

# *REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA*

---

Ano XXVII — N.º 107 — jul./set. 1966

IBGE — CONSELHO NACIONAL DE ESTATÍSTICA

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA

Órgão oficial do IBGE — Conselho Nacional de Estatística e  
Sociedade Brasileira de Estatística

DIRETOR responsável: SEBASTIÃO AGUIAR AYRES

Secretário: RAUL ROMERO DE OLIVEIRA

Redação: Av. Franklin Roosevelt, 166 — ZC-39 — Rio de Janeiro, GB — Brasil — Tel.: 52 3605

Preço: assinatura anual: Cr\$ 1 280  
número avulso: Cr\$ 400

Vendas: Av. Franklin Roosevelt, 146-A — Loja B — Tel.: 42 7142

## S U M Á R I O

	<i>Págs.</i>
GIORGIO MORTARA	
AMÉRICA LATINA .....	143
LOURIVAL CÂMARA	
A RESPEITO DA CONSTRUÇÃO DE ESTRATOS .....	152
JOÃO LYRA MADEIRA	
PROCESSO DISCRETO DE RAMIFICAÇÃO NO ESTUDO DA REPRODUÇÃO	173
<i>NOÇÕES DE METODOLOGIA</i>	
Correlação Linear e Curvilínea — Oswaldo Iório .....	181
<i>BIBLIOGRAFIA</i> .. .. .	186
<i>LEGISLAÇÃO</i> .. . . .	192
<i>INFORMAÇÕES GERAIS</i>	
Ensino Técnico — Papel de Jornal — Bancos Nacionais — Exportação de Pinho — Rebanhos Brasileiros — Aeroportos	202
<i>ATRAVÉS DA IMPRENSA</i> . . . . .	205
<i>RESENHA</i>	
Concurso Bulhões de Carvalho — Nova Diretoria da Sociedade Brasileira de Estatística — Reunião de Inspectores — Substituições em cargos de chefia — Conferência do Presidente do IBGE na Escola Superior de Guerra .	207

GIORGIO MORTARA

## AMÉRICA LATINA

### 1 POPULAÇÃO URBANA E POPULAÇÃO RURAL

*SUMÁRIO* 1 Critérios de discriminação da população urbana; suas variações de país para país e de censo para censo. Proporções da população urbana e da rural — 2. População das metrópoles e áreas metropolitanas — 3 Discriminação por sexo da população urbana e da rural — 4 Discriminação por sexo e grupos de idade — 5 Considerações finais

1 A CRESCENTE concentração da população nas áreas urbanas e nas zonas próximas delas é um fenômeno evidente na maior parte da América Latina. Entretanto, a sua documentação estatística encontra dificuldades pela variação dos critérios de discriminação entre a população urbana e a rural, não somente de um a outro país, mas ainda, às vezes, no mesmo país, de um para outro censo

A discriminação da população urbana pode estar baseada em um dos seguintes critérios ou numa combinação deles

- 1) Critério demográfico localidades com número de habitantes não inferior a determinado limite,
- 2) Critério administrativo localidades que são sedes de administrações locais;
- 3) Critério social: localidades onde funciona pelo menos um mínimo de serviços públicos indispensáveis na organização urbana

Entre os países da América Latina que serão considerados no presente estudo, adotaram no último censo

o critério demográfico o México (2 500 habitantes ou mais), Jamaica (2 000 ou mais), Porto Rico (2 500 ou mais, incluindo também as áreas suburbanas de alta densidade), a Venezuela (1 000 ou mais);

o critério demográfico, subordinado ao critério social Honduras (1 000 habitantes ou mais), o Panamá (1 500 ou mais),

o critério administrativo El Salvador, a Nicarágua, Costa Rica, a República Dominicana e o Equador;

o critério administrativo, suplementado pelo critério social: o Peru;

o critério administrativo, excluindo porém a população do quadro rural do município ou distrito: o Brasil,

o critério social o Chile

Não consta o critério adotado no Uruguai

Torna-se evidente que não somente diferem os critérios adotados, mas também se verifica ampla variedade na aplicação deles. Esta multiplicidade de critérios e de aplicações torna árdua, qualquer tentativa de comparação internacional. Ficam comparáveis entre si os dados de diferentes censos de determinado país se eles forem apurados segundo o mesmo critério, o que nem sempre acontece; por exemplo, em Honduras em 1950 foi considerada urbana a população de todas as sedes de municípios e distritos, que constituía 31% da população total, enquanto em 1961 foi considerada urbana somente a população das localidades com 1 000 habitantes ou mais onde funcionam dados serviços públicos, que constitui apenas 18% da população total.

Onde foi aplicado o mesmo critério nos censos de 1950 ou anos próximos e nos de 1960 ou anos seguintes, a comparação dos resultados, constantes — em dados relativos — da tabela I, mostra aumentos, em vários casos notáveis, da percentagem da população urbana. Nos dois países mais populosos, ela subiu de 36,2 em 1950 para 46,3 em 1960 no Brasil, e de 42,6 para 50,7 no México. O

aumento relativo ainda maior verificado na Venezuela, de 53,8 em 1950 para 67,5 em 1960, pode em parte derivar da maior amplitude do critério aplicado no último censo, quando foram consideradas urbanas tôdas as localidades com 1 000 habitantes ou mais, enquanto no censo anterior só as onde tinha sede um município figuravam nessa classe.

Entre os doze países para os quais se dispõe de dados de dois censos recentes, onze marcam aumentos da percentagem da população urbana. A única exceção, de Honduras, depende da variação do critério de discriminação, como foi esclarecido acima.

Tabela I

*Discriminação proporcional da população em urbana e rural \**

PAÍS	ANO	PERCENTAGENS: POPULAÇÃO		
		Urbana	Rural	Total
México	1950	42,6	57,4	100
	1960	50,7	49,3	100
El Salvador	1950	36,5	63,5	100
	1961	33,5	61,5	100
Honduras	1950	31,0	69,0	100
	1961	23,2	76,8	100
Nicarágua	1950	34,9	65,1	100
	1963	40,8	59,2	100
Costa Rica	1950	33,5	66,5	100
	1963	34,5	65,5	100
Panamá	1950	36,0	64,0	100
	1960	41,5	58,5	100
Jamaica	1960	29,5	70,5	100
República Dominicana	1950	23,8	76,2	100
	1960	30,5	69,5	100
Pôrto Rico	1950	40,5	59,5	100
	1960	44,2	55,8	100
Venezuela	1950	53,8	46,2	100
	1961	67,5	32,5	100
Equador	1950	28,6	71,4	100
	1962	35,3	64,7	100
Peru	1961	47,4	52,6	100
Brasil	1950	36,2	63,8	100
	1960	46,3	53,7	100
Chile	1952	60,2	39,8	100
	1960	68,2	31,8	100
Uruguai	1963	82,2	17,8	100

\* De acôrdo com os diferentes critérios adotados nos censos dos diversos países

Apesar da não comparabilidade dos dados, pode-se afirmar que a concentração da população nas áreas urbanas atinge um grau elevado no Uruguai (como também na Argentina, para a qual faltam dados de 1960, em 1947 a percentagem da população urbana — das localidades com 2 000 habitantes ou mais — já atingia 62,5). A elevada percentagem de 67,5 verificada na Venezuela em parte pode ser atribuída à amplitude do critério de discriminação: localidades com 1 000 habitantes ou mais. Este mesmo critério aplicado em Cuba no censo de 1953 dera a percentagem de 57,0 de população urbana, faltam dados mais recentes.

Em conclusão, fica confirmada pelos censos de 1960 e anos seguintes a tendência à crescente concentração das populações latino-americanas nas áreas urbanas e suburbanas. Todavia, na maior parte dos países o grau de concentração ainda está muito distante do nível muito elevado atingido em 1960 nos Estados Unidos, onde a população urbana (dos centros com 2 500 habitantes ou mais e das zonas suburbanas das cidades com 50 000 ou mais) constitui 69,9% da população total

\* \* \*

2. É característica de alguns países latino-americanos a elevadíssima concentração dos habitantes nas áreas metropolitanas das capitais. Como as estimativas da população dessas áreas variam, às vezes largamente, ao variar dos critérios de delimitação das mesmas, especifica-se aqui apenas a ordem de grandeza dos respectivos valores

Na Argentina, os 7 milhões de habitantes da área metropolitana de Buenos Aires representam um terço da população total da república; no Uruguai, os 1,2 milhões de habitantes da cidade de Montevideu constituem cerca de metade da população total.

Outras áreas metropolitanas muito populosas são as de Cidade de México, São Paulo e Rio de Janeiro, cada uma das quais conta 4-5 milhões de habitantes.

Entre 1 e 2 milhões de habitantes, encontram-se as de Guadalajara, no México; de Havana, em Cuba; de Bogotá, na Colômbia; de Caracas, na Venezuela; de Lima, no Peru; de Santiago, no Chile; de Montevideu, no Uruguai

As aglomerações urbanas com 0,5 a 1 milhão de habitantes incluem Monterrey, no México, San Juan, em Porto Rico; Cali, Medellín e Barranquilla, na Colômbia; Maracaibo, na Venezuela; Guayaquil, no Equador; Recife, Belo Horizonte, Salvador e Porto Alegre, no Brasil, Córdoba e Rosário, na Argentina.

Nos países de maior superfície territorial, a concentração da população nas áreas metropolitanas, relativamente pequenas, contrasta com a baixa densidade dos habitantes em vastíssimas zonas rurais, apenas em parte habitadas e economicamente aproveitadas

\* \* \*

3 Uma característica quase geral da composição das populações urbanas da América Latina consiste na proporção relativamente elevada do sexo feminino. Em todos os quatorze países incluídos na tabela II, a percentagem das mulheres na população urbana excede a dos homens, enquanto na população rural doze desses países apresentam maior percentagem masculina. Somente no Peru, a percentagem das mulheres fica um pouco menor na população urbana do que na rural

Tabela II

*Composição proporcional por sexo das populações urbana, rural e total*

PAÍS	ANO	PERCENTAGENS NA POPULAÇÃO					
		Urbana		Rural		Total	
		Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
México	1960	48,6	51,4	51,1	48,9	49,9	50,1
El Salvador	1961	46,7	53,3	50,8	49,2	49,2	50,8
Honduras	1961	47,3	52,7	50,6	49,4	49,8	50,2
Nicarágua	1963	46,4	53,6	51,6	48,4	49,5	50,5
Costa Rica	1963	46,9	53,1	51,9	48,1	50,2	49,8
Panamá	1960	48,2	51,8	52,6	47,4	50,7	49,3
Jamaica	1960	45,4	54,6	49,2	50,8	48,0	52,0
República Dominicana	1960	47,2	52,8	51,9	48,1	50,5	49,5
Porto Rico	1960	47,9	52,1	50,7	49,3	49,5	50,5
Venezuela	1961					50,8	49,2
Equador	1962	47,9	52,1	51,2	48,8	50,0	50,0
Peru	1961	49,8	50,2	49,6	50,4	49,7	50,3
Brasil	1960	48,1	51,9	51,5	48,5	49,9	50,1
Chile	1960	47,1	52,9	53,1	46,9	49,0	51,0
Uruguai	1963	48,3	51,7	56,9	43,1	49,8	50,2

Nesses quatorze países, a percentagem das mulheres varia entre o mínimo de 50,2 (Peru) e o máximo de 54,6 (Jamaica), na população urbana, e entre o mínimo de 43,1 (Uruguai) e o máximo de 50,8 (Jamaica), na população rural. Constatam, também, da tabela II as percentagens dos sexos na população total a das mulheres varia entre o mínimo de 49,2 (Venezuela; faltam dados para as populações urbana e rural discriminadas) e o máximo de 52,0 (Jamaica).

Em parte, a predominância relativa feminina na população urbana pode depender da maior mortalidade masculina que nela se verifica; mas em parte geralmente maior depende da mais intensa migração das mulheres das zonas rurais para as cidades, onde elas acham com relativa facilidade ocupação, especialmente em serviços (domésticos e outros)

\* \* \*

4 A composição por idade apresenta em geral sensíveis diferenças entre a população urbana e a rural, pelo efeito combinado dos diferentes níveis da natalidade e da mortalidade, das diversas influências das migrações internacionais e dos opostos rumos predominantes nas migrações interiores. Os resultados da ação destes fatores variam de país para país: os dados para os dois mais populosos, Brasil e México, constantes da tabela III, mostram ao mesmo tempo concordâncias e discordâncias. A percentagem do grupo de idade de 0 a 19 anos é menor na população urbana (48,6 no Brasil, 53,2 no México) do que na rural (respectivamente, 56,5 e 55,9); as percentagens dos grupos de 20 a 39, de 40 a 59 e de 60 anos e mais são tôdas maiores na população urbana (respectivamente, 30,6, 15,2, 5,6 no Brasil e 27,7, 13,4, 5,7 no México) do que na rural (26,4, 12,8, 4,3 no Brasil e 26,4, 12,3, 5,4 no México). O sentido das diferenças concorda; o tamanho delas é maior no Brasil

Discriminando-se os sexos, verificam-se diferenças nos mesmos sentidos acima especificados, seja para os homens, seja para as mulheres, no Brasil e, para as mulheres, no México; para os homens, porém, êste marca percentagens um pouco maiores na população rural do que na urbana, dos grupos de 20 a 39 anos e de 60 e mais.

Os dados para o Chile, expostos na mesma tabela III, mostram características análogas no conjunto dos dois sexos, onde ao grupo de 0 a 19 anos cabe a percentagem de 47,6 na população urbana e de 53,5 na rural, enquanto os grupos seguintes, de 20 a 39, de 40 a 59 e de 60 anos e mais, apresentam percentagens maiores na população urbana (respectivamente, 29,2, 16,4, 6,8) do que na rural (24,8, 15,0, 6,7).

Tabela III

*Composição proporcional por sexo e grupos de idade das populações urbana e rural*

Proporções por 100 000

IDADE (Anos completos)	POPULAÇÃO URBANA			POPULAÇÃO RURAL		
	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres	Total
MÉXICO, 1960						
0 a 19	26 569	26 631	53 200	28 707	27 223	55 930
20 a 39	13 042	14 695	27 737	13 213	13 179	26 392
40 a 59	6 400	6 952	13 352	6 339	5 909	12 248
60 e mais	2 564	3 147	5 711	2 890	2 540	5 430
<b>TOTAL</b>	<b>48 575</b>	<b>51 425</b>	<b>100 000</b>	<b>51 149</b>	<b>48 851</b>	<b>100 000</b>
BRASIL, 1960						
0 a 19	23 743	24 877	48 620	28 938	27 602	56 540
20 a 39	14 388	16 223	30 611	13 343	13 046	26 389
40 a 59	7 424	7 783	15 207	6 888	5 884	12 772
60 e mais*	2 554	3 008	5 562	2 332	1 967	4 299
<b>TOTAL*</b>	<b>48 109</b>	<b>51 891</b>	<b>100 000</b>	<b>51 501</b>	<b>48 499</b>	<b>100 000</b>
CHILE, 1960						
0 a 19	23 280	24 312	47 592	27 798	25 669	53 467
20 a 39	13 333	15 845	29 178	13 467	11 295	24 762
40 a 59	7 606	8 830	16 436	8 272	6 757	15 029
60 e mais	2 845	3 949	6 794	3 591	3 151	6 742
<b>TOTAL</b>	<b>47 064</b>	<b>52 936</b>	<b>100 000</b>	<b>53 128</b>	<b>46 872</b>	<b>100 000</b>

\* Inclusive os habitantes de idade ignorada

Discriminando-se os sexos, a forte inferioridade da representação masculina na população urbana do Chile reflete-se não somente nas percentagens do primeiro grupo de idade mas também nas dos três seguintes; enquanto, entre as correspondentes percentagens femininas, a do grupo de 0 a 19 anos é menor mas as dos grupos seguintes são fortemente maiores na população urbana do que na rural, provavelmente em consequência sobretudo da abundante emigração de mulheres do campo para a cidade.

\* \* \*

5. Apesar das dificuldades de comparações corretas, a precedente análise pôs em relevo a tendência predominante na América Latina para o aumento da proporção da população urbana. O grau de concentração da população nas áreas urbanas e suburbanas dos países mais populosos é bem elevado na Argentina; muito menor, no México e no Brasil. Proporções bastante baixas da população urbana verificam-se em alguns países menores, mas em geral nestes também a tendência é crescente.

Não obstante o atraso da industrialização, manifesta-se em vários países da América Latina uma forte concentração demográfica em áreas metropolitanas, especialmente em torno das cidades de Buenos Aires, México, São Paulo e Rio de Janeiro e das capitais de outros países.

A composição por sexo e idade é caracterizada pela menor proporção do sexo feminino na população rural em comparação com a urbana, e pela maior proporção das idades infantis e adolescentes na primeira: diferenças dependentes de várias circunstâncias, entre as quais se salientam a maior natalidade rural e as migrações do campo para a cidade.

O objetivo deste estudo foi apenas o de apresentar os dados mais recentes sobre a urbanização das populações latino-americanas. Entre as numerosas pesquisas sobre os fatores, os caracteres e as conseqüências deste movimento, merecem ser lembradas as coordenadas no volume *L'urbanisation en Amérique Latine*, publicado pela UNESCO em 1962. Acêrca dos fatores econômicos e sociais das migrações para as cidades, veja-se a comunicação do autor ao Congresso mundial de população realizado em Belgrado em 1961<sup>1</sup>.

## 2 PROGRESSOS DA ALFABETIZAÇÃO

SUMÁRIO. 1 *Taxas de alfabetização na população de 10 anos e mais, e em particular na de 20 a 24 anos, com discriminação do sexo.* — 2. *Progressos da alfabetização entre 1950 e 1960* — 3. *A alfabetização segundo o sexo e a idade, no Brasil.* — 4. *Conclusão*

1. A APURAÇÃO dos censos realizados em 1960 e anos seguintes na América Latina revelou sensíveis progressos da alfabetização em todos os países para os quais se dispõe de informações.

As percentagens dos alfabetizados na população de 10 anos e mais, calculadas de acôrdo com os referidos censos, constam da tabela I, onde — como também nas sucessivas — os países estão dispostos segundo a ordem decrescente dessas percentagens. Nos países mais adiantados (Argentina, Uruguai), a proporção dos alfabetizados atinge nove décimos; nos mais atrasados (El Salvador, Nicarágua, Honduras), desce para cinco décimos. Valôres ainda mais baixos deveriam encontrar-se em alguns dos países para os quais ainda faltam dados de censos de 1960 e anos seguintes<sup>2</sup>.

Em Costa Rica, no Chile, em Jamaica e em Pôrto Rico, a proporção dos alfabetizados na população de 10 anos e mais excede oito décimos; no Panamá e no Paraguai, setê décimos, e no Equador está muito próxima deste último valor. Proporções superiores a seis décimos verificam-se ainda no México, na Venezuela, no Brasil e no Peru<sup>3</sup>.

Na apreciação dos dados da tabela I, cumpre lembrar que em geral, nos censos, declaram saber ler e escrever pessoas que não conseguem ler e escrever correntemente, mas apenas distinguem as letras do alfabeto ou chegam a assinar o próprio nome. Informações mais significativas sobre o nível cultural são fornecidas pelos dados sobre a instrução que os recenseados receberam ou estão

<sup>1</sup> Nações Unidas — *Facteurs des migrations des campagnes aux villes en Amérique Latine: influence des conditions économiques et sociales de ces deux milieux*, 1965

<sup>2</sup> Segundo os censos de 1950, tinham as percentagens mais baixas de alfabetizados Haiti (10,49), a Guatemala (29,72) e a Bolívia (33,89). Outros países para os quais ainda faltam dados recentes são a República Dominicana (43,20 em 1950), a Colômbia (61,52 em 1951) e Cuba (76,40 em 1951).

Acêrca da alfabetização em tônio de 1950 vejam-se dados pormenorizados e análises em MORTARA, G., *Características da estrutura demográfica dos países americanos*, Washington, União Pan-americana, 1961 Capítulo V

<sup>3</sup> Para alguns países incluídos na tabela I, o cálculo das taxas de alfabetização só foi possível para a população de  $(10 + n)$  anos e mais, sendo  $n$  igual a 4 para a Argentina, a 5 para a Venezuela e a 7 para o Peru. Por isso, as respectivas taxas diferem, embora moderadamente, das que se encontrariam na população de 10 anos e mais e não são rigorosamente comparáveis com as demais.

recebendo. Todavia, os dados da alfabetização são úteis para dar uma primeira visão das maiores lacunas que ainda ficam na difusão da cultura nos países latino-americanos.

Tabela I

*Percentagens dos alfabetizados na população em idades de 10 anos e mais*

PAÍS	ANO	HOMENS	MULHERES	HOMENS E MULHERES
Argentina <sup>1</sup>	1960			91,12
Uruguai.	1963			90,32
Costa Rica	1963	90,01	90,62	85,70
Chile.	1960	85,92	83,46	84,63
Jamaica.	1960	80,94	86,61	83,94
Pôrto Rico	1960	84,78	81,38	83,05
Panamá.	1960	75,37	74,30	74,84
Paraguai	1962	79,24	69,05	74,00
Equador <sup>2</sup>	1960			69,40
México .	1960	70,60	62,74	66,62
Venezuela <sup>2,3</sup>	1961	68,80	60,03	64,47
Brasil <sup>2</sup>	1960	64,03	57,30	60,63
Peru <sup>2,4</sup>	1961	74,50	47,61	60,58
El Salvador	1961	54,80	46,98	50,78
Nicarágua	1963	50,52	50,55	50,53
Honduras	1961	50,08	44,67	47,34

1 População de 14 anos e mais

2 Exclusiva a população aborígine não integrada na civilização

3 População de 15 anos e mais

4 População de 17 anos e mais

Na maior parte dos países incluídos na tabela I, a percentagem dos alfabetizados na população de 10 anos e mais é menor entre as mulheres do que entre os homens. Somente em Jamaica a alfabetização feminina excede nitidamente a masculina; no Uruguai e na Nicarágua verificam-se também excedentes, mas muito pequenos.

Entre os países com alfabetização feminina inferior à masculina, salienta-se o Peru, onde a percentagem feminina, (47,61) corresponde apenas a 63,9% da masculina (74,50); em El Salvador, no Paraguai, na Venezuela, no Brasil, no México e em Honduras a proporção feminina excede 85% da masculina mas não chega a 90% dela (vejam-se os dados da tabela III).

Tabela II

*Percentagens dos alfabetizados na população em idades de 20 a 24 anos*

PAÍS	ANO	HOMENS	MULHERES	HOMENS E MULHERES
Argentina <sup>1</sup>	1960			94,56
Uruguai.	1963			95,90
Costa Rica	1963	95,23	96,57	87,96
Chile.	1960	87,66	88,25	88,67
Jamaica.	1960	88,90	88,45	87,59
Pôrto Rico	1960	83,46	91,04	89,90
Panamá.	1960	90,40	89,48	79,41
Paraguai	1960	79,02	78,90	83,30
Equador	1962	86,09	80,75	73,87
México .	1960	75,80	68,51	71,98
Venezuela	1961	76,50	70,86	73,72
Brasil	1960	69,24	64,95	67,01
Peru	1961	84,04	57,97	70,54
El Salvador	1961	60,76	54,17	57,28
Nicarágua	1963	51,36	53,22	52,34
Honduras	1961	50,33	46,98	48,58

1 Percentagem dos alfabetizados na população de 14 a 29 anos

Para dar uma idéia da alfabetização nas gerações que na data do censo se achavam em plena mocidade, apresentam-se na tabela II as percentagens dos alfabetizados entre os habitantes em idades de 20 a 24 anos. Em todos os países considerados, estas percentagens excedem as observadas no conjunto da população de 10 anos e mais, como se pode verificar pela comparação entre as tabelas II e I; os excedentes relativamente mais elevados encontram-se no Peru, na Venezuela, em El Salvador, no Paraguai e no Brasil. Entretanto, mesmo nes-

tas idades, a proporção dos alfabetizados fica inferior a três quartos do total em oito dos dezesseis países incluídos na tabela II; nos dois mais populosos, Brasil e México, atinge, respectivamente, 67,01% e 71,98%.

Nessas gerações em idades de 20 a 24 anos, atenua-se a inferioridade da alfabetização feminina em relação à masculina, ou se acentua a sua superioridade, como consta da tabela III. Somente no Peru, e por leve diferença em El Salvador, a percentagem feminina fica inferior à masculina.

Tabela III

*Números índices das percentagens da alfabetização feminina em relação às da masculina*

PAÍS	ANO	NÚMEROS ÍNDICES NA POPULAÇÃO	
		De 10 anos e mais	De 20 a 24 anos
Uruguai.	1963	100,7	101,4
Costa Rica	1963	99,5	100,7
Chile.	1960	97,2	99,5
Jamaica.	1960	107,0	109,1
Porto Rico	1960	96,0	99,0
Panamá.	1960	98,6	98,7
Paraguai	1962	87,1	93,8
México .	1960	88,9	90,4
Venezuela	1961	87,3 <sup>1</sup>	92,6
Brasil	1960	88,5	93,8
Peru .	1961	63,9 <sup>2</sup>	69,0
El Salvador	1961	85,7	89,2
Nicarágua	1963	100,1	103,6
Honduras	1961	89,2	93,3

<sup>1</sup> Na população de 15 anos e mais

<sup>2</sup> Na população de 17 anos e mais

\* \* \*

2 O progresso da alfabetização no intervalo entre os censos de 1950 ou anos próximos e os de 1960 ou anos seguintes é medido pelos números índices da tabela IV

Tabela IV

*Números índices das percentagens dos alfabetizados na população de 10 anos e mais no último censo em relação às do censo anterior*

PAÍS	ANO DO CENSO		NÚMEROS ÍNDICES		
	Penúltimo	Último	Homens	Mulheres	Homens e mulheres
Argentina <sup>1</sup>	1947	1960			105
Costa Rica	1950	1963			109
Chile	1952	1960	109	109	106
Porto Rico	1950	1960	108	115	112
Panamá.	1950	1960	104	104	104
Paraguai	1950	1962	104	114	109
Equador	1950	1960			123
México .	1950	1960	108	110	109
Venezuela <sup>2</sup>	1950	1961	123	131	126
Brasil .	1950	1960	122	130	125
El Salvador	1950	1961	129	131	130
Nicarágua	1950	1963	138	132	135
Honduras	1950	1961	135	134	135

<sup>1</sup> População de 14 anos e mais

<sup>2</sup> População de 15 anos e mais

Em todos os treze países para os quais se dispõe de dados<sup>4</sup>, a proporção dos alfabetizados na população de 10 anos e mais aumentou no referido intervalo. Os maiores incrementos relativos verificaram-se em países com baixas percentagens de alfabetizados; onde a percentagem já estava elevada, ela não podia, obviamente, ter fortes incrementos. Em Honduras, a percentagem passou de

<sup>4</sup> Não foram efetuados censos em 1950 ou anos próximos em três outros países incluídos nas tabelas I e II: Uruguai, Jamaica e Peru

35,19 para 47,34, marcando aumento de 35%, na Argentina, já tendo alcançado 86,87 no penúltimo censo, mesmo subindo para o máximo possível, 100, aumentaria apenas de 15% (de fato subiu para 91,12, com aumento de 5%).

Como consta dos números índices por sexo da tabela IV, o progresso relativo da alfabetização foi nitidamente maior entre as mulheres do que entre os homens no Paraguai, na Venezuela, no Brasil e em Porto Rico; um pouco menor, apenas na Nicarágua e em Honduras

A crescente difusão da instrução primária fica confirmada, pelas comparações da tabela V entre as proporções das crianças de 7 a 14 anos que freqüentam escolas, verificadas em 1960 ou anos seguintes, e as verificadas em 1950 ou anos próximos. Em todos os países para os quais se dispõe de dados comparáveis, o confronto mostra progressos, em alguns casos consideráveis: enquanto na época do penúltimo censo as percentagens dos freqüentadores variavam entre 25,5 (Nicarágua) e 70,8 (Chile), na época do último censo variam entre 43,5 (Honduras) e 81,9 (Porto Rico). Todavia, fica ainda larga margem para que sejam alcançadas taxas de freqüência satisfatórias (de pelo menos 90%), como a de 96,2% verificada no Uruguai em 1963 na população de 8 a 14 anos e a que deve ter sido atingida na Argentina, país para o qual faltam dados recentes

Tabela V

*Percentagens das crianças que freqüentam escolas, entre as de 7 a 14 anos<sup>1</sup>*

PAÍS	ANO	PERCENTAGEM	ANO	PERCENTAGEM
Uruguai <sup>1</sup>			1963	96,2
Costa Rica	1950	61,7	1963	78,3
Chile ..	1952	70,8	1960	78,9
Porto Rico	1950	67,8	1960	81,9
Panamá	1950	66,8	1960	74,8
México <sup>1</sup> .	1950	37,5	1960	56,4
Venezuela	1950	51,3	1961	74,2
Peru ..			1961	52,0
El Salvador <sup>1</sup>	1950	41,1	1961	47,1
Nicarágua <sup>1</sup>	1950	25,5	1963	45,5
Honduras	1950	26,7	1961	43,5

1 De 6 a 14 anos para México, El Salvador e Nicarágua, de 8 a 14 anos para o Uruguai

3 Sendo a proporção dos alfabetizados na população de 10 anos e mais a média ponderada das proporções existentes nos diferentes grupos de idade, é claro que suas variações em parte dependem das variações das proporções destes diferentes grupos em relação ao total que eles integram. Pode-se excluir que os progressos verificados no último decênio derivem dessas variações, que antes em geral influíram no sentido oposto, em virtude do aumento das proporções dos grupos de idades maduras e senis, onde as percentagens de alfabetizados são mais baixas.<sup>5</sup> Um cálculo efetuado para o Brasil mostra que, se a composição proporcional por idade da população de 10 anos e mais em 1960 fôsse igual à de 1950, a percentagem média de alfabetização seria de 61,08, em vez de 60,63 que resulta da composição por idade de 1960

Como exemplo da variação das taxas de alfabetização segundo a idade e o sexo, apresentam-se na tabela VI dados para o Brasil, calculados de acordo com os censos de 1950 e de 1960. A percentagem dos alfabetizados, em 1960, subindo no curso da adolescência, atinge seu máximo no grupo de idade de 20 a 29 anos para os homens (69,18) e no de 15 a 19 anos para as mulheres (67,29), desce, depois, até os mínimos do grupo de 60 anos e mais (51,92 para os homens e 35,00 para as mulheres)<sup>6</sup>. No conjunto dos dois sexos, a máxima percentagem, 66,59, é atingida no grupo de 15 a 19 anos, e a mínima, 43,43, no de 60 anos e mais

<sup>5</sup> Vejam-se os dados expostos nas tabelas II e III do estudo: BRASIL, CNE; Laboratório de Estatística. *A comparação por sexo e idade das populações latino-americanas* (Pesquisas Demográficas)

<sup>6</sup> Estas percentagens ficariam levemente modificadas pela exclusão das pessoas de idade ignorada, que na apuração preliminar de 1960 foram incluídas no grupo das idades senis

Nas velhas gerações, a alfabetização das mulheres ficava, desde a mocidade, muito inferior à dos homens, como atestam os próprios dados referidos acima para o grupo de idade de 60 anos e mais. Passando-se das gerações velhas para as mais recentes, a inferioridade relativa da alfabetização feminina vai-se atenuando no grupo de 20 a 29 anos, a percentagem para as mulheres, 63,24, já não dista muito da percentagem para os homens, 69,18. E nos grupos de idade de 15 a 19 e de 10 a 14 anos, a alfabetização feminina chega a exceder um pouco a masculina.

Tabela VI

## BRASIL

*Percentagens dos alfabetizados na população de 10 anos e mais, por sexo e grupos de idade, segundo os censos de 1950 e de 1960*

IDADE (Anos completos)	PERCENTAGENS DOS ALFABETIZADOS						NÚMEROS ÍNDICES DA ALFABETIZAÇÃO (1950=100)		
	Homens		Mulheres		Homens e mulheres		Homens	Mulheres	Homens mulheres
	1950	1960	1950	1960	1950	1960			
10 a 14	42,78	59,97	44,68	62,28	43,73	61,13	140	139	140
15 a 19	52,65	65,83	52,77	67,29	52,71	66,59	125	128	126
20 a 29	57,38	69,18	49,36	63,24	53,24	66,10	121	128	124
30 a 39	57,10	67,87	43,36	57,06	50,23	62,41	119	132	124
40 a 49	54,75	62,40	37,35	48,64	46,30	55,69	114	130	120
50 a 59 <sup>1</sup>	51,96	60,10	32,55	41,57	42,52	51,12	116	128	120
60 e mais <sup>1</sup>	45,47	51,92	28,74	35,00	36,75	43,43	114	122	118
<b>10 e mais<sup>1</sup></b>	<b>52,62</b>	<b>64,03</b>	<b>44,17</b>	<b>57,30</b>	<b>48,35</b>	<b>60,63</b>	<b>122</b>	<b>130</b>	<b>125</b>

<sup>1</sup> Inclusive os habitantes de idade ignorada

A comparação entre os dados dos censos de 1950 e de 1960 revela, como consta da última seção da tabela VI, progressos relativos da alfabetização máximos no grupo de 10 a 14 anos e mínimos no de 60 anos e mais, com tendência geralmente decrescente ao subir da idade, especialmente na população masculina. No grupo de 10 a 14 anos, o progresso relativo é levemente maior na população masculina; mas em todos os grupos seguintes fica nitidamente maior na feminina.

\* \* \*

4. Recapitulando os resultados das análises efetuadas, conclui-se que as taxas de alfabetização nos países considerados, os quais incluem mais de oito décimos da população da América Latina, ainda ficam bem inferiores, exceto na Argentina e no Uruguai, às que poderiam ser consideradas satisfatórias. Apesar das sensíveis melhorias ocorridas entre 1950 e 1960, a proporção dos alfabetos está ainda bem elevada na maior parte dos países.

Aspectos favoráveis, revelados pelos censos de 1960 e anos seguintes, são: o maior aumento relativo das taxas de alfabetização nas idades adolescentes e juvenis e o mais rápido aumento relativo da taxa de alfabetização feminina do que da masculina: indícios, ambos, de prováveis ulteriores progressos no próximo futuro.

