

生育史对中国老年女性寿命的影响*

李建新 张浩

【摘要】文章使用中国老年健康影响因素跟踪调查 2002、2005、2008 和 2011 年数据,采用 Log-logistic 模型考察了中国女性生育史对其老年存活时间的影响。研究结果显示,初次生育过早会减少老年女性的存活时间,这个发现与多数来自发达国家的研究结论一致。研究还发现,曾生或现存子女数为 5 个及以上的老年女性存活时间更长,这一现象可能有两方面的解释:(1)曾生子女数较多可能刺激女性生物系统,从而促进女性生存与健康;(2)老年女性曾生子女数量的增加会增大其获得来自子女的各项支持的可能性,并获得更多“多子多福”的满足感,有利于老年女性的健康长寿。

【关键词】初次生育时间 曾生子女数 寿命

【作者】李建新 北京大学社会学系,教授;张浩 北京大学社会学系博士研究生。

一、研究背景

女性生育史与其寿命的关系是人口学 20 世纪末开始兴起的研究。进化理论认为,生物个体通过减少对生育行为的资源投入获得对自身躯体的更多维护,进而获得长寿(Kirkwood 等,1991)。基于历史人口数据,Westendorp 等(1998)的研究显示,进化理论的基本假设适用于人类社会,即人类生命历史中生育和长寿之间存在交换关系。他们根据 700~1876 年英国贵族的家谱数据研究发现,存活到 60 岁以上的英国贵族女性,长寿和后代数量负相关,但与初次生育年龄正相关。从此,这方面的研究受到学界的普遍关注。从相关文献可以发现,以往研究主要从生育时间和生育数量两个维度考察生育史对女性老人寿命的影响。

从生育时间维度看,女性初次生育时间对其寿命的影响在当代人口和历史人口中的表现不同。一方面,在当代英格兰、威尔士、美国、奥地利和挪威社会里,女性的初次生育为早育与其老年时期的高死亡风险正相关(Grundy 等,2005;Grundy,2009;

* 本文为国家自然科学基金重大项目“健康老龄化——老年人口健康影响因素及有效干预的基础科学问题研究”(编号:71490732)的阶段性成果。

Doblhammer, 2000; Henretta, 2007; Mirowsky, 2005)。由于早育的行为可能意味着个体从青春期转变到成年期的失序或劣势状态,而这个劣势状态可能打乱个体的一系列生命历程转变,并对其健康产生负面影响(Mirowsky, 2005)。另一方面,根据 1766~1895 年瑞典西部和南部地区的历史人口记录,Dröbe(2004)发现,女性的初次生育时间对其寿命没有产生独立的影响。

从生育数量维度看,已有研究发现,女性的曾生子女数与其寿命之间的关系在当代人口和历史人口、社会文化不同的发达国家及同一国家的不同地域之间均表现出复杂的关系形式。一些研究显示,女性的曾生子女数与其老年时期的死亡风险之间的正相关关系既出现在 1603~1850 年英国贵族女性和工业化以前的瑞典女性等历史人口中(Dröbe, 2004; Doblhammer 等, 2003),也出现在英格兰、威尔士、奥地利、东德等当代发达社会的人口(Grundy 等, 2005; Doblhammer, 2000; Hank, 2010)。这些研究发现支持了进化理论假设。另一些研究发现,女性的曾生子女数与其老年时期死亡风险之间存在负相关关系,即曾生子女数越多,其老年死亡风险越低,存活时间越长。在 1935~1958 年出生队列的挪威女性中和在 17~18 世纪讲法语的加拿大女性中,曾生子女数较多的女性在生育期结束后有更低的死亡风险和更长的寿命(Grundy, 2009; Müller 等, 2002)。究其原因,一方面,从生物学视角看,曾生子女较多意味着不间断地妊娠生子和母乳喂养,延长了女性雌激素生产周期,刺激了女性生物系统进而促进了女性生存与健康(Snowdon, 1990);另一方面,从社会学视角看,子女数量对老年健康的促进作用可能与生命历程中老年阶段的主观幸福感(Margolis 等, 2011)和代际支持的多重正向关系有关(Zimmer 等, 2003; Zeng 等, 2004)。还有一些研究发现,对于西德女性和 1931~1941 年出生队列的美国女性而言,曾生子女数和其老年时期寿命不相关(Hank, 2010; Henretta, 2007)。

