

中国女性死亡概率分布的模型研究

黄润龙

一、问题的提出

人口模型是人口研究的一个十分有用的工具,它能对历史人口发展指标进行平滑、填补、评估;也能用于区域人口发展指标的对比、分析;还能深入认识人口发展一般规律,提高对于未来人口发展指标变化的预见能力。

提出最早、发展最完善、使用最频繁的人口模型是模型生命表。模型生命表常分经验模型生命表和相对模型生命表两类。近十余年来,人口模型尤其是对相对模型生命表的研究发展极快,1975年布拉斯(W·Brass)提出了两参数相对模型生命表^①、1979年巴西亚(Z. Basia)提出了四参数相对模型生命表^②、1983年尤鲍克(D. Ewbank)提出了参数可缩相对模型^③。这些模型不仅能从人口学角度对参数解释得极其合理,而且能对实际死亡概率的分布模拟得惟妙惟肖。这些模型生命表不仅在死亡率分析、研究中,而且在外国人口规划、人口动力学理论研究中都发挥着十分重要的作用。

80年代末蒋正华教授将全国2800张原始生命表利用信息压缩技术聚类建模建立了中国5个类型36个层次的区域性模型生命表,^④然而整个人口学界对我国相对模型生命表的研究基本尚属空白。本文将采用Coale区域模型生命表、Brass两参数、Basia四参数、Ewbank参数可压缩相对模型生命表来研究1981年我国28省、市、自治区(西藏、台湾、海南因资料缘故、暂除外),女性死亡概率^⑤的分布情况及数值模拟情况,最后按Ewbank模型四参数对全国28省、市、自治区女性死亡概率进行聚类分型。

二、区域生命表的应用

科尔(coale)研究了1981年中国人口死亡情况后,认为中国死亡概率属于西部模型水平19。^⑥黄润龙研究发现80年代初江苏女性死亡模型更接近于北部型模型水平22。^⑦为给出实

① W·Brass, "Use of the Logit System" in *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data* (Univ. of North Carolina, POPLAB Occasional Publications, 1975).

② Basia Zaba, "The Four-Parameter Logit Life Table System" *Population Studies*, Vol 33 No 1 (1979) pp. 79-100.

③ D·C·Ewbank, J·C·Gomez and M·A·Stoto, "A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables", *Population Studies*, Vol 37 (1983) pp. 105-127.

④ 蒋正华: "中国分区模型生命表", 《中国人口科学》, 1990年第2期; "中国区域模型生命表", 《中国人口年鉴》, 1990年, 1991年。

⑤ 原始生命表全部来源于《人口研究》, 1987年1-4期。

⑥ Ansley·J·Coale, 1984, "Rapid Population Change in China 1952-1982", National Academy Press.

⑦ 黄润龙: "江苏省死亡人口的间接估计及死亡率模型", 《中国人口科学》, 1992年第6期, 25-34。

际生命表与模型生命表^①的离差程度,这里计算了 28 省市女性尚存率与西部型水平 19-23、北部型水平 20-22 各模型尚存率的标准差。小的标准差表示该省女性实际生命表与此模型较为接近。由表 1 可见,我国有 6 个省市女性生命表接近于西部模型水平 22,有 11 个省市接近西部型水平 19,而归属北部模型水平 20、21、22 的省市分别有 5、1、5 个。分析其原因,可能是由于我国幅员辽阔、人口众多、各地医疗卫生保健水平不一致的缘故。

