

ORDENAÇÃO DE POPULAÇÕES EM AMPLAS CLASSES DE NÍVEL DE SAÚDE, SEGUNDO UM INDICADOR ABRANGENTE DEFINIDO POR UMA FUNÇÃO DISCRIMINANTE LINEAR

Neil Ferreira Novo*
Yára Juliano*
Eliás Rodrigues de Paiva*
Walter Leser*

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

RESUMO: Utilizando a função discriminante linear, propõe-se um indicador de nível de saúde abrangente de vários indicadores usuais, a saber: o coeficiente de mortalidade geral (CMG), indicador quantificado de Guedes (IG), esperança de vida ao nascer (EV), coeficiente de natalidade (CN), coeficiente de mortalidade infantil (CMI) e coeficiente de mortalidade por doenças transmissíveis (CMDT). Para a padronização dos dois últimos, foi proposta e utilizada uma população padrão mediana; para sua formação, cada grupo etário concorre com a mediana das percentagens de participação desse grupo na composição da população de cada um dos 44 países estudados. A análise crítica das equações de funções discriminantes obtidas com a técnica passo a

passo ascendente (stepwise), mostrou que o valor: $Z = \frac{2895}{CMI} + \frac{2060}{CN} + \frac{1000}{CMDT_p}$, pode ser utilizado como indicador abrangente, permitindo a ordenação de países em amplas classes de nível de saúde.

UNITERMOS: Indicador de nível de saúde. Função discriminante linear. População padrão mediana.

INTRODUÇÃO

Para avaliação do nível de saúde de uma população são utilizados vários indicadores, na sua quase totalidade representados por coeficientes baseados em dados de mortalidade (geral, por doenças transmissíveis, infantil e materna) ou em valores da mortalidade proporcional por idade (Razão de Mortalidade Proporcional de Swaroop e Uemura, Curva de Mortalidade Proporcional de Nelson Moraes e Indicador Quantificado de Guedes). Também calculadas a partir de dados de mortalidade, freqüentemente são referidas as esperanças de vida, ao nas-

cer e na idade de um ano. Uma exceção é dada pelo coeficiente de natalidade, demonstradamente relacionada com as condições de saúde do grupo materno-infantil.

Verifica-se porém, com freqüência que, quando são comparadas várias populações utilizando cada um desses indicadores, observam-se discrepâncias, por vezes marcantes, entre as posições relativas que um mesmo país ocupa nas diferentes ordenações. Assim, de uma comparação realizada em termos de um de-

* Do Departamento de Medicina Preventiva da Escola Paulista de Medicina — Rua Botucatu, 740 — 04023 — São Paulo, SP — Brasil.

les, resultarão conclusões que, na realidade, dependem da escolha feita.

Recorrendo ao emprego de técnica já utilizada por Swaroop e Uemura¹⁰ (1957) procurou-se estudar as equações discriminantes envolvendo vários indicadores mais freqüentemente utilizados, visando a encontrar, entre elas, a que mais adequadamente forneça uma expressão abrangente do conjunto de indicadores estudados. Com os valores da estatística Z, calculados, segundo tal equação, torna-se possível a ordenação em amplas classes, quanto ao nível de saúde, de diferentes populações, ou de uma mesma população em sucessivas épocas.

MATERIAL E MÉTODOS

Indicadores utilizados

- | | |
|------------------------------|--|
| I - Indicadores Globais | Coeficiente de mortalidade geral (CMG)
Indicador de Guedes (IG)
Esperança de vida ao nascer (EV)
Coeficiente de natalidade (CN) |
| II - Indicadores Específicos | Coeficiente de mortalidade infantil (CMI)
Coeficiente de mortalidade por doenças transmissíveis (CMDT) |

Os valores de CN e do CMI foram colhidos diretamente das fontes consultadas. Os valores da EV foram fornecidos nas fontes, separadamente para homens e para mulheres; o valor para a população foi obtido pelo cálculo da média ponderada dos valores para os sexos.

Para o cálculo do IG surgiu o problema da discrepância entre a distribuição etária dos óbitos, adotada no anuário da OMS¹¹, e os grupos etários propostos por Moraes⁶ (1959) e seguidos por Guedes⁴ (1972). Tornaram-se necessárias interpolações, nos grupos 15-24 e 45-54, tendo-se para tanto recorrido aos multiplicadores de Karup-King indicados para a divisão de grupos ao meio (Shryock e Siegel⁷, 1973).

No caso do CMG impunha-se a padronização, tendo em vista as previsíveis diferenças de composição das populações. A mesma situação ocorria, evidentemente, com relação ao CMDT, acrescentando-se, entretanto, a necessidade de ser considerada a principal das causas de erro envolvidas na determinação deste coeficiente, ou seja, a freqüência de óbitos classificados na rubrica "sintomas, sinais e afecções mal definidas". Referir-nos-emos a eles, como é usual, por "óbitos por causas mal definidas".

PAÍSES ESTUDADOS

Para a inclusão de um país no conjunto a ser estudado, era necessário que se dispusesse de dados referentes à população e aos óbitos por causas, com distribuição por grupos etários, bem como de informações sobre o valor da natalidade e da esperança de vida ao nascer, em um dado ano.

Como fonte básica de tais dados foram utilizadas edições sucessivas de publicação da OMS (World Health Statistics Annual¹¹, 1977-1982).

Estabeleceu-se, ainda, que somente seriam incluídos países cujos dados fossem apontados, na publicação referida, como confiáveis.

Em alguns poucos casos, dados faltantes puderam ser encontrados em edições sucessivas de publicação das Nações Unidas (*Demographic Yearbook*, 1978-1981).

Procurou-se utilizar dados recentes, remontando o mais antigo (México) a 1975.

Levando em conta os critérios acima descritos, chegou-se a uma amostra de 44 países, estes com os mais variados graus de desenvolvimento e de tamanho de população, com localização geográfica abrangendo cinco continentes. Não se trata, evidentemente, de amostra representativa da totalidade dos países, pois a inclusão de cada um dependeu da sua capacidade de fornecer, à OMS, dados por esta qualificados como confiáveis. Tal característica, a da representatividade, não era, entretanto, necessária para o objetivo do presente estudo. Infelizmente, não pôde ser incluído o Brasil, por não figurarem seus dados nas fontes utilizadas.

Foram incluídos no estudo os países relacionados em ordem alfabética na Tabela 1, na qual constam, também, para cada um dos grupos etários adotados nas publicações da OMS, os dados referentes a população e a participação percentual no total. Sendo os dados apresentados nas fontes com arredondamento ao milhar, as somas dos valores dos grupos etários podem não coincidir exatamente com a população total. O mesmo sucede, naturalmente, no caso das percentagens de participação, calculadas com arredondamento à segunda decimal. Apenas no caso do Japão foi encontrada, nas fontes, frequência na casela referente a "idade não especificada"; procedeu-se, então, à distribuição dessa frequência (54.000) em partes proporcionais às frequências dos grupos etários.

Correção da causa de erro decorrente de óbitos por causas mal definidas

Tentando atenuar os erros que resultam, no cálculo do CMDT, de diferenças marcantes, entre os países, nas frequências relativas de óbitos por causas mal definidas, foi necessário trabalhar com a hipótese de que, entre eles, a proporção de óbitos por doenças transmissíveis seja a mesma que a existente entre os que têm causas identificadas nos atestados, ou seja, o total de óbitos menos os óbitos por causas mal definidas.

Com essa admissão e sendo:

O = total de óbitos;

t = número de óbitos por doenças transmissíveis (segundo os atestados);

MD = número de óbitos por causas mal definidas,

temos:

$\frac{t}{O-MD}$ = proporção de óbitos por doenças transmissíveis entre os que têm causas identificadas;

$\frac{txMD}{O-MD}$ = número de óbitos por doenças transmissíveis entre os óbitos por causas mal definidas;

$T = t + \frac{txMD}{O-MD} = \frac{tO}{O-MD} =$

total estimado, em função da admissão feita, de óbitos por doenças transmissíveis.

Esse total, calculado por grupo etário, foi utilizado na padronização do coeficiente.

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 1

População (x 1000) e percentagem de participação segundo grupos etários e países, nos anos especificados