# A RESPEITO DA CONSTRUÇÃO DE ESTRATOS

## 1 — PERTINÊNCIA DA ESTRATIFICAÇÃO

1.1 — *População original* Seja a população  $\pi = \{u_j\} = \{Y_j\}$ , ( $j=1,2,3, \dots, N$ ), constituída de  $N < \infty$  unidades simples, em cada uma das quais a variável  $Y$  se manifesta através de um, e somente de um, valor, mensurável por via observacional. Denotam-se, como se segue, os principais parâmetros da distribuição de  $Y \in \pi$ :

a) momentos ordinários

$$\mu'_r = \left(\frac{1}{N}\right) \left[ \sum_{i=1}^N (Y_i)^r \right]; \quad r = 1, 2, 3, 4, \dots; \quad \mu'_1 = \mu; \quad (1.1.1)$$

b) momentos centrados.

$$\mu_r = \left(\frac{1}{N}\right) \left[ \sum_{i=1}^N (Y_i - \mu)^r \right]; \quad \mu_2 = \sigma^2; \quad (1.1.2)$$

c) momentos reduzidos:

$$\alpha_r = \frac{\mu_r}{\sigma^r}; \quad \alpha_3 = \sqrt{\beta_1} = \gamma_1; \quad \alpha_4 = \beta_2 = (\gamma_2 + 3); \quad \gamma_2 = (\beta_2 - 3), \quad (1.1.3)$$

assinalando-se aí as notações correntes na literatura técnica,

d) total, ou agregado,

$$T = \sum_{i=1}^N (Y_i) = (N\mu) \quad (1.1.4)$$

Supõem-se desconhecidas tôdas as grandezas paramétricas de  $Y$ , e impõe-se a estimação de  $T$ , segundo (1.1.4), sujeitando-a.

a) a preestabelecido nível de precisão;

b) a restrições de natureza financeira — prefixação, por exemplo, das disponibilidades de dinheiro, para atender às despesas com a realização da pesquisa estatística, imprescindível à observação de  $Y$

Se a população original, quanto a  $Y$ , é heterogênea (acentuada magnitude de  $\sigma^2$ ), assimétrica ( $\gamma_1 \neq 0$ ) e não mesocúrtica ( $\beta_2 \neq 3$ ), a amostra, necessária à estimação de  $T$ , assume tamanho grande, caso as respectivas unidades sejam selecionadas com equi-probabilidade, por forma irrestritamente aleatória. Nessas circunstâncias, há a expectativa de duas situações igualmente comprometedoras

a) a redução da desejada precisão da estimativa, desde que o montante dos recursos financeiros, anteriormente estipulado, não admita acréscimo, ou

b) o aumento das despesas (atinentes ao planejamento e à consecução da pesquisa), se, porventura, o predeterminado nível de precisão deva ser mantido

Não se sacrifica a precisão, nem se agravam as despesas — satisfazendo-se, portanto, às exigências iniciais —, se, ao invés de um esquema de amostragem simples, se opera com adequado modêlo estratificado, entre outros cabíveis.

1 2 — *Modelo estratificado* A estratificação de  $\pi$  consiste na sua decomposição em  $L > 1$  subpopulações homogêneas (reunindo, cada qual, valores iguais, ou aproximadamente iguais, de  $Y$ ), com intersecções nulas, duas a duas, isto é, em  $L > 1$  estratos. A média e a variância de  $Y$  passam, em consequência, a ser expressas assim:

$$\mu = \left(\frac{1}{N}\right) \left[ \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{N_i} (Y_{ij}) \right] = \left(\frac{1}{N}\right) \left[ \sum_{i=1}^L (N_i \mu_i) \right] = \sum_{i=1}^L \left[ \left(\frac{N_i}{N}\right) (\mu_i) \right] = \sum_{i=1}^L (P_i \mu_i); \quad (1\ 2\ 1)$$

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \left(\frac{1}{N}\right) \left[ \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{N_i} (Y_{ij} - \mu)^2 \right] = \left(\frac{1}{N}\right) \left\{ \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{N_i} \left[ (Y_{ij} - \mu_i) + (\mu_i - \mu) \right]^2 \right\} = \\ &= \sum_{i=1}^L \left[ \left(\frac{N_i}{N}\right) (\sigma_i^2) \right] + \sum_{i=1}^L \left[ \left(\frac{N_i}{N}\right) (\mu_i - \mu)^2 \right] = \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) + \sum_{i=1}^L \left[ P_i (\mu_i - \mu)^2 \right], \quad (1\ 2\ 2) \end{aligned}$$

notando-se que

a)  $i$  (ordem do estrato) = 1, 2, 3, ...,  $L$ ,  $P_i = \left(\frac{N_i}{N}\right)$ ,  $\mu_i$  e  $\sigma_i^2$ , média e variância, respectivamente, do  $i$ -ésimo estrato,

b)  $\sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) = \sigma_D^2$  variância dentro dos estratos, vale dizer, medida da homogeneidade dos estratos,

c)  $\sum_{i=1}^L [P_i (\mu_i - \mu)^2] = \sigma_E^2$  variância entre os estratos, ou seja, medida da variabilidade entre êles

Ao se proceder à estratificação de  $\pi$ , visa-se a que  $\sigma_D^2 \rightarrow 0$ , ou, equivalentemente,  $\sigma_E^2 \rightarrow \sigma^2$ , visto que  $(\sigma_D^2 + \sigma_E^2) = \sigma^2$ . Ora, para que se cumpra  $\sigma_D^2 \rightarrow 0$ , é necessário que  $\sigma_i^2 \rightarrow 0$  indicativo de que as  $N_i$  unidades do  $i$ -ésimo estrato têm, aproximadamente, o mesmo valor de  $Y$ .

Como se requer a estimação de  $T = (N\mu)$ , seu estimador é  $\hat{T} = (N\hat{\mu})$ , sendo

$$\hat{\mu} = \sum_{i=1}^L (P_i \bar{y}_i) = \sum_{i=1}^L \left(\frac{P_i}{n_i}\right) \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij}) \quad (1\ 2\ 3)$$

Dado que  $\hat{T}$  é uma função linear de  $\hat{\mu}$ , cuida-se, no que se segue, desta última variável aleatória real

No espaço das amostras de tamanho  $n$ , extraídas sem reposição das unidades selecionadas — respeitando-se, no selecionamento, ao critério de equiprobabilidade —, o estimador  $\hat{\mu}$  tem distribuição assintoticamente normal, com a média  $E\{\hat{\mu}\} = \mu$  e a variância

$$\begin{aligned} V^2\{\hat{\mu}\} &= \sum_{i=1}^L (V^2\{P_i \bar{y}_i\}) = \sum_{i=1}^L \left[ (P_i^2) (V^2\{\bar{y}_i\}) \right] = \sum_{i=1}^L \left[ (P_i^2) \left(\frac{N_i - n_i}{N_i - 1}\right) \left(\frac{\sigma_i^2}{n_i}\right) \right] = \\ &= \sum_{i=1}^L \left[ \left(\frac{P_i^2 \sigma_i^2}{(N - 1)}\right) \left(\frac{N_i - n_i}{n_i}\right) \right] = \sum_{i=1}^L \left[ (P_i \sigma_i)^2 \left(\frac{N_i}{N_i - 1}\right) \left(\frac{1}{n_i}\right) \right] - \\ &- \sum_{i=1}^L \left[ (P_i \sigma_i)^2 \left(\frac{1}{N_i - 1}\right) \right], \quad (1\ 2\ 4) \end{aligned}$$

expressão que se reduz a

$$V^2\{\hat{\mu}\} = \sum_{i=1}^L \left[ (P_i \sigma_i)^2 \left(\frac{1}{n_i}\right) \right] - \left(\frac{1}{N}\right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right], \quad (1\ 2\ 5)$$

no caso de grandes estratos, isto é,  $[(N_i - 1)/N_i] \doteq 1$

A adoção do modelo estratificado resulta, fundamentalmente, da comprovação da conveniência, entendida esta no sentido de eficácia, de se estratificar a população original. De acordo com (1 2 2), a variância  $\sigma^2$  tem duas compo-

mentos,  $\sigma_D^2$  e  $\sigma_E^2$ , sendo que cada qual pode assumir qualquer valor no intervalo fechado  $[0; \sigma^2]$ , ressaltada a aditividade de ambas. Se  $\sigma_D^2 = 0$ , ou  $\sigma_D^2 \rightarrow 0$ , os estratos são inteira ou aproximadamente homogêneos, e a variação de  $Y \in \pi$  explicada por  $\sigma_E^2$ . Quer isto dizer que as médias  $\{\mu_i\}$  dos  $L$  estratos discrepam ponderavelmente da média populacional,  $\mu$ , evidenciando-se, dessarte: 1) a heterogeneidade da distribuição de  $Y$ ; 2) a conveniência da estratificação

Se, todavia,  $\sigma_D^2 \rightarrow \sigma^2$  e, corolariamente,  $\sigma_E^2 \rightarrow 0$ , o esquema estratificado não faz sentido, e deve ser pôsto à margem de cogitações.

Reconhecida, portanto, a pertinência do modelo em aprêço, há que considerar

a) a variável de estratificação,

b) a formação dos estratos determinação do número,  $L$ , dos mesmos, e locação dos pontos demarcatórios de estratos contíguos;

c) a norma de repartição das  $n$  unidades populacionais, selecionadas aleatoriamente para a constituição da amostra  $A_n$ , entre os  $L$  estratos, sob a condição de: 1)  $n_i \geq 1$ ; 2)  $n_1 + n_2 + \dots + n_i + \dots + n_L = n$

Os valores individuais  $\{Y_i\}$  não são conhecidos, pois, se o fôssem, não haveria cabimento na elaboração de projeto destinado à estimação de parâmetro de  $Y$ : a média  $\mu$ , o total  $T$ , a variância  $\sigma^2$ , ou outro qualquer (momentos: ordinários, centrais, reduzidos, cumulantes etc). Conseqüentemente, não há possibilidade de se atribuir a  $Y$  o papel de "variável de estratificação", ou seja, a variável cuja distribuição de  $N$  valores governa a decomposição de  $\pi$  em  $L$  estratos que se excluem reciprocamente. Porque os parâmetros de  $Y$  definam o objeto de estimativas, esta é uma "variável de estimação".

Para "variável de estratificação", toma-se outra variável,  $X \in \pi$ , intimamente correlacionada a  $Y$ , à qual se vincula por intermédio da regressão linear

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon; \quad Y = Y_e + \varepsilon, \quad (1.2.6)$$

a cujo propósito, convém salientar:

a) os coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  são calculados, na forma usual, pelos mínimos quadrados,  $Y_e = \alpha + \beta X$  é a reta de regressão (teórica e calculada);

b)  $\varepsilon$  é o resíduo (variável aleatória) da reta de regressão;  $E\{\varepsilon\} = 0$ .

Tanto mais  $\rho_{XY} \rightarrow |1|$ , tanto mais efetiva a estratificação por meio de  $X$ , pois tanto menor a "distância" entre a distribuição desta e a de  $Y$ .

A eleição e o rendimento da variável de estratificação exigem tratamento da maior relevância. Aqui se faz, com ênfase, referência à matéria, mas dela se não cuida, especificamente, porque, no estudo em curso, se visa a outro aspecto do modelo estratificado a formação dos  $L$  estratos, discutida na segunda parte deste trabalho.

Antes, entretanto, de se passar à segunda parte, incumbe apreciar a norma da repartição de  $n$  entre os  $L$  estratos, consoante alusão que se fez em alinea precedente. Caracterizada a variável de estratificação,  $X$ ; constituídos os  $L$  estratos, determina-se o tamanho da amostra,  $n$ , tendo-se em vista que este:

a) é relacionado à especificidade do parâmetro que se pretende estimar. Não há "tamanho genérico", capaz de servir indiscriminadamente à estimação de  $T$ , à de  $\sigma^2$ , à de  $\mu_i$  etc;

b) depende de imposições associadas ao nível de precisão (fixado; maximizado) da estimativa e ao custo econômico (minimizado; estabelecido) da pesquisa, destinada à investigação das  $n$  unidades de  $A_n$ .

Calculado  $n$ , enfim, para se estimar  $\mu$ , ou  $T = (N\mu)$ , cabe reparti-lo entre os  $L$  estratos, de sorte que.

$$n_i \geq 1; \quad n \geq L; \quad \sum_{i=1}^L (n_i) = n \quad (1.2.7)$$

Ora, o estimador de  $\mu$  é  $\hat{\mu}$ , assinalado em (1.2.3), que participa igualmente de  $\hat{T} = (N\hat{\mu})$ . Entre as possíveis normas repartitivas, é mais eficiente aquela que produz  $\{n_i\}$  com a propriedade de minimizar (1.2.5), na hipótese de se encarar a questão sob o aspecto parcial da precisão, ou seja, não ponderando, também, o do custo econômico.

Interpretando-se (1 2 5) à luz da continuidade e da derivabilidade, tem-se que:

$$V^2 \{ \hat{\mu} \} = V; \quad \varphi = V + \lambda \left\{ \sum_{i=1}^L (n_i) - n = 0 \right\}; \quad \frac{\partial \varphi}{\partial n_i} = 0, \quad (1 2 8)$$

sendo  $\lambda$  = multiplicador de Lagrange

Resolvendo-se a derivação, obtém-se, finalmente,

$$\frac{n_i}{n} = \frac{(N_i \sigma_i)}{\sum_{i=1}^L (N_i \sigma_i)} = \frac{(P_i \sigma_i)}{\sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i)}; \quad n_i = \frac{(N_i \sigma_i) n}{\sum_{i=1}^L (N_i \sigma_i)} = \frac{(P_i \sigma_i) n}{\sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i)} \quad (1 2 9)$$

Genêricamente:  $n_i = M_i n$ , sendo  $M_i$  o multiplicador de  $n$ , no  $i$ -ésimo estrato, para a determinação, aí, do número de unidades populacionais que devem (selecionadas com igual probabilidade) compor a amostra  $A_n$ . Merece advertido que, de (1 2 8) em diante, os parâmetros que aparecem nas diferentes deduções e fórmulas, concernem à variável de estratificação  $X$ , mercê da qual se vai a estimativas da distribuição de  $Y$ .

O multiplicador  $M_i$  é suscetível a diversificações formais, convindo, pois, denotá-lo por  $M_{ki}$ ;  $k = 1, 2, 3, \dots, i = 1, 2, 3, \dots, L$ . Daí,

a) para  $k = 1$ ,

$$M_{1i} = \frac{(N_i \sigma_i)}{\sum_{i=1}^L (N_i \sigma_i)} = \frac{(P_i \sigma_i)}{\sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i)}, \quad (1 2 10)$$

que se adequa a (1 2 9);

b) para  $k = 2$ ,

$$M_{2i} = \frac{N_i}{\sum_{i=1}^L (N_i)} = \frac{N_i}{N}, \quad (1 2 11)$$

decorrente de (1 2 9), quando  $\sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_i = \dots = \sigma_L = C_s =$  constante em cada estrato,

c) para  $k = 3$ ,

$$M_{3i} = \frac{T_i}{\sum_{i=1}^L (T_i)} = \frac{T_i}{T}; \quad T = \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij}) = \sum_{i=1}^L (T_i), \quad (1 2 12)$$

que decorre, ainda, de (1 2 9), quando os coeficientes de variação, nos  $L$  estratos, são iguais entre si:  $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_i = \dots = \gamma_L = C_s$ . Ora,  $\gamma_i = (\sigma_i / \mu_i)$ , donde  $\sigma_i = (\gamma_i \mu_i)$ . Na situação presente,  $\sigma_i = (C_s \mu_i)$ , sendo  $C_s =$  constante. Substituindo-se, em (1 2 9), os respectivos  $\sigma_i = (C_s \mu_i)$ , obtém-se (1.2 12);

d) para  $k = 4$ ,

$$M_{4i} = \frac{1}{L}; \quad n_i = M_{4i} n = \frac{n}{L} = \bar{n}, \quad (1 2 13)$$

o que significa a seleção de igual número de unidades, em cada estrato,  $\bar{n} = (n/L)$ , para a constituição da amostra  $A_n$ .

Os  $M_{ki}$  indicam os critérios de repartição da amostra:

a)  $M_{1i}$  é o critério de Tschuproff (1923)-Neymann (1934), algumas vezes denominado, imprópriamente, "repartição ótima";

b)  $M_{2i}$  é o critério de Bowley (1926), também chamado "repartição proporcional";

c)  $M_{3i}$  é o critério da repartição de  $n$ , proporcionalmente aos totais, ou agregados, em cada estrato, dos  $N_i$  valores da variável de estratificação. Sugeriu-o Câmara (1949): ignorava-se, na época, se alguém o utilizara antes;

d)  $M_{4i}$  é critério da equipartição de  $n$  entre os  $L$  estratos

Em (1 2 5), inscreveu-se a variância da distribuição de amostragem de  $\hat{\mu}$ , sob forma genérica, quer dizer, irrespectivamente à norma de repartição de  $n$ . Agora, em termos dos quatro critérios, tem-se:

a) segundo (1 2 10):

$$V^2 \{ \hat{\mu} \} = V_1 = \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i) \right]^2 - \left( \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right]; \quad (1 2 14)$$

b) segundo (1 2 11)

$$V_s^2 \{ \hat{\mu} \} = V_s \doteq \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right] - \left( \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right] = \\ = \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right] \quad (1 2 15)$$

c) segundo (1 2 12):

$$V_s^2 \{ \hat{\mu} \} = V_s \doteq \left( \frac{T}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i)^2 \left( \frac{1}{T_i} \right) \right] - \left( \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right], \quad (1 2 16)$$

d) segundo (1.2 13)

$$V_s^2 \{ \hat{\mu} \} = V_s \doteq \left( \frac{L}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i)^2 \right] - \left( \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i^2) \right] \quad (1 2 17)$$

Ao longo de tudo o que se expôs, nesta Secção 1 2, admitiu-se o conhecimento antecipado dos  $L$  estratos (seu número, o tamanho e a amplitude de cada um deles etc), como, ainda, se fez o desenvolvimento teórico com base na variável de estratificação,  $X$ , quando o interesse se centraliza na variável de estimação,  $Y$

Em verdade, a admissão àquele conhecimento carece de plausibilidade. Se se decide investigar dada população, não se sabe, usualmente, se se lhe compatibiliza um modelo estratificado. Mesmo que se reconheça a coerência dessa compatibilidade, ainda assim subsiste a ignorância quanto ao meio mais eficiente à formação dos estratos. Disto se ocupa a segunda parte do trabalho presente.

A estimação da média e do total de  $Y$  (respectivamente,  $\mu_Y$  e  $T_Y$ ), por intermédio da distribuição de  $X$ , sendo  $\rho_{XY} > 0$ , é processado através da variável aleatória  $q = (\bar{y}/\bar{x})$ , ou de competente paradigma regressivo. Câmara (1965) estuda sete estimadores de  $\mu_Y$ , um dos quais, não tendencioso, é dado por

$$\hat{\mu}_Y = (\bar{q} \mu_X) + \left( \frac{N-1}{N} \right) \left( \frac{n}{n-1} \right) (\bar{y} - \bar{q} \bar{x}), \quad (1 2 18)$$

onde:

$$\bar{q} = \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^n (q_i) \right] = \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{x_i} \right) \right], \quad x_i > 0, \\ \bar{y} = \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^n (y_i) \right]; \quad \bar{x} = \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^n (x_i) \right] \quad (1 2 19)$$

Em sua distribuição no espaço das possíveis amostras de tamanho  $n$ , o estimador (1 2 18) tem  $\mu_Y$  por expectância, e, por variância,

$$V_s^2 \{ \hat{\mu}_Y \} \doteq \left( \frac{1}{n} \right) (\sigma_Y^2 + \bar{Q}^2 \sigma_X^2 - 2 \bar{Q} \rho_{XY} \sigma_X \sigma_Y) + \left( \frac{n}{n-1} \right) (\sigma_X^2 \sigma_Q^2 + \sigma_{XQ}^2) \quad (1 2 20)$$

a cujo respeito se esclarece

a) os parâmetros de  $X \varepsilon \pi$  são conhecidos, como o é o coeficiente de correlação linear  $\rho_{XY}$ ,

b) ignora-se a variância de  $Y$ , mas, a partir da amostra que se trabalha, se estima

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \left( \frac{N-1}{N} \right) \left( \frac{1}{n-1} \right) \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right] = \left( \frac{N-1}{N} \right) \left( \frac{n}{n-1} \right) (s_y^2), \quad (1 2 21)$$

c) quanto a  $\bar{Q}$ :

$$\bar{Q} = \left( \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{Y_i}{X_i} \right) \right]; \quad X_i > 0; \quad E \{ \bar{q} \} = \bar{Q} \quad (1.2.22)$$

$$\sigma_{xq} = \left( \frac{1}{N} \right) \left[ \sum_{i=1}^N (X_i - \mu_X) (Q_i - \bar{Q}) \right] = (\mu_Y - \bar{Q} \mu_X); \quad (1.2.23)$$

$$\hat{\sigma}_{xq} = \left( \frac{N-1}{N} \right) \left( \frac{1}{n-1} \right) \left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) (q_i - \bar{q}) \right] \quad (1.2.24)$$

Trata-se, agora, da formação dos estratos

## 2 — CONSTRUÇÃO DOS L ESTRATOS

2.1 — *Formulação do problema.* É de mister, liminarmente, distinguir “estratos convencionalmente construídos” e “estratos tecnicamente construídos”. Os primeiros são representados por subconjuntos de determinada população, organizada em obediência a imposições legais, a conveniências administrativas, a convenções sócio-econômicas etc, como classes de rendimento líquido anual (segundo o impôsto sobre a renda), categorias sociais (classe operária, classe média, classe rica) e subdivisões congêneres. Tais subpopulações não são estratos, na acepção rigorosa da amostragem, e, por isso, não se lhes dispensa qualquer atenção, aqui. Cuida-se, somente, dos segundos, já conceituados na Seccção 1.2.

Estratificar a população  $\pi = \{u_i\}$ , segundo a variável de estratificação,  $X$ , é desmembrá-la em  $L > 1$  subconjuntos homogêneos ( $\sigma_i^2 \rightarrow 0$ ), que se excluem mutuamente. Dispondo-se em ordem crescente os  $N$  valores individuais de  $X$ , há que resolver:

a) o número,  $L$ , desses subconjuntos homogêneos, ou estratos,

b) os  $(L-1)$  pontos que delimitam estratos vizinhos, caracterizando as  $N_i$  unidades populacionais que pertencem ao  $i$ -ésimo estrato, e somente a êle.

A matéria englobada é, repete-se, de extraordinária importância. Retorne-se, por exemplo, a (1.2.5), ou, especificamente, a (1.2.10), na qual se registra a variância mínima,  $V_1$ , da distribuição de amostragem de  $\hat{\mu}$ , considerando-se  $L$  estratos. São fundamentais, e até necessárias, a propósito, perguntas quais:

a) qual a repercussão, em  $V_1$ , ocasionada pelo emprego de  $L_1 < L$ , ou de  $L_2 > L$  estratos?

b) sofrerá  $V_1$ , qualquer modificação, caso se mantenha o mesmo número,  $L$ , de estratos, mas se altere a composição de cada estrato, mudando-se os pontos de estratificação?

A despeito da relevância da matéria, essencial à eficiência da estratificação, tem ela sido descurada: omitem-na, inclusive, respeitáveis tratados de amostragem. Somente a partir da década dos cinqüenta é que se começou a estudá-la, surgindo, em consequência, raras contribuições pessoais isoladas, dissonantes quanto ao método de solucioná-la. E em duas oportunidades, apenas, analisaram-se comparativamente essas contribuições: uma, ha cinco anos (Cochran, 1961); outra, há cinco meses (Hess-Sethi-Balakrishnan; 1966).

Formula-se o problema assim: dada a população  $\pi$ , com  $N < \infty$  unidades simples, toma-se-lhe  $X$  como variável de estratificação,  $H_1 \leq X \leq H_2$ , sendo  $H_1$  e  $H_2$  grandezas finitas:  $H_1 \geq 0$ ;  $H_2 > 0$ ;  $H_1 < H_2$ . Requer-se a construção de  $L$  estratos, determinando-se os  $(L-1)$  pontos de estratificação, simbolizados por

$$(x_0 = H_1); \quad x_1; \quad x_2; \quad x_3; \quad \dots; \quad x_i; \quad \dots; \quad x_{L-1}; \quad (x_L = H_2). \quad (2.1.1)$$

Deixa-se para ulteriormente a determinação de  $L$ .

2.2 — *Soluções propostas.* Como se objetiva ao exame comparativo das soluções propostas, até aqui, para resolver o problema formulado na seccção precedente, prefere-se considerá-las à luz de resultados numéricos, trabalhando-se com uma população de  $N = 840$  unidades simples, verificando-se, quanto à variável de estratificação:  $(H_1 = 40) \leq X < (H_2 = 280)$ . Na Tabela 1, discrimina-se (duas primeiras colunas) a distribuição de freqüências de  $X$ , através de  $G = 24$  classes de igual amplitude.

TABELA 1

Distribuição de freqüências de  $X \varepsilon \pi$

X	$f_o$	$F_o$	$\sqrt{f_o}$	$\sum_{\leq o} (\sqrt{f_o})$	$\mu_o$	$T_o$	$\sum_{\leq o} (T_o)$	$R_o$	$(F_o + R_o)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
40 — 50	6	6	2,44945	2,44945	43,50	261	261	35	41
50 — 60	5	11	2,23607	4,68552	53,80	269	530	70	81
60 — 70	24	35	4,89898	9,58450	63,96	1 535	2 065	105	140
70 — 80	23	58	4,79583	14,38033	74,35	1 710	3 775	140	198
80 — 90	38	96	6,16441	20,54474	84,16	3 198	6 973	175	271
90 — 100	34	130	5,83095	26,37569	94,50	3 213	10 186	210	340
100 — 110	96	226	9,79796	36,17365	104,26	10 009	20 195	245	471
110 — 120	98	324	9,89949	46,07314	114,70	11 240	31 435	280	604
120 — 130	53	377	7,28011	53,35325	124,41	6 594	38 029	315	692
130 — 140	59	436	7,68115	61,03440	134,42	7 931	45 960	350	786
140 — 150	42	478	6,48074	67,51514	144,20	6 056	52 016	385	863
150 — 160	49	527	7,00000	74,51514	154,74	7 582	59 598	420	947
160 — 170	47	574	6,85565	81,37079	164,36	7 725	67 323	455	1 029
170 — 180	41	615	6,40312	87,77391	174,27	7 145	74 468	490	1 105
180 — 190	30	645	5,47723	93,25114	184,33	5 527	79 995	525	1 170
190 — 200	32	677	5,65685	98,90799	194,81	6 234	86 229	560	1 237
200 — 210	31	708	5,56776	104,47575	204,71	6 346	92 575	595	1 303
210 — 220	34	742	5,83095	110,30670	214,97	7 309	99 884	630	1 372
220 — 230	23	765	4,79583	115,10253	223,17	5 133	105 017	665	1 430
230 — 240	23	788	4,79583	119,89836	235,09	5 407	110 424	700	1 488
240 — 250	16	804	4,00000	123,89836	243,81	3 001	114 325	735	1 539
250 — 260	16	820	4,00000	127,89836	255,00	4 080	118 405	770	1 590
260 — 270	10	830	3,16228	131,06064	263,90	2 639	121 044	805	1 635
270 — 280	10	840	3,16228	134,22292	275,70	2 757	123 801	840	1 680
$\sum_{o=1}^G$	840	—	134,22292	—	—	123 801	—	—	—

Os símbolos utilizados na Tabela 1 têm a seguinte significação, relativamente à *g*-ésima classe ( $g = 1, 2, 3, \dots, G = 24$ )

$f_o$  = freqüência (absoluta) da classe;  $f_o = N_o$ ;

$F_o$  = freqüência acumulada;  $F_o = \sum_{\leq o} (f_o)$ ,  $F = \sum_{o=1}^G (f_o)$ ;

$\mu_o$  = média dos  $f_o$  valores de  $X$ , na *g*-ésima classe Distingue-se de  $\bar{\mu}_o$  que é o "ponto médio" da classe em referência;

$T_o = (f_o \mu_o) = (N_o \mu_o)$  = total (ou agregado) de  $X$ ,

$r_o$  = freqüência teórica, na *g*-ésima classe, de uma distribuição retangular,

$R_o = \sum_{\leq o} (r_o)$  = freqüência acumulada dessa retangular;

$(F_o + R_o) = \sum_{\leq o} (f_o + r_o)$  = freqüência acumulada, até à *g*-ésima classe,

da soma das: 1) freqüências da distribuição original, de  $X$ ; 2) freqüências de uma distribuição retangular, conseqüentes à retangularização da primeira

2 2 1 — *Solução A.* É a solução teórica do problema formulado, tratada por Dalenius (1950). Inscreveu-se, em (1 2 14), a variância mínima de  $\hat{\mu}$  ou  $V_I$ , cujo segundo termo, no segundo membro, indica o lucro que se obtém mediante o uso de população finita. Se o nomeado termo tem expressão numérica desprezível, ou se a população é infinita,  $V_I$  fica reduzida ao primeiro termo do segundo membro, passando-se a designá-la por  $V_{i, inf}$

O conjunto de pontos de estratificação ( $x_1; x_2; x_3; \dots; x_i; \dots; x_{L-1}$ ) que minimiza  $V_I$  (população infinita) é o mesmo que minimiza o somatório de  $(P_i \sigma_i)$ . Isto pôsto, determina-se o aludido conjunto (a que Dalenius denomina "pontos ótimos de estratificação"), graças à resolução de

$$\frac{\partial}{\partial x_i} \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i) \right] = 0 = \frac{\partial}{\partial x_i} (P_i \sigma_i) + \frac{\partial}{\partial x_i} (P_{i+1} \sigma_{i+1}). \quad (2 2 1 1)$$

Omitindo-se as deduções intermédias, chega-se, finalmente, à conclusão de que os "pontos ótimos de estratificação" resultam das soluções às equações simultâneas:

$$\frac{\sigma_i^2 + (x_i - \mu_i)^2}{\sigma_i} = \frac{\sigma_{i+1}^2 + (x_i - \mu_{i+1})^2}{\sigma_{i+1}}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, (L-1) \quad (2\ 2\ 1\ 2)$$

Se, ao invés de  $V_1$ , se toma  $V_2$ , conforme (1.2.15), as equações simultâneas são:

$$x_i = \left(\frac{1}{2}\right) (\mu_i + \mu_{i+1}); \quad i = 1, 2, 3, \dots, (L-1). \quad (2\ 2\ 1\ 3)$$

Se se opera com  $V_3$ , consoante (1 2 17), têm-se as seguintes equações simultâneas (deduzidas por Sethi, 1963):

$$\frac{(\mu_i)(x_i - \mu_i)^2 - (\sigma_i^2)(x_i - \mu_i)}{(\mu_i)^2} = \frac{(\mu_{i+1})(x_i - \mu_{i+1})^2 - (\sigma_{i+1}^2)(x_i - \mu_{i+1})}{(\mu_{i+1})^2}. \quad (2\ 2\ 1\ 4)$$

O encargo da determinação dos "pontos ótimos de estratificação", em condições de atender às exigências das três fórmulas, acima registradas, é laborioso em demasia, particularmente se  $L > 2$ , e circunscreve-se a populações infinitas. Pode ser estendido, com efeito, a populações finitas, mas, nesse caso, mercê de amostras extraídas de acordo com o processo de "com reposição", o que converte a finitude em infinidade. Nada obstante à inteligência e ao rigorismo matemático de sua concepção, a Solução A é contraindicada na prática. Urge buscar, de conseguinte, soluções que, necessariamente corretas e facilmente aplicáveis, se aproximem dos resultados que seriam obtidos, graças ao encaminhamento teórico da otimização.

2 2.2 — *Solução B* Deve-se-lhe a Mahalanobis (1952; 1954), sendo corroborada por Hansen-Hurwitz-Madow (1953). Consiste em subdividir o total,  $T$ , dos  $N$  valores da variável de estratificação,  $X$ , em  $L$  partes, visando-se, com isso, à manutenção da constância, ou quase constância, de  $\bar{T} = (T/L)$ , em cada uma delas.

Como  $x_0$  e  $x_L$  se associam a  $H_1$  e  $H_2$ , respectivamente, em harmonia com (2 1 1), os pontos de estratificação ( $x_1; x_2; \dots; x_i; \dots; x_{L-1}$ ) decorrem de:

$$x_1 = \frac{T}{L}; \quad x_2 = \frac{2T}{L}; \quad \dots; \quad x_i = \frac{iT}{L}; \quad \dots; \quad x_{L-1} = \frac{(L-1)T}{L}. \quad (2\ 2\ 2\ 1)$$

Mahalanobis é examinado por Kitagawa (1956), no tocante à solução sugerida, apreciada sob o ângulo matemático, assim sumarizado: em dada soma das *a-ésimas* potências de  $w$ : 1.º) o valor mínimo do somatório das *b-ésimas* potências de  $w$ , para  $a > b$ , e 2.º) o valor máximo das *b-ésimas* potências de  $w$  (somatório delas), para  $a < b$ ; 3.º) um e outro são alcançados quando  $w_1 = w_2 = w_3 = \dots = w_L$ , para fixado  $L$ .

A Solução B pode ser explicada, todavia, com fundamentação estatística. Se  $N$  valores de  $X$  (bem discrepantes entre si, pois, de outra forma, não se compreenderia a estratificação) somam o total  $T$ ; se se decompõe  $T$  em  $L$  partes, cada qual com o mesmo total,  $\bar{T}$ , então: 1) a primeira parte (constituída dos pequenos valores de  $X$ ) requer número elevado,  $N_1$ , de unidades, para se completar  $\bar{T}$ ; 2) a segunda parte (que reúne valores médios de  $X$ ) reclama menor número,  $N_2 < N_1$ , de unidades populacionais, para somar  $\bar{T}$ ; 3) a terceira parte (formada por valores grandes de  $X$ ) necessita de pequeno número,  $N_3$ , sendo  $N_3 < N_2 < N_1$ , de unidades de  $\pi$ , para obter  $\bar{T}$ . Ora, se  $\bar{T} =$  constante é dividido por divisores diversificados e decrescentes, os quocientes divergem entre si e são crescentes. Esses quocientes são as médias  $\{\mu_i\}$ , as quais: 1) se diferenciam da média geral,  $\mu$ , 2) conduzem a grandeza maior da variância entre as partes. E se se faz que  $\sigma_B^2 \rightarrow \sigma^2$ , vem, em contrapartida,  $\sigma_D^2 \rightarrow 0$ , isto é, homogeneizam-se as partes, ou estratos.