表 1 1981 年各省市女性尚存率与各类模型生命表的标准差

	W(19)	W(20)	W(21)	W(22)	N(20)	N(21)	N(22)	归属
北京	0.0348	0.0327	0.0229	0.0072	0.0238	0.0181	0.017	w22
天津	0.0273	0.0291	0.0224	0.0137	0.0224	0.021	0.0242	w22
河北	0.0288	0.029	0.022	0.0073	0.0189	0.0153	0.0176	w22
山西	0.0189	0.0281	0.0274	0.0251	0.0247	0.0283	0.0346	w19
内蒙古	0.0166	0.0297	0.0324	0.0313	0.0279	0.0331	0.0402	w19
辽宁	0.0248	0.0273	0.0233	0.0103	0.0167	0.0152	0.0196	w22
吉林	0.0154	0.0314	0.0363	0.035	0.0296	0.0357	0.0433	w19
黑龙江	0.0139	0.0285	0.0327	0.0298	0.025	0.0305	0.038	w19
上海	0.0531	0.0469	0.0369	0.021	0.0355	0.0257	0.0158	n22
江苏	0.0383	0.0349	0.0279	0.0079	0.0211	0.0117	0.0049	n22
浙江	0.038	0.0347	0.0274	0.0074	0.021	0.0116	0.005	n22
安徽	0.0301	0.0291	0.0253	0.0069	0.0133	0.0055	0.0091	n21
福建	0.0215	0.0253	0.0242	0.0117	0.0107	0.0111	0.0183	n20
江西	0.0204	0.0246	0.0239	0.014	0.0105	0.0126	0.0202	n20
山东	0.0285	0.0284	0.0223	0.0058	0.0165	0.0123	0.0151	w22
河南	0.0277	0.0278	0.0226	0.006	0.0148	0.0106	0.0142	w22
湖北	0.0093	0.0249	0.03	0.0276	0.0196	0.0264	0.0348	w19
湖南	0.0145	0.0232	0.0265	0.0192	0.0096	0.0158	0.0247	n20
广东	0.0419	0.038	0.0309	0.0126	0.0236	0.0138	0.0043	n22
广西	0.0372	0.0349	0.03	0.0119	0.0184	0.0089	0.0038	n22
四川	0.0088	0.0245	0.0304	0.0266	0.0165	0.0239	0.0328	w19
贵州	0.0134	0.0253	0.0319	0.0277	0.0139	0.0222	0.0316	w19
云南	0.0106	0.0247	0.031	0.0278	0.0158	0.0238	0.0331	w19
陕西	0.0173	0.0324	0.0366	0.0379	0.0325	0.0388	0.0465	w19
甘肃	0.018	0.0328	0.0371	0.0409	0.0331	0.0394	0.0471	w19
青海	0.0052	0.027	0.035	0.0334	0.0221	0.0304	0.0396	w19
宁夏	0.018	0.0252	0.0245	0.0197	0.0179	0.0213	0.0281	n20
新疆	0.021	0.0265	0.031	0.0209	0.0082	0.0135	0.0223	n20
平均	0.023332	0.029532	0.028742	0.019521	0.020128	0.020589	0.024492	w22

然而,仅凭实际生命表与模型生命表一个指标的离差程度来判断实际生命表的归属有时是不全面的。有些地区(如宁夏、福建等)标准差之间的离差是十分地小,不同的截断误差足以改变生命表的所属类型;其次,在理论上也难以解释为何在各省市找不到接近于西部型水平 20、21 层次的原始生命表。此外,考虑到区域模型生命表数量太多(分四大类,每类分 24 层次,每层又分男、女、合计 3 张),查找对比很不方便。因此,有必要进行新的探索和尝试。

三、布拉斯(Brass)两参数相对模型生命表的应用

相对模型生命表起源于人口学家削减死亡率参数数目的理性尝试。由于年龄别死亡率随年龄大致呈“J”型分布,不少人口学家、数学家、生物统计学家都试图以少量参数和数学函数来

① Ansley · J · Coale, Paul Demeny, 1966, Regional Model Life table and Stable Population, Princeton Univ. Press.