PATS	ANO	NATUREZA DOS DADOS*	GRUPOS ETÁRIOS										TOTAL
			< 1	1 - 4	5 - 14	15 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	65 - 74	75 E +	
Alemanha Federal	1980	P	598	2 332	8 253	9 877	8 268	9 177	7 589	5 907	5 966	3 583	61 549
		%	0,97	3,79	13,41	16,05	13,43	14,91	12,33	9,60	9,69	5,82	100,00
Austrália	1980	P	222	909	2 567	2 649	2 360	1 768	1 518	1 321	904	498	14 616
		%	1,52	6,22	17,56	17,44	16,15	12,10	10,39	9,04	6,19	3,41	100,00
Áustria	1980	P	89	345	1 107	1 225	1 018	983	846	732	711	450	7 505
		%	1,19	4,60	14,75	16,32	13,56	13,10	11,27	9,75	9,47	6,00	100,00
Barbados	1979	P	4	17	52	58	38	19	19	15	8	251	
		%	1,59	6,77	20,72	23,11	15,14	7,57	7,57	7,57	5,98	3,19	100,00
Bélgica	1977	P	120	497	1 484	1 562	1 396	1 166	1 271	953	862	519	9 830
		%	1,22	5,06	15,10	15,89	14,20	11,86	12,93	9,69	8,77	5,28	100,00
Bulgária	1980	P	129	548	1 285	1 253	1 321	1 120	1 236	918	712	340	8 862
		%	1,46	6,18	14,50	14,14	14,91	12,64	13,95	10,36	8,03	3,84	100,00
Canadá	1978	P	356	1 392	3 937	4 634	3 839	2 691	2 479	2 024	1 340	795	23 490
		%	1,52	5,93	16,76	19,73	16,34	11,46	10,55	8,62	5,70	3,38	100,00
Chile	1979	P	266	980	2 355	2 281	1 665	1 232	919	629	398	193	10 918
		%	2,44	8,98	21,57	20,89	15,25	11,28	8,42	5,76	3,65	1,77	100,00
Costa Rica	1979	P	70	213	545	504	320	202	145	94	53	25	2 170
		%	3,23	9,82	25,12	23,23	14,75	9,31	6,68	4,33	2,44	1,15	100,00
Dinamarca	1980	P	58	256	754	767	787	671	546	546	448	290	5 123
		%	1,13	5,00	14,72	14,97	15,36	13,10	10,66	10,66	8,74	5,66	100,00
Egito	1978	P	1 214	4 263	10 412	7 684	5 226	4 270	3 245	2 023	1 030	400	39 767
		%	3,05	10,72	26,18	19,32	13,14	10,74	8,16	5,09	2,59	1,01	100,00
Escócia	1981	P	67	248	786	861	717	602	588	553	454	273	5 150
		%	1,30	4,82	15,26	16,72	13,92	11,69	11,42	10,74	8,82	5,30	100,00
Espanha	1978	P	643	2 652	6 484	5 939	4 920	4 305	4 520	3 390	2 542	1 384	36 778
		%	1,75	7,21	17,63	16,15	13,38	11,71	12,29	9,22	6,91	3,76	100,00
Estados Unidos	1977	P	3 163	12 078	36 372	40 593	33 004	23 481	23 384	20 402	14 590	8 917	216 383
		%	1,46	5,58	16,81	18,94	15,25	10,85	10,81	9,43	6,74	4,12	100,00
Finlândia	1978	P	64	252	682	784	830	578	557	458	372	176	4 753
		%	1,35	5,30	14,35	16,49	17,46	12,16	11,72	9,64	7,83	3,70	100,00
França	1978	P	734	3 008	8 026	8 483	8 209	6 037	6 475	4 657	4 505	3 144	53 277
		%	1,38	5,65	15,06	15,92	15,41	11,33	12,15	8,74	8,46	5,90	100,00
Grécia	1979	P	145	563	1 483	1 397	1 264	1 204	1 280	881	777	456	9 449
		%	1,53	5,96	15,69	14,78	13,38	12,74	13,55	9,32	8,22	4,83	100,00
Guatemala	1980	P	267	1 060	2 258	1 090	947	677	394	290	208	69	7 260
		%	3,68	14,60	31,10	15,01	13,04	9,33	5,43	3,99	2,87	0,95	100,00
Guiana	1977	P	24	95	236	179	93	67	52	37	20	7	810
		%	2,96	11,73	29,14	22,10	11,48	8,27	6,42	4,57	2,47	0,86	100,00
Holanda	1980	P	178	707	2 274	2 456	2 358	1 740	1 498	1 311	987	642	14 150
		%	1,26	5,00	16,07	17,36	16,66	12,30	10,59	9,27	6,98	4,54	100,00
Hong Kong	1978	P	78	318	887	1 056	680	458	494	362	189	84	4 606
		%	1,69	6,90	19,26	22,93	14,76	9,94	10,73	7,86	4,10	1,82	100,00
Hungria	1980	P	153	692	1 504	1 432	1 675	1 372	1 368	1 076	951	488	10 711
		%	1,43	6,46	14,04	13,37	15,64	12,81	12,77	10,05	8,88	4,56	100,00

* P = população; % = percentagem de participação

continua

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 1 - continuação

PAÍS	ANO	NATUREZA DOS DADOS*	GRUPOS ETÁRIOS										TOTAL
			< 1	1 - 4	5 - 14	15 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	65 - 74	75 E +	
Ilhas Maurícias	1980	P	25	88	202	214	149	86	71	53	28	11	927
		%	2,70	9,49	21,79	23,09	16,07	9,28	7,66	5,72	3,02	1,19	100,00
Inglaterra e Gales	1980	P	644	2 322	7 325	7 626	6 999	5 860	5 554	5 491	4 611	2 815	49 246
		%	1,31	4,72	14,87	15,49	14,21	11,90	11,28	11,15	9,36	5,72	100,00
Irlanda	1978	P	69	271	676	570	441	333	306	291	229	128	3 314
		%	2,08	8,18	20,40	17,20	13,31	10,05	9,23	8,78	6,91	3,86	100,00
Irlanda do Norte	1978	P	25	101	299	267	200	168	158	145	115	61	1 539
		%	1,62	6,56	19,43	17,35	13,00	10,92	10,27	9,42	7,47	3,96	100,00
Islândia	1980	P	5	16	42	44	35	24	22	18	13	10	228
		%	2,19	7,02	18,42	19,30	15,35	10,53	9,65	7,89	5,70	4,39	100,00
Israel	1980	P	93	381	815	670	621	360	327	278	229	106	3 879
		%	2,40	9,82	21,01	17,27	16,01	9,28	8,43	7,17	5,90	2,73	100,00
Itália	1978	P	729	3 295	9 068	8 361	7 808	7 455	7 220	5 429	4 784	2 565	56 714
		%	1,29	5,81	15,99	14,74	13,77	13,14	12,73	9,57	8,44	4,62	100,00
Iugoslávia	1978	P	373	1 480	3 618	3 821	3 280	2 988	2 827	1 548	1 405	634	21 974
		%	1,70	6,74	16,46	17,39	14,93	13,60	12,87	7,04	6,39	2,89	100,00
Japão	1980	P	1 577	6 987	18 982	16 043	19 859	17 537	15 251	10 103	6 933	3 646	116 916
		%	1,35	5,98	16,24	13,72	16,99	15,00	13,04	8,64	5,93	3,12	100,00
Luxemburgo	1978	P	4	16	51	55	53	48	48	35	31	16	357
		%	1,12	4,48	14,29	15,41	14,85	13,45	13,45	9,80	8,68	4,48	100,00
México	1975	P	2 353	8 607	16 916	11 671	7 676	5 271	3 515	2 066	1 375	696	60 145
		%	3,91	14,31	28,13	19,40	12,76	8,76	5,84	3,44	2,29	1,16	100,00
Noruega	1980	P	51	210	645	624	620	456	411	467	363	240	4 086
		%	1,25	5,14	15,79	15,27	15,17	11,16	10,06	11,43	8,88	5,87	100,00
Nova Zelândia	1979	P	51	209	607	576	466	346	308	264	193	105	3 124
		%	1,63	6,69	19,43	18,44	14,92	11,08	9,86	8,45	6,18	3,36	100,00
Panamá	1980	P	53	243	501	348	237	173	129	85	45	24	1 840
		%	2,88	13,21	27,23	18,91	12,88	9,40	7,01	4,62	2,45	1,30	100,00
Polônia	1979	P	676	2 544	5 330	6 209	5 965	3 994	4 286	2 799	2 411	1 199	35 413
		%	1,91	7,18	15,05	17,53	16,84	11,28	12,10	7,90	6,81	3,39	100,00
Portugal	1979	P	180	710	1 866	1 662	1 266	1 183	1 128	895	673	301	9 863
		%	1,83	7,20	18,92	16,85	12,84	11,99	11,44	9,07	6,82	3,05	100,00
Romênia	1980	P	394	1 612	3 916	3 186	3 261	2 802	2 891	1 859	1 569	712	22 201
		%	1,77	7,26	17,64	14,35	14,69	12,62	13,02	8,37	7,07	3,21	100,00
Singapura	1980	P	37	157	460	584	465	267	200	131	83	31	2 414
		%	1,53	6,50	19,05	24,19	19,26	11,06	8,29	5,43	3,44	1,28	100,00
Suécia	1980	P	96	391	1 141	1 125	1 251	1 078	896	979	824	530	8 311
		%	1,16	4,70	13,73	13,54	15,05	12,97	10,78	11,78	9,91	6,38	100,00
Suíça	1980	P	73	280	694	988	979	862	747	620	531	340	6 314
		%	1,16	4,43	14,16	15,65	15,51	13,65	11,83	9,82	8,41	5,38	100,00
Trinidad e Tobago	1977	P	24	100	279	249	162	107	87	66	35	11	1 119
		%	2,14	8,94	24,93	22,25	14,48	9,56	7,77	5,90	3,13	0,98	100,00
Uruguai	1977	P	54	207	506	450	372	366	346	265	178	101	2 846
		%	1,90	7,27	17,78	15,81	13,07	12,86	12,16	9,31	6,25	3,55	100,00
Mediana da % de participação			1,560	6,530	17,185	17,025	14,880	11,575	10,755	8,910	6,815	3,625	

* P = população. % = percentagem de participação

*Padronização de coeficientes.
População mediana*

Sendo a idade, entre os atributos eventualmente associados com a variável estudada, a mais importante e mais freqüentemente posta em foco, apenas ela foi considerada na padronização dos coeficientes.

Surgiu, então, como sempre ocorre em tal procedimento, o problema da escolha da população a ser adotada como padrão.

No presente trabalho, o problema da escolha do padrão foi consideravelmente dificultado, pois, como se vê na Tabela 1, há acentuadas diferenças entre as populações no referente à participação dos grupos etários na sua composição.

População padrão mediana

Tendo em mente a recomendação de Shryock e Siegel⁷ (1973), salientando que a "regra geral é selecionar a distribuição de idades que seja semelhante à distribuição das várias populações estudadas", pareceu válida a idéia de definir uma "População Padrão Mediana".

