

## 中国高老龄人口年龄别死亡率 及其性别差异

干建平 郑忠梅 李国光

**【提要】** 本文选用中国四次全国人口普查资料中分年龄性别人口构成数据,经移动平均修匀后分析了两性高老龄各年龄队列人口在相邻普查期间的死亡率及其差异随龄变化,以及历次人口普查高老龄组年龄别性别比。结果表明,两性死亡率随龄迅速上升的趋势进入90岁以后的高老龄组将变缓、变平甚或下降。老龄组男性年龄别死亡率始终高于女性的现象,进入高老龄某一阶段后差异逐渐缩小,甚至低于女性。结果预示,尽管男性平均期望寿命低于女性,但并不表明男性的生理寿命低于女性。

**【作者】** 干建平 湖北省黄冈师范高等专科学校,副教授;郑忠梅 湖北省黄冈师范高等专科学校,讲师;李国光 同济医科大学,教授。

年龄别死亡率是重要的人口自然特征之一,它是决定预期寿命的基础。两性人口预期寿命存在差异是世界普遍现象,并且在老年组表现得更为明显(United Nations,1993)。中国两性人口死亡率和预期寿命研究结果表明,中国人口预期寿命的性别差异,主要是由老龄组的死亡率性别差异造成的(郝虹生,1995)。

以往的研究极少对85岁以上的高老龄死亡人口分年龄、性别作分析研究,而是将其作整体统计处理。原因是不容易得到完整的高老龄人口的死亡资料,且高老龄年龄别死亡人口数量少、波动大,即使采用 Makeham—Gompertz 曲线的经验公式来拟合,结果往往与实际资料不符合。由于高老龄组存活人年数占总存活人年数的比例很小,其死亡率的高低对寿命指标的影响不大,故常被忽视(曾毅,1993)。随着社会经济的发展,生活质量的提高,人口平均寿命延长,老龄人口包括高老龄人口数量迅速增加,对老龄人口包括高老龄人口的研究越来越受到人口学家的关注。不仅如此,高老龄人口在人类学研究方面还有着重要意义。将高老龄死亡人口作整体统计处理,其结果可能会掩盖高老龄死亡人口年龄性别结构的特殊性,从而丢失许多重要的人口学信息。

由于高老龄死亡人口资料的局限性,本文选用中国历次全国人口普查资料中可靠性较好的分年龄、性别人口构成的原始数据,分析两性高老龄组各年龄队列人口在相邻普查期间的死亡率及其差异,以及高老龄组年龄别性别比的变化,对中国高老龄人口两性死亡率及其差异随龄变化规律进行初步研究。为进一步研究中国高老龄人口两性寿命差异及其机制提供线索。

1. 资料和方法

1.1 资料

1.1.1 资料来源。选用国家统计局人口统计司（1988、1992）公布的4次全国人口普查分年龄性别人口构成数据。1953、1964和1982年为手工汇总数据，1990年为100%机器汇总数据（1990年普查资料中此项内容将100岁以上年龄人口分性别整体统计）。

1.1.2 资料评价。中国历次人口普查的年龄性别构成登报质量是可靠的，重报和漏报率都很低（游允中，1984；张为民、崔红艳，1993）。但是年龄偏好所导致的年龄堆积现象在一定程度上存在（乔晓春，1992；乔晓春、李建新，1995）。高老龄人口数量相对很少且流动性小，重报和漏报现象完全可以忽略不计，但高老龄人由于历史和习惯等方面的原因导致年龄误报现象（如逢5逢10取整现象）是可能的。一般来说，以0和5为尾数的年龄堆积现象比较普遍，所以以每10岁为一年龄组用韦伯指数对年龄堆积现象进行检验（见表1）。

表1 高老龄人口不同年龄段以“0”和“5”为尾数的韦伯指数

年龄段	1953		1964		1982	
	男	女	男	女	男	女
78 ~ 87	100	103	94	94	99	100
88 ~ 97	105	99	99	94	101	99
98 ~ 107	227	135	157	124	50	67
108 ~ 117	229	238	175	173	156	127

结果表明，历次人口普查在97岁以前的高老龄组，以0和5为年龄尾数的人口登报质量是好的，但是自此以后的年龄组出现了严重的年龄堆积现象，并且在不同的普查年份及不同的年龄组差别较大，两性之间也有不同程度的差别。必须指出的是，1982年人口普查时，98 ~ 107岁年龄组以0和5为年龄尾数的人口出现了严重

不足，并且是由100岁人口出现严重不足所引起的。其原因不详。

1.2.3 数据调整。通常利用插值法对人口年龄结构进行调整，以减少其异常波动。但是近年来发现高老龄人口死亡模式的特殊性。由于对高老龄人口的年龄性别结构分布规律还缺乏了解，常用的插值法修匀高老龄年龄别人口存在一定的困难，为了不改变高老龄人口年龄性别结构的原有模式，本文取 $x \pm 2$ 岁年龄区间作移动平均处理，其结果作为 $x$ 岁修匀人口数（见表2）。

