

上海、陕西婴儿、儿童 死亡率影响因素 之比较分析

涂 平

本文利用1985年国家统计局收集的第一阶段深入的生育力调查资料,应用风险模型,分析上海、陕西各种社会、经济因素和人口学因素对婴儿、儿童死亡率的影响,寻找影响婴儿、儿童死亡率的主要因素,探讨进一步降低我国婴儿、儿童死亡率的有效途径。

一 资料来源和样本特征

1985年国家统计局在陕西、河北两省和上海市进行了第一阶段深入的生育力调查。本文选取上海市和陕西省分别作为我国沿海发达地区和内陆地区的代表,从中比较两地婴儿、儿童死亡率因素的异同。

上海市为我国第一大城市,下辖10个县,总面积为6 186平方公里,1985年末总人口为1 200多万。1984年上海市工农业生产总值为719亿元,人均9 000元。

陕西省我国西北内陆省份,总人口为2 800多万(1982年人口普查)。1984年陕西省人均工农业生产总值为680元,仅为上海市的1/9左右。

上海、陕西两地的婴儿、儿童死亡率在解放后迅速降低。上海市婴儿死亡率由1955~1962年期间的65‰左右,降至1980~1985年期间的17.9‰;陕西省婴儿死亡率由1955~1962年期间的101.4‰降至1980~1985年期间的35.9‰。表1列出了根据1985年

表1 上海、陕西婴儿、儿童死亡率(‰)

出生年份	上 海		陕 西	
	婴 儿 死亡率	儿 童 死亡率	婴 儿 死亡率	儿 童 死亡率
1955~1961	65.6	11.8	101.4	62.5
1962~1969	32.5	9.5	84.0	27.4
1970~1979	16.4	10.4	55.6	17.5
1980~1985	17.9	5.6	35.9	13.2

第一阶段深入的生育力调查数据计算的上海市、陕西省两地在不同年份的婴儿、儿童死亡率(本文中儿童死亡率系指已存活1年的婴儿死于5周岁以前的概率,即 $4q_1$)。

1985年第一阶段深入的生育力调查采取多次分层、整群抽样的方法,抽取具有代表性的样本。调查对象为15~49岁的已婚妇女。该调查共收集了上海4 143名、陕西4 084名妇女的详细生育史,以及有关社会经济和人口学资料。参加调查的调查员均经过系统的培训,因而所收集的资料质量比较可靠。

上海市、陕西省的样本各由6 381名和11 438名活产婴儿构成,其中各有258名和1 086名婴儿死于调查日期以前。由于只调查了50岁以下的妇女,样本中1970年以后出生婴儿所占比重很大,早期出生婴儿多为低胎次青年妇女所生。文盲妇女所生婴儿陕西占的比重很大,为50.4%(上海为17.3%);陕西农村妇女所生婴儿的比重为81.2%(上海为51.7%);陕西家庭妇女所生婴儿占出生总数的82.8%(上海为0.4%)。

二 研究方法

本文中的应变量是婴儿、儿童的死亡年龄,自变量是可能影响死亡年龄的各种社会经济因素和人口学因素。由于绝大部分被调查妇女的子女至调查日期为止仍然存活,因此我们不知道他们的确切死亡年龄,但知道其存活时间大于出生日期至调查日期的这段时间。一般回归方法不适合于这类截断数据(censored data)的分析,而生存分析方法(survival analysis)却是专为这类数据而设的。本文采用考克斯风险模型(Cox's hazard model)同步考察分析各种社会经济因素和人口学因素对新生儿5岁以内死亡风险的影响。这些影响死亡率的因素在生存分析中称为协变量(covariates)。

风险模型假设死亡风险为基准风险与协变量函数之积:

$$h(t, \tilde{z}) = h_0(t) e^{\tilde{B} \cdot \tilde{z}}$$

式中 $h(t, \tilde{z})$ 系各协变量取值的个体 \tilde{z} 在时间 t 的死亡风险(即瞬间死亡率), $h_0(t)$ 为基准风险,即假设各协变量取值0时的死亡风险, \tilde{z} 为由一组协变量构成的列矢量, β 为由相应的风险回归系数组成的行矢量,需根据实际观察数据求出。 β_i 代表第 i 个协变量与死亡风险的关系。 $\beta_i > 0$ 表示该变量与死亡风险呈正相关, $\beta_i < 0$ 表示该变量与死亡风险呈负相关, $\beta_i = 0$ 表示该变量与死亡风险无关。 e^{β_i} 为相对死亡风险,对于连续变量,它为该变量变化一个单位的相对死亡风险;对于分组变量,它系与基准组相比的相对死亡风险。