在中国女性生育史与其老年时期寿命的关系研究中,Zeng 等(2004)研究发现,35 岁以后生育 3 个及以上或 40 岁以后生育 2 个及以上子女可以为中国高龄老年女性的长寿提供保护作用。除了借用国外学者生物学的解释外,Zeng 等(2004)还尝试结合中国国情从社会关系和家庭观念等方面进行了解释。他们认为,35 岁以后生育 3 个及以上或 40 岁以后生育 2 个及以上子女会让老年人获得年轻后代的更好照料;而中国传统的“多子多福”观念实现也增进了大家庭其乐融融的气氛,从而给老年人带来精神上的愉悦。但是,该项研究并没有从初次生育时间和曾生子女数这两个西方学者普遍用于测量女性生育史的维度来关注这一领域。

事实上,由于女性生育行为与其老年时期寿命之间的关系比较复杂,影响因素较多(如遗传、生理健康和社会环境条件等),因此,以往研究或多或少地存在一些问题。首先,研究中的“干扰因素”可能掩盖女性生育史与其老年寿命的真实关系。例如,女性在

生育期的身体健康水平就是“干扰因素”。在生育期具有较高健康水平的女性更容易怀孕,进而拥有更多的曾生子女数;同时,女性在生育期健康水平较高对生育期结束以后的健康具有长期和持久的积极作用。但有时调查数据测量的局限导致统计模型无法充分控制这些干扰因素。其次,死亡选择效应可能干扰女性生育史与其老年时期寿命之间的关系。特别是在自然生育时代,孕产率高,生孩子越多,累积的死亡风险越大。部分健康水平较差的妇女在生育过程中已死亡,而生育较少的女性经历的选择效应也相对较小。因此,自身健康条件较差的育龄妇女可能集中在那些曾生子女数少的老年女性中;而自身健康条件较好的育龄妇女则集中到那些曾生子女数多的老年女性中(Doblhammer等,2003)。最后,在抽样跟踪调查数据中,被访者发生的非随机失访问题可能让实际用于分析的样本具有选择性。以上3种情况共同构成了不可观测的异质性,它们可能单独发挥作用,也可能结合起来发挥作用,这种未观测的异质性将导致生存分析模型对自变量系数的有偏估计(Allison,2010)。然而,只有极少数研究运用了合适的方法来克服这种未观测的异质性(Doblhammer等,2003)。多数研究普遍运用Cox模型或离散时间Logit模型,因而在研究中忽视了未观测异质性问题。

鉴于此,本文着重从3个方面进行研究:(1)使用较长时段的跟踪调查数据,即中国老年健康影响因素跟踪调查2002~2011年数据。纵贯数据的使用有利于因果关系的分析和判断。(2)使用国外学者处理这种“未观测异质性”的方法。在控制了人口特征、社会经济地位、行为方式和基线调查时的健康状况后,运用Log-logistic模型尽可能避免不可观测异质性的干扰影响。(3)多维度考察。本文尝试从初次生育时间、曾生子女数和现存子女数3个方面考察中国老年女性的生育史对其老年存活时间的影响,并围绕生育史与老年女性寿命的人口学研究成果进行国际比较。

二、数据来源、变量测量和分析方法

(一) 数据来源

中国老年健康影响因素跟踪调查(以下简称CLHLS)随机抽取了22个省份中50%的县市。调查地区覆盖了全国人口的85%。CLHLS调查不仅收集了被访老年人的完整生育历史记录,而且收集了被访者的死亡信息。

本文选择2002、2005、2008和2011年跟踪调查数据主要考虑到该数据从2002年起第一次同时覆盖80岁及以上高龄老人和65~79岁低龄老人。4次调查的跟踪样本共包括9219名65岁以上女性老年人,删除在2005、2008和2011年调查时失访和因变量出现缺失值的案例后,最终的样本量为6391个。为了考察被访者在2002~2011年跟踪调查期内发生失访的影响因素,本文根据Logit模型分析,发现年龄小、汉族、单独居住、居住在城镇、文盲和自评健康不好的被访者更有可能性失访。按照Little等(2002)对