1.2 方法

1.2.1 各年龄队列人口在相邻普查期间（n年）的死亡率 ${}_nq_x$

假定历次相邻人口普查期间没有老龄人口特别是高老龄人口的迁入或迁出，且人口普查质量可靠，则各年龄队列人口在 $x \sim x+n$ 岁年龄区间的死亡率为：

$${}_nq_x = \frac{p_x - p_{x+n}}{p_x}$$

$p_x$ : 某一普查年份 $x$ 岁的生存人数；  
 $p_{x+n}$ :  $n$ 年后进行下一次人口普查时该批人口的生存人数。  
分别求两性 ${}^{64/53}_{11}q_x$ 、 ${}^{82/64}_{18}q_x$ 和 ${}^{90/82}_8q_x$ 。

各年龄队列人口在 $(x, x+n)$ 岁年龄区间的死亡率取决于其间每年死亡率的大小。它们之间的关系是：

$${}_nq_x = 1 - (1 - q_x)(1 - q_{x+1}) \cdots (1 - q_{x+n-1})$$

由于区间死亡率与起始年龄和终止年龄都密切相关，而4次人口普查间隔时间不等，使

得不同年份的相邻普查期间的死亡率不便于直接比较。在这种情况下,为了更好地反映高老龄人口的死亡状况和特征,本文以区间死亡率的终止年龄为年龄指标。

1.2.2 两性年龄别区间死亡率差异。取两性年龄别区间死亡率性别比  $r({}_nq_x(\text{男})/{}_nq_x(\text{女}))$  来反映高老龄人口两性死亡率差异随龄变化情况。

1.2.3 年龄别性别比。普查时各年龄别男性生存人数以女性为 100 时对女性的比例。

## 2. 结果与分析

### 2.1 两性各年龄队列人口区间死亡率在高老龄组的变化

年龄别死亡率水平受社会经济条件的影响较大,所以不同地区不同时期的人口死亡率有很大差异,但是年龄别死亡率随龄变化模式在很多情况下有相似之处。即不满 1 岁的婴儿死亡率最高,以后各年龄别死亡率随年龄增加而下降,至 10 岁左右年龄组达最低点,以后又逐渐上升,至 50 岁(或 40 岁)以后,死亡率急剧上升。年龄别死亡率曲线呈“U”字形。

高老龄人口年龄别死亡率随龄变化模式可通过年龄别区间死亡率随龄变化来分析。分别取历次相邻普查区间的终止年龄  $x+n(80 \sim 130 \text{ 岁})$  的区间死亡率绘制中国高老龄两性人口区间死亡率随龄变化曲线(见表 3、图 1)。

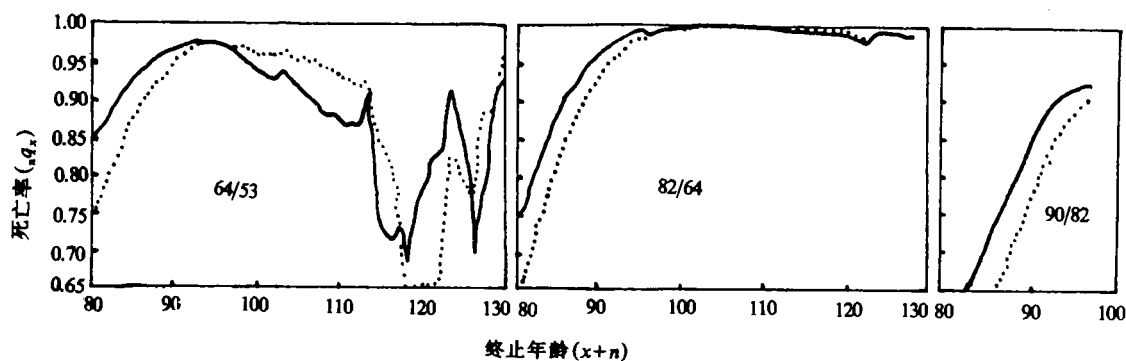


图 1 中国高老龄人口在相邻普查期间两性年龄别死亡率 ( ${}_nq_x$ ) 曲线

—— 男      ..... 女

曲线随龄增加波动性增大,可能与人口数量少所导致的随机波动和相邻两次普查的人口登报质量有关。尽管不同年代及不等的相邻普查时间间隔对死亡率的影响较大,但没有改变曲线变化的趋势。即死亡率在  $x+n$  大约为 90 岁之前急剧上升,继之变缓、变平甚或下降,且转折点相对稳定。这一结果显示死亡率随龄呈指数上升的 Gompertz 法则不适用于中国高老龄人口。