用极大似然法可求出风险回归系数的估计值。具体估算方法详见cox(1972和1975)、Trussell和Hammerslough(1983)、Dixon(1985, P576—594)。本文所选择的各协变量及说明见表2。

表2 各协变量及说明

变量名称	说 明	类 别
婴儿性别	1=男孩, 0=女孩	虚设变量
出生胎次	分为第1胎、第2~3胎和4胎以上三组	分组变量
出生体重	以市斤表示	连续变量
出生年份		分组变量
母亲文化程度		分组变量
父亲文化程度		分组变量
母亲职业		分组变量
母亲产龄	每个婴儿出生时母亲的年龄	分组变量
自来水	家中有无自来水, 1=有, 0=无	虚设变量
核心家庭	1=核心家庭, 0=其它类型家庭	虚设变量
居住地	1=城市, 0=农村	虚设变量

注: ①虚设变量系取值0或1的变量。

深入的生育力调查只记录了调查时父母文化程度、职业、家庭结构、居住地。严格地说, 这些变量只代表调查时的状况, 它们只是近似地反映了婴儿出生前后的情况。我国过去人们在一生中变更职业的机会很少(农村人口尤其如此), 妇女多在完成学业后结婚、生育, 城乡迁移非常困难。所以, 这些变量仍可较好地反映婴儿出生前后的状况。

三 结果与讨论

本文将各变量粗略地分为: 人口学因素和社会经济因素两大类, 分别讨论它们对婴儿、儿童死亡率的影响。有时这两类变量之间没有明显的界限, 其归类带有人为的性质。

(一) 人口学因素与婴儿、儿童死亡风险的关系

人口学因素(如胎次、性别、产龄等)与婴儿、儿童死亡率有着极为密切的关系(见表3)。

当各种因素不变时, 婴儿、儿童死亡率随胎次

表3 相对死亡风险的估算值(e^{β_i})

变量名称	上 海	陕 西
出生胎次		
第一胎	1.00 — ①	1.00 —
第二三胎	1.38 (2.15) ②	1.34 (3.27)
四胎以上	1.15 (0.36)	1.82 (5.82)
婴儿性别	1.62 (3.49)	1.30 (3.97)
母亲产龄		
<20	1.00 —	1.00 —
20~34	0.67 (-1.66)	0.70 (-3.17)
≥35	1.00 —	0.73 (-1.42)
出生体重	0.61 (-7.97)	0.65 (-12.50)
出生年份		
1950~1961	1.00 —	1.00 —
1962~1969	0.53 (-3.12)	0.67 (-3.86)
1970~1974	0.40 (-3.57)	0.45 (-6.86)
1975~1979	0.35 (-3.85)	0.36 (-7.87)
1980~1985	0.51 (-2.47)	0.33 (-7.55)
母亲文化程度		
未受过任何教育	1.00 —	1.00 —
小学	0.70 (-2.00)	1.04 (0.52)
初中	0.63 (-1.81)	0.98 (-0.15)
高中以上	0.33 (-2.47)	0.70 (-1.07)
父亲文化程度		
未受过任何教育	1.00 —	1.00 —
小学	0.84 (-0.77)	1.04 (-0.17)
初中	0.80 (-0.80)	0.72 (-3.20)
高中以上	0.88 (-0.42)	0.54 (-3.75)
母亲职业		
干部③	1.00 —	1.00 —
服务业④	1.97 (1.72)	1.19 (0.50)
工人	1.73 (1.49)	0.90 (-0.29)
农民	1.47 (1.01)	1.57 (1.26)
家庭妇女	1.20 (0.16)	1.75 (1.80)
自来水	0.55 (-2.05)	0.96 (-0.45)
核心家庭	1.52 (2.19)	1.21 (2.30)
居住地	0.78 (-0.79)	0.90 (-0.84)

注: ① “—”表示基准组(下同)。

② 括号内的数字为 t 值(下同)。

③ 也包括文教、科技、卫生人员。

④ 指店员、售票员、炊事员、服务员等。

增高而增高。以头胎为基准,第二三胎的相对死亡风险在上海市为1.39,在陕西省为1.34;四胎以上的相对死亡风险在上海市为1.15,在陕西省为1.82。由于上海市四胎以上活产数仅占总数的3.4%,难以准确地估算出高胎次对上海5岁以内婴儿、儿童死亡风险的影响。

