5,91	0,09	6,46	0,07	6,70		
MA-60	570 115	343 865	1 615 571	0,24	1,50	0,20	2,40	0,16	3,76	0,12	5,04	0,11	6,06	0,09	6,71	0,07	7,04		

TABELA 5

Número médio $t_i = (n_i/c_i)$, por mulher prolífica, de filhos nascidos nos últimos cinco anos; e frequência relativa $u_i = (n_i/\sum n_i)$, por grupo etário das mães, do total de filhos nascidos nos últimos cinco anos

UNIDADES DA FEDERAÇÃO E PERÍODOS CONSIDERADOS	VALORES DE t_i E u_i ETÁRIOS DE MÃES INDICADOS														15-49 $\sum n_i/\sum c_i$
	15-19		20-24		25-29		30-34		35-39		40-44		45-49		
	(t)	(u)	(t)	(u)	(t)	(u)	(t)	(u)	(t)	(u)	(t)	(u)	(t)	(u)	
BR-46/50	1,53	0,04	2,07	0,23	2,03	0,28	1,70	0,20	1,34	0,16	0,71	0,06	0,30	0,02	1,47
SP-46/50	1,39	0,03	1,81	0,24	1,68	0,29	1,31	0,20	0,97	0,14	0,53	0,06	0,21	0,02	1,17
GB-46/50	1,39	0,04	1,62	0,25	1,28	0,28	0,89	0,19	0,57	0,12	0,41	0,07	0,31	0,05	0,87
GB-56/60	1,36	0,02	1,74	0,23	1,43	0,33	0,98	0,24	0,56	0,12	0,27	0,05	0,10	0,01	0,87
SC-46/50	1,52	0,04	2,04	0,25	2,07	0,29	1,72	0,20	1,31	0,14	0,77	0,06	0,24	0,02	1,50
SC-56/60	1,43	0,03	2,00	0,22	2,05	0,28	1,68	0,21	1,38	0,16	0,86	0,08	0,23	0,02	1,65
AM-46/50	1,59	0,07	2,03	0,26	1,91	0,27	1,60	0,18	1,32	0,15	0,74	0,06	0,32	0,02	1,45
AM-56/60	1,58	0,05	2,17	0,26	2,09	0,28	1,74	0,19	1,40	0,15	0,60	0,05	0,28	0,02	1,55
MA-46/50	1,53	0,06	2,02	0,26	1,89	0,27	1,54	0,19	1,26	0,15	0,59	0,06	0,22	0,02	1,38
MA-56/60	1,50	0,05	2,03	0,25	2,03	0,28	1,67	0,19	1,30	0,14	0,72	0,06	0,40	0,03	1,49