两性死亡率随龄变化模式相似,但明显不同步。在高老龄组某一年龄段两性死亡率曲线出现交叉,交叉前,男性死亡率始终低于女性,交叉后,女性死亡率大体低于男性。交叉点的确切年龄可能与年代和  $n$  值有关。

### 2.2 两性高老龄人口区间死亡率差异随龄变化

从统计规律看,男性死亡率一般在各年龄都高于女性,特别是从成年到老年,两性年龄别死亡率比值通常保持在 1.3 以上,在最高几个年龄组比值逐渐下降 (WHO 1980)。

表 2 历次全国人口普查分年龄性别人口构成原始

年龄 X	1953 年				1964 年			
	男		女		男		女	
	普查人数	修匀人数	普查人数	修匀人数	普查人数	修匀人数	普查人数	修匀人数
60	1 983 203	—	2 059 936	—	1 902 039	—	2 181 739	—
61	1 657 322	—	1 706 245	—	1 794 586	—	2 064 394	—
62	1 525 342	1 601 221	1 616 578	1 698 816	1 596 500	1 625 146	1 876 626	1 909 145
63	1 447 158	1 466 639	1 564 783	1 585 879	1 536 154	1 474 157	1 836 832	1 755 497
64	1 393 079	1 371 243	1 546 540	1 514 847	1 296 451	1 341 662	1 586 133	1 626 155
65	1 310 293	1 278 329	1 495 249	1 442 832	1 147 094	1 224 697	1 413 502	1 507 231
66	1 180 341	1 181 903	1 351 087	1 367 174	1 132 111	1 105 548	1 417 684	1 387 795
67	1 060 775	1 080 153	1 256 500	1 274 896	1 011 676	1 021 843	1 282 003	1 305 180
68	965 025	995 060	1 186 496	1 204 480	940 409	945 567	1 239 651	1 236 325
69	884 333	909 485	1 085 146	1 132 916	877 924	858 805	1 173 062	1 149 727
70	884 827	832 986	1 143 173	1 069 992	765 713	775 986	1 069 224	1 068 769
71	752 463	753 760	993 263	994 518	698 304	687 603	984 694	971 138
72	678 281	661 640	941 881	901 523	597 579	600 469	877 214	875 181
73	568 895	559 215	809 126	785 959	498 494	525 025	751 498	786 932
74	423 733	472 423	620 173	687 983	442 253	450 424	693 276	700 314
75	372 704	389 778	565 354	586 295	388 493	384 823	627 977	618 516
76	318 503	322 149	503 383	503 794	325 301	329 382	551 605	548 880
77	265 055	273 682	433 439	444 815	269 574	275 538	468 223	475 935
78	230 748	230 241	396 619	390 847	221 288	226 605	403 318	406 209
79	181 401	188 392	325 282	332 781	173 033	184 452	328 554	342 730
80	155 500	153 743	295 514	283 980	143 828	148 352	279 344	287 500
81	109 256	121 044	213 053	233 672	114 539	117 216	234 209	237 610
82	91 808	94 621	189 433	191 066	89 072	92 378	192 073	195 459
83	67 256	71 156	145 080	149 900	65 607	69 672	153 871	154 244
84	49 286	54 401	112 251	119 955	48 846	50 994	117 796	118 231
85	38 172	39 534	89 685	91 169	30 296	36 194	73 273	88 055
86	25 484	28 601	63 324	69 012	21 150	25 214	54 140	63 358
87	17 471	20 223	45 503	50 807	15 070	16 897	41 196	43 978
88	12 590	13 916	34 298	36 416	10 707	11 937	30 387	32 313
89	7 397	9 422	21 226	25 611	7 263	8 288	20 893	23 212
90	6 638	6 350	17 729	17 841	5 496	5 694	14 951	16 165
91	3 012	4 123	9 300	11 916	2 903	3 882	8 635	10 932
92	2 114	2 855	6 650	8 325	2 099	2 716	5 961	7 412
93	1 452	1 739	4 675	5 354	1 647	1 891	4 221	4 982
94	1 060	1 296	3 273	3 945	1 433	1 516	3 292	3 693
95	1 055	980	2 872	2 915	1 375	1 245	2 800	2 806
96	798	769	2 253	2 237	1 028	1 053	2 189	2 234
97	537	617	1 504	1 750	742	908	1 529	1 793
98	395	364	1 281	1 358	689	801	1 360	1 435
99	300	422	840	939	707	630	1 086	1 057
100	789	328	910	663	838	515	1 013	807
101	91	264	159	432	172	405	296	579
102	64	213	123	279	169	284	279	395
103	74	72	128	113	137	144	223	225
104	46	63	76	87	106	123	162	186