Leve-se a Solução B à Tabela 1, admitindo-se, para exemplificar, que  $L = 3$ . Em consonância a (2 2 2 1),

$$x_1 = \frac{123\ 801}{3} = 41\ 267; \quad x_2 = x_{L-1} = 2(41\ 267) = 82\ 534,$$

presente que  $x_0 = 40$  e  $x_L = 280$ . Na Coluna 8, da aludida tabela, verifica-se que:

a) o ponto mais aproximado de  $x_1 = 41\ 267$  ocorre na classe  $g = 9$ , cujo total acumulado é 38 029, que se refere ao conjunto dos valores de  $X$  compreendidos por 40 — 130. Ter-se-ia melhor aproximação a 41 267 (em lugar da encontrada, 38 029), se a distribuição original de  $X$  houvesse sido apresentada em classes de menor amplitude: 48 classes (ao invés de 24), por exemplo, com amplitude igual (5, e não 10). O total acumulado, 38 029, corresponde ao ponto de estratificação  $X = 130$ . Tem-se, dessarte, o primeiro estrato, formado pelas  $N_1 = 377$  (Coluna 3, da Tabela 1) unidades de  $\pi$ , cujos valores de  $X$  pertencem a 40 — 130;

b) o ponto mais aproximado de  $x_2 = 82\ 534$  é verificado na acumulação de  $T_g$ , quando  $g = 15$ , ou seja, 79 995, o qual diz respeito à soma dos 268 valores de  $X$ , incluídos no intervalo 130 — 190. Portanto: 1) o segundo ponto de estratificação ocorre em  $X = 190$ ; 2) o segundo estrato abrange  $130 \leq X < 190$ , com  $N_2 = 268$  unidades populacionais;

c) o terceiro estrato engloba, em decorrência (visto que  $x_L = 280$ ) as restantes  $N_3 = 195$  unidades de  $\pi$ , cujos valores individuais recaem em  $190 \leq X < 280$ .

Sumariza-se a Solução B, na Tabela 2

TABELA 2  
Construção de  $L = 3$  estratos Solução B

$i$ (1)	$X$ (2)	$N_i$ (3)	$T_i$ (4)	$\mu_i$ (5)	$W_i$ (6)	$\sigma_i^2$ (7)	$\sigma_i$ (8)
1	40 — 130	377	38 029	100,87	90	332,2617	19,55
2	130 — 190	268	41 966	156,59	60	288,9786	17,00
3	190 — 280	195	43 806	224,65	90	563,5057	23,74
$\sum_{i=1}^L$	40 — 280	840	123 801	147,38	240	2779,1201	52,72

Por  $W_i$ , denota-se a amplitude do  $i$ -ésimo estrato, relativamente a  $X$ . Segue-se essa notação (usual nos livros ingleses), em substituição à comum  $R_i$  (frequente nos livros norte-americanos), a fim de se evitarem possíveis equívocos com o símbolo  $R_v$ , que aparece na Coluna 9, da Tabela 1

A variância entre os  $L = 3$  estratos e a dentro dos mesmos são:

$$\sigma_E^2 = 2385,0228 = 0,8582 \sigma^2; \quad \sigma_D^2 = 394,0973 = 0,1418 \sigma^2; \quad \sigma^2 = 2779,1201$$

2 2 3 — Solução C Não se trata, a rigor, de uma solução, mas de uma indicação, que pode ser valiosa, se trabalhada por técnico experimentado. Consiste no agrupamento de classes contíguas de frequências, a partir da distribuição original, inicialmente ordenada em classes de pequena amplitude. Fazem-se sucessivos agrupamentos de classes já agrupadas — constituindo-se, concomitantemente, os devidos histogramas —, até que fiquem bem delineadas  $L$  distribuições retangulares, definidoras dos  $L$  estratos

Na população da Tabela 1, os pontos de estratificação, segundo a Solução C, são.  $x_0 = H_1 = 40$ ;  $x_1 = 140$ ;  $x_2 = x_{L-1} = 200$ ;  $x_3 = x_L = 280$ . Daí, a Tabela 3

TABELA 3  
Construção de  $L = 3$  estratos Solução C

$i$ (1)	$X$ (2)	$N_i$ (3)	$T_i$ (4)	$\mu_i$ (5)	$W_i$ (6)	$\sigma_i^2$ (7)	$\sigma_i$ (8)
1	40 — 140	436	45 960	105,41	100	463,4773	21,53
2	140 — 200	241	40 269	167,09	60	284,4174	16,86
3	200 — 280	163	37 572	230,50	80	1092,3052	33,06
$\sum_{i=1}^L$	40 — 280	840	123 801	147,38	240	2779,1201	52,72

Em conformidade à Solução C:

$$\sigma_E^2 = 2239,9140 = 0,8060 \sigma^2; \quad \sigma_D^2 = 539,2061 = 0,1940 \sigma^2$$

A Solução C, nos moldes em que é exposta, constitui um processo expedito de estratificação: embora útil, ela não aspira à rigorização. Pode-se aperfeiçoá-la, contudo, mediante o ajustamento de conveniente função,  $f(x)$ , referida ao polígono de frequências representativo da distribuição original de  $X$ . Este é, aliás, o caminho percorrido por Sethi (1963), em parte, segundo se verá adiante, no Tópico 2 2 7

2 2 4 — *Solução D*. Analisando a conclusão conducente às equações simultâneas, consignadas em (2 2 1 2), relacionadas aos “pontos ótimos de estratificação”, Dalenius e Hodges (1957) reconheceram que aquela solução é efetivamente válida, mas no sentido da teoria matemática. Na realidade estatística, contudo, não se encontram condições ideais à aplicação das citadas equações, a começar pela inexistência de uma função,  $f(x)$ , necessariamente analítica, e, bem assim, pela implicação de impositivos acérca de custo econômico, precisão etc. E porque o reconhecessem, sugeriram um procedimento que leva à aproximação, suficientemente idônea e operacionalmente exequível, a (2 2 1 2).

É esta proposição de Dalenius-Hodges que recebe, aqui, o batismo de Solução D. Os Autores baseiam-se numa população infinita, e introduzem a transformação

$$H(x) = \int_{-\infty}^x \sqrt{h(t)} dt \quad (2 2 4 1)$$

Se é grande o número,  $L$ , de estratos, admite-se como lícito que cada um dêles tenha pequena amplitude,  $W_i = (x_i - x_{i-1})$ , podendo ser considerado na qualidade de distribuição retangular, de sorte que:

$$\sigma_i \doteq \left( \frac{1}{\sqrt{12}} \right) (x_i - x_{i-1}); \quad P_i = \int_{x_{i-1}}^{x_i} h(t) dt \doteq f_i (x_i - x_{i-1}). \quad (2 2 4 2)$$

Por aplicação do teorema do valor médio, deduz-se que há um valor  $f_i$ , de  $f$ , do  $i$ -ésimo estrato, tal que:

$$(\sqrt{12}) \left[ \sum_{i=1}^L (P_i \sigma_i) \right] = \sum_{i=1}^L [\sqrt{f_i} (x_i - x_{i-1})]^2 \doteq \sum_{i=1}^L (H_i - H_{i-1})^2, \quad (2 2 4 3)$$

$$\text{onde: } (H_i - H_{i-1}) = \int_{x_{i-1}}^{x_i} \sqrt{h(t)} dt \quad (2 2 4 4)$$

Minimiza-se a derradeira soma de (2.2 4.3), ao se fazer  $(H_i - H_{i-1}) =$  constante, visto que  $(H_L - H_0)$  é determinado.

Exemplifica-se a Solução D através da Tabela 1, Colunas 4 e 5. Subdivide-se

$$\sum_{\sigma=1}^g (\sqrt{f_\sigma}) = F_{(1/2)} \quad (2 2 4 5)$$

em  $L$  intervalos, de maneira a assegurar, em cada um dêles, a constância, exata ou aproximada, de  $(\sqrt{f_\sigma})$  acumulada. Assim, desde que  $x_0$  e  $x_L$  correspondem a  $H_1$  e a  $H_2$ , respectivamente, conforme (2 1.1), então:

$$x_1 = \frac{F_{(1/2)}}{L}; \quad x_2 = \frac{2 F_{(1/2)}}{L}, \quad ; \quad x_i = \frac{i F_{(1/2)}}{L}; \quad ; \quad x_{L-1} = \frac{(L-1) F_{(1/2)}}{L} \quad (2 2 4 6)$$

Na citada tabela (Coluna 5), sendo  $L=3$ , os  $(L-1)$  pontos de estratificação,  $x_1$  e  $x_2$ , são locados em decorrência de

$$x_1 = \frac{134,22292}{3} = 44,74097; \quad x_2 = x_{L-1} = 2(44,74097) = 89,48194$$

O valor (ainda na Coluna 5) mais aproximado a 44,74097 recai na oitava classe ( $g=8$ ), e é igual a 46,07314. A aproximação, com efeito, não é boa, porque os  $N=840$  valores de  $X$  foram reunidos em classes de amplitude  $W_g=10$ ; se se houvesse feito, diga-se,  $W_g=5$ , ter-se-ia obtido maior avizinhamen-

ao valor de  $x_1$ . A  $(\sqrt{f_o})$  acumulada, igual a 46,07314 corresponde a  $40 \leq X < 120$ . Então 1) o primeiro ponto de estratificação é dado por  $X = 120$ ; 2) o primeiro estrato compreende os  $N_1 = 324$  valores de  $X$  pertencentes a  $40 - 120$

O segundo ponto de estratificação deveria ser associado ao valor 89,48194, conseqüente a  $[(2F_{(1/2)})/L]$ . Como, no entanto, se usou a aproximação  $x_1^* = 46,07314$  (ao invés de  $x_1 = 44,74097$ ), pelo motivo exposto, logo.  $x_2^* = (x_1^* + 44,79097) = 90,81411$ . A freqüência acumulada (de  $\sqrt{f_o}$ ) mais aproximada de  $x_2^*$  é 93,25114 e concerne à acumulação até à classe de ordem  $g = 15$ , a qual abrange  $40 \leq X < 190$ . O segundo ponto de estratificação, portanto, é dado por  $X = 190$ , formando-se o segundo estrato com as  $N_2$  unidades de  $\pi$  integrantes de  $120 \leq X < 190$ .

O terceiro e último estrato é, obviamente, constituído pelas restantes  $N_3 = 195$  unidades populacionais incluídas em  $190 \leq X < 280$ .

Resume-se a Solução D na Tabela 4

TABELA 4  
Construção de  $L=3$  estratos Solução D

$i$	$X$	$N_i$	$T_i$	$\mu_i$	$W_i$	$\sigma_i^2$	$\sigma_i$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	40  ---  120	324	31 435	97,02	80	337,5940	18,37
2	120  ---  190	321	48 560	151,28	70	384,6202	19,61
3	190  ---  280	195	43 806	224,65	90	563,5057	23,74
$\sum_{i=1}^L$	40  ---  280	840	123 801	147,38	240	2770,1201	52,72

A variância entre os  $L=3$  estratos e a variância dentro dos mesmos são:

$$\sigma_B^2 = 2371,6963 = 0,8534 \sigma^2; \quad \sigma_D^2 = 407,4233 = 0,1466 \sigma^2.$$

2 2 5 — Solução E Proposta por Durbin (1959), resume-se num processo de retangularização da distribuição original. Considera três distribuições

a) a de  $X$ , original, com  $G$  classes iguais, cada qual com a freqüência simples  $f_g$ , sendo  $g = 1, 2, 3, \dots, G$ ,

b) a de  $X$ , retangularizada: cada classe tem a freqüência  $f_g = \bar{f} = (F/G) = r_g$ , sendo  $F$  a soma das  $G$  freqüências da distribuição original,

c) a gerada pelas duas precedentes. Na  $g$ -ésima classe, a nova distribuição tem a freqüência  $(f_g + r_g)$ .

Acumulam-se as  $(f_g + r_g)$  e delimitam-se intervalos iguais nessa acumulação, para a formação dos  $L$  estratos.

Na Tabela 1, tem-se que  $F = 840$ ;  $G = 24$ ;  $r_g = (840/24) = 35$ . Acumulando-se as  $r_g$ , obtêm-se as  $R_g$  (Coluna 9), sendo genêricamente.  $R_g = (gr_g)$ . Assim:  $R_1 = 1(35) = 35$ ;  $R_2 = 2(35) = 70$ ;  $R_3 = 3(35) = 105$ ; ;  $R_{24} = 24(35) = 840$ .

Acumulando-se  $(f_g + r_g)$ , de  $g=1$  a  $g=24$ , determina-se a Coluna 10, onde  $(F_{24} + R_{24}) = 1680$ . Visto que  $L=3$ , então os três mencionados intervalos devem ter por média o resultado de  $(1680/3) = 560$ . Logo,  $x_1 = 560$ ,  $x_2 = 2(560) = 1120$ .

Na aludida Coluna 10, vê-se que o valor mais próximo de 560 é encontrado em  $(F_8 + R_8) = 604$ , que corresponde à acumulação, no tocante a  $X$ , de  $40 \leq X < 120$ . Portanto: 1) o primeiro ponto de estratificação é dado por  $X = 120$ ; 2) o primeiro estrato abrange os  $N_1 = 324$  valores de  $X$  pertencentes a  $40 - 120$ .

O valor mais aproximado a  $x_2 = 1120$  é, por excesso (porque assim o foi o anterior), verificado em  $(F_{15} + R_{15}) = 1170$ . Quer isto dizer que.

a) o segundo ponto de estratificação é  $X = 190$ ,

b) o segundo estrato abarca os  $N_2 = 321$  valores de  $X$  situados em  $120 - 190$ , pois  $F_{15}$  e  $R_{15}$  respeitam à acumulação em  $40 \leq X < 190$ , mas o primeiro estrato daí retira 324 valores, incluídos em  $40 \leq X < 120$ .

O terceiro estrato, de conseqüente, reúne as  $N_3 = 195$  unidades restantes de , cujos valores são definidos em  $190 \leq X < 280$ .

Na Tabela 5, inscrevem-se os valores da estratificação de  $X$ , em conformidade à Solução E

TABELA 5  
Construção de  $L = 3$  estratos Solução E

$i$	$X$	$N_i$	$T_i$	$\mu_i$	$W_i$	$\sigma_i^2$	$\sigma_i$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	40  — 120	324	31 435	97,02	80	337,5949	18,37
2	120  — 190	321	48 560	151,28	70	384,6202	19,61
3	190  — 280	195	43 806	224,65	90	563,3057	23,74
$\sum_{i=1}^L$	40  — 280	840	123 801	147,38	240	2779,1201	52,72

A variância entre os  $L$  estratos e a variância dentro dos mesmos são:

$$\sigma_B^2 = 2371,6963 = 0,8534 \sigma^2; \quad \sigma_D^2 = 407,4238 = 0,1466 \sigma^2$$

Confrontando-se as Tabelas 4 e 5, nota-se que os resultados inscritos em uma e na outra são exatamente iguais. Isto indica que, quanto à distribuição particular de  $X$ , de que ora se cuida,

$$\text{Solução D} \equiv \text{Solução E} \quad (2 \ 2 \ 5 \ 1)$$

2 2 6 — *Solução F* Gunnar Ekman (1959), da Universidade de Estocolmo (como igualmente o é Tore Dalenius), inspirou-se neste, relativamente às condições de minimização da soma  $(P_1 \sigma_1 + P_2 \sigma_2 + \dots + P_i \sigma_i + \dots + P_L \sigma_L)$ . Dalenius demonstrara que a minimização é função dos "pontos ótimos de estratificação",  $\{x_i\}$ , que satisfazem à relação (2 2 1 2), segundo se expôs

Ekman, em seu trabalho, aqui referido por Solução F, demonstra que, respeitadas certos constrangimentos impostos (que concernem, primariamente, à regularidade da função de densidade,  $f(x)$ , a fim de facilitar a dedução matemática do resultado final), atinentemente a uma função de densidade cujo domínio é um intervalo finito, os pontos  $\{x_i\}$ , que satisfazem às igualdades

$$P_i (x_i - x_{i-1}) = K_L, \quad (2 \ 2 \ 6 \ 1)$$

onde  $K_L$  é uma constante vinculada a  $L$ , tais pontos, repete-se, respondem aproximadamente às condições mínimas de (2 2 1 2)

O A. elabora sua teoria mediante a utilização dos seguintes elementos

- uma função de densidade,  $f(x)$ , definida num intervalo finito,
- existência das derivadas  $f'(x)$  e  $f''(x)$ , absolutamente contínuas nesse intervalo,
- uma função,  $F(x)$ , tal que

$$F'''(x) = f(x); \quad F''(x) = \int_{-\infty}^x F'''(t) dt; \quad F'(x) = \int_{-\infty}^x F''(t) dt; \\ F(x) = \int_{-\infty}^x F'(t) dt, \quad (2 \ 2 \ 6 \ 2)$$

admitindo-se que  $F'(x)$ ,  $F''(x)$ ,  $F'''(x)$  existam e sejam contínuas,

d) número bastante grande,  $L$ , de estratos, de maneira que se reduzam, tanto quanto possível, as amplitudes  $\{x_i - x_{i-1}\}$ , em relação a todo  $i = 1, 2, 3, \dots, L$ . Assintoticamente, quando  $L \rightarrow \infty$ , (2 2 6 1) e (2 2 1 2) se equivalem

Há que reparar, na sugestão de Ekman

a) a preocupação de resolver, por via puramente matemática, um problema de natureza estatística, impondo, para êsse fim, condições de excepcional atendimento,

b) a laboriosidade de penosos desenvolvimentos, particularmente quando  $L > 2$ . O próprio autor adverte que "a determinação dos pontos  $\{x_i\}$  não está inteiramente livre de sérias dificuldades de cálculo",

c) a liberdade teórica de supor que  $L \rightarrow \infty$ , suposição que o exercício da estratificação repele. O número de estratos (disto se tratará adiante) deve ser pequeno: raramente se operará com  $L > 5$ , no caso de populações de unidades simples;

d) a consequência de precários resultados finais, caso a distribuição original, de  $X$ , possua, à direita, cauda longa e finita

Dâ-se, a seguir, uma interpretação prática da sugestão de Ekman, usando-se os dados da Tabela 1. A Solução F é encaminhada em obediência à igualação de

$$\sum_g [F_g (X_g - X_{g-1})] = \sum_g (F_g W_g), \quad (2 \ 2 \ 2 \ 3)$$

onde, como precedentemente 1)  $F_g$  = frequência acumulada da  $g$ -ésima classe (Coluna 3, Tabela 1), 2)  $W_g$  = amplitude da mesma classe (Coluna não incluída em a nomeada tabela, porque tôdas as  $G = 24$  classes têm amplitude igual,  $W_g = 10$ )

Se se fizesse, na distribuição de  $X$ , um estrato único,  $L = 1$ , ter-se-ia

$$F_g = F_{24} = 840; \quad X_g = X_{(N)} = 280, \quad X_{g-1} = X_{(1)} = 40,$$

$$W_g = (X_g - X_{g-1}) = (X_{(N)} - X_{(1)}) = 240;$$

$$M_g = F_g (X_g - X_{g-1}) = F_{24} (X_{(N)} - X_{(1)}) = 840 (280 - 40) = 201\ 600; \quad M_{24} = M$$

Se  $L > 1$  (no exemplo em curso,  $L = 3$ ), os pontos de estratificação ( $x_1, x_2, \dots, x_{L-1}$ ) são proporcionais a

$$\frac{M}{L^2} = \frac{201\ 600}{(3)^2} = \frac{201\ 600}{9} = 22\ 400$$

Pormenoriza-se a identificação dos pontos de estratificação, na forma da Solução F, através da Tabela 6

TABELA 6  
Cálculo de  $\{F_g (X_g - X_{(1)})\} = (F_g W_{g;1})$

$g$	$F_g$	$W_{g;1}$	$F_g W_{g;1}$	$g$	$F_g$	$W_{g;1}$	$F_g W_{g;1}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
40	6	10	60	160	574	130	74 260
50	11	20	220	170	615	140	86 100
60	35	30	1 050	180	645	150	96 750
70	58	40	2 320	190	677	160	103 320
80	96	50	4 800	200	708	170	120 360
90	130	60	7 800	210	742	180	133 560
100	226	70	15 820	220	765	190	145 350
110	324	80	25 920	230	788	200	157 600
120	377	90	33 930	240	801	210	168 840
130	436	100	43 600	250	820	220	180 400
140	478	110	52 580	260	830	230	190 900
150	527	120	63 240	270	840	240	201 600

Havia-se calculado, anteriormente, que o primeiro ponto de estratificação está associado a  $(M/L^2) = 22\ 400$ . Na Tabela 6, Coluna 4, o número mais próximo a 22 400 recai na classe  $g = 8$ , onde  $(F_8 W_{8;1}) = 25\ 920$ , determinando o primeiro ponto de estratificação em  $X = 120$ , e caracterizando o primeiro estrato, constituído das  $N_1 = 324$  unidades populacionais incluídas no intervalo 40 + 120, de  $X$ , o qual tem a amplitude  $W_1 = (120 - 40) = 80$

Prossegue-se, de modo semelhante, na locação do segundo ponto de estratificação. Agora, porém,  $40 \leq X < 120$  (primeiro estrato) é havido com o significado de classe de ordem  $(g - 1)$ , incumbindo determinar a que lhe sucede imediatamente, vale dizer, a de ordem  $g$ . Calcula-se  $W_{g-1;g}$ , a partir de  $X_{g-1} = 120$ . Em minúcia:

$X$	$f_g$	$F_g$	$W_{g-1;g}$	$F_g W_{g-1;g}$
120 + 130	53	53	10	530
130 + 140	59	112	20	2 240
140 + 150	42	154	30	4 620
...	...	...	...	...
170 + 180	41	291	60	17 460
180 + 190	30	321	70	22 470
190 + 200	52	353	80	28 240
...	...	...	...	...

Como se nota, o valor mais aproximado de  $(M/L^2) = 22\ 400$  é, na última coluna, acima, dado por 22 470, vinculado à classe 180 - 190. Portanto: 1) o segundo ponto de estratificação é verificado em  $X = 190$ , 2) o segundo estrato abrange as  $N_2 = 321$  unidades de  $\pi$ , contidas no intervalo  $120 \leq X < 190$ , cuja amplitude é  $W_2 = 70$

Compõe-se, o terceiro estrato, das restantes  $N_3 = 195$  unidades populacionais, compreendidas em  $190 \leq X < 280$ , cuja amplitude é  $W_3 = 90$

Na Tabela 7, registram-se os principais resultados da estratificação de  $40 \leq X < 280$ , em  $L = 3$  estratos, conformados à versão prática da Solução F.

TABELA 7  
Construção de  $L = 3$  estratos Solução F

$i$	$X$	$N_i$	$T_i$	$\mu_i$	$W_i$	$\sigma_i^2$	$\sigma_i$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	40  ---  120	324	31 435	97,02	80	337,5949	18,37
2	120  ---  190	321	48 560	151,28	70	384,6202	19,61
3	190  ---  280	195	43 806	224,65	90	563,3057	23,74
$\sum_{i=1}^L$	40  ---  280	840	123 801	147,38	240	2779,1201	52,72

A variância entre os  $L$  estratos e a variância dentro dos mesmos são:

$$\sigma_B^2 = 2\ 371,6963 = 0,8534 \sigma^2; \quad \sigma_D^2 = 407,4233 = 0,1466 \sigma^2.$$

Examinando-se as Tabelas 4, 5 e 7, verifica-se que os resultados consignados nas três são idênticamente iguais. Quer isto dizer que, no tangente à distribuição particular de  $X$  (Tabela 1):

$$\text{Solução D} \equiv \text{Solução E} \equiv \text{Solução F.} \quad (2.2.6.4)$$

2.2.7 — *Outras soluções* Além das seis já consideradas (A — F), outras soluções mais merecem alusão:

- Solução G, de Dalenius-Gurney (1951);
- Solução H, de Sethi (1963);
- Solução I, de Aoyama (1954; Tóquio).

Esta última, elaborada sôbre a restrição da constância de  $(x_i - x_{i-1})$ , para todo  $i = 1, 2, 3, \dots, L$ , não contém inovação que a credencie a melhor lugar ao sol.

Na Solução G, faz-se  $(P_i \sigma_i) = \text{constante}$ , que constitui razoável aproximação ao "pontos ótimos de estratificação" (2.2.1.2), na circunstância de o número,  $L$ , de estratos, ser grande. A Solução G é praticamente igual à Solução F. Se a distribuição original, da variável de estratificação, é retangular,  $(P_i \sigma_i) = \text{constante}$  e  $[P_i (x_i - x_{i-1})] = \text{constante}$  são exatamente iguais.

Sethi (1963), a quem se deve a Solução H, também se preocupou com o problema crucial que se oferece à locação dos "pontos ótimos de estratificação", seja em razão das dificuldades práticas, seja em virtude do indesejado dispêndio excessivo de tempo, no solucionamento das equações simultâneas que compõem a (2.2.1.2). Sugere, por isso, que à resolução dessas equações se empreste o concurso das distribuições clássicas de probabilidades, desde que convenientemente tabuladas. Se a distribuição original, com efeito, se assemelha a uma dessas clássicas, o problema simplifica-se sobremaneira, pois se circunscreve à adequada utilização de tábuas. O A ilustra sua proposição com vários tipos de distribuição de qui-quadrado (com diversificados graus de liberdade).

A Solução H, segundo se entende, inclui-se perfeitamente no aperfeiçoamento à Solução C, cogitado no Tópico 2.2.3

2.3 — *Análise das Soluções.* Comparam-se, agora, os resultados numéricos apurados, ao se proceder à estratificação das  $N = 840$  grandezas de  $X \in \pi$ , registradas, na Tabela 1, em  $G = 24$  classes de freqüências, cada qual com a mesma amplitude,  $W_g = \bar{W} = 10$

Confrontam-se tais resultados para efeito de se conhecer a repercussão de cada Solução, da B à F, na variância da distribuição de amostragem de  $\hat{\mu}$  isto é, em  $V_1$ , explicitada em (1.2.14).

Admita-se, para melhor comparabilidade, que se prefixe  $n = 20$ .

Vale esclarecer:

a) de acordo com (2.2.6.4),

$$\text{Solução D} \equiv \text{Solução E} \equiv \text{Solução F};$$

b) a variância de  $\hat{\mu}$ , para a situação especial de  $L = 1$ , ou seja, não estratificação de  $X \in \pi$ , é igual a

$$V^2 \{ \hat{\mu} \} = \left( \frac{N-n}{N} \right) \left( \frac{\sigma^2}{n} \right) = \left( \frac{840-20}{840} \right) \left( \frac{27791201}{20} \right) = 135,6211. \quad (2.3.1)$$

Na Tabela 8, inscrevem-se os dados imprescindíveis à comparação desejada.

TABELA 8  
Confronto de métodos de estratificação

ESPECIFICAÇÃO	RESULTADOS NUMÉRICOS		
	Solução B	Solução C	Soluções D, E, F
$\sigma_E^2$	2385,0228	2239,9140	2371,6963
$(\sigma_E^2 / \sigma^2)$	0,8582	0,8060	0,8534
$\sigma_D^2$	394,0973	539,2061	407,4238
$(\sigma_D^2 / \sigma^2)$	0,1418	0,1940	0,1466
$N_i \sigma_i$ :			
1º estrato	7370,35	9386,98	5951,88
2º estrato	4556,00	4063,26	6294,81
3º estrato	4629,30	5388,78	4629,30
L estratos	16555,65	18839,02	16875,99
$\frac{(N_i \sigma_i)}{\sum (N_i \sigma_i)}$ :			
1º estrato	0,4452	0,4982	0,3527
2º estrato	0,2691	0,2412	0,3730
3º estrato	0,2857	0,2606	0,2743
L estratos	1,0000	1,0000	1,0000
$n_i$ : (Fórmula 1.2.10):			
1º estrato	9	10	7
2º estrato	5	5	7
3º estrato	6	5	6
L estratos	20	20	20
$V^2 \{ \hat{\mu} \}$ : (Fórmula 1.2.14)	18,9525	24,5131	19,6771

Denotando-se  $V^2 \{ \hat{\mu} \}$  por  $V_I$  ( $I = B, C, D, E, F$ ), conforme o tipo de Solução, e por  $V_S$  a variância de  $\hat{\mu}$ , no modelo simples de amostragem simples, ou não-estratificação, sendo  $V_S = 135,6211$  (segundo 2.3.1), tem-se que, no caso específico da população estudada, de  $X \in \pi$ ,

$$V_B < (V_D = V_E = V_F) < V_C < V_S \quad (2.3.2)$$

Dado que a eficiência de um modelo, I, em relação a outro, II, é avaliada por intermédio de

$$Ej \cdot \left\{ \frac{I}{II} \right\} = \left[ \frac{(I/V_I)}{(II/V_{II})} \right] = \left( \frac{V_{II}}{V_I} \right), \quad (2.3.3)$$

calculam-se

$$Ej \cdot \left\{ \frac{S}{B} \right\} = \frac{V_B}{V_S} = \frac{18,9525}{135,6211} = 0,1398;$$

$$Ej \cdot \left\{ \frac{S}{C} \right\} = \frac{V_C}{V_S} = \frac{24,5131}{135,6211} = 0,1807;$$

$$Ej \cdot \left\{ \frac{S}{D} \right\} = Ej \cdot \left\{ \frac{S}{E} \right\} = Ej \cdot \left\{ \frac{S}{F} \right\} = \frac{V_D = V_E = V_F}{V_S} = \frac{19,6771}{135,6211} = 0,1480$$

$$Ej \cdot \left\{ \frac{B}{C} \right\} = \frac{V_C}{V_B} = \frac{24,5131}{18,9525} = 1,2934$$

$$Ej \cdot \left\{ \frac{B}{D} = \frac{B}{E} = \frac{B}{F} \right\} = \frac{V_D = V_E = V_F}{V_B} = \frac{19,6771}{18,9525} = 1,0382$$

$$Ej \cdot \left\{ \frac{C}{D} = \frac{C}{E} = \frac{C}{F} \right\} = \frac{V_D = V_E = V_F}{V_C} = \frac{19,6771}{24,5131} = 0,8027$$

Esses resultados indicam.

a) a amostragem simples de unidades simples (2 3 1) apresenta 13,98% da eficiência da Solução B, 14,80% da das Soluções D, E, F, 18,07% da Solução C É imperativo, pois, o modelo estratificado;

b) das cinco Soluções de estratificação, a B é a mais eficiente: a Solução D (ou F, ou G) e a Solução C têm 96,31% e 77,31% de sua eficiência, respectivamente

Bem é de ver que essas conclusões são válidas, quanto à distribuição de  $X \varepsilon \pi$ , mas não legitimam, a qualquer título, extensões e generalizações, como se, em qualquer situação, se verificasse

$$Ej \cdot \{B\} > Ej \cdot \{(D = E = F)\} > Ej \cdot \{C\} > Ej \cdot \{S\} \quad (2 \ 3 \ 4)$$

Não há "fórmulas gerais" — tão ao paladar dos que raciocinam por homeopatia, ou teimam em adscrever tudo ao bitolamento da Matemática Pura, quer na repartição da amostra entre os  $L$  estratos, quer na determinação dos  $(L-1)$  pontos de estratificação: reveja-se, na Secção 1 2, principalmente nas Fórmulas 1 2 10/13, o que se ressaltou acerca do primeiro aspecto

No exemplo em tela, a Solução B revela-se eficiente. Noutras distribuições, contudo, pode ser menos eficiente que a D, ou a C, ou a E, ou a F. Considere-se que os estratos extremos (o 1º e o  $L$ -ésimo, o 1º e o 2º, como o penúltimo e o último) — uns, reunindo valores pequenos de  $X$ , outros, valores grandes de  $X$  — contribuem ponderavelmente na grandeza da variância de  $\mu$ . Suponha-se que 1) se reparta a amostra segundo a proporcionalidade de Bowley (Secção 1 2), 2) se adote a Solução B (equipartição de T); 3) se extraia número constante,  $\bar{n}$ , de cada estrato. Se se fizer isto, ter-se-ão como resultado, ainda que ao preço de aumentar o número  $L$ , "limites pobres de estratificação", no dizer de Raj (1964), que estudou o assunto, à luz das seguintes funções

$$f_1(x) = \left[ \frac{\sqrt{2}}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)} \right] \left[ \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \right]; x \geq 0,$$

$$f_2(x) = \exp(-x) \quad ; x \geq 0;$$

$$f_3(x) = x \cdot \exp(-x) \quad ; x \geq 0;$$

$$f_4(x) = 2(1-x) \quad ; 0 \leq x \leq 1;$$

funções, aliás, que têm comparecido assiduamente, com objetivos vários, aos estudos sobre estratificação, feitos por Dalenius (1950), Dalenius-Hodges (1959), Ekman (1959), Durbin (1959), entre outros

A Solução E goza de propriedades capazes de revesti-la de respeitável eficiência. Mas, se  $L > 3$ , faz que  $(R_u + F_u)$  repercute nos estratos medianos, ampliando-lhes a largura da intervalação, e nos estratos finais (continentes dos maiores valores de  $X$ ), estreitando-lhes a amplitude. E tudo isto influencia, obviamente, a magnitude da variância de  $\mu$ .

A Solução F, a seu turno, pode produzir excelente locação dos  $(L-1)$  pontos. Além da desvantagem oriunda de calculações penosas, ela mostra ineficiência, quando se opera com grande número de estratos, e a distribuição original (a da variável de estratificação) congrega seus valores extremos (à esquerda e à direita, mas primordialmente à direita) sob caudas alongadas, embora finitas

Em face do exposto, formulam-se as seguintes recomendações

a) antes de se estratificar qualquer população, pondere-se a conveniência de fazê-lo;

b) comprovada essa conveniência, elabore-se o histograma de freqüências da variável de estratificação (seguindo-se os passos da Solução C), como providência liminar à construção dos estratos. Na Secção 2 4, examina-se a determinação de  $L$ ,

c) verifique-se, mercê dos subsídios da Secção 2 2 e seus tópicos, qual a Solução mais indicada, sob a inspiração da eficiência, à particular população de que se cuida,

d) decida-se, analiticamente, acêrca do critério mais eficiente, na população específica em apêrço, à repartição de  $n$  entre os  $L$  estratos: a Secção 1.2 presta-se à elucidação da matéria;

e) evitem-se "fórmulas gerais" (tanto na construção dos estratos, como na repartição da amostra), pois "especificidade" rejeita "generalidade" e, aqui, cada população representa uma situação específica.