描述各地、各时死亡概率随年龄的分布特征。1959年莱德曼(Lederman)^①用因素分析法研究了157张实际生命表,提出至少需3个参数才能解释实际生命表方差的93%。1962年伯哥里斯(Bourgeois)^②将这三个因素解释为总死亡率水平、儿童成人死亡率比、老年人口死亡率,作者还推导出解释剩余7%方差的另外两个因素是婴儿死亡率和男、女性死亡率差异。1971年Brass从生物统计学家关于药物试验中剂量和毒性反应的罗吉特(Logit)关系中得到了启示^③,1975年提出了两参数相对模型生命表^④。Brass证明了,只要用不同的参数 α 、 β ,任何一张实际生命表的罗吉特变化值都可用标准生命表罗吉特变换的线性函数表达出来。即: $\text{Logit}[L(x)] = \alpha + \beta \text{Logit}[Ls(x)]$ 其中: $\text{Logit}(P) = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{P}{1-P}\right)$, $L(x)$ 、 $Ls(x)$ 分别是 x 岁人口实际生命表、标准生命表的尚存率。因此,只要知道了 α 、 β 两参数,就可计算出各年龄别尚存率乃至整个生命表。

参数 α 代表了总死亡率水平。负的 α 表示较高的生存率和较低的死亡率;正的 α 则相反。参数 β 代表老年与儿童死亡率之比,大的 β 值表示儿童存活率高、老年尚存率低;小的 β 则相反。用Brass一般标准(世界标准)生存率 $Ls(x)$ 计算出1981年我国各地区模型参数 α 、 β 及模型与实际生命表尚存率的标准差STD。由表可见,对我国各地区而言, α 大致在-0.50至-1.30之间, β 在0.6至1.40之间。尚存率曲线拟合标准差在0.004~0.024;

表2 1981年全国各省市两参数相对模型生命表主要参数

	男性			女性				男性			女性		
	α	β	STD	α	β	STD		α	β	STD	α	β	STD
北京	-1.1357	1.3418	.0143	-1.2524	1.2616	.0115	山东	-1.0062	1.3054	.0108	-1.0956	1.1462	.0059
天津	-1.0875	1.2823	.0169	-1.1652	1.2379	.0129	河南	-0.9656	1.3227	.0105	-1.0657	1.1241	.0045
河北	-1.0306	1.2667	.0139	-1.1338	1.1796	.0092	湖北	-0.7506	1.1874	.0171	-0.8406	1.0456	.0071
山西	-0.8976	1.2198	.0174	-0.9805	1.1268	.0145	湖南	-0.7228	1.0215	.0148	-0.7885	0.9235	.0075
内蒙古	-0.8408	1.1242	.0229	-0.9065	1.0924	.0160	广东	-0.9695	1.2887	.0095	-1.1165	1.0564	.0043
辽宁	-1.0221	1.2346	.0121	-1.1091	1.1900	.0099	广西	-0.8774	1.0579	.0069	-0.9596	0.9196	.0046
吉林	-0.9770	1.3403	.0126	-1.0363	1.3297	.0139	四川	-0.6628	1.0004	.0146	-0.7092	0.9013	.0113
黑龙江	-0.8866	1.1578	.0188	-0.9609	1.1643	.0132	贵州	-0.5848	0.8427	.0158	-0.5851	0.8142	.0113
上海	-1.0973	1.2104	.0167	-1.2907	1.0925	.0110	云南	-0.5484	0.8375	.0197	-0.5909	0.8172	.0137
江苏	-0.8984	1.1726	.0166	-1.0097	0.9300	.0106	陕西	-0.7604	1.1152	.0210	-0.8058	1.0480	.0163
浙江	-0.9101	1.1432	.0142	-0.9992	0.9148	.0118	甘肃	-0.8018	1.1471	.0192	-0.8456	1.0997	.0142
安徽	-0.9055	1.2074	.0130	-0.9653	0.9788	.0051	青海	-0.5543	0.8840	.0239	-0.6045	0.8603	.0139
福建	-0.8813	1.3393	.0111	-1.0098	1.1201	.0057	宁夏	-0.7261	0.8890	.0211	-0.7934	0.9047	.0177
江西	-0.7555	1.0744	.0170	-0.8128	0.8992	.0109	新疆	-0.5019	0.6584	.0180	-0.5337	0.6971	.0137