数据取 X±2 岁年龄区间移动平均修匀

1982 年				1990 年			
男		女		男		女	
普查人数	修匀人数	普查人数	修匀人数	普查人数	修匀人数	普查人数	修匀人数
3 130 575	—	3 031 671	—	4 019 833	—	3 711 112	—
2 907 890	—	2 845 881	—	3 585 188	—	3 381 291	—
2 854 566	2 741 879	2 834 118	2 730 561	3 635 374	3 496 390	3 424 758	3 298 861
2 455 851	2 581 353	2 510 855	2 619 580	3 200 259	3 304 192	3 033 614	3 178 678
2 360 515	2 430 562	2 430 282	2 514 665	3 041 294	3 149 772	2 943 531	3 079 178
2 327 945	2 258 656	2 476 766	2 380 827	3 058 844	2 912 399	3 110 198	2 902 450
2 153 933	2 171 203	2 321 302	2 324 392	2 813 087	2 749 292	2 883 787	2 795 888
1 995 038	2 034 395	2 164 931	2 217 679	2 448 512	2 583 497	2 541 118	2 683 007
2 018 582	1 870 525	2 228 363	2 070 309	2 384 722	2 393 473	2 500 805	2 529 694
1 676 475	1 720 792	1 897 035	1 938 465	2 212 320	2 179 181	2 379 127	2 351 130
1 508 595	1 583 119	1 739 913	1 828 825	2 108 722	2 015 525	2 343 635	2 222 685
1 405 271	1 419 004	1 662 082	1 693 009	1 741 629	1 839 871	1 990 967	2 081 521
1 306 674	1 286 946	1 616 734	1 582 663	1 630 231	1 668 841	1 898 892	1 941 275
1 198 007	1 163 518	1 549 281	1 479 360	1 506 451	1 488 959	1 794 985	1 778 068
1 016 184	1 045 890	1 345 304	1 382 147	1 357 171	1 368 753	1 677 897	1 674 562
891 456	920 966	1 223 400	1 260 013	1 209 315	1 224 060	1 527 597	1 538 042
817 130	801 126	1 176 041	1 132 987	1 140 595	1 077 584	1 473 437	1 393 495
682 054	699 341	1 006 067	1 024 068	906 767	937 821	1 216 296	1 248 964
598 805	605 525	914 150	917 784	774 071	813 209	1 072 250	1 125 149
507 258	510 030	800 709	798 322	658 356	678 935	955 240	983 854
422 376	423 580	691 978	686 104	586 258	573 710	908 523	870 319
339 657	340 692	578 704	571 459	469 224	479 717	766 961	765 578
249 804	270 155	444 980	470 766	380 639	398 791	648 619	671 747
184 363	209 107	340 922	378 970	304 110	321 013	548 545	569 316
154 576	158 388	297 245	300 144	253 723	257 309	486 088	479 346
117 136	121 256	233 001	239 807	197 370	203 850	396 366	399 409
86 059	93 433	184 571	192 930	150 705	159 903	317 114	328 383
64 147	68 720	143 298	148 939	113 341	121 149	248 933	260 360
45 245	50 371	106 534	114 794	84 378	89 596	193 412	201 001
31 013	35 933	77 291	85 446	59 952	63 780	145 973	149 395
25 392	25 049	62 278	62 290	39 602	44 257	99 571	108 627
13 868	17 264	37 828	44 697	21 629	29 483	59 084	76 211
9 727	11 917	27 520	31 693	15 724	18 904	45 094	51 416
6 318	7 576	18 570	21 066	10 510	12 061	31 331	34 704
4 278	5 332	12 267	14 702	7 055	8 428	22 002	25 032
3 689	3 722	9 144	10 009	5 387	5 754	16 010	17 470
2 649	2 781	6 008	6 926	3 462	4 054	10 722	12 307
1 678	2 146	4 054	4 913	2 358	2 910	7 283	8 660
1 612	1 463	3 158	3 259	2 006		5 519	
1 103	968	2 201	2 164	1 336		3 768	
272	661	875	1 429				
176	354	532	841				
140	150	380	435				
80	114	215	292				
81	89	171	208				