2.4 — *Número de estratos* Quanto ao número,  $L$ , de estratos, aplica-se-lhe a advertência feita no tocante à diretriz básica à construção deles: não existe, e é ilógico pensar em contrário, uma receita plurivalente, capaz de servir *ad libitum*, aos mais dispares tipos morfológicos de distribuições de  $X$ . O número  $L$  está associado à forma da distribuição da variável de estratificação.

Retorne-se a  $X \in \pi$  (Tabela 1), para a construção de  $L = 2, 3, 4, 5$  estratos, adotando-se a Solução B, nesse trabalho, porque ela se revelou mais eficiente, quando se fez  $L = 3$ . Na Tabela 9, inscrevem-se os resultados numéricos dêsse trabalho.

TABELA 9  
Construção de  $L = 2, 3, 4, 5$  estratos Solução B

$i$	$X$	$N_i$	$T_i$	$\mu_i$	$W_i$	$\sigma_i^2$	$\sigma_i$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
L = 2							
1	40 — 160	527	59 598	113,09	120	671,3255	25,91
2	160 — 280	313	61 203	205,12	120	1016,7249	31,89
L = 3							
1	40 — 130	377	38 029	100,87	90	382,2617	19,55
2	130 — 190	268	41 966	156,59	60	238,9786	17,00
3	190 — 280	105	43 806	224,65	90	563,5057	23,74
L = 4							
1	40 — 120	324	31 435	97,23	80	296,7971	17,23
2	120 — 160	203	28 163	138,73	40	136,3565	11,68
3	160 — 210	181	32 977	182,19	50	227,8315	15,09
4	210 — 280	132	31 226	235,04	70	1097,1529	33,13
L = 5							
1	40 — 110	226	20 195	89,36	70	285,5868	16,90
2	110 — 140	210	25 765	122,70	30	75,1338	8,67
3	140 — 180	179	28 508	159,26	40	133,2508	11,54
4	180 — 220	127	25 416	200,12	40	141,1824	11,88
5	220 — 280	98	23 917	214,05	60	291,6383	17,08

Comparem-se os resultados numéricos, conseqüentes aos acréscimos em  $L$ , verificados.

a) na variância dentro dos estratos, especialmente na sua proporcionalidade à variância total,

b) na variância entre os estratos, principalmente quanto à sua participação relativa à variância  $\sigma^2$ ,

c) na variância da distribuição de amostragem de  $\hat{\beta}$ , ou  $V_1$ , conforme (1.2.14), sendo, como há pouco,  $n = 20$ .

Tem-se, assim, a Tabela 10.

TABELA 10  
Comportamento de variâncias, quando  $L$  é acrescido

ESPECIFICAÇÃO	RESULTADOS NUMÉRICOS, PARA $L =$			
	2	3	4	5
$\sigma_D^2$	800,0160	394,0973	368,9337	179,3849
$\sigma_B^2$	1979,1041	2385,0228	2410,1864	2599,7352
$(\sigma_D^2 / \sigma^2)$	0,2879	0,1418	0,1327	0,0646
$(\sigma_B^2 / \sigma^2)$	0,7121	0,8582	0,8673	0,9354
$V^2 \{\hat{\alpha}\} = V_1$	40,7947	18,9525	15,6247	8,1876

Evidenciado fica, dessarte, que, com o crescer de  $L$ , se está promovendo a maior homogeneização de cada estrato, e, em conseqüência:

a) variância  $\sigma_D^2$ , que é a medida dessa homogeneidade, vai decrescendo;

b) a variância  $\sigma_E^2$ , que é a medida da heterogeneidade entre os estratos, vai aumentando, verificado que  $\sigma_E^2 \rightarrow \sigma^2$ . Quando  $L = 2$ , a variância entre representa 71,21% de  $\sigma^2$ ; mas, quando  $L = 5$ , essa proporção se eleva a 93,54%. Ao mesmo tempo,  $\sigma_D^2$  significa 28,79% de  $\sigma^2$ , no primeiro caso, reduzindo-se a 6,46%, quando  $L = 5$ ,

c) refletindo diretamente essa homogeneização,  $V_i$  decresce com o aumentar de  $L$ , passando de 40,7947 ( $L = 2$ ) a 8,1876 ( $L = 5$ )

Calculou-se  $V_i$ , de acôrdo com (1 2 14), consoante se explicou Se, todavia, se trabalhar com  $V_s$ ,  $V_s$  e  $V_i$  (Fórmulas 1 2 15-17), obter-se-ão grandezas numéricas diferentes, mas a conclusão permanece inalterada: a variância de  $\hat{\mu}$  decresce com o crescer de  $L$ . Registram-se, abaixo, essas grandezas, correspondentes a  $L = 2, 3, 4, 5$

$V^2\{\hat{\mu}\}$	$L = 2$	$L = 3$	$L = 4$	$L = 5$
$V_i$	40,7947	18,9525	15,6247	8,1876
$V_s$	39,0477	19,2357	18,0075	8,9692
$V_s$	39,7900	20,7351	17,4206	10,3786
$V_i$	39,6203	20,0473	17,5216	9,4413

(2 4 1)

Os dados da Tabela 10 conduzem ao estabelecimento de duas questões:

a) a da função, acaso existente, que relaciona o decréscimo da variância de  $\hat{\mu}$  ao acréscimo de  $L$ ,

b) a da determinação do número  $L$ , subordinado a especificada grandeza, num ponto ou em um intervalo, da variância de  $\hat{\mu}$ , em seu domínio no espaço da amostra.

Dalenius (1957) propôs uma solução aproximada à primeira das duas mencionadas questões, admitindo o uso, para êsse fim, de uma distribuição retangular. Considere-se a proposição em pauta, em termos de uma variável real,  $t$ , com existência num intervalo finito, de amplitude  $W$ . Centrando-se a variável, a meio de  $W$ , tem ela, em sua distribuição, a média e variância que se seguem.

$$\mu_t = \int_{-W/2}^{+W/2} t f(t) dt = 0, \quad \sigma_t^2 = \int_{-W/2}^{+W/2} t^2 f(t) dt = \frac{W^2}{12} \quad (2 4 2)$$

Em amostras de tamanho  $n$ , a variável aleatória  $\bar{t}$  (extraído-se com reposição as amostras) tem por variância, na respectiva distribuição de amostragem,

$$V^2\{\bar{t}\} = E\{(\bar{t} - E\{\bar{t}\})^2\} = E\{(\bar{t})^2\} = \frac{\sigma_t^2}{n} = \frac{W^2}{12n} \quad (2 4 3)$$

Se se proceder à subdivisão de  $W$  em  $L$  segmentos iguais ( $L$  estratos), tem-se, para cada qual,

$$P_i = \left(\frac{1}{L}\right); \quad \sigma_i^2 = \left(\frac{W^2}{12}\right) \left(\frac{1}{L^2}\right); \quad \sigma_i = \left(\frac{W}{L}\right) \left(\frac{1}{\sqrt{12}}\right) \quad (2 4 4)$$

Substituindo-se, em (1 2 14), os  $P_i$  e os  $\sigma_i$ , pelas expressões correspondentes, assinaladas em (2 4 4), vê-se que (supondo-se desprezível o segundo termo do segundo membro de 1 2 14).

$$V^2\{\hat{\mu}\} = \left(\frac{W^2}{12n}\right) \left(\frac{1}{L^2}\right) = \frac{\text{Fórmula 2 4 2}}{L^2} = \frac{V^2\{\bar{t}\}}{L^2} \quad (2 4 5)$$

Conclui-se, assim, que: se a distribuição original goza de retangularidade, a variância da distribuição de amostragem da média da amostra (em amostras de tamanho  $n$ , extraídas com reposição e selecionadas com equi-probabilidade) decresce de maneira inversamente proporcional ao quadrado do número,  $L$ , de estratos. Daí, a solução aproximada de Dalenius (1957), condizente à razão entre a variância de  $\hat{\mu}$ , em  $L$  estratos, e a variância do mesmo estimador, referida a  $(L - 1)$  estratos:

$$\frac{V_L}{V_{L-1}} = \frac{V_L^2\{\hat{\mu}\}}{V_{(L-1)}^2\{\hat{\mu}\}} = \frac{(L-1)^2}{L^2} \quad (2 4 6)$$

Examina-se na Tabela 11 a Fórmula 2 4 6, comparada aos resultados registrados em (2 4 1). Tenha-se em mente que, para  $L=1$ , a variância de  $\hat{\mu}$  diz respeito a  $V_s$ , segundo (2 3 1), e é igual a 135,6211

TABELA 11  
Retangularização e estratificação

ESPECIFICAÇÃO	NUMERO, L, DE ESTRATOS			
	2	3	4	5
$(V_L/V_{L-1})$ :				
Retangular (distr)	0,2500	0,4444	0,5625	0,6400
$V_1(1\ 2\ 14)$	0,3008	0,4646	0,8244	0,5240
$V_2(1\ 2\ 15)$	0,2879	0,4903	0,9361	0,4980
$V_3(1\ 2\ 16)$	0,2934	0,5224	0,8381	0,5958
$V_4(1\ 2\ 17)$	0,2931	0,5059	0,8740	0,5388
$(V_L/V_S)$ :				
Retangular (distr)	0,2500	0,1111	0,0625	0,0134
$(V_1/V_S)$	0,3008	0,1397	0,1152	0,0604

Na Tabela 11, lida-se com duas distribuições.

a) a de  $X \in \pi$ , classificada na Tabela 1,

b) a da variável aleatória, retangular, cuja média e variância constam de (2 4 2)

A influência, na variância de  $\hat{\mu}$ , exercida pelo acréscimo em o número de estratos — seja no confronto entre os possíveis  $L$  e  $(L-1)$ , seja na comparação entre  $V_1$  (pertinente à repartição de Tschuproff-Neyman), para  $L=2, 3, 4, 5$ , e  $V_s$  (relativa à distribuição não estratificada de  $X$ ) —, não é, como se observa, bem aproximada por (2 4 6). Interferem, no caso, obstante à razoabilidade do avizinhamento, os chamados “erros de agrupamento”

Não se exclui, todavia, na estratificação de  $X$ , a validade de (2.4 6). Seria preciso, porém, que se construísse número elevado de estratos, talvez  $L > 10$ . Resta saber se é conveniente, ou recomendável, estratificar profundamente a distribuição original

A estrutura teórica da estratificação (Secção 1 2) induz ao juízo de que, se se fizer  $\sigma_i^2 = 0$ , ao invés de  $\sigma_i^2 \rightarrow 0$ , se estará auferindo lucro máximo, porque se obterá  $n_i = 1$  e  $n = L$ , sem ferimento aos imperativos essenciais de  $n_i \geq 1$  e  $n \geq L$ . Respeitáveis argumentos, entretanto, se contapõem a êsse procedimento, cujo resultante se traduz na elaboração de grande número de estratos. Citam-se, em meio a outros, que não recomendam essa prática, os que se associam. 1) ao custo econômico; 2) às tendenciosidades; 3) às limitações da variável de estratificação

As despesas com o planejamento e a execução de uma pesquisa estatística, calcada em modelo estratificado, são representadas pela função linear

$$C = C_0 + \sum_{i=1}^L (C_{1i} n_i); \quad C - C_0 = C' = \sum_{i=1}^L (C_{1i} n_i), \quad (2 4 7)$$

na qual: 1)  $C$  indica o custo geral; 2)  $C_0$  = componente que independe do tamanho da amostra (construção do projeto etc), 3)  $C_{1i}$  = custo médio da investigação de uma unidade populacional, no  $i$ -ésimo estrato, sendo variável para todo  $i = 1, 2, 3, \dots, L$

Se, na estimação de  $\mu$ , por via de  $\hat{\mu}$ , se impõe a minimização de (1 2 5) condicionada a  $C =$  quantia prefixada, constante, não sujeita a eventuais incrementos, então se determina cada  $n_i$  em obediência aos passos abaixo discriminados:

$$\varphi = V^2 \{ \hat{\mu} \} + \lambda \left\{ \sum_{i=1}^L (C_{1i} n_i) - C' = 0 \right\} \quad (2 4 8)$$

Resolvendo-se (2 4 8), vem,

$$\frac{\partial \varphi}{\partial n_i} = 0 = \left( \frac{N_i \sigma_i}{N} \right)^2 \left( - \frac{1}{n_i^2} \right) + \lambda C_{1i}; \quad n = \sum_{i=1}^L (n_i); \quad \sqrt{\lambda} = \left( \frac{1}{n} \right) \left[ \sum_{i=1}^L \left( \frac{N_i \sigma_i}{N \sqrt{C_{1i}}} \right) \right],$$

e, finalmente,

$$\frac{n_i}{n} = \left[ \frac{1}{\sum_{i=1}^L \left( \frac{N_i \sigma_i}{\sqrt{C_{ii}}} \right)} \right] \left[ \frac{(N_i \sigma_i)}{\sqrt{C_{ii}}} \right], \quad (249)$$

donde a evidência de que  $C_{ii}$  influencia o tamanho da amostra no  $i$ -ésimo estrato e, conseqüentemente, nos  $L$  estratos. Num mesmo estrato,  $C_{ii}$  é constante, mas varia, de estrato a estrato se, ao contrário, ocorresse a invariabilidade, o fator "custo econômico" seria indiferente a grande número, ou a pequeno número, de estratos, não é isto, contudo, o que se verifica, de fato

Ademais disso, leve-se em conta que, se a distribuição da variável de estratificação é conhecida, o mesmo não prevalece com as variáveis de estimação, em se tratando de população multivariada. Em cada estrato, há fração própria de amostragem, estimadores peculiares (particularmente de variâncias e covariâncias), componentes dos erros de amostragem, expectativa de tendenciosidades (de estimação e de observação) etc, etc, e todo este trabalho e tôdas as dificuldades dêle advindas se somam, para reafirmar a conclusão a que se chegara, quando se considerou o aspecto do custo econômico: a inconveniência da utilização de grande número de estratos

Não se esgota, aí, outrossim, a série de razões sèriamente adversas a êsse grande número. Numa situação simples, por exemplo, de população bivariada, seja:  $Y$  = variável de estimação,  $X$  = variável de estratificação;  $Y = Y_e + \epsilon$ , sendo  $Y_e = (a + \beta X)$ , como em (1 2 6);  $\sigma_1^2$  = variância de  $Y$ ,  $\sigma_2^2$  = variância de  $Y_e$ ;  $\sigma_3^2$  = variância de  $\epsilon$  (variância residual),  $\sigma_1^2 = (\sigma_2^2 + \sigma_3^2)$ . Com a estratificação da população em  $L$  estratos,  $\sigma_2^2$  reduz-se a  $(\sigma_2^2/L)$  tornando-se menor à medida do crescimento de  $L$ . Já  $\sigma_3^2$  é insensível à redução, em face da multiplicação de  $L$ . Nenhum benefício, portanto, advém à variância da distribuição de amostragem de  $\bar{\mu}$ .

Há utopia, de conseguinte, na presunção de que, com o esforço de se fazer  $\sigma_3 = 0$ , se consiga bom lucro. Bem ao contrário. Siga-se o encaminhamento da Solução C (polígono de freqüências, relativo à distribuição de  $X$ ), e construa-se número pequeno de estratos: de  $L=2$  a  $L=5$ . Desde que a população de origem seja constituída de unidades simples

### 3 — BIBLIOGRAFIA

- 1) AOYAMA, H (1954): "A study of the stratified random sampling", *Ann Math Stat, Tokyo*, v 6, n° 1, p 1
- 2) BALAKRISHNAN, T R (1966): veja-se Ref 22
- 3) BOWLEY, A L (1926): "Measurement of the precision attained in sampling", *Bull Intern Stat*, v 22, 1ª parte, p 1
- 4) CÂMARA, Louival (1949): *Noções de Amostragem Estatística*, edição do Conselho Nacional de Estatística, IBGE, Rio de Janeiro
- 5) Idem (1953): *Estratificação de unidades simples*, edição (mimeográfica) da Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro
- 6) Idem (1965): *Estimação baseada em modelos regressivos*, edição (mimeográfica) da Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro
- 7) COCHRAN, William G. (1961): "Comparison of methods for determining stratum boundaries", *Bull Intern Stat*, v 38, tomo 2, p 345
- 8) Idem (1963): *Sampling Techniques*, 2ª edição, John Wiley and Sons, New York
- 9) DALENIUS, Tore (1950): "The problem of optimum stratification", *Skandin Aktuarietidskrift*, n° 3-4, p 203
- 10) Idem e GURNEY, Margaret (1951): "The problem of optimum stratification", 2ª parte, *Ibidem*, n° 3-4, p 133
- 11) DALENIUS, T. (1952): "The problem of optimum stratification in a special type of design", 3ª parte, *Ibidem*, p 61
- 12) Idem (1952): "The economics of one-stage stratified sampling", *Sankhyā*, v 12, 3ª parte, p 351
- 13) Idem (1957): *Sampling in Sweden*, Almqvist and Wiksell, Estocolmo
- 14) Idem e HODGES J1, J L (1957): "The choice of stratification points", *Skandin Aktuarietidskrift*, n° 2, p 198
- 15) Idem, Idem (1959): "Minimum variance stratification", *Journ Amer Stat Assoc*, v 54, p 88
- 16) DURBIN, J (1959): "Review of *Sampling in Sweden*", *Journ Royal Stat Soc*, v 122, série A p 246
- 17) EKMAN, Gunnar (1959): "An approximation useful in univariate stratification", *Ann Math Stat*, v 30, n° 1, p 219
- 18) ERICSON, W A. (1965): "Optimum stratified sampling using prior information", *Journ. Amer Stat Assoc*, v 60, n° 311, p 750

- 19) FOLKS, John Leroy, e ANTLE, Charles E (1965): "Optimum allocation of sampling units to strata when there are  $R$  responses of interest", *Journ Amer Stat Assoc*, v 30, n° 309, p 225
- 20) GHOSH, S P (1963): "Optimum stratification with two characters", *Ann Math Stat*, v 34, p 866
- 21) HANSEN, Morris H; HURWITZ, William N; MADOW, William G (1953): *Sample Surveys Methods and Theory* (2 vols), John Wiley and Sons, New York
- 22) HESS, Irene; SETHI, V K; BALAKRISHNAN, T R (1966): "Stratification: a practical investigation", *Journ Amer Stat Assoc*, v 61, n° 313, p 74
- 23) KITAGAWA, Tosio (1956): "Some contributions to the design of sample surveys Part IV — The effects of stratification", *Sankhyā*, v 17, 1ª parte, p 15
- 24) MAHALANOBIS, P C (1952): "Some aspects of the design of sample surveys", *Sankhyā*, v 12, 1ª parte, p 7
- 25) Idem (1954): "The national sample survey: some aspects of the sample design", *Ibidem*, v 16, p 265
- 26) NEYMAN, J S (1934): "On the two different aspects of the representative method: the method of stratified sampling and the method of purposive selection", *Journ Royal Stat Soc*, v 97, 4ª parte, p 558
- 27) RAJ, Des (1964): "On forming strata of equal aggregate size", *Journ Amer Stat Assoc*, v 59, n° 306, p 481
- 28) SETHI, V.K (1960): "On the possible improvements upon the principle of equalization of strata totals", *Journ Social Sciences*, Institute of Social Sciences, Agra University, n° 2, p 47.
- 29) Idem (1963): "A note on optimum stratification of populations for estimating the population means", *The Australian Journal of Statistics*, n° 5, p 20
- 30) SINGH, D, e SINGH, B D (1965): "Double sampling for stratification on successive occasions", *Journ Amer Stat Assoc*, v 60, n° 311, p 784
- 31) STEVENS, Wilfred J (1952): "Samples with the same number in each strata", *Biometrika*, v 39, p 414
- 32) TAGA, Y (1953): "On optimum balancing between sample size and number of strata in subsampling", *Ann Math Stat, Tokyo*, v 4, p 95
- 33) TSCHUPROFF, A A (1923): "On the mathematical expectation of the moments of frequency distributions in the case of correlated observations", *Metron*, v 2, n° 4, p 646

# PROCESSO DISCRETO DE RAMIFICAÇÃO NO ESTUDO DA REPRODUÇÃO

## 1 — INTRODUÇÃO

1.1 — Numerosos fenômenos que interessam a diferentes campos da ciência podem ser tratados como processos discretos de ramificação. Trata-se de um processo que goza da propriedade markoviana segundo a qual o estado futuro de um sistema só depende do seu estado atual. Na realidade, o processo que ora examinaremos constitui uma verdadeira Cadeia de Markov, todavia, formulado na base desse modelo, torna-se extremamente difícil de especificar a matriz de transição, de modo que é preferível tratá-lo mediante um algoritmo diferente.

1.2 — Antes de definir rigorosamente o processo e aplicá-lo ao problema que temos em vista, convém apresentar algumas ilustrações práticas. Para isso utilizaremos alguns exemplos no campo da Física, da Biologia e da Demografia.

## I — FENÔMENOS FÍSICOS

### a) *Multiplicadores eletrônicos*

São dispositivos utilizados atualmente em diversos aparelhos eletrônicos, em particular eles têm prestado enormes serviços na astronomia, permitindo fotografarem-se corpos celestes (principalmente galáxias distantes e “quasars”) que, de outra forma, não seriam visíveis. De fato, os telescópios óticos têm um limite máximo de capacidade fotográfica; além de algumas horas de exposição, uma placa fotográfica, associada ao telescópio, é velada pela luminosidade noturna, isso dificulta, quando não impossibilita, a obtenção de fotografias de corpos celestes muito distantes. Estão nesse caso várias galáxias e os novos distantes corpos celestes de excepcional luminosidade intrínseca (ainda quase desconhecidos) denominados “quasars” (quase-estrelas). Felizmente a energia de um “fóton” não depende da intensidade luminosa, mas, tão somente, do comprimento da onda associada, no entanto, o que impressiona a chapa fotográfica é a quantidade de “fótons” emitidos na unidade de tempo. Assim, os corpos celestes muito distantes podem emitir “fótons” de suficiente energia; mas, em virtude da distância, o número dos que atingem uma certa área da chapa é insuficiente para que ela seja impressionada em tempo inferior ao máximo permitível pela luminosidade do céu. É nesse ponto que intervêm os multiplicadores eletrônicos. Esse dispositivo contém uma placa na qual a incidência de um “fóton” libera um ou mais elétrons, cada elétron, por sua vez, ao incidir sobre uma superfície de material adequado, faz com que sejam emitidos  $k$  novos elétrons, os quais também incidem sobre outra superfície análoga, liberando novos elétrons. Em cada estágio há uma probabilidade  $p_k$  de que um elétron emitido dê origem a  $k$  novos elétrons ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ). Dispositivos desse tipo, com 19 estágios, permitem, hoje, ampliações da ordem de 100 milhões de vezes a emissão original recebida pela placa foto-elétrica, o que representa um notável aumento da capacidade fotográfica dos instrumentos astronômicos (telescópio eletrônico). Pode-se dizer que a imagem recebida é uma “imagem estocástica” do corpo celeste, ou, ainda, uma “imagem-estimativa” \* daquele corpo.

### b) *Reação nuclear em cadeia:*

Essa reação foi utilizada pela primeira vez na explosão da bomba A (bomba atômica de urânio). A emissão de um “neutron”, em determinadas condições,

\* Denominação sugestiva proposta pelo Prof. THADEU KELLER

dá origem à explosão de um núcleo de urânio 235, com a emissão de novos "neutrons", que por sua vez atingem e explodem novos núcleos de urânio, e assim por diante. Um único neutron inicial é capaz de desencadear uma tremenda reação em cadeia, com um enorme desprendimento de energia, relacionado com a massa de urânio que é eliminada durante o processo. Em qualquer etapa do processo haverá, para cada neutron, uma probabilidade  $p_k$  de que ele dê origem a  $k$  novos neutrons, na realidade, o processo é algo mais complicado, porque nem todos os neutrons fazem explodir um núcleo de urânio. Deveríamos considerar, não o número de neutrons existentes na  $n^{\text{ma}}$  geração, mas o número de núcleos de urânio que explodiram até  $n^{\text{ma}}$  geração, eles são responsáveis pelos efeitos da bomba atômica. Isso, porém, apenas, diminui um pouco a eficiência do processo mas não lhe altera a natureza.

### c) Radiação Cósmica

Uma partícula primária de grande energia (em geral um próton) penetra na alta atmosfera, quando a densidade dos átomos da atmosfera é suficientemente alta ela se choca com um desses átomos fazendo surgir novas partículas que, depois de percorrerem um certo espaço  $\Delta l$  chocam-se novamente, originando novas partículas, e assim por diante, formando uma espécie de "cascata" à medida que penetra mais profundamente na atmosfera. Em cada etapa, há uma probabilidade  $p_k$  de que cada partícula dê origem a  $k$  novas partículas. O conjunto dessas partículas constitui a radiação cósmica. As partículas geradas são de vários tipos; os elétrons e fótons constituem a componente "mole" da radiação cósmica (detida ou absorvida por 10 a 15 cm de chumbo), as partículas "mesônicas", juntamente com alguns prótons e neutrons, constituem a componente "dura" ou penetrante da radiação, cujo poder de penetração é muito superior ao da componente mole, podendo atravessar facilmente 50 cm ou mais de chumbo sólido.

## II — BIOLOGIA

### Mutações

Os gens se reproduzem, originando outros gens da mesma espécie. No entanto, existe a possibilidade de que, pelo fenômeno da mutação, um gen produza outro de espécie diferente, denominado mutante. Seja  $X$ , o número de gens da geração inicial e suponhamos que cada um dê lugar, independentemente uns dos outros, a  $k$  novos indivíduos ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ) com probabilidade  $p_k$ . Os descendentes dessa primeira leva de mutantes constituem a primeira geração  $X_1$ , cujos descendentes darão lugar à segunda geração  $X_2$ , etc. Como veremos adiante, se  $m$  é o número médio de mutantes produzidos em cada geração por um único dentre eles, o número médio de mutantes existentes na  $n^{\text{ma}}$  geração será  $m^n$ , de modo que se  $m > 1$  a população de mutantes aumentará e se  $m < 1$ , ela se extinguirá ao fim de algum tempo, qualquer que tenha sido o tamanho da geração inicial.

## III — DEMOGRAFIA

### Reprodução humana

Suponhamos que a proporção dos sexos, nos nascimentos, se mantenha constante; nessas condições poderemos estudar a evolução da população considerando, apenas, um dos sexos; por diversas razões esse estudo é feito através do sexo feminino. Consideremos, pois,  $X_n$  crianças recém-nascidas, do sexo feminino, e suponhamos que cada uma delas, independentemente das demais, dê origem, durante toda a sua vida a  $k$  descendentes do sexo feminino, com probabilidade  $p_k$  ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ). A média  $m = \sum k p_k$  depende da mortalidade e da fecundidade, uma vez que as probabilidades  $p_k$  dependem desses dois fatores. Toda combinação de mortalidade e fecundidade para a qual resulte  $m < 1$  será incapaz de manter uma população; se  $m = 1$  ela será estritamente suficiente para mantê-la e se  $m > 1$ , a população crescerá. Assim, o valor de  $m$  caracteriza a natureza do conjugado fecundidade-mortalidade, segundo seja incapaz de manter uma população (conjugado regressivo), de mantê-la, estritamente (conjugado estacionário) ou capaz de fazê-la crescer (conjugado progressivo). A média  $m$  é o que se denomina de coeficiente líquido de reprodução e foi introduzido simultaneamente por Boeck e Kuczinsk para o estudo da reprodução humana.

## 2 — DEFINIÇÕES BÁSICAS E FUNÇÃO GERATRIZ DE PROBABILIDADES

2.1 — Em todos os exemplos anteriores o fenômeno é caracterizado por uma série de estágios, em cada um dos quais os indivíduos gerados no estágio anterior geram novos indivíduos no estágio seguinte. De um ponto de vista matemático, o Processo Discreto de Ramificação pode ser definido por uma sucessão de variáveis aleatórias  $(X_n)_{n \in N_0}$ , satisfazendo as seguintes condições:

- i)  $P_l(X_0 = 1) = 1$
- ii)  $Pr(X_n = k | X_{n-1} = 1) = P_l(X_1 = k) = p_k (k = 0, 1, 2, \dots)$
- iii)  $\sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$

Assim, em cada geração, (estágio do processo), um indivíduo qualquer da geração anterior pode dar origem a  $k$  descendentes, com probabilidades  $p_k$  ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ), as quais constituem a distribuição de probabilidade comum dos descendentes de cada indivíduo, em qualquer estágio do processo. Poderíamos supor, que, uma vez gerados os seus descendentes, o indivíduo morre ou é eliminado do circuito, não podendo, pois, dar origem a novos descendentes. Isso, no entanto, será desnecessário se considerarmos que a população no estágio  $n$ , ou na  $n^{\text{ma}}$  geração é constituída, exclusivamente, pelos descendentes da geração anterior, isto é, dos indivíduos gerados no estágio imediatamente anterior. Com essa convenção, a população no estágio  $n$  coincide com o número de nascimentos no referido estágio.

2.2 — Consideremos um estágio  $r$ , qualquer, no qual há  $X_r$  descendentes dos indivíduos que integravam o estágio anterior,  $X_r$  será a população no estágio  $r$ , cuja distribuição se trata de determinar. Ora, a cada um dos componentes da população de qualquer estágio do processo poderemos associar a variável  $X_i$ , indicadora do número de filhos que êle terá, tendo em vista a condição ii) de 2.1. Seja  $X_1^{(1)}$  a variável  $X_1$  associada ao  $1^{\text{mo}}$  indivíduo da geração  $r-1$ . O número total de descendentes dessa geração (população no estágio  $r$ ) será, então

$$X_r = X_1^{(1)} + X_1^{(2)} + X_1^{(3)} + \dots + X_1^{(X_{r-1})} = \sum_{i=1}^{X_{r-1}} X_i^{(i)}$$

Assim,  $X_r$  é uma soma de  $X_{r-1}$  variáveis aleatórias de mesma distribuição  $p_k$ , isto é, uma soma de um número aleatório de parcelas, cada uma das quais é a variável aleatória  $X_1$ . Seja  $P(s)$  a função geratriz de probabilidade de  $X_1$ , isto é,

$$P(s) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k s^k \quad (2.2-1)$$

e representemos por  $P_n(s)$  a função geratriz de probabilidade de  $X_n$ . É claro que se tem imediatamente:

$$P_0(s) = s; \quad P_1(s) = P(s)$$

Passemos a determinar a expressão de  $P_{n+1}(s)$ , em face dos resultados anteriores; ora, por definição dessa função teremos

$$P_{n+1}(s) = \sum_{k=1}^{\infty} Pr(X_{n+1} = k) \cdot s^k$$

Mas, por outro lado,

$$P_l(X_{n+1} = k) = \sum_{j=0}^{\infty} Pr(X_n = j) \cdot P_l(X_{n+1} = k | X_n = j)$$

Portanto, tem-se sucessivamente

$$\begin{aligned} P_{n+1}(s) &= \sum_{k=0}^{\infty} s^k \sum_{j=0}^{\infty} P_l(X_{n+1} = k | X_n = j) \\ &= \sum_k s^k \sum_j Pr(X_n = j) \cdot P_l(X_1^{(1)} + X_1^{(2)} + \dots + X_1^{(j)} = k) \\ &= \sum_j Pr(X_n = j) \cdot \sum_k P_l(X_1^{(1)} + X_1^{(2)} + \dots + X_1^{(j)} = k) \cdot s^k \end{aligned}$$

O segundo somatório é, precisamente, a função geratriz de probabilidade de uma soma de  $j$  variáveis  $X_1$ , cada uma das quais tem  $P(s)$  para função geratriz Logo

$$P_{n+1}(s) = \sum_j Pr(X_n = j) \cdot [P(s)]^j$$

Ora, o que está no segundo membro é a função geratriz de probabilidade de  $X_n$  quando se substitui  $s$  por  $P(s)$ , de modo que resulta finalmente:

$$P_{n+1}(s) = P_n[P(s)] \tag{2 2-2}$$

Pode-se demonstrar, também, essa outra relação inversa:

$$P_{n+1}(s) = P[P_n(s)] \tag{2 2-3}$$

3 — MOMENTOS E CUMULANTES

3.1 — Apesar de que o problema da distribuição de  $X_n$  fique resolvido com o conhecimento da função  $P_n(s)$ , é relativamente mais fácil obter resultados práticos a partir das funções geratrizes de momentos e de semi-invariantes,  $M_n(\theta)$  e  $K_n(\theta)$ , respectivamente.