由表2还可见,Brass模型对女性尚存率的拟合程度普遍优于对男性的拟合程度。若将模型尚存率与实际尚存率标准差对28个地区取平均值,则男性为0.0157、女性为0.0108,对比表1西部型水平22的0.0195,说明相对模型对我国女性生命表的拟合,平均而言要优于区域模型生命表。而且,中国女性 α 的绝对值要大于男性、 β 值小于男性(表2),这说明中国女性寿命长于男性,而老年与儿童死亡率比小于男性,这和实况十分相符。此外,零岁期望寿命随着参数 α 绝对值的减少而呈线性增长,这两者有极高的相关性($r = -0.9749$), $e_0 = 52.23 - 18.02\alpha$ 。

① S. Lederman and J. Breas, "Les dimensions de la mortalite", Population No. 4(1959).

② J. Bourgeois and Pichat, "Factor Analysis of Sex-Age Specific Death Rates", Population Bulletin of the UN No. 6(1962).

③ W. Brass, "On the Scale of Mortality" Biological Aspects of Demography (London: Taylor and Francis, 1971), PP. 69-110.

④ W. Brass, "Use of the Logit System" in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data (Univ. of North Carolina; POPLAB Occasional Publications, 1975).

Brass 两参数模型生命表的优点是简单、灵活,只要一套标准生命表,一个计算器就可对各地实际生命表进行调整、模拟和平滑处理,但其有两个固有的缺陷。Coale 发现一种相对模型生命表只能模拟一种区域模型死亡概率。为减少与实际生命表的拟合误差,Brass 又提出非洲标准、中国标准的模型尚存率。其次,两参数模型生命表对儿童、老年人口尚存率模拟得比较差。开始人们认为是由儿童、老年实际死亡人数漏报所造成,后来发现是模型固有的系统差异。即使像北京、上海这样的大城市,女性尚存率的罗吉特曲线也并不完全呈直线分布。Brass 的助手 Basia 意识到这是相对模型采用参数过少的缘故,从而对模型进行了改造。

四、巴西亚 (Basia) 四参数相对模型的应用

Basia 于 1979 年发现,Brass 的一般标准生存率 $l_s(x)$ 若能增加考虑老年、婴儿死亡率因素而加以改造为 $l_N(x)$,则在 Logit 坐标下,与实际尚存率 $L(x)$ 呈现更良好的直线关系,即:

$\text{Logit}(l(x)) = \alpha + \beta \cdot \text{Logit}(l_N(x))$ 而 $l_N(x)$ 是实际尚存率的近似,因其接近于 $l_s(x)$,且尾部发散,故可用 Gram-Charlier 展开式分解为:

$$l_N(x) = l_s(x) + a l'_s(x) + b l''_s(x) + c l'''_s(x) + d l^{(4)}_s(x) + \dots$$

$$\doteq l_s(x) + \psi k(x) + \chi t(x)$$

其中: $k(x) = l'''_s(x) + \frac{1}{2} l''_s(x) = 1.5 l'_s(x) [1 - l_s(x)] [1 - 2l_s(x)]^2$, $t(x) = l^{(4)}_s(x) + 1.6 l''_s(x) = 0.8 k(x) [(l_s(x) - 0.5)^2 - 0.0325] / (1 - 2l_s(x))$, 分别代表尚存率曲线两端弯曲及扭转情况。表 3 给出 Brass 一般标准情况下 $k(x)$ 、 $t(x)$ 的具体数值。 ψ 、 χ 是 $k(x)$ 、 $t(x)$ 的权重,表示曲线的变形程度。当 ψ 、 χ 很小时, $l_N(x)$ 就非常接近 $l_s(x)$ 。

表 3 Basia 四参数相对模型标准函数值

年龄	$l_s(x)$	$K(x)$	$t(x)$	年龄	$l_s(x)$	$K(x)$	$t(x)$
1	0.8499	0.0937	-0.0963	45	0.5534	0.0042	0.0094
5	0.7691	0.0772	-0.0458	50	0.5106	0.0002	0.0021
10	0.7502	0.0704	-0.0339	55	0.459	0.0025	-0.0075
15	0.7362	0.0650	-0.0256	60	0.3965	0.0154	-0.0130
20	0.713	0.0557	-0.0135	65	0.3221	0.0415	-0.0008
25	0.6826	0.0433	-0.0008	70	0.238	0.0747	0.0412
30	0.6525	0.0316	0.0077	75	0.1521	0.0937	0.0953
35	0.6223	0.0211	0.0121	80	0.0776	0.0766	0.1059
40	0.5898	0.0117	0.0127	85	0.0281	0.0365	0.0588