年龄 X	1953 年				1964 年				1982 年			
	男		女		男		女		男		女	
	普查	修匀	普查	修匀	普查	修匀	普查	修匀	普查	修匀	普查	修匀
	人数	人数	人数	人数	人数	人数	人数	人数	人数	人数	人数	人数
105	84	56	79	70	134	102	165	145	92	69	162	148
106	45	50	30	52	68	91	99	119	54	61	110	114
107	33	44	38	39	63	82	74	100	37	48	82	86
108	41	47	36	39	86	77	97	88	39	38	47	62
109	18	42	13	34	57	67	66	73	20	30	27	43
110	100	42	76	29	109	58	104	62	42	26	44	29
111	18	36	7	24	20	44	23	45	14	19	17	20
112	33	35	13	22	20	37	19	33	14	18	10	16
113	12	20	12	10	14	19	12	18	5	12	2	9
114	11	18	4	10	20	18	9	16	15	11	8	6
115	25	13	14	9	22	17	27	14	12	9	9	5
116	11	14	8	8	16	16	12	14	11	9	2	5
117	4	13	6	8	11	13	9	13	1	7	3	4
118	19	15	8	10	11	14	12	15	8	7	3	4
119	4	13	3	9	6	11	7	14	4	5	1	4
120	36	12	26	9	25	9	37	12	10	5	11	4
121	1	9	4	7	3	7	3	10	0	3	2	3
122	0	9	2	7	1	6	1	9	1	3	3	3
123	3	3	2	2	0	3	2	3	2	1	0	1
124	6	3	0	2	3	3	4	2	1	1	0	1
125	6	3	2	1	8	3	4	2	0	1	0	0
126	0	3	2	1	3	4	1	2	2	1	0	0
127	2	2	0	1	3	3	1	1	0	1	0	0
128	3	2	1	2	1	2	1	1	0	1	0	0
129	1	2	0	2	1	1	0	1	1	0	0	0
130	3	1	8	2	1	1	1	0	1	0	0	0
131	0		0		1		0		0		0	
132	0		0		0		0		0		0	

根据中国两性高老龄人口在  $(x, x+n)$  岁区间年龄别死亡率比值绘制两性区间死亡率差异随龄变化曲线 (见图 2)。

结果表明, 高老龄人口两性死亡率差异随龄增加而逐渐缩小直到两性死亡率相等 ( $r=1$ ), 在高老龄组的高龄段, 两性死亡率差异基本保持稳定, 且大体上男性死亡率略低于女性。

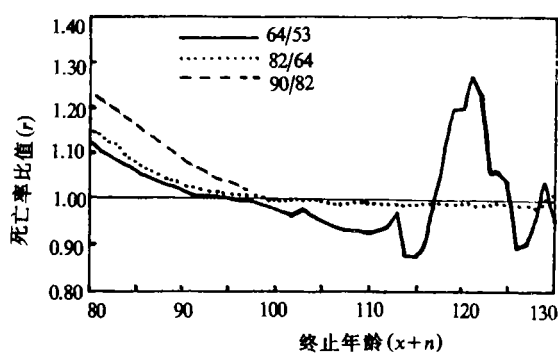


图 2 中国高老龄人口两性死亡率比值 ( $r$ ) 随龄变化曲线

表3 经修匀后相邻普查期间两性年龄别死亡率( ${}_nq_x$ )及死亡率比(r)