Partindo das percentagens de participação dos grupos etários na composição da população de cada um dos países estudados, foi determinada a percentagem mediana para cada grupo etário. Essas medianas fornecem, então, a composição, em termos de percentagem de participação de cada grupo etário em uma população padrão. Visando a alcançar simplificação operacional, procedeu-se a ajustamento proporcional, para que a soma fosse igual a 100; finalmente, com arredondamento ao milhar, foram estabelecidas as freqüências de cada grupo em uma população igual a um milhão.

A escolha da mediana das percentagens de participação, em lugar da média aritmética, visou a afastar a influência que, no caso desta, seria exercida pela eventual ocorrência, em certos grupos etários, de percentagens de participação fortemente discrepantes das demais.

Na Tabela 1 são também apresentados os dados básicos para o cálculo da "População Padrão Mediana" e, na Tabela 2 os países que delimitam a mediana, bem como os valores ajustados, ao milhar, para os grupos etários dessa população.

TABELA 2

Percentagem mediana de participação, países que a delimitam, percentagem ajustada e população padrão mediana, calculada em valores arredondados ao milhar, segundo os grupos etários

Grupo etário	Percentagem mediana	Países que delimitam a mediana	Percentagem ajustada	População padrão mediana
< 1	1,560	Barbados, Grécia e Singapura	1,578	16.000
1- 4	6,530	Irlanda do Norte e Singapura	6,605	66.000
5-14	17,185	Austrália e Estados Unidos	17,383	174.000
15-24	17,025	Irlanda e Portugal	17,221	172.000
25-34	14,880	Bulgária e Luxemburgo	15,052	150.000
35-44	11,575	Canadá e Escócia	11,708	117.000
45-54	10,755	Hong Kong e Suécia	10,879	109.000
55-64	8,910	Austrália e Irlanda	9,013	90.000
65-74	6,815	Polônia e Portugal	6,894	69.000
75 e +	3,625	Finlândia e Uruguai	3,667	37.000
Total	98,860		100,000	1.000.000

Padronização dos coeficientes de mortalidade geral e de mortalidade por doenças transmissíveis

Uma vez obtida a "População Padrão Mediana", pôde-se calcular os coeficientes padronizados de mortalidade geral e de mortalidade por doenças transmissíveis, este com os valores corrigidos considerando os óbitos por causas mal definidas.

Foi adotado o método direto de padronização, por ser o que permite comparação dos valores obtidos para os diferentes países.

Esses coeficientes padronizados serão os utilizados em todos os cálculos e fórmulas, com as siglas CMDTp e CMGp.

Cálculo das funções discriminantes lineares

Para o cálculo das funções discriminantes, levando em conta que quatro dos seis indicadores são representados por taxas, resolveu-se, seguindo recomendação de Sokal e Rohlf⁹ (1969), adotar a

transformação recíproca — $\frac{1}{X}$ dos valores

de tais indicadores, ou seja, do CMI, do CN, do CMDTp e do CMGp, mantendo os valores numéricos da EV e do IG. Para evitar decimais antes do primeiro algarismo significativo, as recíprocas foram calculadas pela razão

$\frac{1\ 000}{\text{valor numérico do indicador}}$. Além disso,

para simplificar a expressão das equações em que figurem esses valores transformados e não transformados, convencionou-se adotar os seguintes símbolos:

$$X_1 = \frac{1\ 000}{\text{CMI}}; X_2 = \frac{1\ 000}{\text{CN}}; X_3 = \text{EV};$$

$$X_4 = \frac{1\ 000}{\text{CMDTp}}; X_5 = \frac{1\ 000}{\text{CMGp}} \text{ e } X_6 =$$

IG. Foi essa transformação que proporcionou os maiores valores para a distância quadrática generalizada de Mahalanobis.

Formação dos grupos de países a serem estudados

A técnica da função discriminante tem sido aplicada em vários campos da biologia, especialmente em sistemática. Para a classificação dos integrantes de cada um dos grupos é usualmente possível utilizar critérios objetivos, mas no presente estudo, fundamento desta natureza não existe para essa classificação.

Swaroop e Uemura¹⁰ (1957) enfrentaram o mesmo problema, ou seja, o de constituir dois grupos de países que, do ponto de vista da saúde fossem, ou "desenvolvidos" ou "subdesenvolvidos". Em seus próprios termos: "escolhemos deliberadamente dois grupos de países que sabemos a priori diferirem um do outro quanto a seus níveis de saúde".

Pareceu-nos conveniente basear nossa escolha dos países de cada grupo em algum critério menos subjetivo. Era necessário definir tal critério, capaz de permitir uma ordenação dos países, em termos de nível de saúde, avaliado, por alguma forma, com base nos indicadores escolhidos. Visando a afastar defeitos identificáveis em outras soluções possíveis (soma de postos nas ordenações de cada indicador; média de "notas" atribuídas a cada país, para cada indicador, por exemplo), adotou-se como variável, o desvio reduzido de cada valor d_{xi} , contado a partir da média da distribuição a que pertence, ou seja:

$$d_{xi} = \frac{X_i - \bar{X}_i}{\hat{\sigma}_{X_i}}, \text{ em que}$$

X_i = o valor numérico de indicador não expresso em taxa (EV e IG)

ou

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 3

Valores numéricos dos indicadores das variáveis X_1 a X_6 e dos desvios reduzidos $dX_i = \frac{X_i - \bar{X}}{\hat{\sigma}_{X_i}}$, sua soma dos postos e o posto por ela ocupado na ordenação decrescente dos valores, segundo os países estudados

PAÍS	COEFICIENTE DE MORTALIDADE INFANTIL			COEFICIENTE DE NATALIDADE			ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER		COEFICIENTE DE MORTALIDADE POR DOENÇAS TRANSMISSÍVEIS PADRONIZADO		
	Valor	$X_1 = \frac{1000}{CMI}$	dX_1	Valor	$X_2 = \frac{1000}{CN}$	dX_2	$X_3 = EV$	dX_3	Valor	$X_4 = \frac{1000}{CMTP}$	dX_4
Alemanha Federal	12,6	79,365	0,278	10,1	99,010	2,018	73,5	0,406	6,6	151,515	0,525
Austrália	10,7	93,458	0,664	15,4	64,935	0,202	74,6	0,657	3,9	256,410	1,879
Áustria	14,3	69,930	0,020	12,1	82,645	1,146	72,7	0,223	6,6	151,515	0,525
Barbados	25,1	39,841	-0,803	16,8	59,524	-0,087	69,9	-0,417	20,4	49,020	-0,797
Bélgica	13,6	73,529	0,119	12,4	80,645	1,039	72,9	0,269	7,9	126,582	0,204
Bulgária	20,2	49,505	-0,539	14,5	68,966	0,417	71,2	-0,120	7,0	142,857	0,414
Canadá	12,0	83,333	0,387	15,3	65,359	0,224	74,7	0,680	4,7	212,766	1,316
Chile	36,6	27,322	-1,145	21,5	46,512	-0,780	68,9	-0,646	51,9	19,268	-1,181
Costa Rica	22,1	45,249	-0,655	32,0	31,250	-1,594	73,3	0,360	24,0	41,667	-0,892
Dinamarca	8,4	119,048	1,364	11,2	89,286	1,500	74,3	0,588	3,5	285,714	2,257
Egito	73,5	13,605	-1,520	37,2	26,882	-1,827	54,8	-3,868	27,5	36,364	-0,961
Escócia	11,2	89,286	0,550	13,5	74,074	0,689	72,3	0,131	4,7	212,766	1,316
Espanha	15,1	66,225	-0,081	17,1	58,480	-0,142	74,4	0,611	15,3	65,359	-0,586
Estados Unidos	14,1	70,922	0,047	15,4	64,935	0,202	73,5	0,406	7,9	126,582	0,204
Finlândia	7,7	129,870	1,660	13,5	74,074	0,689	73,2	0,337	9,3	107,527	-0,042
França	10,7	93,458	0,664	13,8	72,464	0,603	74,7	0,680	12,9	77,519	-0,430
Grécia	18,7	53,476	-0,430	15,7	63,694	0,136	75,6	0,886	7,8	128,205	0,225
Guatemala	81,1	12,330	-1,555	41,8	23,923	-1,984	57,9	-3,159	265,1	3,772	-1,381
Guiana	46,5	21,505	-1,304	28,4	35,211	-1,383	69,1	-0,600	95,6	10,460	-1,295
Holanda	8,6	116,279	1,288	12,8	78,125	0,905	76,0	0,977	4,3	232,558	1,571
Hong Kong	11,8	84,746	0,425	17,2	58,140	-0,160	74,9	0,726	19,6	51,020	-0,772
Hungria	23,2	43,103	-0,714	13,9	71,942	0,575	69,3	-0,554	12,0	83,333	-0,354
Ilhas Maurícias	32,3	30,960	-1,046	26,1	38,314	-1,217	66,3	-1,240	55,5	18,018	-1,197
Inglaterra e Gales	12,0	83,333	0,387	13,3	75,188	0,748	73,8	0,474	3,9	256,410	1,879
Irlanda	15,0	66,667	-0,069	21,1	47,393	-0,733	72,0	0,063	10,1	99,010	-0,152
Irlanda do Norte	15,9	62,893	-0,172	17,1	58,480	-0,142	71,6	-0,029	6,1	163,934	0,686
Islândia	7,7	129,870	1,660	19,8	50,505	-0,567	77,0	1,205	4,9	204,082	1,204
Israel	15,3	65,359	-0,105	24,1	41,949	-1,048	74,0	0,520	13,3	75,188	-0,460
Itália	17,1	58,480	-0,293	12,6	79,365	0,971	74,1	0,543	6,3	158,730	0,619
Lugoslávia	33,8	29,586	-1,083	17,4	57,471	-0,196	70,3	-0,326	22,3	44,843	-0,851
Japão	7,5	133,333	1,754	13,6	73,529	0,660	76,4	1,068	11,1	90,090	-0,267
Luxemburgo	8,1	123,457	1,484	11,4	87,719	1,416	72,1	0,086	6,5	153,846	0,556
México	49,7	20,121	-1,342	37,5	26,667	-1,838	64,7	-1,605	135,5	7,380	-1,335
Noruega	8,1	123,457	1,484	12,5	80,000	1,005	75,9	0,954	6,2	161,290	0,652
Nova Zelândia	12,8	78,125	0,244	16,6	60,241	-0,048	73,1	0,314	5,7	175,439	0,834
Panamá	22,0	45,455	-0,649	28,3	35,336	-1,376	69,7	-0,463	43,7	22,883	-1,135
Polônia	21,1	47,393	-0,596	19,4	51,546	-0,512	71,3	-0,097	16,4	60,976	-0,643
Portugal	26,0	38,462	-0,841	16,3	61,350	0,011	70,9	-0,189	16,4	60,976	-0,643
Romênia	29,3	34,130	-0,959	18,0	55,556	-0,298	69,3	-0,554	10,3	97,087	-0,177
Singapura	11,7	85,470	0,445	17,1	58,480	-0,142	71,7	-0,006	33,2	30,120	-1,041
Suécia	6,9	144,928	2,071	11,7	85,470	1,296	76,0	0,977	4,9	204,082	1,204
Suiça	9,1	109,890	1,113	11,6	86,207	1,336	75,8	0,931	6,1	163,934	0,686
Trinidade e Tobago	26,9	37,175	-0,876	24,3	41,152	-1,066	68,9	-0,646	39,3	25,445	-1,102
Uruguai	48,5	20,619	-1,329	20,4	49,020	-0,647	69,3	-0,554	34,9	28,653	-1,060
Média de Xi	-	69,194	-	-	61,149	-	71,725	-	-	110,800	-
Desvio Padrão de Xi	-	36,560	-	-	18,761	-	4,376	-	-	77,483	-