为此,我们计算了全国 28 个省、市、区女性相对模型生命表,其主要参数见表 4。

表 4 Basia 四参数相对模型生命表主要参数

	α	β	ψ	χ	std(Zaba)		α	β	ψ	χ	std(Zaba)
北京	-1.3121	1.4249	-0.4576	0.4904	0.0021	河南	-1.0846	1.1872	-0.1758	0.2076	0.0011
天津	-1.2256	1.4104	-0.4738	0.5248	0.0019	湖北	-0.8681	1.098	-0.2453	0.1889	0.0019
河北	-1.1756	1.3151	-0.3575	0.4301	0.0018	湖南	-0.8138	0.9522	-0.2416	0.1173	0.0013
山西	-1.0395	1.2586	-0.4896	0.4488	0.0019	广东	-1.1184	1.114	-0.0566	0.2004	0.0014
内蒙古	-0.9676	1.2337	-0.5231	0.494	0.0018	广西	-0.9652	0.9599	-0.0831	0.1596	0.0026
辽宁	-1.1402	1.3537	-0.2998	0.5039	0.0013	四川	-0.7383	0.9291	-0.2796	0.1167	0.0043
吉林	-1.0408	1.5345	-0.136	0.5563	0.0023	贵州	-0.5977	0.7559	-0.0712	-0.2855	0.0077
黑龙江	-0.9978	1.3515	-0.3553	0.5848	0.0028	云南	-0.6188	0.7829	-0.2427	-0.1615	0.0061
上海	-1.3528	1.2156	-0.5216	0.4411	0.0014	陕西	-0.8682	1.1342	-0.5259	0.337	0.0013
江苏	-1.053	0.9906	-0.4144	0.2574	0.0014	甘肃	-0.8958	1.175	-0.4095	0.2678	0.0018
浙江	-1.0485	0.9934	-0.4835	0.3404	0.0006	青海	-0.6462	0.8894	-0.4087	0.1429	0.0015

安徽	-0.9895	1.0223	-0.2299	0.1676	0.0016	宁夏	-0.8494	0.9259	-0.5082	0.1194	0.0024
福建	-1.011	1.1878	-0.0554	0.2218	0.0012	新疆	-0.5604	0.699	-0.3069	0.0117	0.0072
江西	-0.8443	0.908	-0.2862	0.0392	0.0032					AVG=	0.002421
山东	-1.1252	1.2349	-0.2601	0.2896	0.0019						

由表可见, Basia 四参数模型对中国女性尚存率的拟合较 Brass 两参数模型有了很大的改善, 前者对实况拟合的标准差仅为后者的 20%。此外, 大部分地区参数 ψ 是负的, λ 是正的, 这反映女童尚存率低于相同 α, β 水平一般标准 l_x 。 ψ 的绝对值大于 λ 值(16/28) 则表明老年尚存率低于相同 α, β 水平下一般标准; 反之亦然。

Basia 四参数模型大大改善了对观测曲线的拟合情况, 它的缺点是难以对参数 ψ, λ 分别进行人口学的恰如其分的解释。为此, Ewbank 对模型进行了新的改造。

五、尤鲍克(Ewbank)四参数相对模型的应用

Ewbank 基本模型如下:

$$y_x = \alpha + \beta T(l_{xs}; k, \lambda)$$

$$\text{而 } T(P; K, \lambda) = \begin{cases} \{[P/(1-P)]^k - 1\} / (2k) & \text{当 } P \geq 0.5 \\ \{1 - [1/P - 1]^k\} / (2\lambda) & \text{当 } P < 0.5 \end{cases}$$