终止 年龄 $x+n$	1964/1953 年			1982/1964 年			1990/1982 年		
	死亡率 ${}_1q_x$		死亡率比 r	死亡率 ${}_3q_x$		死亡率比 r	死亡率 ${}_5q_x$		死亡率比 r
	男	女	男/女	男	女	男/女	男	女	男/女
80	0.8369	0.7462	1.1215	0.7394	0.6406	1.1542	0.5542	0.4501	1.2307
81	0.8593	0.7779	1.1046	0.7689	0.6745	1.1400	0.5877	0.4825	1.2180
82	0.8774	0.8035	1.0920	0.7986	0.7105	1.1240	0.6187	0.5140	1.2037
83	0.8947	0.8289	1.0794	0.8293	0.7486	1.1078	0.6514	0.5482	1.1883
84	0.9088	0.8496	1.0697	0.8567	0.7837	1.0931	0.6788	0.5769	1.1766
85	0.9234	0.8720	1.0589	0.8813	0.8163	1.0796	0.7085	0.6100	1.1615
86	0.9353	0.8919	1.0487	0.9012	0.8439	1.0679	0.7359	0.6422	1.1459
87	0.9475	0.9127	1.0381	0.9200	0.8705	1.0569	0.7625	0.6739	1.1315
88	0.9564	0.9274	1.0313	0.9351	0.8926	1.0476	0.7885	0.7070	1.1153
89	0.9640	0.9406	1.0249	0.9477	0.9120	1.0391	0.8128	0.7386	1.1005
90	0.9698	0.9514	1.0193	0.9583	0.9288	1.0318	0.8362	0.7693	1.0870
91	0.9747	0.9615	1.0137	0.9671	0.9432	1.0253	0.8590	0.7989	1.0752
92	0.9776	0.9683	1.0096	0.9735	0.9547	1.0197	0.8806	0.8287	1.0626
93	0.9800	0.9739	1.0063	0.9803	0.9659	1.0149	0.9005	0.8553	1.0528
94	0.9787	0.9754	1.0034	0.9838	0.9732	1.0109	0.9098	0.8703	1.0453
95	0.9771	0.9766	1.0005	0.9865	0.9790	1.0077	0.9163	0.8827	1.0381
96	0.9734	0.9755	0.9978	0.9877	0.9829	1.0049	0.9195	0.8928	1.0299
97	0.9683	0.9740	0.9941	0.9884	0.9857	1.0027	0.9190	0.8986	1.0227
98	0.9604	0.9718	0.9883	0.9901	0.9887	1.0014			
99	0.9547	0.9710	0.9832	0.9917	0.9909	1.0008			
100	0.9453	0.9685	0.9760	0.9928	0.9927	1.0001			
101	0.9362	0.9675	0.9676	0.9949	0.9945	1.0004			
102	0.9311	0.9669	0.9630	0.9971	0.9963	1.0008			
103	0.9496	0.9730	0.9760	0.9969	0.9967	1.0002			
104	0.9293	0.9653	0.9627	0.9965	0.9967	1.0002			
105	0.9213	0.9632	0.9565	0.9959	0.9966	0.9993			
106	0.9071	0.9592	0.9457	0.9949	0.9965	0.9984			
107	0.8934	0.9553	0.9352	0.9942	0.9963	0.9979			
108	0.8752	0.9497	0.9216	0.9933	0.9962	0.9971			
109	0.8812	0.9462	0.9314	0.9923	0.9961	0.9962			
110	0.8626	0.9340	0.9236	0.9904	0.9961	0.9943			
111	0.8659	0.9321	0.9290	0.9900	0.9960	0.9940			
112	0.8598	0.9236	0.9309	0.9881	0.9957	0.9924			
113	0.9108	0.9355	0.9736	0.9904	0.9968	0.9936			
114	0.7500	0.8584	0.8737	0.9896	0.9973	0.9923			
115	0.7302	0.8391	0.8702	0.9901	0.9972	0.9929			
116	0.7143	0.8000	0.8929	0.9888	0.9965	0.9923			
117	0.7400	0.7500	0.9867	0.9889	0.9962	0.9927			
118	0.6818	0.6154	1.1097	0.9864	0.9950	0.9914			
119	0.7660	0.6410	1.1950	0.9877	0.9931	0.9946			
120	0.7857	0.6571	1.1957	0.9824	0.9899	0.9924			
121	0.8333	0.6552	1.2718	0.9792	0.9867	0.9924			
122	0.8333	0.6249	1.3335	0.9756	0.9839	0.9916			
123	0.9143	0.8336	1.0587	0.9902	0.9931	0.9971			
124	0.8500	0.8000	1.0625	0.9890	0.9916	0.9974			
125	0.8333	0.8000	1.0416	0.9878	1.0000	0.9878			
126	0.6923	0.7778	0.8901	0.9870	1.0000	0.9870			
127	0.7857	0.8750	0.8979	0.9851	1.0000	0.9851			
128	0.8462	0.8750	0.9671	0.9828	1.0000	0.9828			
129	0.9333	0.9000	1.0370	1.0000	1.0000	1.0000			
130	0.9231	1.0000	0.9231	1.0000	1.0000	1.0000			

### 2.3 高老龄人口年龄别性别比的变化

同期人口年龄别性别比是在历史过程中形成的。影响年龄别性别比的因素比较复杂，因此年龄别性别比是反映多种因素相互作用的综合指标。具体说来，影响年龄别性别比的因素是：(1) 当年出生人口的性别比；(2) 该批人口在以后各年龄阶段两性死亡率差别的具体数字；(3) 两性有不等的迁入或迁出人口比例；(4) 两性有不等的登报误差，如漏报、重报和年龄误报等；(5) 人口数量少所导致的正常的统计学上的波动。

根据中国人口普查的实际情况，在分析高老龄人口年龄别性别比时，如果认为历史上中国人口是封闭的或基本封闭的，则决定年龄别性别比大小的因素，主要为当年出生人口的性别比及该批人口在以后各年龄段两性死亡率的差异。出生性别比主要是由生物学因素决定的，一般为  $105 \pm 2$ 。中国人出生性别比有所偏高（邬沧萍，1988），但仍然可以看作是相对稳定值。因此，年龄别性别比的变化趋势可以反映两性年龄别每年死亡率差异随龄变化情况（见表 4、图 3）。