- continua -

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 3 — (continuação)

PAÍS	COEFICIENTE DE MORTALIDADE GERAL PADRONIZADO			INDICADOR DE GUEDES		SOMA DOS DESVIOS $\sum dx_i$	POSTOS
	Valor	$X_5 = \frac{1000}{CMGP}$	dx_5	$X_6 = IG$	dx_6		
Alemanha Federal	8,5	117,647	0,328	42,7	0,656	4,211	10
Austrália	7,9	126,582	0,755	39,6	0,414	4,571	8
Áustria	9,0	111,111	0,016	42,6	0,648	2,578	18
Barbados	9,9	101,010	-0,466	37,8	0,274	-2,296	32
Bélgica	9,0	111,111	0,016	42,7	0,656	2,303	19
Bulgária	10,1	99,010	-0,562	40,3	0,469	0,079	25
Canadá	7,8	128,205	0,832	37,8	0,274	3,713	11
Chile	10,4	96,154	-0,698	23,2	-0,865	-5,315	38
Costa Rica	8,3	120,482	0,463	16,7	-1,372	-3,690	35
Dinamarca	8,3	120,482	0,463	43,4	0,710	6,882	2
Egito	16,3	61,350	-2,359	3,9	-2,371	-12,906	44
Escócia	9,7	103,093	-0,367	43,8	0,742	3,061	14
Espanha	7,9	126,582	0,755	39,5	0,406	0,963	23
Estados Unidos	8,4	119,048	0,395	38,5	0,328	1,582	21
Finlândia	8,8	113,636	0,137	40,7	0,500	3,281	13
França	7,8	128,205	0,832	41,7	0,578	2,927	16
Grécia	7,2	138,889	1,342	41,2	0,539	2,698	17
Guatemala	11,4	87,719	-1,101	-12,2	-3,626	-12,806	43
Guiana	14,5	68,966	-1,996	13,0	-1,661	-8,239	41
Holanda	7,3	136,986	1,251	42,8	0,664	6,656	3
Hong Kong	7,4	135,135	1,163	34,6	0,024	1,406	22
Hungria	11,3	88,496	-1,064	40,1	0,453	-1,658	29
Ilhas Maurícias	13,0	76,923	-1,616	22,7	-0,904	-7,220	40
Inglaterra e Gales	8,6	116,279	0,263	44,5	0,796	4,547	9
Irlanda	10,1	99,010	-0,562	41,5	0,562	-0,891	27
Irlanda do Norte	10,0	100,000	-0,514	41,6	0,570	0,399	24
Islândia	6,6	151,515	1,945	40,0	0,445	5,892	6
Israel	8,3	120,482	0,463	38,1	0,297	-0,333	26
Itália	8,2	121,951	0,534	41,8	0,586	2,960	15
Iugoslávia	9,9	101,010	-0,466	33,6	-0,054	-2,976	34
Japão	6,9	144,928	1,630	39,2	0,383	5,228	7
Luxemburgo	9,9	101,010	-0,466	42,3	0,625	3,701	12
México	11,5	86,957	-1,137	1,2	-2,581	-9,838	42
Noruega	7,4	135,135	1,163	44,4	0,788	6,046	4
Nova Zelândia	8,8	113,636	0,137	39,2	0,383	1,864	20
Panamá	7,9	126,582	0,755	16,1	-1,419	-4,287	36
Polónia	9,5	105,263	-0,263	35,4	0,086	-2,025	30
Portugal	10,2	98,039	-0,608	37,3	0,235	-2,305	31
Romênia	10,9	91,743	-0,909	35,5	0,094	-2,803	33
Singapura	9,8	102,041	-0,417	32,7	-0,124	-1,285	28
Suécia	7,4	135,135	1,163	44,7	0,812	7,523	1
Suíça	7,3	136,986	1,251	42,8	0,664	5,981	5
Trinidad e Tobago	13,8	72,464	-1,829	27,9	-0,499	-6,018	39
Uruguai	10,3	97,087	-0,653	32,0	-0,179	-4,422	37
Média de Xi	-	110,774	-	34,293	-	-	-
Desvio Padrão de Xi	-	20,947	-	12,821	-	-	-

$$\bar{X}_i = \frac{1\ 000}{\text{valor numérico de indicador expresso em taxa (CMI, CN, CMDTP e CMGP)}}$$

X_i = média aritmética de X_i

σ_{X_i} = desvio padrão estimado de X_i

Definiu-se, então, como critério, o valor da soma algébrica, para cada país, dos desvios reduzidos calculados para cada indicador. Tal valor poderia, eventualmente, ser considerado um indicador abrangente dos indicadores incluídos no seu cálculo. Entretanto, isso implicaria admissão de pesos iguais para todos esses indicadores, hipótese que parece pouco aceitável. Além disso, sua determinação ficaria extremamente penosa quando se tratasse de país não incluído na relação, exigindo cálculo de novas médias, desvios padrão e desvios reduzidos para o novo grupo. Em última análise, o objetivo do presente estudo foi, exatamente, o de procurar estabelecer pesos que traduzissem a participação de cada indicador na composição de uma estatística capaz de permitir, como o fizeram Swaroop e Uemura¹⁰ (1957), a ordenação de países em amplas classes de nível de saúde.

Os valores das variáveis X_1 a X_6 e dos desvios reduzidos referentes a cada uma delas figuram na Tabela 3.

Tratava-se, em seguida, de definir o tamanho dos grupos de países a serem confrontados, no cálculo das funções discriminantes. Foi adotado o critério estabelecido por Kelley⁵ (1939) para a técnica de análise por ítems, de testes educacionais, atribuindo a cada grupo 27% do total de provas, em um e outro extremo da distribuição de resultados. Assim, resultaram dois grupos de tamanho 12, integrados por países com valores correspondentes aos dois extremos da distribuição da soma de desvios reduzidos.

Foram designados por "mais desenvolvidos" os 12 países com maior soma de

desvios reduzidos. São eles: Alemanha Federal, Austrália, Canadá, Dinamarca, Holanda, Inglaterra e Gales, Islândia, Japão, Luxemburgo, Noruega, Suécia e Suíça. No grupo a ser com ele confrontado, o dos "menos desenvolvidos", figuram os 12 com menores somas, a saber: Chile, Costa Rica, Egito, Guatemala, Guiana, Ilhas Maurícias, Iugoslávia, México, Panamá, Romênia, Trinidad e Tobago e Uruguai.

MÉTODOS ESTATÍSTICOS

Cálculo da função discriminante

Como referem Snedecor e Cochran⁸ (1971), em discussão sucinta, mas esclarecedora, sobre função discriminante, esta foi desenvolvida independentemente por Fisher, Mahalanobis e Hotteling, na década de 30. Para o cálculo dessa função, seguiu-se o modelo apresentado por Goulden⁹ (1952).

Foi utilizada a técnica passo a passo (stepwise), ascendente, como descrita por Armitage¹ (1971). Calculou-se, inicialmente, o poder de discriminação de cada um dos indicadores, isoladamente. Esse poder de discriminação foi medido pela diferença quadrática de Mahalanobis. Depois de eleito o indicador único com maior poder de discriminação, foram acrescentados um a um os indicadores restantes, passando assim a trabalhar com funções com dois indicadores. Após escolher o par de indicadores com maior poder de discriminação, foram acrescentados cada um dos restantes, novamente selecionando o conjunto mais discriminador. Usando o mesmo procedimento, chegou-se às funções discriminantes com números crescentes de indicadores, mesmo que o acréscimo não mais proporcionasse ganho significante na discriminação.