A partir da relação geral  $M(\theta)$  e  $P(s)$ , isto é:  $M(\theta) = P(e^\theta)$ , da qual se tira  $M(lg_e \theta) = P(\theta)$  teremos:

$$M_n(\theta) = P_n(e^\theta); M_n(lg_e \theta) = P_n(\theta)$$

Aplicando, além dessas, as relações do parágrafo anterior, resulta, sucessivamente:

$$M_n(\theta) = P_{n-1}[P(e^\theta)] = P_{n-1}[M(\theta)] = M_{n-1}[lg_e M(\theta)] = M_{n-1}[K(\theta)]$$

Tomando logaritmos neperianos do 1.º e último membros dessa equação vem:

$$K_n(\theta) = K_{n-1}[K(\theta)] \tag{3 1-1}$$

e também

$$K_n(\theta) = K[K_{n-1}(\theta)] \tag{3 1-2}$$

Diferenciando duas vezes a equação (3.1-1) resulta:

$$K'(\theta) = K'_{n-1}[K(\theta)] \cdot K(\theta) \tag{3 1-3}$$

$$K''(\theta) = K''_{n-1}[K(\theta)] \cdot [K'(\theta)]^2 + K'_{n-1}[K(\theta)] \cdot K''(\theta) \tag{3 1-4}$$

Tendo em vista que para  $\theta = 0$  será também  $K(\theta) = 0$ , teremos, pondo  $\theta = 0$  e observando que  $K'(0) = m$  e  $K''(0) = \sigma^2$ , sendo  $m$  e  $\sigma^2$  a média e a variância da variável  $X_1$  e representando a média e variância de  $X_n$  por  $m_n$  e  $\sigma_n^2$ :

$$m_n = m_{n-1} \cdot m \tag{3 2-1-}$$

$$\sigma_n^2 = m^2 \cdot \sigma_{n-1}^2 + m_{n-1} \cdot \sigma^2 \tag{3.2-2}$$

Aplicando êsses resultados iterativamente, obtém-se:

$$m_n = m^n \tag{3.2-3}$$

$$\sigma_n^2 = (m^{n-1} + m^n + \dots + M^{2n-2}) \cdot \sigma^2 = \frac{m^{n-1}(m^n - 1)}{m - 1} \cdot \sigma^2 \tag{3.2-4}$$

No caso particular de ser  $m = 1$ , resulta:

$$m_n = 1 \quad \sigma_n^2 = n \sigma^2 \tag{3 2-5}$$

Segundo os resultados anteriores, a relação entre as populações dos estágios  $n$  e  $n-1$ , isto é, a relação entre os nascimentos da geração  $n$  para os da geração anterior será sempre igual a  $m$ , independentemente de  $n$ . Podemos, pois, dizer que a relação entre o número de nascimentos de uma geração qualquer e sua anterior é igual a  $m$ , média da distribuição  $p_k$  ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ) da variável  $X_1$

## 4 — ESTUDO ESPECIAL DA REPRODUÇÃO HUMANA

4 1 — A reprodução é o resultado da ação conjunta da mortalidade e da fecundidade. Uma mortalidade alta pode contrabalançar uma alta fecundidade e fazer com que, finalmente, a reprodução seja insuficiente para manter a população em desenvolvimento, ameaçando-a de extinção. A mesma fecundidade, ou, até mesmo, uma fecundidade mais baixa, desde que associada a uma mortalidade suficientemente baixa, poderá manter a população em crescimento. Assim, o estudo da capacidade reprodutiva exige a associação de uma tábua de mortalidade e uma tábua de fecundidade com o estabelecimento de um índice capaz de fornecer as indicações necessárias sobre as características dessa associação e, conseqüentemente, da capacidade reprodutiva a que ela conduz. Nesse estudo podemos nos referir a um dos sexos apenas, desde que suponhamos que a proporção dos sexos nos nascimentos seja aproximadamente constante ou varie pouco. É claro que devemos admitir, também, que a mortalidade do outro sexo, não considerado explicitamente no estudo da reprodução, não seja tão diferente que possa pôr em perigo um certo equilíbrio entre os dois sexos, como, por exemplo, ameaçando o desaparecimento de um deles, ou reduzindo a proporção entre os dois a valores incompatíveis com o mecanismo normal da reprodução.

Por diversos motivos se tem dado preferência, no estudo da reprodução, à análise do que se passa com a parte feminina da população.

4 2 — Consideremos, pois, uma criança do sexo feminino que constituirá a nossa “mãe original” (Fig. 1). No decurso de *tôda a sua vida* essa “mãe original” terá um certo número de filhas (deixando-se de parte os filhos); digamos que ela teve apenas duas filhas (além dos filhos que foram deixados de parte), que constituíram a primeira geração,  $G_1$ . Cada uma dessas duas filhas, igualmente *durante todo o decurso da vida*, tiveram filhas e filhos. Abandonando êsses últimos, suponhamos que uma delas teve 3 filhas e outra 2, conforme indica a figura. Teremos, assim, 5 descendentes femininas da “mãe original”, constituindo a segunda geração,  $G_2$ . As filhas dêsse grupo da segunda geração, tidas durante todo o decurso da vida de suas mães, se distribuem segundo indica o quadro seguinte, no qual figuram os números de mães sem filhas, com *uma filha*, *duas filhas*, etc conforme resulta da fig 1.

Quadro de distribuição das filhas da 3.<sup>a</sup> geração

NÚMERO DE FILHAS POR MÃE	0	1	2	3	4	5	TOTAIS
Número de mães ( $G_2$ )	1	1	0	2	0	1	5
Número de filhas ( $G_3$ )	0	1	0	6	0	5	12

De acôrdo com êsse quadro, a relação entre os números de descendentes da 3.<sup>a</sup> e 2.<sup>a</sup> gerações é igual a 12/5. Essa relação varia de geração para geração; assim, da 2.<sup>a</sup> para a primeira ela é igual a 5/2, algo diferente da anterior. Veremos que haverá um certo valor médio dessa relação que é de grande importância para o conhecimento das características fundamentais da reprodução, permitindo analisar diferentes associações de tábuas de mortalidade e fecundidade.

4 3 — A Fig 1 sugere para a reprodução um processo discreto de ramificação (Discrete Branching Process); de acôrdo com a teoria dos processos de ramificação, podemos admitir os seguintes princípios:

a) a “mãe original” terá, no decurso de *tôda a sua vida*,  $k$  filhas, com probabilidade  $p_k$ , ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ) constituindo a geração  $G_1$ .

b) cada uma das descendentes de uma geração qualquer,  $G_n$ , terá a mesma distribuição de probabilidade,  $p_k$ , das filhas nascidas no decurso de *tôda a sua vida*.

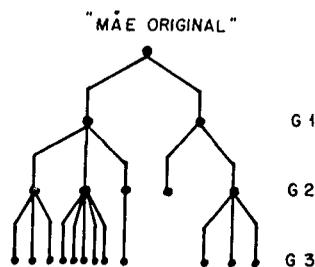


Fig 1

Seja, então:

$$m = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p_k \text{ a média da distribuição } p_k, (k = 0, 1, 2, \dots)$$

$$\sigma^2 = \sum_{k=0}^{\infty} (k - m)^2 p_k, \text{ a variância da mesma distribuição}$$

Sabe-se, então, que o número de descendentes da "mãe original", na geração  $G_n$ , é uma variável aleatória  $X_n$ , de média e variância dadas por (3.2-3) e (3.2-4). Representado por  $C_v$  o coeficiente de variabilidade da distribuição  $p_k$ , ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ) resulta para o da distribuição dos descendentes, na geração  $G_n$ :

$$C_{v,n} = \sqrt{\frac{m - 1/m^{n-1}}{m - 1}} \cdot C_v \quad 4.3-1,$$

Dessa relação obtém-se para  $n \rightarrow \infty$ , quando  $m > 1$ :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} C_{v,n} = \sqrt{\frac{m}{m - 1}} \cdot C_v \quad (4.3-2)$$

a qual pode ser utilizada para  $n$  finito, porém suficientemente grande, para que  $1/m^{n-1}$  possa ser abandonado em face de  $m$ .

Vimos, ainda, que para  $m = 1$  o processo é estacionário com uma média constante  $m_n = 1$  e variância  $\sigma^2 = n \sigma^2$ , de modo que o coeficiente de variabilidade, nesse caso será  $C_{v,n} = \sqrt{n} C_v$ . O valor de  $m$  caracteriza a natureza do processo, que será multiplicativo, ou progressivo quando  $m > 1$ , estacionário quando  $m = 1$  e regressivo quando  $m < 1$ .

44 — Assim, o estudo da reprodução, dentro do esquema dos processos de ramificação, exige, tão-somente, o conhecimento da distribuição  $p_k$  ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ). É o que faremos a seguir, mostrando como determiná-la, utilizando, para isso, um trabalho do Prof Mortara

TABELA 1

NÚMERO DE FILHOS: k	Probabi- lidades pk (%)	k.pk	k <sup>2</sup> pk	NÚMERO DE FILHOS: k	Probabi- lidades pk (%)	k.pk	k <sup>2</sup> pk
0	42,00	0	0	14	1,26	17,64	246,96
1	4,97	4,97	4,97	15	0,84	12,60	190,00
2	5,08	10,16	20,32	16	0,52	8,32	133,12
3	5,00	15,00	45,00	17	0,31	5,27	89,59
4	5,00	20,00	80,00	18	0,20	3,06	64,80
5	4,98	24,90	124,60	19	0,12	2,28	43,32
6	4,88	29,28	175,68	20	0,08	1,60	32,00
7	4,71	32,97	197,82	21	0,05	1,05	22,05
8	4,51	36,08	288,64	22	0,03	0,66	14,52
9	4,18	37,62	338,58	23	0,02	0,46	10,58
10	3,74	37,40	374,00	24	0,01	0,24	5,76
11	3,18	34,98	384,78	25	0,01	0,25	6,25
12	2,52	30,24	362,88	26	0,01	0,26	6,76
13	1,79	23,27	302,51	TOTAIS	100,00	391,11	3 564,49

Sejam  $m_k(x)$ , ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ) a fração de mulheres que tiveram  $k$  filhas, entre as mulheres de idade  $x$ , obtidos através de inquéritos especiais, ou mediante quesitos adequados introduzidos nos questionários do recenseamento (como foi feito nos recenseamentos de 1940 e 1950). Indiquemos por  $p^f(x)$  a probabilidade, segundo uma determinada tábua de mortalidade, de que um recém-nascido, do sexo feminino, atinja a idade  $x$ , e por  $f_x$  a taxa de fecundidade feminina na idade  $x$  (número de mulheres que tiveram filhos entre as idades  $x$  e  $x + 1$  dividido pelo número de mulheres dessa idade). A probabilidade  $P(k, x)$  de que uma criança recém-nascida do sexo feminino venha a ter  $k$  filhas até a idade  $x$  será então:

$$P(k, x) = p^f(x) \cdot m_k(x)$$

Imediatamente se terá, portanto:

$$p_k = \sum_x P(k, x) = \sum_x p^f(x) \cdot m_k(x) \quad (k = 0, 1, 2, \dots)$$

No trabalho citado Mortara adotou os  $p^f(x)$  correspondentes à tábua de mortalidade 1890/1920 e os  $m_k(x)$  resultantes do recenseamento de 1940. Na Tabela I mantivemos êsses mesmos elementos, divergindo, porém, os resultados finais dos que seriam obtidos a partir do cálculo de Mortara, por dois motivos: i) adotamos a proporção de mulheres nos nascimentos de 0,489 ao passo que Mortara havia adotado 0,485; ii) os valores de  $p_k$  constantes da Tabela I se referem à época do nascimento ao passo que as probabilidades calculadas por Mortara se aplicam às mulheres que atingiram o 14.º aniversário.

Observe-se, por fim, que os números de filhos da coluna 1 da tabela se referem a ambos os sexos, de modo que tanto a média como o desvio-padrão da distribuição  $p_k$  resultantes diretamente da citada tabela foram multiplicados pela proporção de mulheres nos nascimentos (0,489). Com isso, resultaram os seguintes valores para  $m$ ,  $\sigma^2$  e  $C_v$

$$m = 1,9125; \quad \sigma^2 = 4,5958$$

$$\sigma = 2,1438; \quad C_v = 1,1209$$

Para a 10.ª geração teríamos:

$$m_{10} = m^{10} = 654,66; \quad \sigma_n^2 = 1\ 061\ 57$$

$$C_{v,10} = 1,6216$$

O valor de  $C_{v,10}$  é muito próximo do que resultaria da aplicação da fórmula limite (43-2); de fato, mediante aplicação dessa fórmula teríamos  $C_{v,10} = 1,6227$ .

4.5 — No exemplo dado inicialmente verificamos que as relações entre os números de nascimentos de uma geração para os da geração anterior varia ao longo do processo. Assim, de  $G_3$  para  $G_2$  essa relação é  $12/5 = 2,4$  ao passo que de  $G_2$  para  $G_1$  ela é igual a  $5/2$ , isto é, 2,5. Ora, em face de (3 2-1) resulta, para qualquer  $n$ .

$$R = m_n/m_{n-1} = m$$

Logo, o valor de  $m$  pode ser calculado desde que se disponha dos nascimentos de uma geração produzidos pelos indivíduos provenientes da geração anterior. Por outras palavras basta que possamos calcular o número de filhas (geração  $G_n$ ) tidas por um dado número de mães (geração  $G_{n-1}$ ) durante toda a sua vida. Assim, embora essa relação varie de etapa para etapa do processo, tais variações ocorrem em torno da média  $m$ ; basta, pois, determinar  $R$  para se ter uma estimativa de  $m$ . Esse cálculo pode ser feito desde que disponhamos dos seguintes elementos:

- a) tábua de sobrevivência (mortalidade) para o sexo feminino;
- b) taxas de fecundidade feminina por idades,  $f(x)$ , ou seja, a tábua de fecundidade

Em relação à taxa de fecundidade cabe fazer uma pequena observação: se todos os partos fossem simples poderíamos definir a taxa de fecundidade tanto como a relação entre o número de mulheres que tiveram filhos na idade  $x$  para o total de mulheres dessa idade (como foi feito no parágrafo anterior) como pela relação entre o número de filhos tidos pelas mulheres na idade  $x$  e o de mulheres nessa idade. Adotaremos agora essa última definição. Em virtude da existência de partos múltiplos, na proporção aproximada de 1%, há uma pequena diferença entre as duas definições, que, na prática, tem pouca significação. Um aspecto importante, porém, é o fato de só serem considerados, na taxa de fecundidade, as filhas, de modo que poderíamos denominá-la de taxa de fecundidade feminina em filhas. Essa peculiaridade de tratamento resulta do fato de, no processo de ramificação, termos isolado o ramo feminino da população.

Sejam, pois, 1.º crianças recém-nascidas do sexo feminino (geração  $G_{n-1}$ ); dessas,  $l_0 p^f(x)$  chegam à idade  $x$ , tendo no intervalo  $dx$  um total de  $l_0 p^f(x) f(x) dx$  filhas. Assim, durante tôda a vida as 1.º mulheres terão um número total de filhas dado pela integral

$$\int_0^{\omega} l_0 p^f(x) \cdot f(x) dx$$

onde  $\omega$  é a idade final da vida. Os limites dessa integral podem ser modificados; de fato somente entre as idades  $a$  (cêrca de 15 anos) e  $b$  (cêrca de 50 anos) as mulheres podem ter filhos, de modo que o número total de filhas tidas pelas 1.º mulheres inicialmente consideradas (filhas essas que constituirão a geração  $G_n$ ) será dado pela integral

$$\int_a^b l_0 p^f(x) \cdot f(x) dx$$

Dividindo, pois, êsse total pelo número 1.º da geração  $G_{n-1}$  resulta:

$$R = \int_a^b p^f(x) \cdot f(x) dx \quad (4.5-1)$$

Algumas vêzes a taxa de fecundidade é determinada considerando-se os filhos de ambos os sexos, em vez de, apenas, os do sexo feminino. Isso, porém, não constitui motivo de dificuldade desde que admitamos a constância da proporção de mulheres nos nascimentos. De fato, indicando essa taxa para filhos de ambos os sexos por  $\varphi(x)$ , resulta:

$$f(x) = \lambda \cdot \varphi(x)$$

onde  $\lambda$  é a citada proporção constante de crianças do sexo feminino nos nascimentos. Assim, a expressão anterior pode ser escrita:

$$R = \lambda \int_a^b p^f(x) \cdot \varphi(x) dx \quad (4.5-2)$$

Reconhece-se imediatamente em  $R$  o coeficiente líquido de reprodução introduzido em Demografia, simultâneamente, por Boeck e por Kuczinsky.

A natureza demográfica do processo de ramificação aqui referido depende, pois, de  $R$ ; a combinação mortalidade-fecundidade que lhe dá origem será portanto progressiva, se  $R > 1$ , estacionária se  $R = 1$  e regressiva se  $R < 1$

#### BIBLIOGRAFIA

- The Elements of Stochastic Processes, with applications to the Natural Sciences — NORMAN T. J. BAILEY.
- An Introduction to Probability Theory and its Applications — 1.º Volume — WILLIAM FELLER.
- Pesquisas Sôbre Natalidade no Brasil (Estudos de Estatística Teórica e Aplicada; Estatística Demográfica, n.º 10, IBGE) — 1950 — G. MORTARA.

# CORRELAÇÃO LINEAR E CURVILÍNEA

OSWALDO IÓRIO

São numerosos os fenômenos econômicos que envolvem duas ou mais variáveis. Nesses casos, verificada a existência de relação entre as mesmas, torna-se possível estimar ou prever os valores de uma em função das outras. Tratando-se de apenas duas variáveis, a dependente será designada por Y, e a independente, por X. O problema consiste, então, em determinar a relação que existe entre Y e X de modo a permitir seja estimado Y em função de X. A pesquisa dessa relação torna-se muitas vezes necessária, ainda quando subsistam razões para supor que uma variável não depende da outra.

Antes de apurar, mediante o cálculo, a existência de relação entre duas variáveis, convém localizar graficamente os pares de valores considerados, elaborando-se, assim, o denominado "diagrama de dispersão", a seguir ilustrado, com base nos elementos consignados no Quadro I.

QUADRO I

Variações percentuais dos meios de pagamento no Brasil e do custo de vida no Estado da Guanabara

ANOS	CUSTO DE VIDA	MEIOS DE PAGAMENTO
1951	10,8	15,9
1952	20,8	14,8
1953	16,8	19,1
1954	26,2	22,1
1955	19,1	17,5
1956	21,7	22,1
1957	12,5	33,9
1958	18,2	21,4
1959	52,1	41,7
1960	23,8	38,2
1961	38,4	37,9
1962	52,7	53,5

Os meios de pagamento foram marcados no eixo dos X e o do custo da vida no eixo dos Y, pois o que se pretende é estimar a variação percentual do custo da vida no Estado da Guanabara, dada a variação percentual dos meios de pagamento no Brasil.

Uma vez que o diagrama de dispersão mostra a tendência de aumentar-se o custo de vida com o

aumento dos meios de pagamento, de modo aproximadamente linear, mister se faz determinar a linha reta que melhor se adapte aos pontos locados.

Tendo em vista as equações normais ordinárias, construiu-se o Quadro II, com base no qual se obtiveram os seguintes resultados:

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{N} = \frac{338,1}{12} = 28,175$$

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{N} = \frac{313,1}{12} = 26,092$$

$$\sum Y = Na + b \sum X$$

$$\sum XY = a \sum X + b \sum X^2$$

$$\begin{cases} 313,1 = 12a + 338,1b \\ 10\,363,05 = 338,1a + 11\,223,69b \end{cases}$$

$$\therefore a = 0,509; b = 0,908$$

$$Y_c = 0,509 + 0,908 X$$

Essa equação, que permite estimar a variação do custo da vida (Y), dada a variação dos meios de pagamento (X), denomina-se "equação de regressão de Y sobre X". Ao coeficiente angular da reta de regressão dá-se o nome de "coeficiente de regressão de Y sobre X", e se costuma designá-lo por  $b_{yx}$ .

QUADRO II

Cálculo das equações de regressão

X	Y	X <sup>2</sup>	Y <sup>2</sup>	XY
15,9	10,8	252,81	116,64	171,72
14,8	20,8	219,04	432,64	307,84
19,1	16,8	364,81	282,24	320,88
22,1	26,2	488,41	686,44	579,02
17,5	19,1	306,25	364,81	334,25
22,1	21,7	488,41	470,89	479,57
33,9	12,5	1\,140,21	156,25	423,75
21,4	18,2	457,96	331,24	389,48
41,7	52,1	1\,738,89	2\,714,41	2\,172,67
38,2	23,8	1\,459,24	566,44	909,16
37,9	38,4	1\,436,41	1\,474,56	1\,455,36
53,5	52,7	2\,862,25	2\,777,29	2\,819,45
338,1	313,1	11\,223,69	10\,373,85	10\,363,05

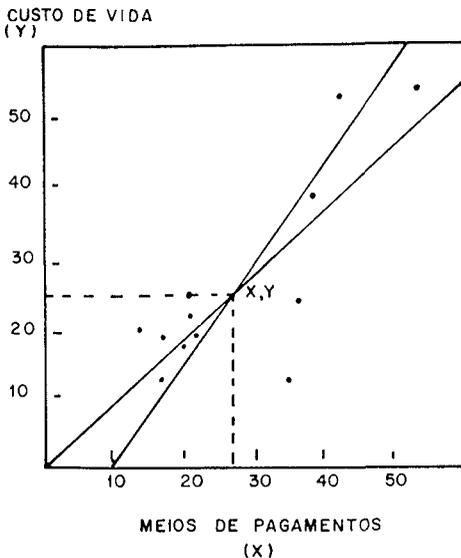
Se, em vez de estimar-se a variação do custo da vida em função da variação dos meios de pagamento se pretendesse exatamente o contrário, isto é, estimar a variação dos meios de pagamento conhecida a variação do custo da vida, bastaria calcular a equação de regressão correspondente, substituindo na anterior X por Y e Y por X. Ter-se-ia:

$$\begin{aligned} \sum X &= Na + b \sum Y \\ \sum YX &= a \sum Y = b \sum Y^2 \\ \left\{ \begin{aligned} 338,1 &= 12a + 315,1 b \\ 10\,363,05 &= 313,1a + 10\,373,85b \end{aligned} \right. \\ a &= 9,937; b = 0,699 \end{aligned}$$

$$X_c = 9,937 + 0,699 Y$$

Ao coeficiente angular dessa "equação de regressão de X sobre Y", dá-se o nome de "coeficiente de regressão de X sobre Y", e se denota por  $b_{xy}$ . Ordinariamente, apenas o coeficiente de regressão  $b_{yx}$  é calculado.

*Diagrama de dispersão relativo às variações percentuais dos meios de pagamento no Brasil e do custo da vida no Estado da Guanabara*



Assim, de um conjunto de pares de valores é possível estabelecerem-se duas equações de regressão e dois coeficientes de regressão, sendo lícito traçarem-se no diagrama de dispersão as duas retas correspondentes às equações de regressão, conforme se acha indicado na Fig. 1.

Em geral, os coeficientes de regressão são desiguais, assim como as equações de regressão. A igualdade somente

se verifica quando existe entre as variáveis uma correlação, dita perfeita. Na maioria das vezes, as duas retas de regressão formam entre si um determinado ângulo  $\alpha$ , tanto menor quanto maior for a correlação entre as variáveis, e tanto maior quanto menor for a correlação. Se a correlação é perfeita, o ângulo  $\alpha$  é nulo e as retas se superpõem; se a correlação é nula, o ângulo  $\alpha$  é igual a  $90^\circ$  e as retas se cortam perpendicularmente.

Substituindo-se na equação de regressão de Y sobre X, sucessivamente, X pelos respectivos valores correspondentes às variações dos meios de pagamento, obtêm-se os valores calculados  $Y_c$ , o que permite detectar os "resíduos", conforme se indica no Quadro III, a seguir:

**QUADRO III**

*Cálculo dos resíduos ou erros de estimativa*

Valores observados X	Valores calculados $Y_c$	Valores observados Y	Resíduos $Y - Y_c$	Quadrado dos resíduos $(Y - Y_c)^2$
15,9	14,9	10,8	-4,1	16,81
14,8	13,9	20,8	6,9	47,61
10,1	17,9	16,8	-1,1	1,21
22,1	20,6	26,2	5,6	31,36
17,5	16,4	19,1	2,7	7,29
22,1	20,6	21,7	1,1	1,21
33,9	31,3	12,5	-18,8	353,44
21,4	19,9	18,2	-1,7	2,89
41,7	38,4	52,1	13,7	187,69
38,2	35,2	23,8	-11,4	129,96
37,9	34,9	38,4	3,5	12,25
53,5	49,1	52,7	3,6	12,96
338,1	313,1	313,1	0	804,68

*Erro padrão de estimativas*

$$\begin{aligned} S_v &= \sqrt{\frac{\sum (Y - Y_c)^2}{N}} = \sqrt{\frac{804,68}{12}} = \\ &= \sqrt{67,0567} \\ S_v &\cong 8,188 \end{aligned}$$

*Variância dos dados originais Y*

$$\begin{aligned} \sigma_v^2 &= \frac{\sum Y^2}{N} - \left(\frac{\sum Y}{N}\right)^2 = \frac{10\,343,85}{12} - \\ &\quad - \left(\frac{313,1}{12}\right)^2 = 183,696 \end{aligned}$$

Uma vez que o ajustamento da reta de regressão baseou-se no critério dos mínimos quadrados, conclui-se que o desvio padrão dos resíduos em torno da linha de regressão é menor do que qualquer outro calculado em relação a outra reta qualquer. Com efeito, dentre todas as possíveis retas horizontais, a que proporciona menor soma de qua-

drados dos desvios é a que corresponde à média aritmética dos dados observados. Entretanto, dentre todas as retas do plano, a que fornece a menor soma de quadrados de desvios é a reta ajustada, a menos que o coeficiente angular dessa reta seja nulo, pois, nesse particular, ela coincidirá com a própria média aritmética.

Diante disso, pode-se escrever

$$\sum (Y - Y_c)^2 \leq \sum (Y - Y)^2$$

ou 
$$S_y^2 \leq \sigma_y^2$$

ficando assim evidenciado que  $S_y$  nunca poderá ser superior a  $\sigma_y$ . Também se conclui que

$$\frac{S_y^2}{\sigma_y^2} \leq 1$$

ou que

$$\frac{S_y}{\sigma_y} = 1$$

no caso do coeficiente de correlação ser nulo, vale dizer, no caso da reta de regressão coincidir com a da média aritmética.

Nessas condições quanto mais próximos da reta de regressão estiverem os dados observados, tanto menor será  $S_y$ , o que implica dizer que haverá vantagem em utilizar-se a equação de regressão para fins de estimativa. Daí o afirmar-se que quando  $S_y = \sigma_y$  não há correlação entre as variáveis, cuja existência requer a condição  $S_y < \sigma_y$ .

Pode-se, portanto, usar a relação  $S_y/\sigma_y$  para medir a correlação linear entre duas variáveis. Na prática, emprega-se, porém,  $S_y^2/\sigma_y^2$ . Conseqüentemente, quanto maior a relação entre as variáveis, tanto menor será  $S_y$  quando comparado a  $\sigma_y$ . Se todos os pontos observados se situassem sobre a reta ajustada,  $S_y$  seria nulo; se, ao contrário, não houvesse nenhuma relação entre as variáveis,  $S_y$  seria igual a  $\sigma_y$  e a relação entre ambos assumiria o valor 1. Por outro lado, havendo correlação perfeita,  $S_y = 0$ , e  $S_y^2/\sigma_y^2$  ao passo que a ausência de correlação se expres-

saria  $S_y^2/\sigma_y^2 = 1$ . Como se observa, esta é uma indicação oposta e constitui medida inversa, pois, quando a correlação é perfeita o resultado proporcionado pela relação é nulo, e quando não há correlação o resultado é igual à unidade. Na prática, recorre-se, então, a uma medida que indica o grau de correlação de acordo com o valor, o que se obtém subtraindo a razão  $S_y^2/\sigma_y^2$  da unidade

$$1 - \frac{S_y^2}{\sigma_y^2}$$

e depois extraindo-se a raiz quadrada

$$r = \sqrt{1 - \frac{S_y^2}{\sigma_y^2}}$$

onde  $r$  denota o coeficiente de correlação linear.

Tendo em vista que  $S_y$  nunca pode ser maior do que  $\sigma_y$ , a razão sob radical jamais se apresentará superior à unidade, donde a conclusão de que o resultado da operação indicada não poderá ser negativo.

Não existindo correlação entre as variáveis resulta,

$$r = \sqrt{1 - 1} = 0$$

e estando todos os pontos observados sobre a reta de regressão

$$r = \sqrt{1 - 0} = \pm 1$$

dependendo o sinal de  $r$  do sinal do coeficiente de regressão.

No caso em exame, tem-se, pois,

$$r = \sqrt{1 - \frac{67,057}{183,696}} = \sqrt{0,6350} = + 0,80$$

O processo utilizado na determinação do coeficiente de correlação linear exigiu o conhecimento da equação de regressão, do erro padrão de estimativa e da variância da série original. Entretanto, com os elementos do quadro original, a seguir transcritos, pode-se chegar ao mesmo resultado mediante a aplicação direta da fórmula a seguir indicada:

$N = 12$	$\sum Y^2 = 10\ 375,85$
$\sum X = 338,1$	$\sum XY = 10\ 363,05$
$\sum Y = 313,1$	$\bar{Y} = 26,092$
$\sum X^2 = 11\ 223,69$	$\bar{X} = 28,175$

$$r = \frac{N \sum XY - \sum X - \sum Y}{\sqrt{[N \sum X^2 - (\sum X)^2] \{N \sum Y^2 - (\sum Y)^2\}} / 1/2}$$

$$r = \frac{12 \times 10.363,05 - 338,1 \times 313,1}{\sqrt{[12 \times 11\ 223,69 - (338,1)^2] \{12 \times 10.373,85 - (313,1)^2\}} / 1/2}$$

$$r = + 0,80$$

Correlação curvilínea simples

O processo para determinar o índice de correlação curvilínea é análogo ao utilizado para calcular o coeficiente de correção linear. A fórmula é dada por

$$\rho = \sqrt{1 - \frac{S_y^2}{\sigma_y^2}}$$

convindo apenas salienta'r que na correlação curvilínea, em vez de coeficiente, diz-se índice de correlação, e em vez de r, emprega-se  $\rho$

Esse índice não é precedido de sinal positivo ou negativo, uma vez que a curva ajustada aos dados pode pender para cima em alguns pontos e para baixo em outros. Por esse motivo, quando se apresenta um índice de correlação deve ser especificado o tipo de curva adotada no ajustamento (parábola, exponencial, etc).

No exemplo que se segue foi ajustada uma parábola quadrática aos pares de valores que representam o preço da cana-de-açúcar e o preço do açúcar, no período de 1925-1933, nos Estados Unidos.

De acordo com as equações normais ordinárias, tem-se o sistema,

$$\begin{cases} 57,5 = 9a + 34,1b + 132,25c \\ 221,80 = 34,1a + 132,25b + 524,195c \\ 874,446 = 132,25a + 524,195b + 2119,2229c \end{cases}$$

o qual, resolvido, fornece o seguinte resultado:

$$a = - 6,6624; \quad b = 5,6983, \quad c = - 0,5811$$

QUADRO IV

(Valor em cents)

ANOS	Preço da cana de açúcar (X)	Preço do açúcar (Y)	X <sup>2</sup>	X <sup>3</sup>	X <sup>4</sup>	XY	X <sup>2</sup> Y
1925	4,3	7,2	18,49	79,507	341,8801	30,96	133,128
1926	4,3	6,9	18,49	79,507	341,8801	29,67	127,581
1927	4,7	7,3	22,09	103,823	487,9681	34,31	161,257
1928	4,2	7,1	17,64	74,088	311,1696	29,82	125,244
1929	3,8	6,6	14,44	54,872	208,5136	25,08	95,304
1930	3,4	6,2	11,56	39,304	133,6336	21,08	71,672
1931	3,3	5,7	10,89	35,937	118,5921	18,81	62,073
1932	2,9	5,1	8,41	24,389	70,7281	14,79	42,891
1933	3,2	5,4	10,24	32,768	104,8576	17,28	55,296
<b>TOTAL</b>	<b>34,1</b>	<b>57,5</b>	<b>132,25</b>	<b>524,195</b>	<b>2 119,2229</b>	<b>221,80</b>	<b>874,446</b>

e, conseqüentemente

$$Y_c = - 6,6624 + 5,6983 X - 0,5811 X^2$$

Substituindo nessa equação os valores de X, sucessivamente, obtêm-se os preços estimados do açúcar, os quais, comparados aos preços observados, conforme se indica no Quadro V, permitem seja calculado o erro padrão de estimativa.

QUADRO V

Cálculo do erro padrão de estimativa

ANO	Preço observado do açúcar Y	Preço estimado do açúcar Yc	Y-Yc	(Y-Yc) <sup>2</sup>
1925	7,2	7,1	0,1	0,01
1926	6,9	7,1	- 0,2	0,04
1927	7,3	7,3	0	0
1928	7,1	7,0	0,1	0,01
1929	6,6	6,6	0	0
1930	6,2	6,0	0,2	0,04
1931	5,7	5,8	- 0,1	0,01
1932	5,1	5,0	0,1	0,01
1933	5,4	5,6	- 0,2	0,04
<b>TOTAL</b>	<b>57,5</b>	<b>57,5</b>	<b>0</b>	<b>0,16</b>

$$S_y^2 = \frac{\sum (Y - Yc)^2}{N} = \frac{0,16}{9} = 0,0178$$

$$S_y \cong 0,133$$

Sendo a variância da série Y igual a 0,6053 resulta para o índice de correlação curvilínea:

$$\rho = \sqrt{1 - \frac{S_y^2}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{0,0178}{0,6053}} = 0,985$$

Teste de significância de r

O coeficiente de correlação linear da amostra (r) fornece uma estimativa empírica do coeficiente de correlação da população. Para testar a significância de r, isto é, se o resultado obtido indica a existência de correlação entre as variáveis consideradas, calcula-se a estatística

$$t = \frac{r \sqrt{N - 2}}{\sqrt{1 - r^2}}$$

a qual obedece à distribuição t de Student, com N-2 graus de liberdade, em

virtude de a equação de regressão envolver dois parâmetros (a e b) estimados dos dados originais.

A hipótese (denominada, nula) a ser testada é a de *que* na população correspondente à amostra não existe relação linear entre as variáveis X e Y, ou seja, que o coeficiente de correlação da população tenha valor nulo.

Se esta hipótese nula a ser testada for rejeitada, no nível de significância adotado, diz-se *que* r é significativa, aceitando-se, portanto, a existência de correlação entre as variáveis. Se a hipótese nula não for rejeitada, admite-se então a inexistência de correlação entre as variáveis da amostra.

No caso em exame, para N=12, obteve-se r=0,80. A aplicação da fórmula conduz ao seguinte resultado:

$$t = \frac{0,80 \sqrt{12 - 2}}{\sqrt{1 - (0,80)^2}} 4,21$$

Admitindo um nível de significância de 5%, com 10 graus de liberdade, a tábua da distribuição de Student indica que t deve ser no mínimo igual a 2,23 para ser significativa.

Sendo t = 4,21, rejeita-se a hipótese nula e aceita-se, conseqüentemente, que o coeficiente de correlação é significativa.