表 4 经修匀后历次全国人口普查高老龄组年龄别性别比

年龄					年龄				
性别比 (男/女 × 100)					性别比 (男/女 × 100)				
n	1953 年	1964 年	1982 年	1990 年	n	1953 年	1964 年	1982 年	1990 年
80	54.14	51.60	61.74	65.92	106	96.15	76.47	53.51	
81	51.80	49.33	59.62	62.66	107	112.82	82.00	55.81	
82	49.52	47.26	57.39	59.37	108	120.51	87.50	61.29	
83	47.47	45.17	55.18	56.39	109	123.52	91.78	69.77	
84	45.35	43.14	52.77	53.68	110	144.83	93.55	89.66	
85	43.36	41.10	50.56	51.04	111	150.00	97.78	95.00	
86	41.44	39.80	48.43	48.69	112	159.09	112.12	112.50	
87	39.80	38.42	46.14	46.53	113	200.00	105.56	133.33	
88	38.21	36.94	43.88	44.57	114	180.00	112.50	183.33	
89	36.79	35.71	42.05	42.69	115	144.44	121.43	180.00	
90	35.59	35.22	40.21	40.74	116	175.00	114.29	180.00	
91	34.60	35.51	38.62	38.69	117	162.50	100.00	175.00	
92	34.29	36.64	37.60	36.77	118	150.00	93.33	175.00	
93	32.48	37.96	35.96	34.75	119	144.44	78.57	125.00	
94	32.85	41.05	36.27	33.67	120	133.33	75.00	125.00	
95	33.62	44.37	37.19	32.94	121	128.57	70.00	100.00	
96	34.38	47.14	40.15	32.94	122	128.57	66.67	100.00	
97	35.26	50.64	43.68	33.60	123	150.00	100.00	100.00	
98	41.53	55.82	44.89		124	150.00	150.00	100.00	
99	44.94	59.60	44.73		125	300.00	150.00	—	
100	49.47	63.82	46.26		126	300.00	200.00	—	
101	61.11	69.95	42.09		127	200.00	300.00	—	
102	76.34	71.90	34.48		128	100.00	200.00	—	
103	63.72	64.00	39.04		129	100.00	100.00	—	
104	72.41	66.13	42.79		130	50.00	—	—	
105	80.00	70.34	46.62						

以往的研究结果表明，年龄别性别比曲线在不同国家及不同时期有较大变化，但仍表现出共同的特点，即曲线经过一段略呈水平波动后平滑单调递减。导致这一现象的主要原因是

进入某一年龄段后男性的年龄别死亡率稳定地高于女性，并通常将这种趋势向高年龄组顺势外延。但是，中国 4 次人口普查的结果表明，老龄组年龄别性别比曲线平滑单调递减趋势不适用于高老龄人口。因为这种趋势持续到高老龄的某一年龄段后曲线迅速上升，并且上升的幅度明显大于以前下降的幅度。值得注意的是，这一转折点年龄相对稳定（1953 年为 93 岁，性别比 32.48;1964 年为 90 岁，性别比 35.22;1982 年为 93 岁，性别比 35.96;1990 年为 95 岁，性别比 32.94）。这一结果所反映的两性死亡率差异随龄变化与前面结论一致。曲线在 102 岁左右都出现异常波动，可能是每次人口普查时两性在 100 岁左右有不同程度的年龄误报累积所致。

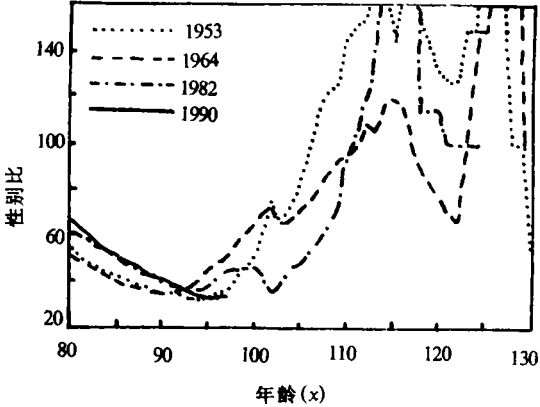


图 3 调整后的历次人口普查的年龄别性别比曲线

3. 讨 论

1825 年英国的 B.Gompertz 提出了死亡的两原因：机遇和抗死亡能力的减退，并假定一个人抗死亡能力的减退速度与当时他本人的抗死亡能力成正比。这一理论已成为被广泛接受的死亡定律（蒋庆琅，1984）。按照这一定律，人进入成熟期以后，死亡概率将会随龄增加而呈指数上升。中国人口的年龄别死亡率模式基本符合这一规律（蒋正华等，1984）。但是，J.Vaupel 等在分析斯堪的纳维亚和美国等地的一些高老龄死亡人口数据时发现，死亡概率随年龄的增加量到 90 岁左右时变得很小，到 100 岁后几乎不再随年龄增加而增加，表现出死亡模式的特殊性。对一些实验动物群体的研究也得到类似的结论（Finch、Pike、Wiffen, 1990）。本文对中国高老龄人口死亡率的研究也证实这一特殊性，并引证出男性较女性更偏离这一法则。