O efeito da adição de cada indicador foi medido pela diferença observada entre as Somas de Quadrados, entre grupos,

com o novo indicador e sem o mesmo. Essa diferença, dividida pelo Quadrado Médio do Resíduo da Análise de Variância (com o novo indicador incluído), forneceu a significância do ganho observado com a adição do referido indicador.

Outros métodos estatísticos

Além desses métodos estatísticos, foi utilizado, para os valores de Z obtidos nas equações discriminantes, o teste de aderência à curva normal, de Kolmogorov-Smirnov (Sokal e Rohlf⁹, 1969). A significância das estatísticas G_1 e G_2 , para as mesmas distribuições de Z foi determinada mediante teste "t" de "Student". Decidiu-se rejeitar a hipótese de nulidade quando $\alpha \leq 0,05$.

RESULTADOS

Como já foi referido, a seleção das equações, envolvendo os seis indicadores utilizados no trabalho, baseou-se nos resultados do cálculo das funções discriminantes lineares. Essa seleção se fez pela aplicação da técnica passo a passo ascendente.

Inicialmente, o cálculo foi feito a partir dos valores numéricos dos indicadores. Tendo em vista que os maiores valores da diferença quadrática de Mahalanobis foram observados quando se trabalhou com as recíprocas dos valores numéricos dos indicadores representados por taxas, resolveu-se trabalhar com os valores de X_1 relacionados na Tabela 3, ou seja, as recíprocas de CMI, CN, CMDTp e CMGp e os valores numéricos de EV e IG. Foram, assim, obtidos os valores apresentados na Tabela 4 que mostra dados complementares referentes a características das distribuições e às correlações entre elas. Observa-se, nessa tabela, que acréscimos significantes da soma de quadrados ocorrem até o quinto passo. Nesta tabela, na apresentação das equações discriminantes, selecionadas em cada passo, a partir do segundo, foi feita, também, a indicação da forma simplifi-

cada que assumem pela divisão de todos os coeficientes pelo correspondente a X_4 .

DISCUSSÃO

Como se observa na Tabela 4, para fins de discriminação entre os dois grupos, de "mais desenvolvidos" e "menos desenvolvidos", a equação correspondente ao quinto passo deveria ser selecionada, pois, até ele, acréscimos significantes na soma de quadrados são proporcionados de passo a passo.

Entretanto, como foi apontado, nosso objetivo era o de selecionar a equação que mais adequadamente propiciasse a ordenação dos países em classes, em termos de nível de saúde.

Foi necessário, então, comparar as distribuições dos valores de Z, calculados segundo as equações selecionadas a cada passo, estudando o seu relacionamento com algum critério que se possa considerar válido.

Para tanto, foi inicialmente elaborada a Tabela 5 em que se encontram os valores de Z calculados nos termos dessas seis equações para os 44 países.

Desde logo cabe assinalar que, como se vê pelos valores fornecidos pelo teste de Kolmogorov-Smirnov e pelas estatísticas G_1 e G_2 , nenhuma das distribuições de valores de Z afasta-se significativamente da normalidade.

Assume especial importância a ocorrência, nas equações que incluem mais de três indicadores, de sinais de coeficientes que não se coadunam com a lógica do problema. De fato, nas equações 4, 5 e 6, o sinal negativo de X_6 implica tanto maior redução do valor de Z quanto maior o valor do Indicador de Guedes; também na equação 6 o sinal negativo de X_3 acarreta redução maior do valor de Z quando a Esperança de Vida aumenta.

Tal situação surge, com certa frequência, em análises multivariadas, não só no

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 4

Desenvolvimento do cálculo das funções discriminantes pelo método passo a passo ascendente, a partir das recíprocas (x 1000), de CMI, CN, CMDTp e CMGp e dos valores numéricos de EV e IG. Características das distribuições dessas variáveis nos grupos "mais desenvolvidos" e "menos desenvolvidos" e correlações entre elas, no conjunto desses grupos

PASSO (p)	VARIÁVEIS	ANÁLISE DE VARIÂNCIA						SQ - MAIOR SQ _{p-1} (2)			EQUAÇÃO DA FUNÇÃO DISCRIMINANTE (Z x 100)
		ENTRE (1)	DENTRO	CM	F. CALC.	F. CRÍT.	VALOR	F. CALC.	F. CRÍT.		
1º	X ₁ = 1000/CMI	23,2573	6,70537	6,70537	0,04805	139,54	4,30	-	-	-	Z = 1,2664X ₁
	X ₂ = 1000/CN	10,1541	1,27817	1,27817	0,02098	60,92	4,30	-	-	-	Z = 1,1834X ₂
	X ₃ = EV	4,2858	0,22770	0,22770	0,00885	25,71	4,30	-	-	-	Z = 2,3952X ₃
	X ₄ = 1000/CMDTp	15,1271	2,83671	2,83671	0,03125	90,76	4,30	-	-	-	Z = 0,4091X ₄
	X ₅ = 1000/CMGp	5,1599	0,33133	0,33133	0,01668	31,02	4,30	-	-	-	Z = 0,6085X ₅
X ₆ = IG	5,4346	0,36613	0,36613	0,1123	32,61	4,30	-	-	-	Z = 1,0201X ₆	
2º	X ₁ + X ₂	31,7958	12,53276	6,26638	0,06882	91,05	3,47	5,82739	84,68	4,32	Z = 1,2236X ₁ + 1,0878X ₂
	X ₁ + X ₃	23,2658	6,71029	3,35514	0,05036	66,62	3,47	0,00492	0,10	4,32	Z = 1,2785X ₁ + 0,1194X ₃
	X ₁ + X ₄	45,6790	25,86663	12,93331	0,09887	130,81	3,47	19,16126	193,80	4,32	Z = 1,4710X ₁ + 0,5048X ₄ + 2,9140X ₁ + X ₄
	X ₁ + X ₅	23,2591	6,70643	3,35322	0,05034	66,61	3,47	0,00106	0,02	4,32	Z = 1,2606X ₁ + 0,0129X ₅
	X ₁ + X ₆	24,5189	7,45258	3,72629	0,05307	70,21	2,47	0,74721	14,08	4,32	Z = 1,1875X ₁ + 0,5088X ₆
3º	X ₁ + X ₄ + X ₂	53,1078	34,96415	11,65472	0,12070	96,56	3,10	9,09752	75,37	4,35	Z = 1,4261X ₁ + 0,4926X ₄ + 1,0147X ₂ + 2,8950X ₁ + X ₄ + 2,0599X ₂
	X ₁ + X ₄ + X ₃	46,4911	26,79452	8,93151	0,10566	84,53	3,10	0,92789	8,78	4,35	Z = 1,5974X ₁ + 0,5212X ₃ - 1,1820X ₃
	X ₁ + X ₄ + X ₅	45,6917	25,88101	8,62700	0,10384	83,08	3,10	0,01438	0,14	4,35	Z = 1,4867X ₁ + 0,5052X ₅ - 0,0341X ₅
	X ₁ + X ₄ + X ₆	45,8722	26,08585	8,69528	0,10426	83,40	3,10	0,21922	2,10	4,35	Z = 1,5102X ₁ + 0,5209X ₆ - 0,2105X ₆
4º	X ₁ + X ₄ + X ₂ + X ₃	56,0315	38,91984	9,72996	0,13405	72,59	2,90	3,95569	29,51	4,38	Z = 1,6674X ₁ + 0,5227X ₄ + 1,1952X ₂ - 2,3312X ₃
	X ₁ + X ₄ + X ₂ + X ₅	53,2789	35,18972	8,79743	0,12746	69,02	2,90	0,22557	1,77	4,38	Z = 1,3662X ₁ + 0,4902X ₄ + 1,0445X ₂ + 0,1273X ₅
	X ₁ + X ₄ + X ₂ + X ₆	63,7593	50,39561	12,59889	0,15253	82,60	2,90	15,43146	101,17	4,38	Z = 1,7794X ₁ + 0,6451X ₄ + 2,1962X ₂ - 2,1800X ₆ = 2,7583X ₁ + X ₄ + 3,4044X ₂ - 3,3799X ₆
5º	X ₁ + X ₄ + X ₂ + X ₆ + X ₃	64,0254	50,81717	10,16343	0,16168	62,86	2,77	0,42156	2,61	4,41	Z = 1,7313X ₁ + 0,6536X ₄ + 2,2824X ₂ - 2,4711X ₃ + 0,9291X ₃
	X ₁ + X ₄ + X ₂ + X ₆ + X ₅	64,9349	52,27124	10,45425	0,16398	63,75	2,77	1,87563	11,44	4,41	Z = 1,6432X ₁ + 0,6505X ₄ + 2,3557X ₂ - 2,3274X ₆ - 0,3408X ₅ = 2,5261X ₁ + X ₄ + 3,6214X ₂ - 3,6779X ₆ + 0,5236X ₅
6º	X ₁ + X ₄ + X ₂ + X ₆ + X ₅ + X ₃	64,9676	52,32384	8,72064	0,17371	50,20	2,70	0,05260	0,30	4,45	Z = 1,6470X ₁ + 0,6475X ₄ + 2,3380X ₂ - 2,2179X ₆ + 0,3840X ₅ - 0,4061X ₃ = 2,5436X ₁ - X ₄ + 3,6108X ₂ - 3,4253X ₆ + 0,5931X ₅ - 0,6272X ₃

VARIÁVEIS	VARIÁVEL	GRUPOS				CORRELAÇÕES					
		"MAIS DESENVOLVIDOS"	"MAIS DESENVOLVIDOS"	"MENOS DESENVOLVIDOS"	"MENOS DESENVOLVIDOS"	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆
X ₁ = 1000/CMI	X ₁	111,65	20,51	28,17	10,59	X ₁	-	-	-	-	-
X ₂ = 1000/CN	X ₂	77,94	12,60	38,94	10,77	X ₂	0,0558	0,4464	-0,1624	0,4636	0,2584
X ₃ = EV	X ₃	75,01	1,36	66,88	5,14	X ₃	-	0,2714	0,0323	-0,1410	0,6630
X ₄ = 1000/CMDTp	X ₄	197,72	53,44	29,66	23,82	X ₄	-	-	0,0760	0,6014	0,6743
X ₅ = 1000/CMGp	X ₅	129,24	13,28	90,62	10,78	X ₅	-	-	-	-0,0466	0,2678
X ₆ = IG	X ₆	42,02	2,21	17,00	13,89	X ₆	-	-	-	-	0,1348

(1) Distância quadrática generalizada de Mahalanobis
(2) SQ entre, no passo (p)- maior SQ entre, no passo (p-1)

caso de funções discriminantes como também em regressões múltiplas, como resultado das complexas inter-relações entre as variáveis. Certamente não há interferência na capacidade discriminante, como comprovam os valores de Δ^2 , ou seja, mesmo com sinais que divergem do esperado, reduz-se a probabilidade de erro de classificação, de cada indivíduo estudado, em um ou outro dos grupos.