其中 $y_x = \text{Logit}(l_x) = \text{Ln}[l_x / (1 - l_x)] / 2$, 而 l_{xs} 是 x 岁的 Brass 一般标准尚存率, 为一已知函数。若 k, λ 为已知, 即可求出 $T(l_{xs}; k, \lambda)$, 再通过已知参数 α, β , 求出 y_x 和 l_x 值。

不同的 k, λ 值对标准尚存率曲线的影响是: 正的 k 值使儿童尚存率增加、死亡率降低; 负的 k 值则相反; 正的 λ 值使老年尚存率降低、死亡率增加; 负的 λ 值则相反。因此, k, λ 分别是影响儿童和老年尚存率 l_{xs} 的陡峭程度。其次, 模型变换是单调的, 变换是对称的, $T(P; K, \lambda) = -T(1-P; K, \lambda)$ 。若将 $T(l_{xs}; K, -K)$ 作级数展开: $T(l_{xs}; K, -K) = y_{xs} + \frac{2K(y_{xs})^2}{2!} + \frac{(2K)^2 y_{xs}^3}{3!} + \dots$ 。作者发现, 当 k, λ 很小时, T 非常接近于 Brass 的两参数模型。

根据计算, 我国各地区 K 都是负值, 大致在 -0.15 至 -0.80 之间, λ 大多(16/28) 为正值, 少数为负值, 大致在 -0.4 至 0.4 之间, 详见表 5。这一事实表明, 中国女童尚存率低于给定 α, β 水平下标准尚存率, 而老年妇女尚存率接近或略低于同一 α, β 水平下的标准尚存率, 这与上一节研究的结论十分相符。

表 5 Ewbank 四参数相对模型生命表主要参数

	std(EB)	α	β	ψ	λ		std(EB)	α	β	ψ	λ
北京	0.0055	1.3053	1.5708	-0.6222	-0.1171	河南	0.0034	1.0849	1.207	-0.2056	-0.0169
天津	0.0042	1.2176	1.595	-0.6935	-0.1638	湖北	0.0047	0.8706	1.1238	-0.2688	0.0285
河北	0.0043	1.1743	1.4115	-0.4999	-0.0927	湖南	0.0059	0.8239	0.9459	-0.2353	0.1274
山西	0.0044	1.0422	1.4109	-0.7171	-0.08	广东	0.0063	1.139	1.1468	-0.2492	-0.0173
内蒙古	0.0054	0.9714	1.3846	-0.7719	-0.0795	广西	0.0058	0.9887	1.009	-0.3264	0.0077
辽宁	0.0071	1.1479	1.477	-0.5627	-0.152	四川	0.0095	0.7651	0.9732	-0.4819	0.1346
吉林	0.0028	1.0425	1.794	-0.5727	-0.3962	贵州	0.0115	0.6348	0.7419	-0.1663	0.3432
黑龙江	0.0021	0.9923	1.6098	-0.7466	-0.332	云南	0.0101	0.6487	0.7741	-0.2951	0.3288
上海	0.0072	1.3578	1.2998	-0.658	0.0141	陕西	0.0065	0.8716	1.1706	-0.5414	0.1041
江苏	0.0058	1.0643	1.0682	-0.574	0.0477	甘肃	0.0086	0.9146	1.2483	-0.5785	0.0763
浙江	0.0078	1.0598	1.0214	-0.5657	0.1134	青海	0.0065	0.6595	0.9	-0.4271	0.1889
安徽	0.004	0.9891	1.0034	-0.1598	0.0741	宁夏	0.0084	0.8684	0.9325	-0.5279	0.267
福建	0.0032	1.0189	1.2705	-0.2607	-0.1317	新疆	0.01	0.5884	0.7808	-0.674	0.1328
江西	0.0093	0.8706	0.9153	-0.3832	0.2193		AVG=	0.006175			
山东	0.0026	1.1163	1.2577	-0.2482	-0.04						