因变量信息发生缺失值情况的考察,如果假定失访只与已经观测到的样本特征有关,而与因变量无关,即为随机失访。在这种情况下,生存分析模型通过纳入这些影响被访者失访的自变量就能解决由失访带来的因变量信息缺失问题。但如果被访者的失访不仅与已经观测到的样本特征有关,而且与因变量(本文中被访者的存活时间)有关,那么,这样的失访就属于非随机失访。非随机失访是异质性的一个来源,在这种情况下,传统的生存分析模型就不再适用。

(二) 变量选择

本文的因变量是被访者在观测期内的存活时间。如果被访者在跟踪调查期间死亡,那么其存活时间是从2002年的访问时间开始到其死亡时间结束。死亡登记或已经死亡的被访者的亲属提供有关被访者的死亡时间信息。如果被访者在2011年调查时仍然存活,即被定义为删失,其存活时间是从2002年的访问时间开始到2011年调查时间结束。

本文用初次生育是否为早育和曾生子女数来考察女性的生育史。以往相关研究没有提供一个划分早育的统一年龄标准。本文采用18周岁作为初次生育为早育的界定标准,并用二分变量表示:编码1代表早育,即初次生育年龄小于18周岁。另外,样本中1.62%的低龄老年女性终身没有生育;4.11%的高龄老年女性终身没有生育。由于本文主要考察初次生育的时间和曾生子女数对老年女性死亡风险的影响,所以生存分析模型删除了终生没有生育过的样本。老年女性的曾生子女数为分类变量。考虑到曾经生育1个子女的被访者所占比例过小而不适合作为参照组,本文将曾经生育1个或2个子女合并作为参照组。除了关键的自变量外,模型中包括一系列人口特征、社会经济地位、行为方式和健康状况等控制变量。人口特征变量包括被访者的年龄、民族、婚姻状况和居住方式。社会经济地位包括被访者的城乡居住地和受教育水平。抽烟、喝酒和锻炼3个变量测量被访者的健康行为方式。被访者的健康状况包括自评健康水平、残障和慢性病情况。变量描述性统计如表1所示。

(三) 研究方法

尽管大部分经验研究使用生存比例风险模型考察女性的生育史与其老年时期寿命之间的关系,但由于本研究样本不满足生存比例风险模型的成比例风险假设,而且还存在着样本非随机缺失问题。因此,本文选择加速失效模型(AFT模型)。AFT模型的优势在于不需要成比例风险假设,同时还能帮助克服未观测异质性的影响。实际上,对于AFT模型来说,在控制了关键自变量和一系列可观察的控制变量后,纳入一个用于代表未观测到异质性的忽略变量,AFT模型对可观测自变量的系数的估计结果仍旧会保持稳健(Hougaard, 1999; Keiding 等, 1997)。

Log-logistic模型、Log-normal模型和Generalized Gamma模型是3个不考虑成比例风险假设的加速失效模型。在本研究的观测期内,样本的总体死亡风险函数是一个先上升,到

表 1 样本描述性统计(N=6391)

变 量	百分比	变 量	百分比	变 量	百分比
存活状况		年龄(岁)	89.65	否	92.99
死亡	79.69	民族		是否喝酒	
删节	20.31	少数民族(=0)	7.14	是(=0)	12.18
初次生育为早育		汉族	92.86	否	87.82
否(=0)	93.60	婚姻状况		是否锻炼	
是	6.40	离婚、寡居或从未结婚	83.57	否(=0)	77.62
曾生子女数		在婚	16.43	是	22.38
1 或者 2 个(=0)	16.73	居住类型		自评健康水平	
3 个	13.05	独自居住(=0)	16.74	不好或很不好(=0)	27.13
4 个	16.62	和家人共同居住	83.26	一般	32.14
5 个	15.77	居住地		好或极好	40.73
6 个及以上	37.83	农村(=0)	60.32	是否残障	
35 岁以后生育		城镇	39.68	是(=0)	36.82
否(=0)	35.31	教育水平		否	63.18
是	64.69	文盲(=0)	85.01	是否患有慢性病	
40 岁以后生育		受过 1 年及以上教育	14.99	是(=0)	64.90
否(=0)	63.34	是否抽烟		否	35.10
是	36.66	是(=0)	7.01		

注:变量括号内等于 0 为参照组。

达顶点后再下降的非单调函数。这符合以上 3 个模型的应用前提假设。通过比较不同模型之间的拟合度,本文选择拟合度最优的 Log-logistic 模型为: $\log(T_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i$ 。其中, T_i 表示样本中的第 i 个个体在观测期内的存活时间。 x_{i1}, \dots, x_{ik} 为 K 个协变量, ε_i 为随机干扰项。 β_0, \dots, β_k 和 γ 是模型估计的参数。