Para o presente objetivo, porém, impunha-se o exame da possibilidade de alteração da posição de países nas classes da ordenação a ser definida, especialmente para aqueles que apresentam valores de EV ou de IG grandemente discrepantes dos demais. Como exemplo frisante, basta referir o caso da Guatemala. Como se pode ver na Tabela 3, sua situação é desfavorável, em relação a todos os demais países, quanto aos valores dos indicadores CMI, CN, CMDTp e IG; entretanto, como mostra a Tabela 5, seu valor de Z, calculado segundo a equação que inclui esses indicadores, supera os de cinco países. Ainda mais, com situação melhor do que a de cinco países, somente no que se refere ao CMGp, e apenas a de um desses países, no caso da EV, seu valor de Z é maior

do que o de seis outros quando calculado pela equação 6.

Considerando todos esses aspectos, tornou-se necessário escolher um critério que permitisse selecionar, dentre as seis equações, a que apresente com ele maior relacionamento. Como foi referido, a soma dos desvios reduzidos, contados a partir das médias das variáveis X_1 a X_6 , poderia constituir indicador razoavelmente expressivo, ainda que implique admissão de pesos iguais para todos os indicadores que abrange. O relacionamento da sua distribuição com as dos valores de Z, fornecido pelas seis equações, pode representar forma válida de se aferir o grau de adequação de cada uma delas ao fim visado. Com isso, pode-se avaliar até que ponto a presença de sinais discrepantes, em três dessas equações, afeta essa adequação.

Calculando as correlações entre os valores das somas de desvios reduzidos que figuram na Tabela 3 e cada uma das distribuições de valores de Z, referentes às seis equações discriminantes, arrolados na Tabela 5, foram encontrados para o coeficiente de correlação de Pearson (r) e para o coeficiente de determinação (r^2), os seguintes valores:

Correlação com:	r	r^2
$Z = 1,2664X_1$	0,803	0,645
$Z = 2,9140X_1 + X_4$	0,850	0,723
$Z = 2,8950X_1 + 2,0599X_2 + X_4$	0,858	0,736
$Z = 2,7583X_1 + 3,4044X_2 + X_4 - 3,3799X_6$	0,824	0,678
$Z = 2,5261X_1 + 3,6214X_2 + X_4 + 0,5236X_5 - 3,5779X_6$	0,822	0,675
$Z = 2,5436X_1 + 3,6108X_2 - 0,6272X_3 + X_4 + 0,5931X_5 - 3,4253X_6$	0,829	0,687

Sendo o valor crítico de r, ao nível de 0,05, igual a 0,29, todos os valores encontrados são significantes, correspondendo o maior à equação que inclui recíprocas de três indicadores, com sinais de coeficientes que são os de se prever em termos do comportamento das variáveis.

Lembrando que, como foi salientado, a soma dos desvios reduzidos implica a admissão de pesos iguais para os seis indicadores que dela participam, poder-se-ia supor que o mesmo ocorresse no caso da equação discriminante para o qual foi encontrado o maior valor de r, ou seja, que os três indicadores parti-

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 5

Valores de Z, calculados nos termos das equações discriminantes calculadas em cada passo, segundo os países estudados. Média e desvio padrão. Teste de Kolmogorov-Smirnov e estatísticas G_1 e G_2 e respectivos testes t

PATS	ANO	(1) $Z=1,2664X_1$	(2) $Z=2,9140X_1+X_4$	(3) $Z=2,8950X_1+2,0599X_2+X_4$	(4) $Z=2,7583X_1+3,4044X_2+X_4-3,3799X_6$	(5) $Z=2,5261X_1+3,6214X_2+X_4+0,5236X_5-3,5779X_6$	(6) $Z=2,5436X_1+3,6108X_2-0,6272X_3+X_4+0,5931X_5-3,4253X_6$
Alemanha Federal	1980	100,5	382,8	585,2	563,2	619,4	588,3
Austrália	1980	118,4	528,7	660,7	601,4	652,2	621,2
Áustria	1980	88,6	355,3	524,2	481,8	533,3	502,2
Barbados	1979	50,5	165,1	287,0	233,8	282,9	251,9
Bélgica	1977	93,1	340,8	505,6	459,6	509,8	478,7
Bulgária	1980	62,7	287,1	428,2	378,0	425,3	393,8
Canadá	1978	105,5	455,6	588,6	537,4	591,8	560,4
Chile	1979	34,6	98,9	194,2	174,6	224,1	191,1
Costa Rica	1979	57,3	173,5	237,0	216,4	272,5	237,9
Dinamarca	1980	150,6	632,6	814,3	771,4	817,6	787,1
Egito	1978	17,2	76,0	131,1	152,2	186,3	156,7
Escócia	1981	113,1	472,9	623,8	563,2	603,8	573,1
Espanha	1978	83,9	258,3	377,5	313,6	369,4	338,1
Estados Unidos	1977	89,8	333,2	465,7	413,1	465,5	434,1
Finlândia	1978	164,5	486,0	636,1	580,4	617,7	587,4
França	1978	118,4	349,9	497,3	441,1	494,0	463,2
Grécia	1979	67,7	284,0	414,2	353,3	419,3	388,0
Guatemala	1980	15,6	39,7	88,7	160,5	211,1	179,0
Guitana	1977	27,2	73,1	145,2	145,7	181,9	145,3
Holanda	1980	147,3	571,4	730,1	674,6	727,8	697,4
Hong Kong	1978	107,3	298,0	416,1	365,8	422,6	391,2
Hungria	1980	54,6	208,9	356,3	311,6	355,6	324,4
Ilhas Maurícias	1980	39,2	106,2	186,6	157,1	194,0	161,4
Inglaterra e Gales	1980	105,5	499,2	652,5	591,8	640,9	610,1
Irlanda	1978	84,4	293,3	389,6	304,0	342,4	311,1
Irlanda do Norte	1978	79,6	347,2	466,5	395,9	438,1	407,0
Islândia	1980	164,5	582,5	684,1	599,0	651,3	621,3
Israel	1980	82,8	265,6	349,9	268,0	317,3	285,8
Itália	1978	74,1	329,1	491,5	448,9	508,2	476,7
Lugoslávia	1978	37,5	131,1	248,9	208,5	260,4	228,3
Japão	1980	168,9	478,6	627,6	575,7	628,8	598,5
Luxemburgo	1978	156,3	513,6	691,9	650,0	684,9	654,4
México	1975	25,5	66,0	120,6	149,6	196,0	161,7
Noruega	1980	156,3	521,0	683,5	624,1	674,8	644,6
Nova Zelândia	1979	90,9	403,1	525,7	463,5	510,2	479,0
Panamá	1980	57,6	155,3	227,3	214,1	274,3	242,3
Polónia	1979	60,0	199,1	304,4	247,5	295,8	264,1
Portugal	1979	48,7	173,1	298,7	249,9	298,2	266,2
Roménia	1980	43,2	196,5	310,3	260,4	305,5	273,9
Singapura	1980	108,2	275,2	398,0	354,4	394,2	362,2
Suécia	1980	183,5	626,4	799,7	743,7	790,5	760,7
Suíça	1980	139,2	484,2	659,6	615,9	672,3	641,8
Trinidad e Tobago	1977	47,1	133,8	217,8	173,0	206,5	172,8
Uruguai	1977	26,1	88,7	189,3	144,3	194,6	162,6
\bar{Z}		87,6	312,4	437,1	393,9	442,3	410,8
σ_Z		46,3	169,8	200,3	185,4	186,7	187,6
Teste de Kolmogorov-Smirnov	0,0914	0,0926	0,0779	0,1146	0,1116	0,1106	
D crítico (0,05) = 0,2050							
Estatística g_1	0,3452	0,1792	0,0472	0,2535	0,2212	0,2182	
tg_1	0,97	0,50	0,13	0,71	0,62	0,61	
Estatística g_2	-0,9283	-1,1251	-1,1282	-1,1983	-1,2087	-1,2087	
tg_2	-1,32	-1,60	-1,61	-1,71	-1,72	-1,72	
t crítico [(0,05);(n)=±1,96							

cipassem igualmente na discriminação entre os grupos.