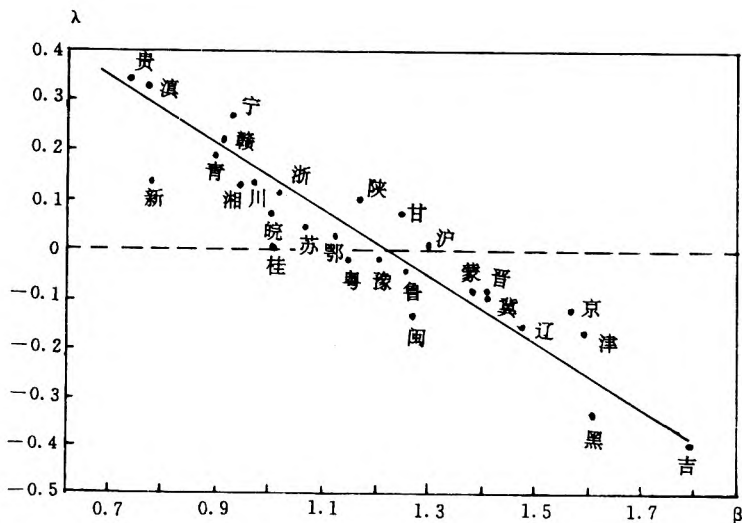


图 1 Eubank 模型参数 β 和 λ 关系示意图

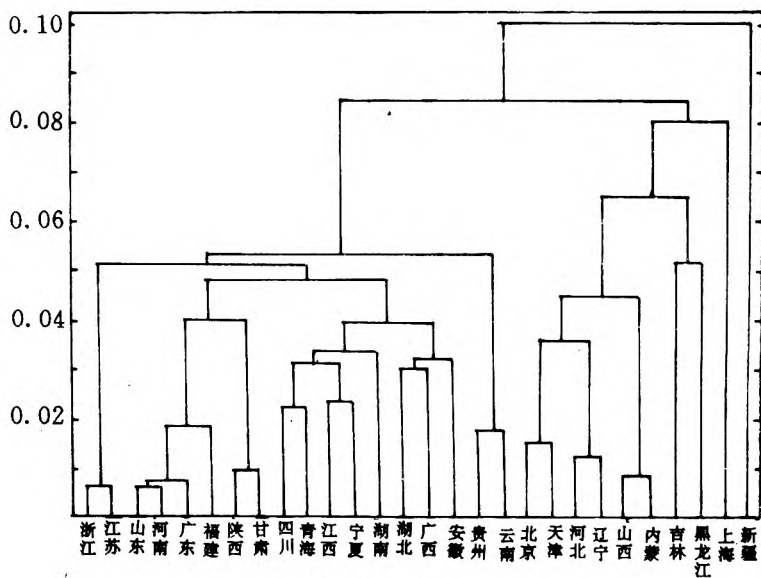


图 2 各省市聚类谱系图

若将 β, λ 分别作为横坐标、纵坐标, 则我国各地区女性模型参数 β 与 λ 呈现很好的直线相关关系(见图一), $\lambda = 0.7071 - 0.5843\beta$, 相关系数 $\gamma = -0.9281$ 。因此, 在资料不齐全时, 可用 β 来估计 λ , 这就是作者称该模型为参数可压缩模型的缘故。我们还计算了蒋正华教授的区域模型生命表^① 水平 30-36 的模型参数 β, λ 等。发现其大致也在 $\beta-\lambda$ 回归直线附近变化。这充分说明, 对女性模型而言, λ, β 之间关系是客观存在的。