上海、陕西两地男孩的死亡率均高于女孩。上海市婴儿、儿童死亡率的性别差异较陕西省大。

母亲的产龄与其子女的死亡率显著相关。当胎次和其余因素相同时,20~24岁组妇女所生子女的死亡风险最低,20岁以下或34岁以上都较高,其中20岁以下最高。因上海市34岁以上妇女所生子女数极小,故将该组和20岁以下组合成一组。

上述结果表明,早育和多育对子女健康极为不利。计划生育不仅有利于人口数量的控制,而且有利于保护妇女、儿童健康,降低婴儿、儿童死亡率,提高人口素质。

上海、陕西两地婴儿、儿童5岁以内死亡风险与出生体重呈显著负相关。出生体重每增加一市斤,死亡风险减少35~40%左右。一般认为,出生体重是反映新生儿存活可能的一个重要指标。出生体重不仅反映新生儿的遗传体质,而且也反映母亲怀孕时的营养、产前保健服务质量状况。

婴儿、儿童死亡率随出生年份推迟而下降。在各种社会经济变量和人口学变量相同的情况下,近期出生婴儿较早期出生婴儿的死亡风险显著降低。以1962年以前出生的婴儿为基准,上海市在1962~1969年、1970~1974年、1975~1979年、1980~1985年等各阶段出生的婴儿,5岁以内的相对死亡风险分别为0.53、0.40、0.35和0.51。陕西省在上述各阶段相应的相对死亡风险为0.67、0.45、0.36、0.33。上海市婴儿、儿童死亡率在1980年后有所上升,部分原因是因哺乳期缩短所致,但也不能排除早期出生的未成活子女较易被遗忘的可能。陕西省婴儿、儿童死亡率呈稳步下降的势头。

在各种因素相同的情况下,上海、陕西两地婴儿5岁以内死亡风险在过去30年中显著下降,表明本文所考虑的各种社会经济因素和人口学因素不能完全解释我国这期间在提高人民健康水平、降低婴儿、儿童死亡率方面所取得的成就。因此,很有必要进一步研究本文所未能包括的因素,如我国过去实行的赤脚医生、合作医疗制度、以预防为主的卫生方针、妇幼保健制度、卫生宣传、地方病防治措

施等,在降低我国婴儿、儿童死亡率方面所起的作用。

(二) 社会经济因素与死亡风险的关系

上海妇女的文化程度与婴儿、儿童死亡率显著相关。即使在母亲职业等因素不变的情况下,死亡风险仍随母亲文化程度增高而下降。以未受过任何教育的妇女所生子女的死亡风险为基准,受过小学教育者子女相对死亡风险是0.70,高中以上者是0.33。在母亲文化程度等各种因素相同情况下,父亲文化程度与其子女的死亡风险无显著关系。

陕西妇女文化程度与婴儿、儿童死亡率无显著关系。但父亲的文化程度与其子女的婴儿、儿童死亡率呈明显的负相关。受过高中以上教育组父亲所生子女的死亡风险仅为未受过教育组的54%。

以上结果表明,父母文化程度与婴儿、儿童死亡率之间的关系因地而异。人们的行为不仅受其所受教育的影响,而且还受社会经济环境的制约。陕西省有80%的婴儿生在受传统势力影响很深的农村,12岁以上人口中有33%的文盲和半文盲,男女不平等现象也较严重,妇女就业率远远低于上海。在这种环境中,一些对婴儿、儿童健康不利的风俗习惯难以清除,初中以下文化程度的妇女社会经济地位改善不大,家庭地位无明显提高,高中以上文化程度妇女所生子女数在出生总数中所占比重很小,不足5%,难以得到统计学上显著的差异。

当父母文化水平等各种因素相同时,母亲职业与其子女的婴儿、儿童死亡率有一定的联系。但除个别职业组外,婴儿、儿童死亡率的职业差别不很显著。上海妇女干部(也包括文教卫生、科技人员)所生子女在5岁以内死亡风险最低,服务行业职工所生子女的死亡风险最高。陕西省家庭妇女所生子女的死亡风险最高,是干部组妇女所生子女死亡风险的1.75倍。陕西省83%的婴儿为家庭妇女所生。因此,降低这一组的死亡率是降低陕西省婴儿、儿童死亡率的关键。

和西方人口学家普遍接受的观点相反,在其余各种因素相同的情况下,核心家庭子女死亡率高于非核心家庭子女死亡率。以非核心家庭为基准,核心家庭子女相对死亡风险,在上海为1.52,在陕西为1.21。这表明大家庭中孕妇和婴幼儿能够得到比较充分的照顾,其他成年家庭成员(爷爷、奶奶、姥爷、姥姥等)的关心和帮助对保护母子(女)健康非常有益。