A simples comparação dos valores dos coeficientes de cada uma das variáveis não permite avaliar essa participação, pois cada um deles deve ter valor tal que, de sua integração no conjunto resultem valores de Z, para cada um dos componentes dos dois grupos, A e B, que assegurem a maximização da razão:

$$\Delta^2 = \frac{(\bar{Z}_A - \bar{Z}_B)^2}{\text{variância estimada de Z dentro de grupos}}$$

Uma estimativa da participação de cada variável, na discriminação entre os grupos, pode ser feita em termos das quantidades com que contribuem para a diferença $\bar{Z}_A - \bar{Z}_B$.

Com esse objetivo, foi elaborada inicialmente a Tabela 6, em que se encontram, destacados na Tabela 5, os valores de Z, calculados segundo a equação que inclui as variáveis X_1 , X_2 e X_4 , corres-

pondentes aos países "mais desenvolvidos" e "menos desenvolvidos", bem como, destacados da Tabela 3, os valores de X_1 , X_2 e X_4 para esses países.

TABELA 6

Valores de $Z = 2,8950X_1 + 2,0599X_2 + X_4$ e valores de X_1 , X_2 e X_4 , em países "mais desenvolvidos" e "menos desenvolvidos"

Países	"Menos desenvolvidos"			Z
	X_1	X_2	X_4	
Dinamarca	119,048	89,286	285,714	814,3
Suécia	144,928	85,470	204,082	799,7
Holanda	116,279	78,125	232,558	730,1
Luxemburgo	123,457	87,719	153,846	691,9
Islândia	129,870	50,505	204,082	684,1
Noruega	123,457	80,000	161,290	683,5
Austrália	93,458	64,935	256,410	660,7
Suiça	109,890	86,207	163,934	659,6
Inglaterra e Gales	83,333	75,188	256,410	652,5
Japão	133,333	73,529	90,090	627,6
Canadá	83,333	65,359	212,766	588,6
Alemanha	79,365	99,010	151,515	585,2
Média	111,646	77,944	197,725	681,48

Países	"Mais desenvolvidos"			Z
	X_1	X_2	X_4	
Guatemala	12,330	23,923	3,772	88,7
México	20,121	26,667	7,380	120,6
Egito	13,605	26,882	36,364	131,1
Guiana	21,505	35,211	10,460	145,2
Ilhas Maurícias	30,960	38,314	18,018	186,6
Uruguai	20,619	49,020	28,653	189,3
Chile	27,322	46,512	19,268	194,2
Trinidad e Tobago	37,175	41,152	25,445	217,8
Panamá	45,455	35,336	22,883	227,3
Costa Rica	45,249	31,250	41,667	237,0
Iugoslávia	29,586	57,471	44,843	248,9
Romênia	34,130	55,556	97,087	310,3
Média	28,171	38,941	29,653	191,42

Calculando as equações com os valores médios de X_1 , X_2 e X_4 para cada um dos grupos, tem-se:

$$\begin{aligned} \text{"mais desenvolvidos": } \bar{Z}_A &= 2,8950 \times 111,646 + 2,0599 \times 77,944 + 197,725 = \\ &= 323,215 + 160,557 + 197,725 = 681,497 \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{"menos desenvolvidos": } \bar{Z}_B &= 2,8950 \times 28,171 + 2,0599 \times 38,941 + 29,653 = \\ &= 81,555 + 80,215 + 29,653 = 191,423 \end{aligned} \quad (2)$$

Subtraindo, membro a membro, a equação (2) da equação (1), tem-se:

$$\bar{Z}_A - \bar{Z}_B = 241,660 + 80,342 + 168,072 = 490,074$$

Então, para a composição da diferença entre \bar{Z}_A e \bar{Z}_B , X_1 concorre com 49,3%, X_2 com 16,4% e X_4 com 34,3%, ou seja, diferem os pesos com que participam na discriminação os três indicadores. Considerando este fato e lembrando que a soma dos desvios reduzidos implica pesos iguais para todas as variáveis, torna-se compreensível não ter sido encontrada correlação perfeita entre os valores de Z e as somas de desvios reduzidos.

Ainda visando à comparação entre as seis equações, procedeu-se à ordenação em classes dos valores de Z , decorrentes de cada uma delas, para os 44 países estudados.

Não podendo ser rejeitada, como já foi referido, a hipótese de normalidade para todas essas distribuições de Z , pôde-se organizar classes a partir das respectivas médias, adotando-se, como intervalo, $\frac{\bar{\sigma}_z}{2}$, todos os valores com aproximação à unidade. Estes parâmetros estão arrolados na Tabela 5. As classes, seguindo a ordem decrescente dos valores de Z , são designadas, em maiúsculas, em ordem alfabética.

Na Tabela 7 figuram os resultados dessas ordenações em classes. Como se pode ver, a classe H deixa de existir, nas ordenações baseadas em equações incluindo quatro ou mais indicadores,

como conseqüência das alterações introduzidas no valor de Z , capazes de influir na ordenação dos países quando os valores de IG ou de EV, ou de ambos, discrepam acentuadamente dos demais. Tais discrepâncias ocorrem, justamente, na cauda inferior das distribuições desses dois indicadores como se pode observar na Tabela 3.

Assim, o sinal negativo nos coeficientes dessas duas variáveis provoca uma mudança de classe, para melhor, dos países que apresentam situação mais desfavorável em termos desses dois indicadores.

Lembrando que a equação com três recíprocas de indicadores foi a que proporcionou valores de Z com a maior correlação com a soma dos desvios reduzidos, ainda que sem diferenças significantes entre os valores dos coeficientes, as considerações acima aduzem mais um argumento em favor de sua escolha como a mais adequada para o objetivo visado neste estudo.

Não é ela, como mostra a Tabela 4, a que corresponde ao maior valor de Δ^2 na técnica passo a passo, mas, como já foi referido, não só esse valor foi considerado, tendo-se atentado primordialmente na adequação para fins de ordenação. De qualquer forma, mesmo em termos de discriminação, o valor 7,29 alcançado por Δ , é plenamente satisfatório.

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 7

Países, segundo a classificação nas ordenações baseadas nos valores de Z calculados em termos das seis equações discriminantes

EQUAÇÕES	CLASSES E RESPECTIVOS LÍMITES							
	H	G	F	E	D	C	B	A
$Z=1,2664X_1$	— 19 Egito Guatemala	19 — 42 Chile Guiana Ilhas Maurícias Iugoslávia México Uruguai	42 — 65 Barbados Bulgária Costa Rica Hungria Panamá Polónia Portugal Roménia Trinidad e Tobago	65 — 88 Espanha Grécia Irlanda Irlanda do Norte Israel Itália	88 — 111 Alemanha Fed. Áustria Bélgica Canadá Est. Unidos Hong Kong Ingl. e Gales Nova Zelândia Singapura	111 — 134 Austrália Escócia França	134 — 157 Dinamarca Holanda Luxemburgo Noruega Suíça	157 — Finlândia Islândia Japão Suécia
$Z=2,9140X_1+X_4$	— 57 Guatemala	57 — 142 Chile Egito Guiana Ilhas Maurícias Iugoslávia México Trinidad e Tobago Uruguai	142 — 227 Barbados Costa Rica Hungria Panamá Polónia Portugal Roménia	227 — 312 Bulgária Espanha Grécia Hong Kong Irlanda Israel Singapura	312 — 397 Alemanha Fed. Áustria Bélgica Canadá Est. Unidos França Irl. do Norte Itália	397 — 482 Austrália Escócia Japão N. Zelândia	482 — 567 Dinamarca Finlândia Ingl. e Gales Luxemburgo Noruega Suíça	567 — Dinamarca Holanda Islândia Suécia
$Z=2,8950X_1+2,0599X_2+X_4$	— 137 Egito Guatemala México	137 — 237 Chile Guiana Ilhas Maurícias Panamá Trinidad e Tobago Uruguai	237 — 337 Barbados Costa Rica Iugoslávia Polónia Portugal Roménia	337 — 437 Bulgária Espanha Grécia Hong Kong Hungria Irlanda Israel Singapura	437 — 537 Áustria Bélgica Est. Unidos França Irl. do Norte Itália Nova Zelândia	537 — 637 Alemanha Fed. Canadá Escócia Finlândia Japão	637 — 737 Austrália Holanda Ingl. e Gales Islândia Luxemburgo Noruega Suíça	737 — Dinamarca Suécia
$Z=2,7583X_1+3,4044X_2+X_4-3,3799X_6$	— 117	117 — 209 Chile Egito Guatemala Guiana Ilhas Maurícias México Trinidad e Tobago Uruguai	209 — 302 Barbados Costa Rica Israel Iugoslávia Panamá Polónia Portugal Roménia	302 — 394 Bulgária Espanha Grécia Hong Kong Hungria Irlanda Singapura	394 — 487 Áustria Bélgica Est. Unidos França Irl. do Norte Itália Nova Zelândia	487 — 579 Alemanha Fed. Canadá Escócia Japão	579 — 672 Austrália Ingl. e Gales Islândia Luxemburgo Noruega Suíça	672 — Dinamarca Holanda Suécia
$Z=2,5261X_1+3,6214X_2+X_4+0,5236X_6-3,5779X_6$	— 162	162 — 255 Chile Barbados Egito Guatemala Guiana Ilhas Maurícias México Trinidad e Tobago Uruguai	255 — 349 Barbados Costa Rica Irlanda Israel Iugoslávia Panamá Polónia Portugal Roménia	349 — 442 Bulgária Espanha Grécia Hong Kong Hungria Irlanda do Norte Singapura	442 — 536 Áustria Bélgica Est. Unidos França Itália Nova Zelândia	536 — 629 Alemanha Fed. Canadá Escócia Finlândia	629 — 723 Austrália Ingl. e Gales Islândia Japão Luxemburgo Noruega Suíça	723 — Dinamarca Holanda Suécia
$Z=2,5436X_1+3,6108X_2-0,6272X_3+X_4+0,5931X_5-3,4253X_6$	— 129	129 — 223 Chile Barbados Egito Guatemala Guiana Ilhas Maurícias México Trinidad e Tobago Uruguai	223 — 317 Barbados Costa Rica Irlanda Israel Iugoslávia Panamá Polónia Portugal Roménia	317 — 411 Bulgária Espanha Grécia Hong Kong Hungria Irlanda do Norte Singapura	411 — 505 Áustria Bélgica Est. Unidos França Itália Nova Zelândia	505 — 599 Alemanha Fed. Canadá Escócia Finlândia	599 — 693 Austrália Ingl. e Gales Islândia Japão Luxemburgo Noruega Suíça	693 — Dinamarca Holanda Suécia

Para comparação da ordenação, baseada na equação escolhida, com as resultantes das demais equações, foi elaborada a Tabela 8. Como se pode verificar, a ordenação baseada na equação que inclui a recíproca de apenas um indicador, o CMI, discrepa substancialmente das demais, evidenciando, como já foi referido, a falta de paralelismo no comportamento dos indicadores estudados.