人的死亡从生物学表现可以概括为两大类：生理性死亡和病理性死亡。L.Crapo(1981)认为，每个个体的最大寿命是由遗传决定的。如果一个个体幸免各种可能导致早亡的危险而生存下来，其生命将由衰老决定并以自然死亡告终。实际上，能够活到生理允许寿命的个体是很少的。如果高老龄人口的死亡可看作是接近该个体的衰老死亡，则在一定程度上可以反映人的生理寿命的某些性质。一般认为，由于两性遗传上的差别使得女性在各年龄段的存活能力都大于男性，老年段表现得更为明显。但是，本文对中国高老龄人口年龄别性别比及高老龄各年龄队列人口在相邻普查期间死亡率性别差异的研究表明，这一现象不适合于中国高老龄人口。因为高老龄人口两性死亡率差异随龄增加而逐渐缩小，并且在高老龄组的某一年龄阶段后男性死亡率略低于女性。

大量统计结果表明，女性平均预期寿命高于男性，并且随着人口平均预期寿命的延长，差异呈扩大之势。但这并不意味着女性的生理寿命高于男性。男性早亡率高于女性，可能与男性在社会和家庭生活中所承受的负担较重及暴露于有害环境因素较多有关，也可能与生物学机制有关。本文发现高老龄人口两性死亡率差异变化的特殊性及其机制值得进一步研究。

(下转第 36 页)

智慧方面的提高才能实现。例如,新知识能导致创造出从飞机的复合原材料直到生物制品等崭新材料,从而增强我们用一种材料替代另一种材料的能力。为自然资源存量的增加和环境保护提供可能。知识除了能代替某些资源和原材料之外,还能节省时间。时间本身就是最重要的经济资源之一,它是一种隐藏的投入。所以,知识即科学能使事物加速运转,驱使我们走向一种实时、即时经济,并替代时间的消耗。

3.4 当代人在实现其发展过程中,他们虽然消耗了资源并给环境造成了压力,但他们也要面对着福利不足和环境污染的生存环境实现其发展。然而随着时间的推移和科学技术的发展,不仅会使经济得到增长,福利得到增加,而且环境也会得到改善,并给后代人的发展提供了机会。所以,应该扩大对公平的理解,消除由于资源分配和环境问题上的代际公平问题而制约发展。

#### 参考文献

- 1 张坤民,可持续发展论,中国环境出版社,1997. 3
- 2 张世秋等译,世界无末日—经济学、环境与可持续发展,中国财政经济出版社,1996. 6
- 3 朱国宏,人口质量的经济分析,三联书店上海分店,1994. 1
- 4 中国21世纪议程,中国环境科学出版社,1994
- 5 96中国发展报告,中国统计出版社,1996. 11
- 6 田雪原,21世纪中国人口与可持续发展,21世纪—中国战略大策划,红旗出版社,1996. 9

(本文责任编辑:朱 犁)

~~~~~  
(上接第 45 页)

#### 参 考 文 献

- 1 国家统计局人口统计司,中国人口统计年鉴,1988第323~327,400~405,477~481页
- 2 国家统计局人口统计司,中国人口统计年鉴,1992第95~97页
- 3 郝虹生,中国人口死亡率的性别差异研究,中国人口科学,1995(2)
- 4 蒋庆琅,生命表及其应用,上海翻译出版公司,1984第123~124页
- 5 蒋正华,张为民,朱力为,中国人口平均预期寿命的初步研究,中国1982年人口普查北京国际讨论会论文集,中国统计出版社,1984第696~712页
- 6 乔晓春,第四次全国人口普查人口性别年龄结构的初步检验,中国人口科学,1992(5)
- 7 乔晓春,李建新,中国人口年龄结构再分析及其调整,人口与经济,1995(3)
- 8 邹沧萍,中国人口性别比研究,刘铮主编,中国人口问题研究,中国人民大学出版社,1988第110~148页
- 9 游允中,1982年中国人口普查的可信度,中国1982年人口普查北京国际讨论会论文集,中国统计出版社,1984
- 10 张为民,崔红艳,中国1990年人口普查数据质量的评价,中国1990年人口普查国际讨论会论文集,中国统计出版社,1993第145~166页
- 11 曾毅,人口分析方法及应用,北京大学出版社,1993第91~93页
- 12 Crapo, L. (1981)Vitality and Aging:Implications of the Rectangular Curve. Freeman, San Francisco 2-5
- 13 Finch, C., Pike, M. and Witten, M. (1990) Slow mortality rate acceleration during aging in some animals approximate that of humans. Science. 249: 902-905
- 14 United Nations (1993) Demographic Yearbook 480-523
- 15 WHO (1980) Manual of Mortality Analysis World Health Organization, Reprint. 121

(本文责任编辑:徐培英)