## Bibliografia

---

LENTI L — *Inventario dell'economia italiana, 1945-1965*. Milano, Garzanti, 1966. L 1800

Aplicando magistralmente os métodos estatísticos à análise econômica e aproveitando seu profundo conhecimento da economia italiana para discernir e avaliar os diferentes fatores de seu desenvolvimento no período consecutivo à segunda guerra mundial, o autor descreve e comenta esse desenvolvimento. A exposição dos fatos está sempre acompanhada pela pesquisa das respectivas causas e conseqüências, de modo que a curiosidade científica do leitor fica, nos limites do possível, satisfeita. A perfeita objetividade da descrição dos acontecimentos, baseada na mais ampla documentação disponível, deve ser reconhecida mesmo por quem discordar de alguma opinião do autor acerca dos fatores que os determinaram ou das repercussões que eles tiveram.

No período considerado, Lenti discrimina um primeiro intervalo, o da reconstrução da economia nacional, reduzida pela guerra a um montão de ruínas (1945-1950); um segundo, de progresso e rápida expansão econômica (1951-1961), e um terceiro de retardamento e parcial estagnação (1962-1965).

A reconstrução foi realizada principalmente pelo esforço espontâneo e concorde do povo e pela ação do governo; entretanto, cumpre reconhecer que foi encorajada e acelerada pelo auxílio dos Estados Unidos (Plano Marshall); e a avisada política monetária, inspirada e em parte diretamente realizada por Luigi Einaudi, tornou possível a passagem da inflação desenfreada para a estabilidade da moeda. Já em 1950 a renda nacional média por habitante, calculada segundo os preços de 1938, tinha alcançado o nível deste último ano anterior à segunda guerra mundial, e a experiência ganha pela administração pública lhe permitia dirigir seus esforços para a consecução dos máximos reciprocamente compatíveis do desenvolvimento econômico e do bem-estar.

Nos anos de 1951 a 1961, a capacidade de organização e o espírito de iniciativa dos dirigentes de empresas, secundados pela ação governamental, conseguiram aumentar, melhorar e diversificar a produção industrial e

estender a exportação. O progresso das atividades agropecuárias foi bem menor, e relativamente lento, todavia sensível; a atração das ocupações urbanas fez diminuir o número dos trabalhadores rurais, mas a mecanização e a melhoria da técnica agrícola contribuíram com a reforma agrária para o aumento da produção. A importação, também, aumentou, nos últimos anos do referido intervalo, o início da colaboração com os outros países associados no mercado europeu comum correu para estimular o progresso da economia italiana. Nesse intervalo, a renda nacional média por habitante, calculada a preços constantes, aumentou de dois terços; e o incremento relativo das inversões foi duas vezes maior do que o da despesa para consumos, apesar da notável melhoria do padrão de vida.

Fatores políticos contribuíram para retardar o desenvolvimento econômico depois de 1961: entre eles podem ser lembrados: a falta de uma homogênea e compacta maioria apta para sustentar um governo capaz de resistir às excessivas exigências dos dependentes das empresas privadas e dos próprios dependentes do Estado, em parte fomentadas pela ação comunista, que visa desintegrar a ordem econômica para transformá-la e dominá-la; a escassa eficiência da administração pública, cansada, lenta e desnorteada, embora superlotada de pessoal, as ambições de politiqueros, dispostos a subordinar o interesse da nação ao seu próprio sucesso. A exagerada expansão dos consumos, em parte suscitada pelo "efeito de imitação", foi um fator econômico que repercutiu no aumento das remunerações dos trabalhadores. A nacionalização da indústria elétrica (na maior parte bem organizada e eficiente na forma privada), realizada por um governo de centro-esquerda sob a pressão da esquerda, marca de certa maneira a fase inicial do intervalo de retardamento do progresso econômico, caracterizado pela subida acelerada dos salários e dos vencimentos, pelo rápido aumento dos custos de produção, pela multiplicação das agitações e greves, pela mais intensa concorrência internacional, pela diminuição dos lucros, pelo enfraquecimento da poupança e das inversões, pela subida do custo da vida, pela acentuação do contraste entre o desenvolvimento das regiões industrializadas e o

das outras onde predominam ainda as atividades agropecuárias

Na última parte do livro, o autor delinea as diretrizes de política econômica que poderiam facilitar e promover uma nova fase de maior progresso e de estabilidade: reforma da administração pública, moderação dos consumos, incentivos às inversões e outras providências

Em toda a marcha das análises, Lenti cuida, não somente aplicar as teorias econômicas que orientam sua pesquisa, como também contribuir para o aperfeiçoamento delas e das diretrizes por elas inspiradas, aproveitando a experiência italiana. Esta característica da obra do ilustre economista e estatístico torna-a interessante e útil também para os que devem estudar ou resolver problemas econômicos de outros países. No que diz respeito ao Brasil, apesar das grandes diferenças entre a sua economia e a da Itália, acho que nossos estadistas e economistas poderão tirar profícuos ensinamentos das considerações do autor concernentes à inflação e aos meios aptos para contê-la, ao fomento da poupança e das inversões, às definições e medidas da produtividade, às diretrizes para a reforma agrária, às providências aptas para diminuir as diferenças de desenvolvimento entre regiões adiantadas e regiões atrasadas, e a outros assuntos conexos com os problemas econômicos deste país

GIORGIO MORTARA

UNITED NATIONS — *World Population: Challenge to Development*  
New York, 1966 U.S. \$ 0,75.

Estão sumariamente expostas e comentadas neste folheto as comunicações apresentadas e as discussões realizadas no segundo Congresso Mundial da População, reunido em Belgrado no verão de 1965, que na redação original das primeiras e na reprodução integral das segundas ocupariam milhares de páginas de grande formato

O próprio título indica a intenção principal das instituições organizadoras do congresso: a de que os trabalhos deste fossem sobretudo orientados para a pesquisa das dificuldades que um rápido crescimento da população opõe ao progresso econômico, especialmente nos países socialmente atrasados. Entretanto, não foram desprezados outros assuntos interessantes, referentes ao estado e ao movimento das populações, como consta deste próprio folheto e fica confirmado pelo exame das contribuições originais

Em primeiro lugar são recapituladas as informações concernentes ao passado e ao presente da população mundial e as previsões acerca de seu

desenvolvimento futuro segundo variadas hipóteses. Como é óbvio, esse desenvolvimento deveria ficar subordinado à possibilidade de um acréscimo, pelo menos paralelo e desejavelmente mais rápido, da disponibilidade de alimentos e dos outros bens e serviços necessários para manter e melhorar o padrão de vida: possibilidade que foi largamente discutida nas comunicações e nos debates resumidos no segundo capítulo. Segue-se, no terceiro, a síntese das contribuições para o estudo dos aspectos demográficos do desenvolvimento social e econômico, com referência particular à educação; a disponibilidade de trabalhadores, à ocupação e à desocupação; à poupança, às inversões, à industrialização e ao progresso econômico em geral. No quarto capítulo estão resumidas as contribuições referentes às migrações interiores, e principalmente às dirigidas para as áreas urbanas e suburbanas, e às suas repercussões sobre as necessidades de habitação. As informações e as conclusões relativas à fecundidade e ao planejamento da família, assuntos amplamente discutidos no congresso, acham-se resumidas no quinto capítulo, não somente com referência aos diversos países (discriminados segundo o nível, elevado ou baixo, da fecundidade), mas também às diversas partes da população deles. O sexto capítulo é dedicado à recapitulação das contribuições concernentes à mortalidade (discriminando-se os países com nível elevado e os com nível baixo) e à morbosidade. Seguem-se, no sétimo capítulo, as análises das migrações internacionais. Uma sessão do congresso foi destinada à discussão dos problemas inerentes ao fomento das pesquisas demográficas e do adestramento de pessoal especializado; trata destes assuntos o capítulo oitavo.

Mesmo os poucos privilegiados que, tendo participado do congresso, possuem a edição preliminar das diferentes contribuições, poderão consultar com vantagem esta publicação, que torna possível uma visão de conjunto dos problemas hodiernos da população, e que mais ainda será útil para os muitos que não tiveram esse privilégio

GIORGIO MORTARA

ARAICA H — *Informe de la encuesta de fecundidad de la Ciudad de Panamá, 1964* Panamá, Dirección de Estadística y Censo, 1966.

Relatório do inquérito sobre a fecundidade feminina realizado em 1964 na capital do Panamá, por iniciativa do Centro latino-americano de demografia. São expostos os objetivos e os métodos e são apresentados e analisados os resultados.

Na República do Panamá, a taxa de natalidade geral excede 40 por 1 000 habitantes, ficando pouco inferior ao nível brasileiro de 43 a 45. Na capital, que em 1964 contava cerca de 300 000 habitantes, a natalidade é menos elevada, a taxa bruta de reprodução fica inferior de 30% à média nacional. O inquérito foi efetuado sobre uma amostra de 2 222 mulheres em idades de 20 a 50 anos, que foram discriminadas, na elaboração dos resultados, segundo a idade, o estado conjugal, o lugar de nascimento, a religião, a instrução e a atividade econômica, e segundo combinações destes caracteres. Os resultados confirmam que a fecundidade na capital fica nitidamente abaixo da média do país, pelo menos em parte em consequência do uso, já relativamente freqüente, embora amiúde escassamente eficaz, de métodos anticoncepcionais, que são ou foram empregados por cerca de 60% das 1 500 mulheres que responderam de maneira satisfatória acerca deste assunto. Contrariamente ao que se podia esperar, a fecundidade é maior entre as mulheres conviventes em união livre do que entre as casadas. A fecundidade varia no sentido inverso do grau de instrução e do nível da atividade profissional e do estado econômico. O autor acha que a fecundidade não diminuiu sensivelmente nos últimos trinta anos, esta opinião poderia ser conciliada com a verificação da recente difusão das práticas anticoncepcionais admitindo-se que estas tenham em parte substituído abortos provocados (ainda freqüentes, entretanto; o autor, na falta de dados fidedignos do inquérito, sobre este assunto, estima que se verifique em média pelo menos um aborto, espontâneo ou provocado, para três partos).

A leitura do instrutivo relatório desperta no demógrafo a esperança de que nos próximos anos o inquérito seja repetido e ampliado, de maneira apta para fornecer maiores e mais seguras informações sobre a fecundidade feminina e suas tendências na capital do Panamá e no interior desse país.

GIORGIO MORTARA

DI FENIZIO F — *Programmazione economica, 1946-1962* Torino, Unione Tipografico-Editrice Torinese, 1965 Lire 4 800

Os problemas do planejamento econômico, cuja multiplicidade e dificuldade estão sendo experimentadas no Brasil, constituem um assunto de atualidade na Itália, onde o plano econômico nacional, inicialmente preparado para o período 1965-69, vai ser realizado, com as oportunas modificações, no período 1967-71, tendo sido atrasada a sua aprovação pelas discor-

dâncias entre os partidos e no seio de alguns déles e pela conjuntura desfavorável. O livro aqui anunciado visa a dar uma idéia geral do planejamento, a expor suas fases de encaminhamento na Itália e a traçar seus eventuais rumos futuros.

O autor declara que não vai analisar as experiências estrangeiras; todavia, as referências ocasionais que êle faz às mesmas mostram seu profundo conhecimento delas.

Na parte introdutória, após ter discriminado os caracteres do planejamento e suas várias formas (obrigatório ou indicativo, total ou parcial, etc.), Di Fenizio apresenta uma sumária exposição preliminar das primeiras tentativas de preparo e aplicação do planejamento econômico na Itália, que serão amplamente analisadas mais adiante; ilustra as relações entre os julgamentos de valor concernentes ao desenvolvimento e o planejamento, salientando as atitudes dos intelectuais, dos partidos políticos e dos sindicatos obreiros e suas influências nas discussões e nas decisões.

A segunda parte é dedicada ao estudo das uniformidades nas quais se baseia o planejamento e dos modelos nêle empregados (função de Cobb-Douglas, esquema de Harrod-Domar, matrizes de Leontief, etc.).

As primeiras tentativas de planejamento total na Itália foram efetuadas pouco depois da segunda guerra mundial, em relação com a aplicação do "European Recovery Program", nos anos de 1948 a 1951, seguiram-se outras iniciativas de estudos preparatórios mais amplos e pormenorizados — referidos na terceira parte —, que acharam uma coordenação no "Piano Vanoni", de 1955, assim chamado em lembrança do ministro da fazenda que o promoveu, falecido antes de ver iniciada a sua aplicação, que aliás ficou mais teórica do que prática. O exame desse plano ocupa a quarta parte do livro.

Na quinta parte, o autor descreve as tarefas atribuídas à comissão de estudo nomeada em 1961 pelo governo e presidida pelo economista Papi, da qual êle próprio participou; relata as atividades da mesma e esclarece as causas econômicas e políticas que as interromperam antes que fossem alcançadas as metas desejadas. E, afinal, delinea os rumos e as dificuldades do planejamento para os próximos anos, que está baseado nos trabalhos da Comissão nacional (da qual também participou o autor), nomeada pelo governo em agosto de 1962, e nas sucessivas elaborações administrativas e parlamentares.

Embora os caracteres da economia italiana defiram dos da economia brasileira, e amiúde contrastem com êles,

muitas páginas dêste livro poderão despertar o interesse e estimular o pensamento do leitor brasileiro, especialmente no que diz respeito às formas, às necessidades, às dificuldades e à organização do planejamento, e aos obstáculos que lhe opõem circunstâncias políticas, econômicas e sociais.

GIORGIO MORTARA

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA — *Población activa en 1965*  
Madrid, 1966.

Relatório sobre os métodos, a execução e os resultados do inquérito por amostragem acerca da população profissionalmente ativa da Espanha, iniciado em 1964 e continuado em 1965, trimestralmente, para seguir as variações quantitativas e qualitativas desta parte da população no intervalo entre os censos. No inquérito, apuram-se os caracteres das pessoas (sexo, idade, estado conjugal, instrução, etc.) e da sua atividade profissional (ramo de atividade, situação, ocupação, duração semanal do trabalho, etc.).

O número médio dos habitantes profissionalmente ativos em 1965 fica estimado em cerca de 12,07 milhões, dos quais 9,14 milhões homens e 2,93 milhões mulheres. São relativamente poucos os em idade inferior a 15 anos (0,14 milhões) ou superior a 65 anos (0,51 milhões). Estimam-se em 4,20 milhões os habitantes ativos na agricultura, pecuária, caça e pesca, em 4,12 milhões nas indústrias, em 1,38 milhões no comércio e crédito, em 0,59 milhões nos transportes e comunicações, em 0,41 milhões na administração pública, em 1,32 milhões em outros serviços. Cumpre advertir que a população definida simplesmente como "ativa" pelo Instituto Nacional é em realidade a "profissionalmente ativa", que não inclui uma parte importante da população "economicamente ativa", constituída pelas pessoas que trabalham pelo seu próprio lar (na maior parte, mulheres) e por outros grupos, de menor relevo, de ativos não remunerados.

Nas tabelas dos resultados, estão expostas amplas informações: dados trimestrais e médias anuais de 1965 acerca da população profissionalmente ativa, com discriminação do sexo, da idade, do ramo de atividade, da condição sócio-econômica, da situação profissional, da espécie da ocupação, da continuidade desta, do grau de instrução, e de outras circunstâncias, oportunamente combinadas entre si na apuração; há também dados acerca da duração semanal do trabalho, da desocupação, das ocupações secundárias e marginais e da composição dos grupos domiciliares dos profissionalmente ativos. Em conjunto, o inquérito ofe-

rece uma visão ampla e pormenorizada da população profissionalmente ativa da Espanha.

GIORGIO MORTARA

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA — *Taxas de reproducción*.  
Madrid, 1966.

Visando a ampliar e aprofundar o conhecimento do passado e do presente demográfico da Espanha e a preparar bases para a previsão do futuro próximo, o Instituto Nacional de Estatística aproveita os elementos disponíveis para o período de 1922 a 1960 para calcular taxas de fecundidade e de sobrevivência femininas, e por meio delas determinar os valores correspondentes da taxa de reprodução. Este índice demográfico, ideado e calculado por Boeckh e divulgado e largamente aplicado por Kuczynski, é dado pela razão entre o número inicial dos componentes de uma geração reproduzida e o dos componentes da geração reprodutora, calculado de acórdio com a hipótese que as taxas de mortalidade e de fecundidade feminina em cada ano de idade até o fim do período fértil sejam iguais às observadas em dada população durante um dado ano ou período poli-anual. A exposição dos resultados dos cálculos é precedida pela explicação dos métodos aplicados e das hipóteses adotadas para se obterem estimativas de dados básicos não constantes diretamente das estatísticas da população.

Na média do quinquênio 1956-60, o valor da taxa de reprodução foi de 1,24, diferindo pouco do de 1,23 calculado para o quinquênio 1922-26. No período 1922-60, o valor anual mais elevado, 1,29, foi atingido em 1930; o mais baixo, 0,76, em 1939, ano ainda perturbado pelas repercussões da guerra civil. Em 1950, a taxa de reprodução ascendia a 1,04 na Espanha, marcando o mínimo do período posterior à segunda guerra mundial, enquanto na França atingia 1,32, na Itália 1,03, na Inglaterra e Gales 1,00 e na Alemanha Ocidental 0,93. A título comparativo, pode-se lembrar que no Brasil, nesse ano, a taxa de reprodução atingia 1,88. O cálculo da taxa de reprodução confirma que a posição da Espanha no quadro da fecundidade européia está próxima das ocupadas por países bastante adiantados na evolução demográfica, como já indicavam os cálculos de taxas de fecundidade efetuados pelo Serviço de população das Nações Unidas, reproduzidos nesta Revista em 1962 (págs. 4 e 9). Entre 1950 e 1960, a taxa de reprodução teve notável aumento na Espanha, subindo de 1,04 para 1,28, na Inglaterra e Gales e na Alemanha Ocidental teve também au-

mentos bem marcados; leves aumentos na França e na Itália

O Instituto Nacional estende o cálculo das taxas de reprodução às diversas províncias e regiões da Espanha e ao conjunto das capitais de província. Em 1950, a taxa de reprodução calculada para este conjunto alcançava apenas 0,88, em comparação com a média nacional de 1,04; nas províncias, os valores da taxa variavam entre os máximos de 1,69 (Las Palmas) e de 1,48 (Palencia) e os mínimos de 0,73 (Baleares) e de 0,70 (Barcelona); nas regiões, entre os máximos de 1,46 (Canárias) e de 1,34 (León e Murcia) e os mínimos de 0,79 (Catalunha) e de 0,73 (Baleares). Na província de Madrid, a taxa de reprodução atingia apenas o valor de 0,79.

As elaborações apresentadas nesta publicação trazem uma valiosa contribuição para o conhecimento das características demográficas da Espanha, de suas variações no tempo e de suas diferenças nas diversas partes do país

GIORGIO MORTARA

ELIZAGA J. C. — *Tendencias de la distribución de la población urbana de la América latina*. Santiago, Centro Latinoamericano de demografía

Dados, comentários e análises acerca da crescente urbanização das populações latino-americanas, no curso dos últimos trinta anos. O autor estuda sucessivamente a quantidade e a proporção da população urbana, a importância demográfica e o desenvolvimento das grandes cidades, o crescimento diferencial dos núcleos urbanos, as tendências da concentração demográfica, a distribuição da população dos núcleos de mais de 20 000 habitantes segundo o tamanho dos mesmos, e expõe sumariamente os fatores e as repercussões da urbanização

No que diz respeito ao Brasil, o autor, como é próprio declarar, não teve a possibilidade de considerar a população das "áreas metropolitanas" das cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo, enquanto a considerou para Buenos Aires, Santiago, etc. Na tabela 4 (pág. 13) estão especificadas em 4 576 000 habitantes em 1950 e em 7 133 000 em 1960 a população total do atual estado da Guanabara e do município de São Paulo, e em 8,2 e 9,5 as respectivas percentagens da população do Brasil; estas devem ser corrigidas para 8,8 e 10,0.

Se na área metropolitana dos dois grandes centros forem incluídos os municípios que podem ser considerados partes integrantes da sua área econômica (Duque de Caxias, Nilópolis, Nova Iguaçu, São João do Meriti, para o Rio de Janeiro, Guarulhos, Santo André,

São Bernardo do Campo, São Caetano do Sul, para São Paulo), as respectivas populações presentes sobem de 2 377 000 para 2 738 000 em 1950 e de 3 274 000 para 4 156 000 em 1960 na área metropolitana do Rio, de 2 198 000 para 2 449 000 em 1950 e de 3 787 000 para 4 325 000 em 1960 na de São Paulo; e a percentagem da população total do país, presente no conjunto das duas áreas metropolitanas, atinge 10,0 em 1950 e 12,1 em 1960.

Entre 1950 e 1960, a população presente aumentou de 37,7% na Guanabara, de 144,4% nos municípios satélites e de 51,8% no conjunto da área metropolitana do Rio de Janeiro, e aumentou de 51,3% no município de São Paulo, de 114,4% nos satélites e de 76,6% no conjunto da área metropolitana de São Paulo.

Com critério mais largo, poderiam ser incluídos na área metropolitana do Rio de Janeiro também os municípios fluminenses de Niterói e São Gonçalo, cuja população presente subiu de 314 000 habitantes em 1950 para 593 000 em 1960, aumentando de 87,3%; cumpre, porém, lembrar que uma parte considerável da população destes municípios não participa das atividades econômicas cariocas nem depende delas para a sua subsistência.

Na tabela 1 (pág. 3) podem ser acrescentados os seguintes dados dos recentes censos, publicados depois da compilação do estudo de Elizaga: Nicarágua, população total 1 536 000, em 40,8% urbana, Honduras, 23,2% urbana, Uruguai, população total 2 593 000, em 82,2% urbana. Neste último país, a capital, Montevidéu, contava com 46,4% da população total, excedendo as elevadas percentagens das capitais da Argentina (33,8) e do Chile (26,3) na população total dos respectivos países, constantes da pág. 11

Mais uma observação: não fica clara a significação dos dados da tabela 6 (pág. 25) sob o n.º 3 ("Índice de masculinidade de la población de 10 a 49 años"): índice que ascenderia a 57 no México (1960) e a 60 na Venezuela (1950). Calculando a proporção entre o número dos homens e o das mulheres dessas idades, obtêm-se os índices de masculinidade de 97 para o México (1960) e de 105 para a Venezuela (1960)

GIORGIO MORTARA

BAPTISTA FILHO, Olavo, *População e Desenvolvimento* (interpretação da Dinâmica Demográfica), Livraria Pioneira Editora, Editora da Universidade de São Paulo, Biblioteca de Estudos Brasileiros, São Paulo, 1965. 137 pp.

Colocado num plano teórico e geral, mas sem excluir, por vezes, o enfoque

de fatos brasileiros e universais, o Senhor Olavo Baptista Filho relaciona, neste livro, os fenômenos demográficos com o desenvolvimento econômico-social. Não podem os planejamentos, com efeito, conforme observa no prefácio, prescindir de coeficientes demográficos para identificação das tendências do crescimento e da composição populacional, "sob pena de ocorrerem erros de projeção, que pelas proporções poderão invalidar os programas". Trata-se de livro-texto inspirado no curso ministrado pelo Autor na Escola Pós-Graduada de Ciências Sociais da "Fundação Escola de Sociologia e Política de São Paulo".

O trabalho compõe-se de 12 capítulos, na quase maioria ilustrados com tabelas estatísticas. Em seguida a uma apreciação geral da importância da demografia no campo de estudo das Ciências Sociais, o Autor focaliza os problemas do incremento demográfico, renda e subsistência. Os aspectos sociais, políticos e econômicos do casamento, bem como as uniões consensuais são aí examinados de uma ótica independente. Reveste-se de grande interesse, também, o exame de temas relacionados com a limitação da natalidade, longevidade, fatores de mortalidade, migrações, desenvolvimento econômico e saúde pública.

Integrado há muitos anos no quadro técnico do IBGE e com experiência apreciável de magistério, o Autor demonstra grande familiaridade com os instrumentos de análise demográfica e os campos a que esta se aplica.

REVISTA BRASILEIRA DE TRANSPORTES V. 1 — n 1 — 1966 — Rio de Janeiro, Grupo Executivo de Integração da Política de Transportes (GEIPOT) 1966 — V. 21 em Trimestral.

Iniciativa absolutamente nova, entre nós, é o lançamento deste primeiro número da *Revista Brasileira de Transportes*, órgão oficial do Grupo Executivo de Integração da Política de Transportes (GEIPAT). Propõe-se a publicação, conforme se verifica da nota em que é apresentada, a divulgar o acervo de metodologias, técnicas e experiências relacionadas com esse campo específico, de modo a torná-las acessíveis aos órgãos públicos, universidades, setores de pesquisa e associações empresariais.

O interesse da presente edição pode ser aferido através da matéria nela divulgada, sob a responsabilidade de especialistas: "Nacionalismo e Técnicos Estrangeiros" (Eduardo José Dares), "A Estrutura do Planejamento para o Setor Transportes" (Peter Douglas Duncan), "Custos Médios Específicos

do Transporte Ferroviário de Passageiro e da Carga" (Othon A. de Araújo Lima) e "Diretrizes Básicas para a Ordenação de uma Política de Transportes" (José de Carvalho Bustamante).

Anuncia a redação da revista que, a partir do próximo número, incluirá uma seção sobre estatísticas de transportes, divulgado, numa primeira fase os dados disponíveis, com a colaboração das entidades ligadas ao setor.

FUNDAÇÃO MILBANK MEMORIAL, *Componentes de los Cambios Demográficos en América Latina*, tradução da Publicação Trimestral, Vol. XLIII, N.º 4, Parte 2, 1965, New York.

Em 1963 a Fundação Milbank Memorial realizou uma Conferência sobre Demografia e Saúde Pública na América Latina, dedicando a maior parte de suas atividades à avaliação da adequação e qualidade dos dados demográficos, com vistas ao seu uso pelos que trabalham em profissões ligadas à saúde pública. Em seqüência àquelas atividades, um dos três grupos de discussão reunidos ao ensejo da Sexagésima Conferência-Aniversário da referida Fundação levou a cabo uma Mesa Redonda sobre os Componentes das Mudanças Demográficas na América Latina, entre os dias 5 e 7 de abril de 1965.

Utilizando os dados demográficos reais, a Mesa Redonda ocupou-se, especificamente do estudo dos fatores diferenciais nas mudanças da população latino-americana: fecundidade, migração e mortalidade. A razão fundamental — esclarece a entidade promotora — reside no interesse que há muito dispensa à estreita relação entre os problemas demográficos e a saúde pública, em especial na região em foco.

Os documentos básicos da Mesa Redonda, a cargo de especialistas, foram reunidos em volume e distribuem-se em quatro partes. A primeira parte contém trabalhos sobre a investigação da fecundidade e o controle desta, além de estudos sobre a planificação familiar em seções representativas de mulheres em Santiago e Lima, respectivamente. A segunda focaliza as migrações internacionais, as migrações internas, as características da urbanização e o papel da migração no desenvolvimento demográfico. A terceira estuda as tendências da mortalidade e da expectativa de vida, as causas principais de morte, o problema do abôrito provocado no Chile e as relações entre saúde pública e níveis de vida. A última dedica-se às necessidades de investigação nos campos da fecundidade e da mortalidade, das migrações internas e da morbidade.

## DECRETOS FEDERAIS

### DECRETO N.º 59 322, DE 29 DE SETEMBRO DE 1966

*Reorganiza a Presidência do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e dá outras providências*

O Presidente da República, usando das atribuições que lhe confere o artigo 87, n.º 1, da Constituição e tendo em vista a Exposição de Motivos n.º 167, do Ministério Extraordinário para a Coordenação dos Organismos Regionais, decreta.

Art. 1.º A Presidência do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) fica reestruturada na forma do Regulamento que é aprovado por este decreto.

Art. 2.º As Consultorias Jurídicas do Conselho Nacional de Geografia e do Conselho Nacional de Estatística, unificadas, passam a constituir a Procuradoria-Geral do IBGE.

Art. 3.º A Seção de Assistência Social do Conselho Nacional de Estatística e as atividades médicas, odontológicas e de assistência social existentes nos demais órgãos do Instituto, unificadas, passam a constituir o Serviço de Assistência Médica, Odontológica e Social do IBGE.

Art. 4.º Os órgãos e meios de transporte, atualmente localizados no Estado da Guanabara, pertencentes ao Conselho Nacional de Geografia, Conselho Nacional de Estatística, Serviço Nacional de Recenseamento e Escola Nacional de Ciências Estatísticas, unificados, passam a constituir o Serviço de Transporte do IBGE.

Art. 5.º Os órgãos previstos nos artigos 2.º, 3.º e 4.º deste decreto integram a estrutura orgânica da Presidência e são subordinados, diretamente, ao Presidente do Instituto.

Art. 6.º A Presidência é integrada ainda, pelo Gabinete da Presidência, com:

- I — Chefia do Gabinete;
- II — Assessoria Técnica;
- III — Assessoria de Relações Públicas;
- IV — Assessoria Financeira e Contábil;
- V — Assessoria Administrativa.

Parágrafo único Enquanto não for transferida para o Distrito Federal a sede da Administração Central do IBGE, a Presidência manterá um Gabinete em Brasília, subordinado diretamente ao Presidente do Instituto.

Art. 7.º A Presidência disporá de verbas próprias para sua administração, no Orçamento Geral do Instituto.

Parágrafo único. Enquanto não forem previstos recursos próprios para as despesas dos órgãos da Presidência, correrão as mesmas por verbas próprias constantes das dotações orçamentárias do Conselho Nacional de Geografia, Conselho Nacional de Estatística, Serviço Nacional de Recenseamento e Escola Nacional de Ciências Estatísticas.

Art. 8.º O pessoal que deva servir nos órgãos da Presidência será recrutado dentre os servidores dos quadros de pessoal dos diversos órgãos que integram o Instituto.

Art. 9.º Este decreto entrará em vigor na data de sua publicação, revogando-se as disposições em contrário.

Brasília, 29 de setembro de 1966; 145.º da Independência e 78.º da República

H CASTELO BRANCO  
*João Gonçalves de Souza*

### REGULAMENTO DA PRESIDÊNCIA DO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA

#### CAPÍTULO I

##### *Da Composição*

Art. 1.º São órgãos da Presidência do Instituto:

I — Gabinete da Presidência

1. Chefia do Gabinete
2. Assessoria Técnica
3. Assessoria de Relações Públicas
4. Assessoria Financeira e Contábil
5. Assessoria Administrativa

II — Procuradoria-Geral do IBGE

III — Serviço de Assistência Médica, Odontológica e Social do IBGE

IV — Serviço de Transporte do IBGE

## CAPÍTULO II

*Das Atribuições do Presidente*

Art 2.º Ao Presidente do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística compete:

I — Representar o Instituto e os órgãos que o integram em tôdas as suas relações;

II — promover o rápido andamento das medidas governamentais ou administrativas que interessem ao Instituto;

III — superintender tôdas as atividades do Instituto, através dos órgãos que o integram;

IV — despachar com o Ministro de Estado a que estiver subordinado o Instituto e encaminhar-lhe os atos que devam ser submetidos a sua aprovação;

V — estabelecer e manter contatos do Instituto com entidades internacionais de finalidades relacionadas com suas atividades;

VI — estabelecer e manter contatos do Instituto com entidades públicas ou privadas de finalidades relacionadas com suas atividades;

VII — firmar convênios, acôrdos ou contratos com entidades públicas ou privadas, especializadas ou não, sôbre matéria de interesse estatístico, geográfico, cartográfico ou administrativo;

VIII — assessorar o Governo nos assuntos relacionados com as atividades do Instituto;

IX — propor a adoção de providências que visem ao aperfeiçoamento das atividades estatísticas censitárias, geográficas e cartográficas;

X — propor a adesão do Instituto a entidades internacionais que se dediquem a atividades de sua especialidade, bem assim o comparecimento de representações do Brasil a reuniões internacionais que tratem de assuntos relacionados com aquelas atividades;

XI — convocar e presidir as Assembleias-Gerais do Conselho Nacional de Estatística, bem como do Conselho Nacional de Geografia;

XII — convocar e presidir as reuniões ordinárias e extraordinárias dos órgãos deliberativos do Instituto, bem como as reuniões conjuntas dos mesmos órgãos;

XIII — homologar as resoluções aprovadas pelos órgãos deliberativos do Instituto;

XIV — aprovar os planos de trabalho dos órgãos que integram o Instituto;

XV — aprovar os Regimentos Internos dos diversos órgãos do Instituto;

XVI — apresentar relatório anual acêrca da situação administrativa, financeira e técnica do Instituto;

XVII — nomear, admitir, exonerar e demitir servidores, bem como movimentá-los entre os vários órgãos do Instituto;

XVIII — aplicar penalidades previstas em lei;

XIX — nomear e exonerar o Secretário-Geral do Conselho Nacional de Geografia e do Conselho Nacional de Estatística, o Diretor do Serviço Nacional de Recenseamento e da Escola Nacional de Ciências Estatísticas, bem como os demais titulares de cargo em comissão, atendidos os requisitos legais aplicáveis;

XX — designar servidor para execução de qualquer missão no território nacional ou indicá-lo ao Ministro de Estado, quando se tratar de missão no estrangeiro;

XXI — autorizar a antecipação ou prorrogação do período normal de trabalho dos órgãos da Presidência;

XXII — delegar o exercício de atribuições de sua competência a autoridades que lhe estejam subordinadas;

XXIII — praticar todos os atos que se fizerem necessários à regularidade administrativa do Instituto, observadas as determinações legais e regulamentares;

XXIV — realizar inspeções e visitas periódicas, verificando o funcionamento dos vários órgãos encarregados de tarefas técnicas e administrativas do Instituto;

XXV — encaminhar as comprovações das despesas da Presidência a quem de direito;

XXVI — dirigir tôdas as atividades dos órgãos da Presidência;

XXVII — zelar pela fiel observância das normas legais e regulamentares;

XXVIII — designar o seu substituto, nos impedimentos eventuais, dentre os membros da Junta Executiva Central do Conselho Nacional de Estatística ou do Diretório Central do Conselho Nacional de Geografia.