当控制其余各种社会经济因素和人口学因素时,上海、陕西两地的婴儿、儿童死亡率的城乡差别不显著。这表明了婴儿、儿童死亡率的城乡差别主要是由于城乡人口在文化程度、职业、生育模式等方面的差别所致。因而,消除这方面的城乡差别对于缩小婴儿、儿童死亡率的城乡差别,降低总人口的婴儿、儿童死亡率极为重要。

四 结论

本文所考虑的各种社会经济因素和人口学因素,在某一时点上与上海、陕西两地的婴儿、儿童死亡率有显著相关关系。但在过去30年中,尤其在文革期间,我国国民经济处于崩溃边缘,教育受到极大破坏,生活必需品短缺,我国婴儿、儿童死亡率的迅速下降不能完全通过上述变量的变化来解释。即使假设这些社会经济变量和人口学变量不变,近期出生婴儿的死亡风险仍比早期出生婴儿的死亡风险显著降低。因此,我们很有必要深入一步研究在本文未能考虑到的其它因素(如我国过去的医疗卫生服务,卫生宣传、收入分配制度等)在降低婴儿、儿童死亡率方面所起的作用,总结我国过去在保护人民健康、降低婴儿、儿童死亡率方面所取得的经验。

父母文化程度对其子女的婴儿、儿童死亡率的影响因地而异,受所处社会经济环境的制约。上海母亲文化程度对其子女死亡率的影响远比父亲影响重要,在陕西情况正相反。不同职业妇女所生子女的死亡率有一定差别,上海市服务业职工所生子女的婴儿、儿童死亡率最高。陕西省家庭妇女所生子女的婴儿、儿童死亡率最高。陕西人口文化水平低,妇女就业率低,男女不平等现象严重等因素是保障妇幼健康、降低婴儿、儿童死亡率,提高人口素质的极大障碍。

核心家庭子女的死亡率明显高于非核心家庭(主要是大家庭)子女的死亡率。这说明我们一方面要大力发展妇幼保健事业和保育事业,办好妇幼卫生院、托儿所、幼儿园等,使孕妇和儿童得到很好照顾;另一方面还要充分发扬中华民族的优良传统,发挥家中老人的作用,利用他们的经验,争取他们的帮助,努力减轻社会负担和年轻父母的后顾之忧,摸索出一条适合我国国情的保育制度。

人口学因素(如胎次、母亲产龄、出生体重等)与婴儿、儿童死亡率有着极其密切的关系。婴儿、儿童死亡率随胎次增高而上升,早产和过晚生

育都不利于子女存活,婴儿、儿童死亡率和出生体重呈极为显著的负相关。因此,早产、多胎是导致婴儿、儿童死亡率升高的重要原因。为了保障妇女、儿童健康,降低婴儿、儿童死亡率,我们必须努力做好以下几方面的工作:(1)实行计划生育,优生优育,降低早产儿、高胎次产儿在出生总数中所占的比重;(2)研究导致早产儿、高胎次儿死亡率高的具体因素,寻找切实有效的对策,努力降低这一组人群的死亡率。当然,这从医疗保健来说是有学术意义的,但从我国国情出发,最明智的办法是千方百计制止早产和多胎生育。从本文揭示的胎次、产龄与婴儿、儿童死亡率之间的关系中可以看出,计划生育对于降低我国婴儿、儿童死亡率,提高人民健康水平和人口素质极为有益,这已为理论和实践所证实。

参考文献:

- ①Banister, J. "China: recent trends in health and mortality," CIR Staff Paper 1986 (23). U.S. Bureau of Census, Center for International Research, Washington, D.C.
- ②Caldwell, J. C. 1979. "Education as a factor in mortality decline," *Population Studies* 33: 395-413.
- ③Coale, J. A. 1984. *Rapid Population Change in China, 1952-1982*. Washington, D.C.: National Academy Press.
- ④Cox, D. R. 1972. "Regression models and life tables," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34(2): 187-220.
- ⑤Cox, D. R. 1975. "Partial likelihood," *Biometrika* 62: 269-276.
- ⑥Dixon, W. J. 1985. *BMDP Statistical Software Manual*. Berkeley: University of California Press.
- ⑦Hobcraft, J. N., et al. 1984. "Socio-economic factors in child mortality: a cross-national comparison," *Population Studies* 38: 193-223.
- ⑧Hobcraft, J. N., et al. 1985. "Demographic determinants of infant and early child mortality: A comparative analysis," *Population Studies* 39: 363-385.
- ⑨Preston, H. S. 1985. "Mortality and Development Revised," *U.N. Population Bulletin*