六、中国各省市女性模型生命表的聚类分析

若以尚存率代表模型生命表, 而以 Eubank 模型四参数作为聚类分析的基础指标, 全国 28 个地区作为样本, 则很容易计算出样本间的欧氏距离 $d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^4 (x_{ik} - x_{jk})^2}$ 。若用最短距离法进行聚类分析^②, 很容易得到如下谱系图:(见图二)将 0.07 作为不同类型判别的临界值, 则中国女性生命表大致可分内陆类、北方类、及上海、新疆两散类。内陆类又可分江浙、云贵、内地三大类、北方类可细分华北、东北两大类。表 6 给出了中国女性各类型的模型参数平均值。由表可见, 北方类是以 $\lambda < 0$ 且 β 较大为特征的; 内陆类以 $|K|$ 最小, λ 较大为特征; 上海类以 α 最大, λ 较小为特征; 新疆类以 α 最小、 β 较小为其特点。这说明北方类老年尚存率高, 老年、儿童死亡率比大; 内陆类儿童尚存率偏高、老年尚存率偏低; 上海类总死亡率低; 新疆类总死亡率高, 老年、儿

① 蒋正华:“中国区域模型生命表”,《中国人口年鉴》,1990年;1991年。

② 蒋耀淞:《多元统计分析方法》,中国地质大学出版社。

童死亡率比小。由图二也可清楚地判别东北、华北、云贵型、新疆类；而上海类及江浙、内地型模糊不清，则表明决定这三个类型的参数不是 β, λ ，而是 α, k 等参数。

若将本文中的内地、江浙型和上海类合并成华东华中类，则与蒋正华教授所分的我国五类区域是十分地吻合。

七、结论与讨论

本文对 1981 年中国 28 省、市、自治区女性死亡概率的分布进行了模型研究，结论如下：

1、与 coale 区域经验模型对比研究表明，中国有 11 个省市区属北部模型，17 个省市区属西部模型，其中属西部模型水平 19 的省市多达 11 个。

2、与 Brass 两参数相对模型对比研究表明，中国女性 α 参数大于男性， β 参数小于男性，女性模型模拟结果也优于男性。相对模型拟合结果优于区域经验模型生命表结果。

3、Basia 四参数模型对中国女性的拟合情况又较 Brass 模型有了较大的改善。我国大部分地区女性儿童、老年尚存率低于相同 α, β 参数下的标准水平，仅有少数地区的老年尚存率除外。

4、Ewbank 四参数模型对中国女性拟合情况介于 Basia 模型与 Brass 模型之间，但其参数有着深刻的人口学意义。该模型揭示了与 Basia 模型相类似的中国女性尚存率分布特点。而当资料不全时，可用 β 参数来估计出入参数。

5、若用 Ewbank 四参数进行聚类分析则表明，我国 28 个地区女性死亡概率大致可分两大类、两散类、五大型。这与中国分区模型生命表的结论基本上是一致的。

(作者工作单位：南京人口管理干部学院)

(上接第 9 页)和产业结构调整逐步进行，既不能老是裹足不前，又要避免欲速而不达。以并村并点而言，当前重点应放在独户散户上，以后逐步加大力度，再进入第二轮、第三轮，想一步到位恐怕不现实。又如人口搬迁下山，限于国情其规模不可能很大，山区人口大部分乃至绝大部分仍要留至山上，有的山区资源丰富，还要“上山”搞开发，因此不能简单地把山区人口再分布理解为“下山”。搬迁实际上只是针对特殊情况的特殊措施。

(5)重视人口再分布中文化和心理因素的作用。众所周知，我国的农村社区都是一个个相对稳定自成体系的小社会，是在特殊的地理、历史条件和经济、人文环境中由血缘和地缘关系长期结成的共同体，并会形成独特的有一定排他性的社区文化和生活方式，在山区尤其是这样。显而易见，人口再分布将使山民们的生活环境发生剧变，会使他们在迁移后产生文化障碍或文化冲击，并滋生不安全感和无归属感，甚至会导致群体对抗，这些显然不利于巩固迁移成果。为此迁移时应以青年为主，以近迁为主，以群迁为主，实行梯次推进，滚动发展，以减小反差，使山民们在跨越世纪的大变动中能得到一定的缓冲，原有的血缘和地缘关系能部分保存，不致于在文化上和精神上失去太多的依托。此外，社会各方面对实施了人口再分布的山民们应热情关心并提供帮助，而不应对他们有任何冷漠和歧视。

(作者工作单位：华东师大人口所)