## CAPÍTULO III

*Das Atribuições dos Órgãos da Presidência*

Art 3.º Ao Gabinete da Presidência compete:

I — Pela Chefia:

1. receber e transmitir as ordens do Presidente e prestar-lhe assistência no desempenho de suas atribuições e na sua representação funcional;

2. manter fichário atualizado, com endereços e telefones, de autoridades que mantenham relações com o Instituto;

3 receber, classificar, numerar, fichar e controlar o andamento de processos e documentos dirigidos à Presidência, encaminhando-os, quando fôr o caso, aos órgãos competentes;

4 coordenar a ação das Assessorias, bem como encaminhar-lhes a matéria pertinente a cada uma delas,

5 manter registro atualizado do histórico do Instituto;

6. controlar a frequência do pessoal do Gabinete;

7 redigir, receber e expedir tôda a correspondência sigilosa;

8. arquivar a documentação sigilosa e transmiti-la devidamente relacionada e, mediante recibo, a seu sucessor;

9 reunir os elementos dos vários órgãos do Instituto para a elaboração do Relatório anual da Presidência,

10 desempenhar outras atividades que sejam determinadas pelo Presidente do Instituto

#### II — Pela Assessoria Técnica:

1 realizar estudos e dar parecer em processos e questões técnicas que lhe forem submetidos pelo Presidente;

2 colaborar com as demais Assessorias na apreciação dos assuntos que lhes forem encaminhados, em suas implicações de natureza técnica;

3 propor medidas que objetivem o melhor rendimento não somente das tarefas técnicas, como da execução dos planos submetidos à Presidência pelos diversos órgãos que integram o Instituto

#### III — Pela Assessoria de Relações Públicas:

1 promover a divulgação pela imprensa falada, escrita e televisada das atividades do Instituto de repercussão nacional;

2 assessorar o Presidente nas informações que devam ser prestadas aos Podêres da República pela Presidência do Instituto;

3 promover investigações e pesquisas de opinião em tôrno das aspirações dos servidores e do público em geral quanto às atividades do Instituto e de seus órgãos;

4 manter permanente contato com os diferentes órgãos do Instituto, com o objetivo de sugerir à Presidência medidas de caráter geral da competência do Instituto;

5 prestar assistência à Chefia do Gabinete da Presidência, na representação do Presidente do Instituto;

6. acompanhar, pelos meios adequados, a tramitação dos projetos de lei e quaisquer outras proposições relacionadas com os assuntos do IBGE, mantendo informado o Presidente;

7 desempenhar quaisquer outras tarefas que sejam determinadas pelo Presidente.

#### IV — Pela Assessoria Financeira e Contábil:

1. assessorar o Presidente em todos os assuntos de natureza financeira ou contábil que sejam submetidos à Presidência do Instituto;

2. acompanhar, quando necessário, junto aos Ministérios competentes e o Departamento Administrativo do Serviço Público, a tramitação de assuntos de natureza orçamentária ou financeira do Instituto;

3. organizar a proposta orçamentária geral do Instituto com os elementos fornecidos pelos seus diversos órgãos,

4 distribuir aos vários órgãos do Instituto os recursos financeiros que lhes forem destinados no Orçamento da União;

5. prestar assistência às Comissões de Tomada de Contas das Assembleias-Gerais do Instituto, quando solicitada;

6 promover diligências junto aos diferentes órgãos do Instituto, quando necessário, para esclarecimento de tôda e qualquer matéria que venha a ser submetida à Presidência, inclusive prestação de contas;

7. sugerir à Presidência medidas tendentes a sistematizar os serviços orçamentários, financeiros e contábeis dos diversos órgãos do Instituto;

8 organizar balancetes mensais da situação econômica e financeira do Instituto, solicitando aos seus diversos órgãos os elementos necessários à elaboração desses balancetes,

9. opinar sobre os pagamentos que devam ser autorizados pelo Presidente do Instituto, recolhendo, quando necessário, informações dos órgãos que encaminharem os processos respectivos;

10 desempenhar quaisquer outras tarefas que sejam determinadas pelo Presidente,

11. coligir e sistematizar, em colaboração com os serviços competentes do Instituto, os elementos necessários ao preparo das comprovações de contas destinadas ao Tribunal de Contas da União, promovendo, quando fôr o caso, as providências necessárias ao cumprimento das diligências

#### V — Pela Assessoria Administrativa

1. opinar nos processos que envolvam matéria de pessoal e material, submetidos à Presidência;

2. gerir e fiscalizar a aplicação dos créditos rotativos e adiantamentos concedidos a qualquer órgão da Presidência, reunindo os elementos necessários às respectivas prestações de contas;

3. reunir a matéria que se destine à publicação no "Boletim de Serviço";

4. remeter aos órgãos competentes as alterações dos servidores lotados no Gabinete da Presidência, mantendo relação atualizada desses servidores;

5. encarregar-se da correspondência da Presidência, minutando o expediente que não seja peculiar às demais Assessorias;

6. fornecer, mediante requisição, o material destinado aos órgãos da Presidência;

7. fiscalizar os serviços de portaria da Presidência, movimentando os servidores que nela tenham exercício.

Art. 4.º A Procuradoria-Geral é o órgão incumbido de toda a matéria jurídica do Instituto, chefiada por um Procurador-Geral, nomeado, em comissão, pelo Presidente, dentre os Procuradores efetivos dos quadros do Instituto, competindo-lhe:

I — Através dos serviços de Consultoria:

1. estudar a matéria de natureza jurídica nos processos que lhes forem distribuídos, bem como emitir parecer;

2. colaborar no preparo de normas e de instruções e ainda no de projetos que envolvam matéria de natureza legal;

3. sugerir o estabelecimento de normas que venham facilitar a aplicação da legislação vigente;

4. minutar escrituras, contratos, convênios, procurações e demais atos jurídicos de interesse da instituição;

5. executar outras tarefas que forem distribuídas pelo Procurador-Geral.

II — Através dos serviços de Contencioso:

1. defender os interesses do IBGE perante quaisquer órgãos do Poder Judiciário, e em todas as instâncias;

2. defender os mesmos interesses junto às autoridades e instâncias superiores administrativas;

3. prestar assistência técnica na elaboração de expediente do Instituto destinado às autoridades judiciárias;

4. proceder à cobrança judicial de importância devida ao Instituto e às entidades que tenham suas contribuições por ele arrecadadas diretamente, ou por intermédio do Ministério Público Federal ou Estadual, ou ainda de advogados constituídos;

5. executar outras tarefas determinadas pelo Procurador-Geral, de acordo com a legislação aplicável.

III — Através dos serviços de Legislação e de Jurisprudência

1. adquirir, catalogar e classificar livros, separatas e periódicos de interesse jurídico;

2. manter atualizados os fichários de leis, decretos, regulamentos, circulares, portarias, ordens de serviço, resoluções dos órgãos deliberativos e decisões judiciais proferidas nas várias instâncias e tribunais do País, assim como de pareceres jurídicos de interesse;

3. manter atualizadas as anotações referentes às alterações que sofrerem os textos legais;

4. organizar o arquivo de processos, informar sobre as matérias em estudo na Procuradoria-Geral, quando solicitadas pelos Procuradores;

5. organizar boletins diários de ementa da matéria legal publicada, bem como da jurisprudência de interesse da Procuradoria-Geral;

6. indicar, para publicação no "Boletim de Serviço", as leis, decretos, circulares, pareceres, decisões administrativas e judiciais;

7. organizar e propor a publicação anual dos pareceres emitidos pela Procuradoria-Geral;

8. executar outras tarefas determinadas pelo Procurador-Geral.

IV — Através dos serviços de Secretaria

1. receber, classificar, numerar, fichar e controlar o andamento de processos e documentos, encaminhando-os aos diversos serviços da Procuradoria-Geral;

2. protocolar o expediente,

3. executar os trabalhos de datilografia;

4. organizar o arquivo de processos, informações e consultas;

5. executar as demais atribuições que forem determinadas pelo Procurador-Geral.

§ 1.º Os Serviços de Consultoria, Contencioso e de Legislação e Jurisprudência serão coordenados por Procuradores designados pelo Procurador-Geral.

§ 2.º Ao Procurador-Geral compete:

1. orientar tecnicamente e fiscalizar os trabalhos da Procuradoria-Geral;

2. emitir parecer ou determinar o estudo da matéria jurídica nos processos que lhe forem encaminhados, pronunciando-se sobre os pareceres emitidos pelos Procuradores;

3 despachar o expediente que fôr de sua alçada,

4 despachar com o Presidente do Instituto,

5 cumprir e fazer cumprir na Procuradoria-Geral as normas legais e regulamentares,

6 baixar instruções internas aplicáveis à Procuradoria-Geral,

7 distribuir os Procuradores e demais servidores técnicos e administrativos pelos diversos serviços da Procuradoria-Geral;

8 propor a designação de Procuradores que devam servir no interesse do Instituto, junto às Inspetorias Regionais do Conselho Nacional de Estatística;

9 elogiar o pessoal da Procuradoria-Geral,

10 aplicar ao pessoal da Procuradoria-Geral penas disciplinares até a suspensão por quinze dias;

11 comunicar ao Presidente do Instituto a ocorrência de irregularidades cuja apuração exija processo administrativo ou cuja punição exceda a pena de suspensão por quinze dias,

12. propor a escala de férias do pessoal da Procuradoria-Geral,

13 controlar a frequência do pessoal da Procuradoria-Geral;

14 preencher o boletim de merecimento do pessoal da Procuradoria-Geral,

15 apresentar o relatório anual dos trabalhos da Procuradoria-Geral;

16 visar os documentos referentes às despesas de responsabilidade do Procurador-Geral,

17 desempenhar as demais atribuições que lhe foram conferidas por lei, regulamento ou regimento, inclusive, no que couber, as atribuições referentes ao Ministério Público (art 1º, da Lei nº 2 123, de 1º de dezembro de 1953)

Art 5º Ao Serviço de Assistência Médica, Odontológica e Social compete:

#### I — Através da Assistência Médica:

1. prestar assistência médica aos servidores e suas famílias;

2 fazer inspeção médica para efeito de justificação de faltas e concessão de licenças;

3 fazer, anualmente, o cadastro torácico dos servidores e, dentro de suas possibilidades, "o check-up" cardiológico dos servidores com idade superior a 50 anos;

4 realizar palestras sobre educação sanitária, assistência pré-natal, de puericultura e de profilaxia das moléstias;

5 proceder, por intermédio da Junta Médica, à elaboração de laudos médicos, para efeito de posse e concessão de licenças que ultrapassem 90 dias, bem assim apreciar laudos médicos de outras procedências,

7 executar pequenas cirurgias e tratamentos ambulatoriais,

8 proceder à imunização dos funcionários e seus dependentes contra as moléstias infecciosas

#### II — Através da Assistência Odontológica:

1. proceder, anualmente, ao exame clínico e radiológico da cavidade bucal dos servidores;

2 realizar o tratamento odontológico-cirúrgico dos processos patológicos incipientes, executando, quando necessário, trabalhos de prótese;

3. examinar a cavidade bucal dos servidores e seus dependentes para efeito de concessão de licenças por parte da Assistência Médica;

4 organizar programas especiais de assistência odontológica em conexão com serviços assistenciais do Estado e da União,

5 propagar, por meio de prospectos, cartazes e outros meios, práticas saudáveis de higiene bucal, alimentação, hábitos de vida e outros preceitos de saúde física e da boca;

6 proceder à fluorização dos dentes dos dependentes menores dos funcionários.

#### III — Através da Assistência Social:

1. prestar assistência social aos servidores e seus dependentes;

2 assistir os servidores e seus dependentes necessitados de tratamento médico-social;

3. realizar visitas domiciliares ou hospitalares aos servidores e suas famílias, levando-lhes amparo social, quando necessário;

4 manter contato com entidades sociais, objetivando melhor atender aos servidores;

5 efetuar pesquisa relativamente a interesse médico-social da coletividade ibgeana, bem assim planejar e executar atividade de grupos, em atendimento aos anseios e necessidades dos servidores;

6. desenvolver atividades que concorram para o bem-estar social do servidor e sua melhor integração no ambiente de trabalho,

7. supervisionar a creche

Art. 6º Ao Serviço de Transporte do IBGE, chefiado por um servidor dos quadros do Instituto, designado pelo Presidente, compete:

I — Manter sob vigilância os veículos do Instituto recolhidos à Garagem;

II — Adotar as providências necessárias à manutenção das viaturas, propondo a prestação de serviços de técnicos, quando fôr o caso;

III — Providenciar o suprimento de material, combustíveis e lubrificantes para os veículos, oficinas e serviços de garagem;

IV — Opinar, quando solicitado, sobre as propostas de reparo de veículos dos órgãos do Instituto sediados fora do Estado da Guanabara;

V — Adotar as providências que se fizerem necessárias, quando houver acidente com qualquer viatura;

VI — Manter fichário atualizado, no qual serão registrados diariamente, os quilômetros percorridos, o consumo de combustível, as horas de entrada e saída, e, ainda, a finalidade das viagens de cada uma das viaturas;

VII — Promover, nas repartições competentes, o registro dos motoristas e o licenciamento das viaturas;

VIII — Atender às requisições de viaturas que forem feitas em objeto de serviço, pelos dirigentes dos órgãos do Instituto;

IX — Zelar pela conservação e funcionamento da garagem e da oficina mecânica;

X — Controlar a frequência dos servidores;

XI — Comunicar à autoridade competente para adoção das providências legais, quando qualquer servidor houver faltado durante trinta dias consecutivos ou sessenta interpolados;

XII — Zelar pelo fiel cumprimento das disposições que digam respeito aos serviços de transporte.

(Publicado no *Diário Oficial*, de 6-10-66).

## RESOLUÇÕES DA JEC

### RESOLUÇÃO JEC-880, DE 6 DE JULHO DE 1966

*Abre Crédito Especial de Cr\$ 11 149 361 para atender a pagamento de despesas de exercícios findos*

A Junta Executiva Central do Conselho Nacional de Estatística, usando das suas atribuições, e

considerando a necessidade de atender a pagamento de Despesas Variáveis com Pessoal Civil, Serviços de Terceiros e Encargos Diversos, realizadas durante os exercícios de 1963, 1964 e 1965, no total de Cr\$ 11 149 361 (onze milhões, cento e quarenta e nove mil, trezentos e sessenta e um cruzeiros), segundo proposição n.º 4 do Serviço Econômico e Financeiro da Secretaria-Geral do Conselho Nacional de Estatística, contido no processo n.º 7 419/66, no qual se acham relacionados os processos de ns 9 125, 7 857/8, 10 143/5, 11 395, 12 997, 15 424/5, 16 047, 16 554 de 1965 e 13 556 de 1964;

considerando que, por aludirem a exercícios findos, tais despesas poderão correr à conta de Crédito Especial,

#### RESOLVE:

Artigo único — Fica aberto, pela Secretaria-Geral do Conselho Nacional de Estatística, mediante destaque dos recursos existentes na conta "Convênios Nacionais de Estatística Municipal", o "Crédito Especial de Cr\$ 11 149 361

(onze milhões, cento e quarenta e nove mil, trezentos e sessenta e um cruzeiros), destinado a atender despesas de exercícios findos, na conformidade do processo n.º 7 419/66

### RESOLUÇÃO JEC-881, DE 10 DE AGOSTO DE 1966

*Abre Crédito Especial de Cr\$ 1 800 000, em favor do Serviço de Estatística da Produção do Ministério da Agricultura, destinado às despesas com a implantação do método de amostragem nos levantamentos da produção agropecuária no Estado do Rio de Janeiro*

A Junta Executiva Central do Conselho Nacional de Estatística, usando das suas atribuições, e

considerando a proposição do Serviço de Estatística da Produção do Ministério da Agricultura (ofício GAB/549/65 e GAB/237/66) sob processo n.º 529/66, no sentido de lhe serem concedidas a ajuda técnica e financeira, para a implantação dos levantamentos estatísticos, sob sua responsabilidade, pelo método da amostragem;

considerando a grande importância de que se reveste, para o Conselho Nacional de Estatística, a implantação de novos métodos de levantamentos estatísticos que visem a obtenção de melhores dados estatísticos e com maior rapidez;

considerando que, nos termos do Decreto n.º 24 609/34 e Decreto número 946/36, a "colaboração" e o "auxílio mútuo" estão previstos para os diversos órgãos da administração pública, nos seus diferentes ramos e graus; e

considerando, ainda, que na conformidade do parecer do Serviço Econômico e Financeiro, a dotação consignada na "Verba 3 2 0 0 — Transferências Correntes — 3 2 9 0 — Diversas Transferências Correntes — 3 2 9 2 — Entidades Federais: Assistência aos Órgãos Centrais Federais do Sistema Estatístico" foi totalmente distribuída, não havendo, assim, recursos orçamentários para atender a ajuda, que somente poderá ser efetivada através do Crédito Especial,

**RESOLVE:**

Artigo único — Fica aberto, pela Secretaria-Geral do Conselho Nacional de Estatística, mediante destaque dos recursos existentes na conta "Convênios Nacionais de Estatística Municipal", o "Crédito Especial" de Cr\$ 1 800 000 (hum milhão e oitocentos mil cruzeiros), destinado a suplementar o auxílio regular concedido ao Serviço de Estatística da Produção do Ministério da Agricultura, no corrente exercício, para fazer face às despesas extraordinárias com a implantação do método da amostragem, nos levantamentos estatísticos da Produção Agropecuária no Estado do Rio de Janeiro, na conformidade do processo n.º 529/66.

**RESOLUÇÃO JEC-882, DE 31 DE AGOSTO DE 1966**

*Abre crédito especial de Cr\$ 3 000 000, em favor do SEDNAE, como auxílio para 1966*

A Junta Executiva Central do Conselho Nacional de Estatística, usando das suas atribuições, e

considerando a solicitação formulada pelo Serviço de Estatística do Departamento Nacional de Águas e Energia, do Ministério das Minas e Energia, através do ofício n.º SE-S/1/66, de 26/7/66, para que lhe seja atribuído um auxílio, na importância de Cr\$ 3 000 000 (três milhões de cruzeiros), em virtude da carência dos recursos destinados ao mesmo, pelo Ministério das Minas e Energia;

considerando que a verba, por onde correria a despesa, "3.2 9.2 — Entidades Federais (Auxílio aos Órgãos Centrais Federais do Sistema Estatístico)", do orçamento vigente, já não conta com recursos disponíveis, em face de sua aplicação, nos termos da Res. JEC-871, de 19-1-1966:

considerando, ainda, o parecer emitido pelo Serviço Econômico e Financeiro da Secretaria-Geral deste Conselho e constante do processo número 9 304/66, no sentido de que seja concedido o auxílio sob a forma de "crédito especial",

**RESOLVE:**

Artigo único — Fica aberto, na Secretaria-Geral do Conselho Nacional de Estatística, mediante apropriação dos recursos existentes na conta "Convênios Nacionais de Estatística Municipal", o crédito especial de Cr\$ 3 000 000 (três milhões de cruzeiros), destinado a ser entregue, como auxílio, ao Serviço de Estatística do Departamento Nacional de Águas e Energia, e que deverá ser aplicado segundo o estabelecido na Resolução JEC-840, de 17-2-65.

**RESOLUÇÃO JEC-883, DE 22 DE SETEMBRO DE 1966**

*Autoriza a emissão de Selos de Estatística.*

A Junta Executiva Central do Conselho Nacional de Estatística, usando das suas atribuições, e

considerando o disposto no art. 9.º e na sua letra a do Decreto-lei n.º 4 181, de 16 de março de 1942,

**RESOLVE:**

Art 1.º — Fica a Secretaria-Geral do Conselho Nacional de Estatística autorizada a emitir "Selos de Estatística" produzidos no Serviço Gráfico do IBGE, nos valores e nas quantidades a seguir discriminadas:

Valor (Cr\$)	Quantidade
10 . . . . .	10 000 000
15 . . . . .	15 000 000
20 . . . . .	20 000 000
25 . . . . .	10 000 000
30 . . . . .	10 000 000
Total . . . . .	65 000 000

Parágrafo único — As côres para a impressão dos referidos selos serão as estabelecidas nos Processos 19 920/55, 3 942/62 e 3 610/64 e constantes de expedientes então encaminhados ao Serviço Gráfico.

Art 2.º — As despesas decorrentes desta Resolução correrão à conta da dotação própria do Orçamento do Conselho Nacional de Estatística — Anexo 2 0 1 Subanexo 2 01.1.1 do vigente exercício.

# RESOLUÇÕES DA CNC

## RESOLUÇÃO CCN-75, DE 6 DE JULHO DE 1966

*Autoriza destaques e suplementações de verbas no orçamento do Serviço Nacional de Recenseamento.*

A Comissão Censitária Nacional, usando de suas atribuições, e

considerando que, por imperativos de fatos supervenientes, algumas dotações da Tabela Explicativa da despesa do orçamento vigente não acusam saldo suficiente para atendimento dos encargos a que se destinam;

considerando que, na forma das disposições contidas no art. 7.º do Decreto n.º 57 655, de 20 de janeiro de 1966, poderá haver alteração dos orçamentos analíticos dos Órgãos do Poder Executivo, no decurso do exercício financeiro, até o dia 29 de outubro, observado o limite de cada dotação e considerados o comportamento da execução orçamentária e o desenvolvimento dos programas de trabalho;

considerando que, as normas de alteração dos orçamentos analíticos se aplicam ao Serviço Nacional de Recenseamento, segundo o disposto no art 9.º do mencionado diploma legal;

considerando que, por outro lado, algumas dotações podem ser reduzidas sem prejuízo das atividades programadas;

considerando, finalmente, que compensadas com reduções das dotações de outras rubricas, as suplementações não prejudicam o equilíbrio orçamentário,

### RESOLVE:

Artigo único — Ficam autorizados os seguintes destaques e suplementações, na Tabela Explicativa do orçamento do Serviço Nacional de Recenseamento, para o exercício de 1966:

#### DESTAQUES

##### DESPESAS CORRENTES

3 1 0 0 — DESPESAS DE CUSTEIO

3.1 2 0 — MATERIAL DE CONSUMO

3 1 2 05.00 — Materiais e Acessórios de Máquinas, Viaturas, de Aparelhos e de Móveis	Cr\$
Total do Elemento 3.1.2 0	10 000 000
	10 000 000

##### DESPESAS DE CAPITAL

4 1 0 0 — INVESTIMENTOS

4 1 4 0 — MATERIAL PERMANENTE

4.1.3 7 — Diversos Equipamentos e Instalações	Cr\$
Total do Elemento 4 1 4 0	3 000 000
TOTAL . .	3 000 000
	13 000 000

#### SUPLEMENTAÇÕES

##### DESPESAS CORRENTES

3 1.0 0 — DESPESAS DE CUSTEIO

3 1.2 0 — MATERIAL DE CONSUMO

3 1 2 17 02 — Artigos de Eletricidade, Iluminação e Acessórios para Instalação Elétrica .	10 000 000
Total do Elemento 3 1.2.0	10 000 000

##### DESPESAS DE CAPITAL

4.1.0 0 — INVESTIMENTOS

4 1.4 0 — MATERIAL PERMANENTE

4.1.4.10 00 — Outros Materiais de Uso Duradouro	3 000 000
Total do Elemento 4 1.4 0	3 000 000
TOTAL . .	3 000 000

**RESOLUÇÃO CCN-76, DE 9 DE  
SETEMBRO DE 1966**

*Abre Crédito Especial para atendimento de despesas decorrentes de decisões judiciais e custas processuais.*

A Comissão Censitária Nacional, usando das suas atribuições, e

considerando que o Orçamento do Serviço Nacional de Recenseamento, para o exercício de 1966, não consigna dotação para o atendimento de despesas decorrentes de decisões e custas processuais;

considerando que os prazos para o cumprimento das referidas decisões são, normalmente, exíguos;

considerando, finalmente, as estimativas de despesas desta natureza, efetuadas pelo Serviço Nacional de Recenseamento,

**RESOLVE:**

Artigo único — Fica aberto no Serviço Nacional de Recenseamento o crédito especial de Cr\$ 125 000 000 (cento e vinte e cinco milhões de cruzeiros), mediante apropriação de recursos existentes na conta "Responsabilidades por Encargos Realizáveis ou a Liquidar", para cumprimento de decisões judiciais e pagamento de custas processuais

**RESOLUÇÃO CCN-77, DE 28 DE  
SETEMBRO DE 1966**

*Abre Crédito Especial para atendimento de despesas decorrentes de pagamento de Pensão Especial, diferenças de Vencimentos e Gratificações.*

A Comissão Censitária Nacional, usando das suas atribuições, e

considerando que de acordo com as conclusões do processo n.º 0 412/65, a Direção do SNR é obrigada a pagar à viúva de ex-servidor censitário a Pensão Especial de que trata a lei n.º 3 738, de 4-4-60, referente aos exercícios de 1964 e 1965;

considerando que nos termos da Portaria n.º 1, de 22-7-66, do Serviço de Pessoal da Secretaria-Geral do CNE, que efetuou o enquadramento provisório dos ocupantes dos cargos de Estatístico do CNE, conforme o disposto no Decreto n.º 57 837, de 17-2-66, aquela Direção é obrigada a efetuar o pagamento de diferença de Vencimentos, de Adicionais por tempo de serviço e de Gratificações de Representação, relativo aos exercícios de 1964 e 1965,

considerando, finalmente, o pronunciamento do Sr Consultor-Geral da República, no processo SNR-3 434/66,

em que se reportando ao seu Parecer n.º 211-H, de 5-7-65, aprovado pelo Excelentíssimo Senhor Presidente da República, concluiu pelo pagamento de gratificação de Representação, relativo ao exercício de 1965, ao Diretor do SNR,

**RESOLVE:**

Artigo único — Fica aberto no Serviço Nacional de Recenseamento o crédito especial de Cr\$ 10 531 130 (dez milhões, quinhentos e trinta e um mil, cento e trinta cruzeiros), mediante a apropriação de recursos existentes na conta "Responsabilidades por Encargos Realizáveis ou a Liquidar", para pagamento das despesas relacionadas nos Processos SNR-0 412/65 e 3 434/66, e das despesas decorrentes do enquadramento provisório efetuado pela Portaria n.º 1, de 22-7-66, do Serviço de Pessoal da Secretaria-Geral do CNE.

**RESOLUÇÃO CCN-78, DE 28 DE  
SETEMBRO DE 1966**

*Autoriza destaques e suplementações na Tabela Explicativa do Orçamento do Serviço Nacional de Recenseamento.*

A Comissão Censitária Nacional, usando de suas atribuições, e

considerando que, por imperativo de fatos supervenientes, algumas dotações da Tabela Explicativa da despesa do orçamento vigente não acusam saldo suficiente para atendimento dos encargos a que se destinam;

considerando que na forma das disposições contidas no artigo 7.º do Decreto n.º 57 655, de 20 de janeiro de 1966, poderá haver alteração dos orçamentos analíticos dos Órgãos do Poder Executivo no decurso do exercício financeiro, até o dia 29 de outubro, observado o limite de cada dotação e considerados o comportamento e o desenvolvimento dos programas de trabalho;

considerando que as normas de alteração dos orçamentos analíticos se aplicam ao Serviço Nacional de Recenseamento, segundo o disposto no art. 9.º do mencionado diploma legal;

considerando que, por outro lado, algumas dotações podem ser reduzidas sem prejuízo das atividades programadas;

considerando, finalmente, que compensadas com reduções das dotações de outras rubricas, as suplementações não prejudicam o equilíbrio orçamentário,

**RESOLVE**

Artigo único — Ficam autorizados os seguintes destaques e suplementações na Tabela Explicativa do orçamento do Serviço Nacional de Recenseamento, para o exercício de 1966:

## DESTAQUES

## DESpesas Correntes

## 3 1 0 0 — DESPESAS DE CUSTEIO

## 3 1 1 0 — PESSOAL

## 3 1 1 1 — PESSOAL CIVIL

	Cr\$
3 1 1 1 01 01 — Vencimentos	35 000 000
Total do Elemento 3 1 1 1	35 000 000
3 1 2 0 — MATERIAL DE CONSUMO	
3 1.2.05.00 — Materiais e Acessórios de Máquinas, Viaturas, de Aparelhos e de Móveis	2 000 000
Total do Elemento 3.1 2.0	2 000 000
3.1 3 0 — SERVIÇOS DE TERCEIROS	
3 1 3.16 02 — Aluguel de Equipamentos Mecânicos	12 000 000
Total do Elemento 3 1 3 0	12 000 000

## DESpesas DE CAPITAL

## 4 1 0 0 — INVESTIMENTOS

## 4 1 3 0 — EQUIPAMENTOS E INSTALAÇÕES

4 1 3 7 — Diversos Equipamentos e Instalações	10 000 000
Total do Elemento 4 1 3 0	10 000 000
TOTAL	59 000 000

## SUPLEMENTAÇÕES

## DESpesas Correntes

## 3 1.0 0 — DESPESAS DE CUSTEIO

## 3 1 1 0 — PESSOAL

## 3 1.1.1 — PESSOAL CIVIL

3.1 1 1 02.05 — Gratificação pela Representação de Gabinete	35 000 000
Total do Elemento 3 1 1 1	35 000 000
3 1 2 0 — MATERIAL DE CONSUMO	
3.1.2.11.00 — Produtos Químicos, Biológicos, Farmacêuticos e Odontológicos, Artigos Cirúrgicos e de Laboratório	2 000 000
Total do Elemento 3 1 2 0	2 000 000
3.1.3 0 — SERVIÇOS DE TERCEIROS	
3 1 3 01 00 — Acondicionamento e Transporte de Encomendas, Cargas e Animais	8 000 000
Total do Elemento 3.1 3 0	8 000 000
3 1 4 0 — ENCARGOS DIVERSOS	
3 1 4 10 00 — Assistência Social	4 000 000
Total do Elemento 3 1 4 0	4 000 000

## DESpesas DE CAPITAL

## 4 1 0 0 — INVESTIMENTOS

## 4.1 4 0 — MATERIAL PERMANENTE

4 1 4 03 00 — Ferramentas e Utensílios de Oficinas	5 000 000
4 1 4 08 00 — Mobiliário em Geral	5 000 000
Total do Elemento 4 1 4 0	10 000 000
TOTAL	59 000 000

### ENSINO TÉCNICO

Embora tenha crescido extraordinariamente em nosso País, nos últimos anos, a demanda de mão-de-obra especializada e semi-especializada, os números do ensino médio ainda não refletem devidamente esse fenômeno. Os quadros do ensino médio no Brasil relativos a 1964 indicam que, de cada 1 000 alunos desse grau, 721 frequentavam o curso secundário, 102 o curso normal, ficando apenas 177 para o curso técnico. Nossa posição nesse particular não é das mais favoráveis quer em relação aos países europeus, quer dentro da própria América Latina. Em 1964, em países como a Tchecoslováquia, a Áustria, a Iugoslávia, a Polônia, a Alemanha Ocidental, a Bélgica e a Holanda, correspondia a mais de 50% o número de alunos do grau médio inscritos no curso técnico. Em outros, como a Suíça, Portugal, Reino Unido, Suécia, URSS, ficava entre 35% e 50%. É verdade que, em países altamente industrializados como a França e o Japão, encontramos taxas que não superam de muito a do Brasil, e até lhe ficam abaixo, como no caso do Japão (12,8%) — mas isso se deve principalmente a peculiaridades do currículo escolar. Na América Latina, há o caso da Argentina, com o alto índice de 524 alunos do técnico em cada 1 000 do ensino médio. O Brasil está em modesto 10º lugar, atrás ainda do Chile, Colômbia, Cuba, República Dominicana, Equador, de El Salvador, Haiti, México, Nicarágua, Panamá, Peru, Uruguai e Venezuela, todos com índices que vão de 195 a 524 (o argentino). Evidentemente, não se pode considerar como puramente negativo o baixo índice brasileiro de alunos das escolas técnicas, porquanto da população escolar do curso secundário muitos posteriormente vão dirigir-se para cursos superiores de natureza técnica. Estatísticas divulgadas pelo IBGE têm inclusive demonstrado que os cursos superiores de natureza técnica apresentam nos últimos anos apreciável incremento no número de candidatos e de alunos.

### PAPEL DE JORNAL

A produção mundial de papel de jornal é estimada em 15 milhões de toneladas. Essa produção representa um

aumento de mais de 100% no pós-guerra. Entre 1948 e 1964 o quantitativo fabricado subiu de 7 530 mil para 15 765 mil toneladas, inclusive a produção da URSS e exclusiva a da China Continental. O maior produtor do mundo é o Canadá, que produz mensalmente mais de 600 mil toneladas de papel de jornal (dados do primeiro semestre de 1966), seguido dos Estados Unidos (cerca de 170 mil toneladas mensais), do Japão (100 mil toneladas mensais) e da Finlândia (100 mil toneladas mensais). Em 1964, dezesseis países estavam produzindo 100 mil ou mais toneladas de papel de jornal por ano, entre eles o Brasil, cujo total aumentou no período de 1948/64 de pouco mais de 30 mil para 120 mil toneladas. Nesse ano, outros grandes produtores mundiais foram o Reino Unido (762 mil t), a Suécia (652 mil t), a URSS (663 mil t), França (463 mil t), Itália (379 mil t), Noruega (291 mil t), Alemanha Ocidental (202 mil t), Nova Zelândia (187 mil t), Países Baixos (155 mil t) e Áustria (135 mil t). As médias mensais para um período mais próximo, 1959 a 1965, indicam firme incremento em alguns países e relativa estabilização da produção em outros. No Canadá, cresceu de 483 para 584 mil toneladas (sendo de notar que em alguns meses de 1965 a produção canadense já ultrapassava a casa dos 600 mil, atingindo 669 mil toneladas em maio deste ano); nos Estados Unidos, situou-se à volta de 160 mil toneladas, com um nível médio mensal quase estável desde 1962, na Finlândia aumentou de 54,8 mil para 99,5 mil, no Japão, de 57,6 mil para 98,1 mil, na Grã-Bretanha houve oscilações no período, registrando-se no entanto um bom incremento a partir de 1964 e a média mensal de 65 mil t em 1965; na Suécia, o aumento foi de 41,1 mil para 56,6 mil t; e na URSS, de 33,4 mil para mais de 50 mil. Na França, a produção foi praticamente estável e na Alemanha Ocidental foi estável com tendência a decréscimo.