(下转51页)

且丧偶,不得不形成大量单身户。这将会引起许多社会问题,对此现在就应该充分估计到。

从离婚人口来看,年龄别户主率无论男女都是较高的,且户主率水平随着年龄增大而提高,男性高于女性。但是由于成年人口中离婚的比例很小,不足1%,因此在单身户中属离婚状况的比例不到7%。其中男性所占比例比女性要高得多,男女之比大约为6:1。总的来说1987年离婚单身户户主率比1982年略降了一些,然而由于性别、年龄结构的变化,单身户比例却略有上升。

按照不同婚姻状况检查了性别、年龄别单身户户主率之后,我们得到这样一个结论:无论性别和婚姻状况,几乎所有年龄组1987年的户主率水平都要比1982年低一些,特别是有配偶人口的户主率下降得很多。引起单身户比例变动的因素可归纳为三个方面:单身立户倾向、人口结构及其它规模家庭户数量的相对影响。对于后者还需要做更多的分析,对人口结构和单身户立户倾向二者变动影响的相对大小,我们可以通过率分解的方法来测量。

首先,将单身户户主率实际的单身户数除以成年人口数,做为一种描述单身居住倾向的相对数指标,这样就使得不同年份之间有了可比性;然后分别计算出两个年份按性别年龄和婚姻状况分组的平均人口构成比例和平均户主率;最后计算出两个年份中各组人口构成比例的差异和户主率的差异。利用这些资料可以将两个年份的成年人单身户户主率的差别表示为两项影响之和:第一项为单身居住倾向变化的影响;第二项为人口性别、年龄和婚姻状况结构变化的影响。用公式表达为:

$$\Delta hA = \sum \sum \sum (P_{ijk} \times \Delta h_{ijk}) + \sum \sum \sum (h_{ijk} \times \Delta P_{ijk}) \quad (1)$$

其中, ΔhA 为两个年份的成年人单身户户主率之差;

ijk 分别为性别、年龄和婚姻状况分组的下标;
 Δh_{ijk} 和 ΔP_{ijk} 为两个年份该组户主率和人口比例的差异;

h_{ijk} 和 P_{ijk} 为两个年份的该组的户主率和人口比例的平均数。

根据对实际数据的计算,公式(1)中的各项值为:

$$0.94 = 0.764 + 0.176$$

这就是说,1982年与1987年成年人单身户户主率差异中,81%(0.764)是独居倾向变化影响的结果,19%(0.176)是受人口结构变化的影响。如果再进一步考察,可发现在人口结构作用中有配偶婚姻类型的作用与其它类型的作用是相反的,实际上已经抵销了将近9%的人口结构的作用。从年龄结构来看,19~24岁组和30~39岁组的作用与其它组的作用也是相反的,19~24岁组的人口变动大约抵销之17%的人口结构总作用,而30~39岁组抵销了大约2%。在单身立户倾向作用部分,只有未婚的30~39岁组的作用与其它组相反,但抵销的部分极为微小。

通过以上分析,我们可以总结出以下几个结论:第一,就成年人独居的一般倾向来说,1982~1987年的变化趋势是下降的;第二,这一下降中既包括人口性别、年龄、婚姻结构的影响,也包括各人口组中单身居住倾向变化的影响,其中单身居住倾向下降的作用较大(约占80%);第三,这5年中,有配偶者独居的概率下降幅度很大;第四,单身户中可能形成社会问题的部分是老年丧偶单身户,尤其是老年丧偶妇女的单身户。这些结论对于研究家庭、养老和妇女问题有着重要的参考价值,但是仍然需要更深入的研究。

(本文责任编辑:徐莉)

(作者工作单位:中国人民大学人口研究所)

(上接55页)

1985(18):34-40. New York.

⑩The State Council and SSB. 1982 Population, Census of China (Results of Computer Tabulation). Beijing. China Statistics Press.

⑪SSB. 1986a. China In-depth Fertility Survey (phase I): Principal Report.

⑫Trussell, J. and C. Hammerslough. 1983. "A hazard-model analysis of the covariates of infant and child mortality in Sri Lanka,

"Demography 20:1-26.

⑬Tu Ping. 1989. "The effect of breast-feeding and birth spacing on child survival," forthcoming in Studies in Family Planning.

⑭Ware, H. 1984. "Effect of maternal education, women's roles, and child care on child mortality," Population and Development Review 10 supp.: 191-214.

(本文责任编辑:王跃生)

(作者工作单位:北京大学人口研究所)