Mesmo com as recíprocas de dois indicadores incluídos na equação, a ordenação ainda difere apreciavelmente das demais.

A partir da equação com três recíprocas, ou seja, a que foi considerada mais adequada, as diferenças observadas com as demais são em pequeno número e limitadas a variações de uma classe. Deve-se notar que as mudanças da classe H

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

TABELA 8

Classificação dos países, segundo as equações discriminantes de que resultam os valores de Z

PAYS	$Z=1,2664X_1$	$Z=2,9140X_1+X_4$	$Z=2,8950X_1+2,0599X_2+X_4$	$Z=2,7583X_1+3,4044X_2+X_4+3,3799X_6$	$Z=2,5261X_1+3,6214X_2+X_4+0,5236X_5-3,5779X_6$	$Z=2,5436X_1+3,6108X_2-0,6272X_3+X_4+0,5931X_5+3,4253X_6$
Alemanha Federal	D	D	C	C	C	C
Austrália	C	B	B	B	B	B
Áustria	D	D	D	D	D	D
Barbados	F	F	F	F	F	F
Bélgica	D	D	D	D	D	D
Bulgária	F	E	E	E	E	E
Canadá	D	C	C	C	C	C
Chile	G	G	G	G	G	G
Costa Rica	F	F	F	F	F	F
Dinamarca	B	A	A	A	A	A
Egito	H	G	H	G	G	G
Escócia	C	C	C	C	C	C
Espanha	E	E	E	E	E	E
Estados Unidos	D	D	D	D	D	D
Finlândia	A	B	C	B	C	C
França	C	D	D	D	D	D
Grécia	E	E	E	E	E	E
Guatemala	H	H	H	G	G	G
Guiana	G	G	G	G	G	G
Holanda	B	A	B	A	A	A
Hong Kong	D	E	E	E	E	E
Hungria	F	F	E	E	E	E
Ilhas Maurícias	G	G	G	G	G	G
Inglaterra e Gales	D	B	B	B	B	B
Irlanda	E	E	E	E	F	F
Irlanda do Norte	E	D	D	D	E	E
Islândia	A	A	B	B	B	B
Israel	E	E	E	F	F	F
Itália	E	D	D	D	D	D
Iugoslávia	G	G	F	F	F	F
Japão	A	C	C	C	B	B
Luxemburgo	B	B	B	B	B	B
México	G	G	H	G	G	G
Noruega	B	B	B	B	B	B
Nova Zelândia	D	C	D	D	D	D
Panamá	F	F	G	F	F	F
Polónia	F	F	F	F	F	F
Portugal	F	F	F	F	F	F
Romênia	F	F	F	F	F	F
Singapura	D	E	E	E	E	E
Suécia	A	A	A	A	A	A
Suíça	B	B	B	B	B	B
Trinidad e Tobago	F	G	G	G	G	G
Uruguai	G	G	G	G	G	G

para a classe G traduzem a incapacidade das equações, com quatro ou mais variáveis, de produzirem valores classificáveis como H.

Lembrando que:

$$X_1 = \frac{1000}{CMI}$$

$$X_2 = \frac{1000}{CN} \text{ e}$$

$$X_4 = \frac{1000}{CMDTp},$$

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

a equação:

$Z = 2,8950X_1 + 2,0599X_2 + X_4$
 pode ser reformulada, para fins operacionais, visando a tornar desnecessário o cálculo das recíprocas, assumindo, com grau suficiente de aproximação, a forma:

$$Z = \frac{2895}{\text{CMI}} + \frac{2060}{\text{CN}} + \frac{1000}{\text{CMDTp}}$$

CONCLUSÃO

Considerando os elementos colhidos no estudo dos dados apresentados e a discussão dos resultados obtidos, sendo:

CMI = coeficiente de mortalidade infantil;

CN = coeficiente de natalidade; e

CMDTp = coeficiente de mortalidade por doenças transmissíveis padronizado pela população mediana definida;

o valor Z, na equação da função discriminante linear,

$$Z = \frac{2895}{\text{CMI}} + \frac{2060}{\text{CN}} + \frac{1000}{\text{CMDTp}}$$

pode ser utilizado como indicador abrangente que permite a ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde.

NOVO, N.F. et al. [Ranking of populations in broad classes of health levels according to a comprehensive indicator defined by a linear discriminant function]. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, 19:344-63, 1985.

ABSTRACT: There are, very often, considerable discrepancies when countries are ranked according to the values of each of the common health indicators. By the use of computed linear discriminant functions the authors developed a single indicator designed to convey the information gathered from the following health indicators: life expectancy at birth (LE), birth rate (BR), infant mortality rate (IMR), quantified indicator of Guedes (GI), general mortality rate (GMR) and mortality rate (MR) by infective and parasitic diseases (MRIPD), the last two age adjusted. For the construction of this adjustment a median standard population was suggested and used, each age group contributed with the average of the percentages of participation of the group in the composition of the population of each one of the 44 countries studied. These were those for which it was possible to get reliable data for the years around 1980. The contrasted groups in computing discriminant functions, each one consisting of 12 countries, were defined according to a criterion based on the rank of the sum of the normal reduced deviations calculated for the distributions of the values for each indicator. For the computation of discriminant function equations by the stepwise technique, reciprocal transformation was used for the four indicators expressed as ratios and for the other two their face values were used. Critical analysis of results

as shown that the formula: $Z = \frac{2895}{\text{IMR}} + \frac{2060}{\text{BR}} + \frac{1000}{\text{MRIPD}}$, can be used as a

comprehensive indicator allowing the ranking of countries in broad classes of health levels, as follows: A - 737 or more; Denmark and Sweden; B - 637 — 737: Australia, Netherland, England and Wales, Iceland, Luxembourg, Norway and Switzerland; C - 537 — 637: Federal Republic of Germany, Canada, Scotland, Finland and Japan; D - 437 — 537: Austria, Belgium, United States, France, Northern Ireland, Italy and New Zealand; E - 337 — 437: Bulgaria, Spain, Greece, Hong Kong, Hungary, Ireland, Israel and Singapore; F - 237 — 337: Barbados, Costa Rica, Yugoslavia, Poland, Portugal and Romania; G - 137 — 237: Chile, Guyana, Mauritius, Panama, Trinidad and Tobago and Uruguay; H - < 137: Egypt, Guatemala and Mexico.

UNITERMS: Health status indicators. Comprehensive health indicator. Linear discriminant function. Median standard population.

NOVO, N.F. et al. Ordenação de populações em amplas classes de nível de saúde, segundo um indicador abrangente definido por uma função discriminante linear. *Rev. Saúde públ.*, S. Paulo, **19**:344-63, 1985.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ARMITAGE, P. *Statistical methods in medical research*. Oxford, Blackwell, 1971.
2. DEMOGRAPHIC YEARBOOK. (United Nations). New York, v. 30, 1978; v. 31, 1979; v. 32, 1980.
3. GOULDEN, C.H. The discriminant function. In: Goulden, C.H. *Methods of statistical analysis*. 2nd ed. New York, Wiley, 1952. p. 378-93.
4. GUEDES, J.S. Contribuição para o estudo da evolução do nível de saúde do Estado de São Paulo: análise das regiões administrativas (1950-1970). São Paulo, 1972. [Tese de Doutorado - Faculdade de Saúde Pública da USP]
5. KELLEY, T.L. The selection of upper and lower groups for the validation of test items. *J. educ. Psychol.*, **30**:17-24, 1939.
6. MORAES, N.L. Níveis de saúde de coletividades brasileiras. *Rev. Serv. públ.*, Rio de Janeiro, **10**:403-97, 1959.
7. SHRYOCK, H.S. & SIEGEL, J.S. *The methods and materials of demography*. Washington, D.C., U.S. Department of Commerce, 1973, v. 2.
8. SNEDECOR, G.W. & COCHRAN, W.G. *Metodos estadísticos*. 6.^a ed. Mexico, Continental, 1971.
9. SOKAL, R.R. & ROHLF, F.J. *Biometry: the principles and practice of statistics in biological research*. San Francisco, Freeman, 1969.
10. SWAROOP, S. & UEMURA, K. Proportional mortality of 50 years and above: a suggested indicator of the component "health, including demographic conditions" in the measurement of levels of living. *Bull. Wld Hlth Org.*, **17**:439-81, 1957.
11. WORLD HEALTH STATISTICS ANNUAL. (World Health Organization). Geneva, 1977; 1978; 1979; 1980; 1981; 1982.

Recebido para publicação em 22/02/1985
Aprovado para publicação em 21/05/1985