### BANCOS NACIONAIS

Ao término do ano de 1965, os depósitos nos bancos nacionais somavam 15 trilhões 834 bilhões e 682 milhões de cruzeiros — mais do dobro do saldo apresentado em 1964, quando foi de 7,7 trilhões. No decênio 1956/1965, os depósitos nesses bancos aumentaram de

mais de 60 vezes (251 bilhões e 255 milhões de cruzeiros em 1956), o que, embora se explique em grande parte pela inflação do meio circulante, não deixa também de representar um apreciável incremento na poupança e uma atuação mais sensível da rede bancária na economia do País. Os dados de 1965 indicam um aumento considerável no valor dos empréstimos: 8 trilhões 125 bilhões e 165 milhões de cruzeiros em 1964 e 14 trilhões 85 bilhões e 332 milhões de cruzeiros em 1965. Todavia, a percentagem dos empréstimos sobre os depósitos baixou de 104,9% em 1964 para somente 88,9% em 1965, numa retração que não se verificava desde 1959, quando a percentagem fôra de 95,7%. Cabe registrar que em todo o restante do decênio o montante dos empréstimos sempre ultrapassou a dos depósitos, com expressões percentuais máximas em 1958 (112,1%), 1956 . . . (110,9%) e 1961 (109,0%).

Em 1965, os depósitos à vista acusaram um aumento de mais de 100% em relação ao ano anterior (15,5 trilhões contra 7,5 trilhões); quanto aos depósitos a prazo, seu crescimento se processou em ritmo pouco expressivo, mal ultrapassando 10% (288,8 bilhões em 1965 contra 257,8 bilhões em 1964)

## EXPORTAÇÃO DE PINHO

As exportações brasileiras de pinho serrado no decorrer do primeiro semestre do ano em curso superaram a casa de 27,9 milhões de dólares, correspondentes a um volume físico da ordem de 589,6 milhares de metros cúbicos, ou 250,0 milhões de pés quadrados, colocando-se, assim, em nível mais ou menos idêntico ao do primeiro semestre de 1965, quando o valor dos embarques se aproximou da marca de 28,3 milhões de dólares, equivalentes a 255,3 milhões de pés quadrados. O principal comprador do produto continua sendo a República Argentina. Cerca de metade do valor da exportação brasileira de pinho serrado se destinou à República platina. Com efeito, durante o primeiro semestre de 1966, as vendas àquele País somaram mais de 13,6 milhões de dólares, equivalentes a 324,8 milhares de metros cúbicos (137,7 milhões de pés quadrados). Segundo grande importador do pinho brasileiro, a Grã-Bretanha adquiriu perto de 7,2 milhões de dólares do produto, representando 26% do valor total negociado no período. O volume físico exportado atingiu 133,8 milhares de metros cúbicos (cerca de 56,8 milhões de pés quadrados). Os embarques para a Alemanha Ocidental, terceiro grande comprador, totalizaram mais de 2,8 milhões de dólares, isto é, cerca de 10% do valor total de nossas vendas no mesmo período. Para o Uru-

guai e a Holanda as exportações se situaram praticamente no mesmo nível, atingindo cerca de 1,4 milhões de dólares, ou seja, 5% do valor das vendas efetuadas durante o semestre; para a União Belgo-Luxemburguesa exportamos 658,9 mil dólares (2%), enquanto para os Estados Unidos o volume exportado não foi além de 7,4 milhares de metros cúbicos (3,1 milhões de pés quadrados), no valor de 340,8 mil dólares, apenas 1% do valor global das exportações. Em plano inferior aparecem, ainda, na pauta, a Austrália (118,4 mil dólares, ou 0,4%), a Irlanda (111,6 mil dólares) e outros países.

## REBANHOS BRASILEIROS

O Brasil possui um dos maiores rebanhos bovinos do mundo. Mais de 84 milhões eram os efetivos estimados em 1964. Dêsse total, 27 374 mil se encontravam na Região Leste, 26 234 mil na Região Sul, 19 287 mil no Centro-Oeste, 9 599 mil no Nordeste e 1 673 mil no Norte. Os maiores efetivos estaduais continuam sendo os de Minas Gerais (17 810 mil cabeças), Mato Grosso (11 637 mil), São Paulo (11 065 mil) e Rio Grande do Sul (10 664 mil), aparecendo ainda Goiás (7 634 mil) e a Bahia (6 262 mil) com efetivos bovinos apreciáveis. Mais dez Unidades possuem rebanhos bovinos superiores a um milhão de cabeças. É interessante assinalar que no Pará se registra a existência de 57 mil búfalos, cujo total no Brasil é estimado em 81 mil.

Ao lado do gado bovino, aparecem outros rebanhos de importância considerável, como é o caso dos suínos, que, de acordo com a mesma fonte, somavam 58 705 mil em 1964. Dêsses quase 60 milhões, 24 285 mil se distribuíam pelas Unidades do Sul (com predominância do Paraná, com 7 247 mil cabeças) e do Leste (onde Minas Gerais surge com os maiores efetivos nacionais, 9 950 mil cabeças). Catorze Estados possuem rebanhos suínos acima de um milhão de cabeças.

Não menos digno de nota é o rebanho ovino, com 21 906 mil cabeças, das quais 11 926 mil no Rio Grande do Sul. O rebanho caprino totalizava 13 826 mil cabeças (mais de 50% concentrados no Nordeste) e o de equínos 9 222 mil cabeças (principalmente no Sul e no Leste). A êsse quadro devem acrescentar-se 4 749 mil muaras e 2 727 mil asininos.

## AEROPORTOS

Decresceu consideravelmente o movimento dos aeroportos nacionais no triênio 1963-65. Esse declínio pode ser observado nos diversos setores do transporte aéreo: movimento de pousos e

decolagens, número de passageiros transportados e volume da carga. Os dados indicam que, nesse triênio, os pousos e decolagens baixaram de mais de 240 000 para cerca de 220 000 em cada caso.

O número de passageiros embarcados diminuiu de 3 043 004 em 1963 para 2 557 649 em 1964 e 2 377 247 em 1965. Quanto à carga embarcada, houve uma redução de perto de 40% no período: 52 739 t em 1963, 41 582 t em 1964 e 33 552 t em 1965.

O movimento dos principais aeroportos acusou idêntica tendência decrescente. No aeroporto de São Paulo, o número de passageiros embarcados caiu de 607 099 em 1963 para 497 173

em 1965. No de Santos Dumont, GB, diminuiu de 593 561 para 474 881. No do Galeão, GB, de 255 039 para 243 789. No aeroporto do Recife, a diminuição foi de 140 395 para 111 287, sendo de notar que em 1964 o movimento de passageiros embarcados atingira . . . 152 208. Em Pôrto Alegre, baixou de 145 899 para 97 721. Em Brasília, de 133 538 para 87 999. Em Belo Horizonte, de 151 655 para 91 889. Em Salvador, de 119 588 para 82 175. Reduções igualmente sensíveis se verificaram no movimento de passageiros embarcados, durante o referido triênio, nos aeroportos de Belém, Fortaleza, Curitiba, Londrina (onde se registrou a queda mais sensível de 90 729 para 28 736) e outros.

## PROBLEMAS DO ANO 2000

CARLOS DA SILVA LACAZ

Calcula-se, tomando por base as taxas atuais de crescimento da população, que dentro de 40-50 anos, o mundo terá aproximadamente 6 bilhões de habitantes. A expectativa de vida aumentou nesses últimos anos, com o emprego de medidas profiláticas e de numerosos medicamentos que controlaram grande número de doenças infecciosas e parasitárias. Os progressos da medicina, da engenharia sanitária e da higiene foram e têm sido espetaculares e o resultado é o crescimento acelerado da população, ultrapassando o ritmo de desenvolvimento dos recursos materiais.

A Organização Mundial de Saúde, através de seus peritos, preocupa-se vivamente com os problemas a serem enfrentados dentro de 40 a 50 anos. Em primeiro lugar, o êxodo da população rural para as cidades, já que a civilização moderna se torna cada vez mais urbana. A indústria constituiu, no dizer de Jove, verdadeiro ímã que atrai a mão-de-obra, a ela acorrendo trabalhadores necessários e muitos que não o são. Milhares e milhares de indivíduos, jovens ou não, em nações novas ou velhas, abandonam a terra natal, procurando os grandes centros urbanos, tocados pelo desemprego, pela fome, pela injustiça social ou então, por simples espírito de aventura. Outros vêm em busca de empregos ou de melhor educação para seus filhos.

As grandes metrópoles podem não estar suficientemente preparadas para receber tão grande número de habitantes. Habitações decentes e humanas, e suprimento de água satisfatório constituem alguns problemas a serem enfrentados nas comunidades que sofrem um "crescimento explosivo", como Caracas, capital da Venezuela, cuja população pulou de 250 000 (1940) para 1 200 000 (1960), em apenas 20 anos. Surgem, então, as favelas ou construções improvisadas, com todas as suas mazelas. Urbanistas da Organização Mundial de Saúde calcularam, nos Estados Unidos, que para cada grupo de 1 000 habitantes que se instala em uma zona urbana, os seguintes recursos são necessários: 4,8 salas de grupo escolar; 3,6 salas de ginásio; 3,5 hectares de ter-

reno para escolas, parques e áreas de recreio; 450 000 litros de água por dia; 1,8 guarda-civil e 1,5 bombeiros; 1 leito de hospital; 1 000 livros em uma biblioteca pública; 1 vaga na cadeia, e, esgoto e tratamento de água satisfatórios para 76 quilos de detritos por dia.

O problema do abastecimento de água é dos mais sérios, principalmente naqueles locais onde as reservas de suas bacias de captação são insuficientes. Que dizer da coleta e remoção adequada do lixo e da limpeza apropriada das ruas, essenciais à manutenção da saúde e do bem-estar da comunidade? Água estagnada pode possibilitar a proliferação de mosquitos, muitos deles transmissores de doenças graves. Conta-se que Rangum, uma das cidades mais limpas do Oriente, em 1948 se transformou num inferno de imundície; havia tanto pernilongo que, no dizer do povo, a pessoa mal podia abrir a boca para falar.

A contaminação da atmosfera, nas grandes cidades, é outro grave problema a ser enfrentado. A descarga de gases devido ao transporte motorizado e o grande desenvolvimento industrial contribuem para a poluição do ar, com todas as suas malélicas conseqüências. De Vries assinala com razão que a poluição do ar pelos automóveis e caminhões é um mal da riqueza. A maré montante do ruído é um fato incontestável nas grandes áreas populacionais, contribuindo para aumentar o número dos neuróticos. Com isto, a saúde mental é sacrificada. Hazemann registra na França o problema da promiscuidade nas habitações pequenas e atravancadas, verdadeiro "meio de cultura" para a delinqüência juvenil. O planejamento dos conjuntos residenciais tem sido objeto de acurados estudos, já que a cidade construída ao lado de um bosque, por exemplo, tem melhor microclima, maior abundância de parques e jardins públicos e espaço apropriado para descanso e recreio.

Em 1965, na cidade de Belgrado, 800 especialistas, incluindo urbanistas, demógrafos e sanitaristas, discutiram todos esses problemas referentes à adaptação do mundo às necessidades de

uma população que cresce aceleradamente. Para um excesso de população, Somogyi, professor de Demografia na Universidade de Palermo, aconselha aperfeiçoar e aumentar os métodos agropecuários, garantindo maior produção de víveres

Hazemann assinala que no ano 2000, em muitas metrópoles, os quatro elementos estarão de luto: o sol embaçado, o ar fétido, o rio morno e sujo, e a terra despida de seus bosques. Talvez o último homem tombe esmagado sob o péso da derradeira árvore que

abater. É muito provável, então, que a técnica se sobreponha cegamente ao fim, cortando o homem, por ignorância ou cobiça, o próprio galho de árvore em que está sentado. Não acreditamos em tal prognóstico tão pessimista. Mesmo com a natureza desfigurada pela mão do homem, este poderá, com a sua ciência e a sua técnica, preparar um mundo melhor para os que vêm chegando

(Transcrito da *Fôlha de São Paulo*, de 13-11-66)

## CONCURSO BULHÕES CARVALHO

A Diretoria da Sociedade Brasileira de Estatística, nos termos do art 29, e respectivos parágrafos, dos seus Estatutos, aprovou as seguintes instruções para o Concurso Bulhões Carvalho, a ser realizado em 1967:

“1 — O prêmio “Bulhões Carvalho”, na importância de quinhentos mil cruzeiros para cada uma das duas Secções indicadas no item 2 destas instruções, será concedido ao trabalho que, na respectiva secção, fôr classificado em primeiro lugar.

2 — O concurso destina-se ao julgamento de trabalhos originais, inéditos, que possam ser classificados em uma das seguintes secções:

Secção A — Ensaio sôbre tema de interesse nacional, ou regional, fundamentado em dados elaborados pelo Sistema Estatístico Brasileiro

Secção B — Trabalho original sôbre método ou técnica aplicável à produção de estatísticas, que possa contribuir para o aperfeiçoamento da estatística brasileira

3 — Os trabalhos devem ser datilografados em 3 vias e espaço dois, ocupando apenas uma das faces do papel de formato ofício. O número de páginas datilografadas não deve exceder a 150 (cento e cinqüenta), devendo tôdas elas serem numeradas e rubricadas com o pseudônimo do autor

4 — Sômente os Associados da SBE poderão concorrer ao concurso

5 — Os trabalhos serão enviados à SBE como correspondência registrada, até 30 de junho de 1967, em envelope fechado, que deve apresentar as seguintes indicações:

a) *Na frente*

### CONCURSO BULHÕES CARVALHO

Senhor Presidente da Comissão Julgadora

Sociedade Brasileira de Estatística  
Caixa Postal 1730  
Rio de Janeiro — Guanabara

b) *No verso*

Remetente (registrar o pseudônimo)

6 — Cada envelope deverá conter:

- a) 3 vias do trabalho grampeadas e capeadas com fôlha de papel duplo ofício, com a indicação, na capa, do pseudônimo do autor, título do trabalho e secção a que o mesmo concorre,
- b) um envelope fechado (com as informações: Concurso Bulhões Carvalho, título do trabalho, secção a que o mesmo concorre e pseudônimo do autor), contendo um cartão de identificação com as seguintes indicações:

Concurso Bulhões Carvalho

*Pseudônimo, nome por extenso e endereço do concorrente*

7 — O envelope que contiver o cartão de identificação será aberto depois de conhecida a classificação dos trabalhos, em dia e hora previamente determinados, na presença dos interessados

8 — Será indicada, na capa de cada trabalho, a Secção à qual o mesmo concorre, não podendo haver inscrição de um mesmo trabalho em mais de uma Secção.

9 — Os concorrentes guardarão os direitos autorais, mas poderá a Sociedade publicar os trabalhos premiados na *Revista Brasileira de Estatística* e em separatas da mesma

10 — O julgamento dos trabalhos será feito por uma comissão de três membros, para cada Secção, escolhidos pela Diretoria da Sociedade, excluídos os participantes da mesma. As comissões poderão deixar de atribuir o prêmio, se julgarem que nenhum trabalho o merece

11 — No julgamento será levado em conta

- a) o valor científico do trabalho e a contribuição pessoal do autor;
- b) a clareza, a simplicidade e a precisão de exposição, bem como a correção da linguagem

12 — A coordenação dos trabalhos do Concurso ficará a cargo do 1º Secretário-Adjunto da SBE. Os casos omissos serão apresentados ao Presidente da SBE, que poderá resolvê-los ou submetê-los à Diretoria da Entidade”

## NOVA DIRETORIA DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA

Em assembléia-geral ordinária realizada, no dia 5 de agosto, foi eleita a nova diretoria da Sociedade Brasileira de Estatística para o biênio 1966/1968. A direção dessa entidade ficou assim constituída. Presidente — Lauro Sodré Viveiros de Castro, 1.º Vice-Presidente — Raul Romero de Oliveira, 2.º Vice-Presidente — Maurício Simões Gonçalves, Secretário-Geral — Alceu Vicente Wightman de Carvalho, 1.º Secretário-Adjunto — José Ayres de Souza Filho, 2.º Secretário-Adjunto — Renato Rocha, 1.º Tesoureiro — Gabriel Mamoré Nobre Pereira de Mello, e 2.º Tesoureiro — Yvone Barandier. Para o Conselho Fiscal, foram eleitos Francisco Cronje da Silveira, Esio Figueiredo e Valdecir Freire Lopes.

## REUNIÃO DE INSPETORES

A fim de tratar de assunto de interesse das respectivas Inspetorias e receber orientação geral sobre atividades a serem desenvolvidas pela rede de coleta nos próximos meses reuniram-se na Secretaria-Geral os Inspetores Regionais conforme o calendário abaixo:

### *De 5 a 9 de setembro*

Inspetores Regionais de Pernambuco, Bahia, Rio de Janeiro, Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul e Mato Grosso

### *De 12 a 15 de setembro*

Inspetores Regionais do Pará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Paraná, Santa Catarina, Goiás e Brasília

### *De 19 a 22 de setembro:*

Inspetores Regionais do Amazonas, Maranhão, Piauí, Ceará, Alagoas, Sergipe e Espírito Santo

No decorrer dos trabalhos foram realizadas mesas-redondas com a participação de Diretores dos Órgãos Centrais Federais e dos responsáveis pelos diversos órgãos da Secretaria-Geral

## SUBSTITUIÇÕES EM CARGOS DE CHEFIA

No trimestre julho/setembro foram nomeados os seguintes novos titulares de cargos de chefia nos quadros da Secretaria-Geral do Conselho Nacional de Estatística.

Gabriel Mamoré Nobre Pereira de Melo — Chefe do Gabinete do Sr Secretário-Geral.

Theóphilo Lopes da Silva — Chefe Seção de Estudos Seleção e Aperfeiçoamento.

Rômulo Coelho — Chefe da Seção de Cadastro de Pessoal

Paulo Vieira de Andrade — Diretor de Administração

Solange Isabel A. da Fonseca — Chefe da Seção de Apuração e Crítica do Serviço de Estatística para Fins Militares.

## CONFERÊNCIA DO PRESIDENTE DO IBGE NA ESCOLA SUPERIOR DE GUERRA

O Presidente do IBGE, General Aguiinaldo José Senna Campos, fez uma conferência, no dia 21 de setembro, na Escola Superior de Guerra, subordinada ao tema "O IBGE e suas atividades", a convite do Comandante do órgão Brigadeiro Henrique Fleiuss

A conferência seguiram-se debates, dos quais participaram também o Engenheiro René de Mattos, Secretário-Geral do Conselho Nacional de Geografia, Professor Sebastião Aguiar Ayres, Secretário-Geral do Conselho Nacional de Estatística, General Licínio de Moraes, Diretor do Serviço Nacional de Recenseamento, e Professor Antônio Garcia de Miranda Neto, Diretor da Escola Nacional de Ciências Estatísticas

## ERRATA

No n.º da Revista Brasileira de Estatística referente ao segundo semestre de 1965 (103/104), à página 91, na última linha do § 6.º e na terceira do § 7.º, leia-se 1950 em vez de 1960

# O QUE É O IBGE

---

O INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA é uma entidade de natureza federativa, instituída segundo os princípios de cooperação interadministrativa para coordenar e superintender as atividades estatísticas e geográficas desenvolvidas no País Compõe-se de dois Conselhos — o Conselho Nacional de Estatística e o Conselho Nacional de Geografia — que desenvolvem atividades de modo coordenado Reúnem-se anualmente em Assembléias-Gerais, no interregno das quais funcionam como órgãos dirigentes a Junta Executiva Central quanto ao CNE, e o Diretório Central, quanto ao CNG. Participam das Assembléias-Gerais representantes dos órgãos federais e regionais integrantes do sistema

As repartições centrais de estatística dos Ministérios constituem o quadro executivo do CNE no plano federal; no âmbito regional os Departamentos Estaduais de Estatística Existem, ainda, com as atividades devidamente supervisionadas, os órgãos especializados de diversas instituições econômicas e administrativas Todos os levantamentos do Conselho apóiam-se basicamente na rede nacional de agências municipais, mantidas em regime de convênio com as municipalidades

A Junta Executiva Central é integrada pelos representantes ministeriais e do sistema de órgãos filiados Conta o Conselho com um quadro de consultores técnicos e outro de Comissões Técnicas, que se incumbem do estudo sistemático das estatísticas brasileiras, além de uma Comissão Técnica de Revisão das Campanhas Estatísticas Nas Unidades Federadas estão instaladas Juntas Executivas Regionais. A Secretaria-Geral do CNE funciona como órgão centralizador e executa, em caráter supletivo, as tarefas que, por qualquer circunstância, não possam ser realizadas por outros órgãos do sistema Nas Unidades da Federação, coordena a ação das Inspetorias Regionais de Estatística Municipal, superintendendo, também, a rede de agências municipais de estatística

O Conselho Nacional de Geografia mantém uma Secretaria-Geral, que coordena a atividade de cinco órgãos: Divisão de Geografia, Divisão de Geodésia e Topografia, Divisão de Cartografia, Divisão Cultural e Divisão Administrativa. O Diretório Central é composto pelo Presidente do IBGE, Secretário-Geral do Conselho, Secretário da Mesa, um membro honorário, representante dos Ministérios militares, da Fazenda, Educação e Cultura, Saúde, Agricultura, Previdência e Trabalho, Justiça e Relações Exteriores, bem como por um representante do CNE Em alguns Estados funcionam Diretórios Regionais

Subordinados diretamente ao Presidente do IBGE, estão o Serviço Nacional de Recenseamento, responsável pela realização dos censos decenais, a Escola Nacional de Ciências Estatísticas, cuja finalidade é ministrar o ensino estatístico em vários níveis, e o Serviço Gráfico, que observa regime industrial.

Cabe à Comissão Censitária Nacional, instituída pelo Decreto n° 44 229, de 31 de julho de 1958, a tarefa de organizar o plano do Recenseamento Geral e superintender sua execução. Integram a CCN o Presidente do IBGE, os Secretários-Gerais dos dois Conselhos, os membros da Junta Executiva Central do CNE e, como assessor, o Diretor do SNR.

# CATÁLOGO DE PUBLICAÇÕES DO CONSELHO NACIONAL DE ESTATÍSTICA

## PERIÓDICOS

Anuário Estatístico do Brasil	Cr\$
1956	150
1957	220
1960	400
1961	600
1962	1 000
1963	1 200
1965	4 000
1966	6 000
Boletim Estatístico	
Revista Brasileira de Estatística	
Revista Brasileira dos Municípios	
Assinatura anual	1 280
Número atrasado	500
Número avulso	400

## ECONOMIA E FINANÇAS

Comércio Exterior do Brasil, por países segundo as mercadorias:	
1960	600
1962	2 600
1963	6 000
Comércio Exterior do Brasil, por mercadorias segundo os países:	
1962	1 500
1963	1 700
1964	4 000
Movimento Bancário do Brasil, segundo as praças:	
1959/1960	350
1962	600
1963	2 500
1964	4 500
1965	6 500

## ESTUDOS DE ESTATÍSTICA

Exercícios de Estatística, 9ª edição — Lauro Sodré Viveiros de Castro	2 500
Pontos de Estatística, 13ª edição — Lauro Sodré Viveiros de Castro	2 500

## PUBLICAÇÕES AVULSAS

Bibliografia Geográfico-Estatística Brasileira — 1936/1950	130
Cadastro de Cartórios	200
Cadastro Industrial da Guanabara — 1962	400
Enciclopédia dos Municípios Brasileiros, cada volume (sem descontos)	1 000
Ferrovias do Brasil	100
Indústrias de Transformação — Dados Gerais — Brasil — 1963/64	600
Manual do Agente Municipal de Estatística	250
Produção Industrial Brasileira:	
1955	200
1956	200
1957	200
1958	300
Registro Escolar	
Modelo I	100
Modelo II	100
Modelo III	100
Registro Industrial — 1962	650

## PUBLICAÇÕES GRATUITAS

Flagrantes Brasileiros	
Monografias Municipais	
O IBGE em 1961	
O IBGE em 1962	
O que é o IBGE	

## DESCONTOS

É concedido desconto de 30%, em todas as publicações, a funcionários do sistema estatístico-geográfico brasileiro, sócios quites da Sociedade Brasileira de Estatística, professores, estudantes e livreiros, com pagamento à vista, sem consignação

## VENDAS NA GUANABARA

As publicações acham-se à venda na Seção de Intercâmbio, Avenida Franklin Roosevelt, 146, loja A, Rio de Janeiro, GB, telefone 42-7142

## VENDAS NO INTERIOR

Nos Estados e Territórios, as publicações do CNE poderão ser adquiridas nas sedes das respectivas Inspetorias Regionais de Estatística Municipal, localizadas nas Capitais

## VENDAS PARA O INTERIOR

São efetuadas vendas mediante a remessa de pedidos endereçados ao Conselho Nacional de Estatística, Avenida Franklin Roosevelt, 166, Rio de Janeiro, GB, para pagamento contra apresentação da fatura respectiva

# INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA

PRESIDENTE

GEN. AGUINALDO JOSÉ SENNA CAMPOS

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, criado pelo Decreto n.º 24 609, de 6 de julho de 1934, é uma entidade de natureza federativa, subordinada diretamente à Presidência da República. Tem por fim, mediante a progressiva articulação e cooperação das três ordens administrativas da organização política da República e da iniciativa particular, promover e fazer executar, ou orientar tecnicamente, em regime racionalizado, o levantamento sistemático de lódas as estatísticas nacionais, bem como incentivar e coordenar as atividades geográficas dentro do País, no sentido de estabelecer a cooperação geral para o conhecimento metódico e sistematizado do território brasileiro. Dentro do seu campo de atividades, coordena os diferentes serviços de estatística e de geografia, fixa diretivas, estabelece normas técnicas, faz divulgação, propõe reformas, recebe, analisa e utiliza sugestões, forma especialistas, prepara ambiente favorável às iniciativas necessárias, reclamando, em benefício dos seus objetivos, a colaboração das três órbitas de Governo e os esforços conjugados de todos os brasileiros de boa vontade.

## ESQUEMA ESTRUTURAL

A formação estrutural do Instituto compreende três sistemas permanentes — o dos Serviços Estatísticos, o dos Serviços Geográficos e o dos Serviços Censitários.

### I — SISTEMA DOS SERVIÇOS ESTATÍSTICOS

O Sistema dos Serviços Estatísticos compõe-se do Conselho Nacional de Estatística e do Quadro Executivo.

A — CONSELHO NACIONAL DE ESTATÍSTICA, órgão de orientação e coordenação geral, criado pelo Decreto n.º 24 609, de 6 de julho de 1934, consta de:

1. Um "ÓRGÃO ADMINISTRATIVO", que é a Secretaria-Geral do Conselho.

2. "ÓRGÃOS DELIBERATIVOS", que são: a *Assembleia-Geral*, composta dos membros da Junta Executiva Central, representando a União, e dos Presidentes das Juntas Executivas Regionais, representando os Estados, o Distrito Federal e os Territórios (reúne-se anualmente no mês de julho); a *Junta Executiva Central*, composta do Presidente do Instituto, dos Diretores das Repartições Centrais de Estatística, representando os respectivos Ministérios, e de representantes designados pelos Ministérios da Viação e Obras Públicas, Relações Exteriores, Guerra, Marinha e Aeronáutica (reúne-se ordinariamente no primeiro dia útil de cada quinzena e delibera "ad referendum" da Assembleia-Geral); as *Juntas Executivas Regionais*, no Distrito Federal, nos Estados e Territórios de composição variável, mas guardada a possível analogia com a JEC (reúnem-se ordinariamente no primeiro dia útil de cada quinzena).

3. "ÓRGÃOS OPINATIVOS", subdivididos em *Comissões Técnicas*, isto é, "Comissões Permanentes" (estatísticas fisiográficas, estatísticas demográficas, estatísticas econômicas etc.) e tantas "Comissões Especiais" quantas necessárias, e *Corpo de Consultores-Técnicos*, compostos de 36 membros eleitos pela Assembleia-Geral.

B — QUADRO EXECUTIVO (cooperação federativa):

1. "ORGANIZAÇÃO FEDERAL", isto é, as seis Repartições Centrais de Estatística — Serviço de Estatística Demográfica, Moral e Política (Ministério da Justiça), Serviço de Estatística da Educação e Cultura (Ministério da Educação), Serviço de Estatística da Previdência e Trabalho (Ministério do Trabalho), Serviço de Estatística da Produção (Ministério da Agricultura), Serviço de Estatística Econômica e Financeira (Ministério da Fazenda) e Serviço de Estatística da Saúde (Ministério da Saúde); e órgãos cooperadores: Serviços e Seções de estatística especializada em diferentes departamentos administrativos.

2. "ORGANIZAÇÃO REGIONAL", isto é, as repartições Centrais de Estatística Geral existentes nos Estados — Departamentos Estaduais de Estatística, e no Distrito Federal e no Território do Acre — De-

partamento de Geografia e Estatística, mais os órgãos cooperadores: Serviços e Seções de estatística especializada em diferentes departamentos administrativos regionais.

3. "ORGANIZAÇÃO LOCAL", isto é, as Agências Municipais de Estatística, existentes em todos os Municípios, subordinadas administrativamente à Secretaria-Geral do CNE, através da respectiva Inspeção Regional das Agências Municipais e, tecnicamente, ao Departamento Estadual de Estatística.

### II — SISTEMA DOS SERVIÇOS GEOGRÁFICOS

O Sistema dos Serviços Geográficos compõe-se do Conselho Nacional de Geografia e do Quadro Executivo.

A — CONSELHO NACIONAL DE GEOGRAFIA, órgão de orientação e coordenação, criado pelo Decreto n.º 1 527, de 24 de março de 1937, consta de:

1. Um "ÓRGÃO ADMINISTRATIVO", que é a Secretaria-Geral do Conselho.

2. "ÓRGÃOS DELIBERATIVOS", ou sejam a *Assembleia-Geral*, composta dos membros do Diretório Central, representando a União, e dos presidentes dos Diretórios Regionais, representando os Estados e os Territórios (reúne-se anualmente no mês de julho); o *Diretório Central*, composto do Presidente do Instituto, do Secretário-Geral do CNG, de um delegado técnico de cada Ministério, de um representante especial do Ministério da Educação e Cultura pelas instituições do ensino da Geografia, de um representante do Governo Municipal da Capital da República e de um representante do CNE (reúne-se ordinariamente no terceiro dia útil de cada quinzena); os *Diretórios Regionais*, nos Estados e nos Territórios de composição variável, mas guardada a possível analogia com o DG (reúnem-se ordinariamente uma vez por mês).

3. "ÓRGÃOS OPINATIVOS", isto é, *Comissões Técnicas*, tantas quantas necessárias, e *Corpo de Consultores-Técnicos*, subdividido em Consultoria Nacional articulada com o DC e 21 Consultorias Regionais, articuladas com os respectivos DR.

B — QUADRO EXECUTIVO (cooperação federativa):

1. "ORGANIZAÇÃO FEDERAL", com um órgão executivo central, — o Serviço de Geografia e Estatística Fisiográfica — e órgãos cooperadores — Serviços especializados dos Ministérios da Agricultura, Viação, Trabalho, Educação, Fazenda, Relações Exteriores e Justiça, e dos Ministérios Militares (colaboração condicionada).

2. "ORGANIZAÇÃO REGIONAL", isto é, as repartições e institutos que funcionam como órgãos centrais de Geografia nos Estados.

3. "ORGANIZAÇÃO LOCAL", os Diretórios Municipais, Corpos de Informações e Serviços Municipais com atividades geográficas.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA

CONSELHO NACIONAL DE ESTATÍSTICA

Quadro executivo em 30-IX-1966

**ORGANIZAÇÃO FEDERAL:**

- Serviço de Estatística Demográfica, Moral e Política — Ministério da Justiça e Negócios Interiores  
Diretor — *RUBENS D'ALMADA HORTA PÔRTO*
- Serviço de Estatística Econômica e Financeira — Ministério da Fazenda  
Diretor — *CORY LOUREIRO ACIOLI*
- Serviço de Estatística da Produção — Ministério da Agricultura  
Diretor — *HILTON CUNHA*
- Serviço de Estatística da Previdência e Trabalho — Ministério do Trabalho e Previdência Social  
Diretor — *SÍLVIO PINTO LOPES*
- Serviço de Estatística da Educação e Cultura — Ministério da Educação e Cultura  
Diretor — *JOÃO TÔRRES JATOBA*
- Serviço de Estatística da Saúde — Ministério da Saúde  
Diretor — *ALCEU VICENTE W. DE CARVALHO*
- Divisão de Estatística Industrial e Comercial — Ministério da Indústria e do Comércio  
Diretor — *LAURO SODRÉ VIVEIROS DE CASTRO*

**ORGANIZAÇÃO REGIONAL:**

- Território do Amapá ..... — Serviço de Geografia e Estatística  
Diretor: *Edvaldo Bezerra Pinto*
- Território de Rondônia ..... — Serviço de Geografia e Estatística  
Diretor: *Rubens Cantanhede Mota*
- Território de Roraima ..... — Serviço de Geografia e Estatística  
Diretor: *Antônio Ferreira de Souza*
- Acre ..... — Departamento de Geografia e Estatística  
Diretor: *Raimundo Gomes de Lima*
- Amazonas ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretora: *Maria dos Remédios V. de Oliveira*
- Pará ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Orion Klautau*
- Maranhão ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretora: *Maria Elys Bayma Saade*
- Piauí ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretora: *Terezinha Pinheiro Leal Nunes*
- Ceará ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Waldethyr Furtado do Nascimento*
- Rio Grande do Norte ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Amaury Pires de Medeiros*
- Paraíba ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Normando Guedes Pereira*
- Pernambuco ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Laercio Coutinho de Barros*
- Alagoas ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *José Maria de Carvalho Veras*
- Sergipe ..... — Serviço Estadual de Geografia e Estatística  
Diretor: *Maria Risoleta Maia*
- Bahia ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Waldemar de Oliveira Passos*
- Minas Gerais ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Wilson Getúlio*
- Espírito Santo ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Murilo de Castro Amaral*
- Rio de Janeiro ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Aldemar Alegria*
- Guanabara ..... — Divisão de Estatística da Coordenação de Planos e Orçamento  
Diretor: *Moisés Jacob Liebenbaum*
- São Paulo ..... — Departamento de Estatística do Estado  
Diretor: *Wladimir Pereira*
- Paraná ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Odebel Boná Carneiro*
- Santa Catarina ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Francisco Furtado Maia*
- Rio Grande do Sul ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Adalberto Tostes*
- GoIás ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Manoel Braz*
- Mato Grosso ..... — Departamento Estadual de Estatística  
Diretor: *Hermelinda Corrêa da Costa e Silva*

Nota — Colaboram com essas repartições as Agências Municipais de Estatística, além de numerosos órgãos de estatística especializada, da União, dos Estados e dos Municípios.