三、分析结果

表 2 给出了 Log-logistic 模型对曾经生育过的老年女性存活时间的估计结果。模型 1、模型 2 分别只包含核心自变量。模型 1 结果显示,初次生育为早育的回归系数为负,表明初次生育为早育的老年女性期望存活时间显著低于参照组。模型 2 结果显示,曾生子女数较多的老年女性拥有更长的期望存活时间。模型 3 同时考察初次生育时间和曾生子女数变量。在模型 3 中,初次生育为早育和曾生子女数对老年女性的存活时间有显著影响,可见两个维度的影响均存在。表 3 模型 4 纳入了被访者的人口特征(年龄、民族、婚姻状况、居住方式)、社会经济地位(城乡居住地和教育程度)、生活方式(抽烟、喝酒和锻炼)、健康条件(自评健康水平、残障和慢性病)等控制变量。模型 4 结果显示,初次生育为早育仍然对老年女性的存活时间有显著负向影响;曾经生育 5 个或 6 个及以

上子女的老年女性的期望存活时间明显长于参照组。具体来看,初次生育为早育的老年女性的期望存活时间是参照组的 0.892 倍;曾经生育 5 个子女的老年女性的期望存活时间是参照组的 1.143 倍;曾经生育 6 个子女的老年女性的期望存活时间是参照组的 1.134 倍。此外,模型 4 显示,年龄、婚姻状况、居住地、锻炼、自评健康水平和残障都对有生育史的老年女性的存活时间有显著影响。年龄更大的老年女性的期望存活时间更短;处于在婚状态、居住在城镇、锻炼身体、自评健康极好、好或一般和没有残障的老年女性的存活时间均长于参照组。

为进一步验证 Zeng 等(2004)发现晚生育能够显著延长高龄老年女性存活时间的结果,本文在模型 4 的基础上加入 35 岁以后晚生育变量(模型 5)和 40 岁以后晚生育变量(模型 6)。模型 5 和模型 6 的结果显示,35 岁或 40 岁以后仍然生育显著延长老年女性的存活时间。研究结果支持了 Zeng 等(2004)的研究结论。与此同时,在纳入晚生育变量后,模型 5 和模型 6 显示,初次生育为早育仍然显著地影响老年女性的存活时间。但是,纳入晚生育变量后曾生子女数的影响效果发生了变化。尽管曾经生育 5 个子女的老年女性的存活时间仍显著地长于参照组,但是,曾经生育 6 个及以上子女仅在 0.1 水平上边缘显著。这主要是因为样本中的老年女性曾生子女数和晚生育之间存在着较强的正相关关系。因此,模型 5 中的 35 岁以后仍然生育和模型 6 中的 40 岁以后仍然生育对老年女性存活时间的影响效果基本取代了模型 4 中的曾经生育 6 个以上子女的影响效果。

在表 2 和表 3 中,模型 1 至模型 6 的 γ 都小于 1。这表明,Log-logistic 模型中的死亡风险函数先上升,后下降,符合模型使用的条件。此外,模型 1 至模型 6 是样本数量存在差别的非嵌套模型。在加入不同自变量的过程中,不同自变量的缺失值会改变不同模型的样本数。常规的似然比卡方检验适用于在样本量相同的情况下嵌套模型之间的拟合

表 2 对曾经生育过的老年女性的存活时间的 Log-logistic 估计(一)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3
初次生育为早育	-0.150*(0.063)		-0.178**(0.063)
曾生子女数			
3 个		0.101*(0.056)	0.126*(0.057)
4 个		0.211*** (0.053)	0.221*** (0.053)
5 个		0.329*** (0.054)	0.340*** (0.054)
6 个及以上		0.290*** (0.045)	0.311*** (0.045)
常数	7.141*** (0.016)	6.908*** (0.037)	6.919*** (0.038)
γ	0.708	0.702	0.704
log-likelihood	-9335.149	-9550.84	-9304.732
BIC	18696.51	19154.26	18670.63
样本量	6231	6391	6231

注:括号内数字为标准误;*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$; + $p < 0.1$ 。

度检验,但这个方法不能用于比较非嵌套模型之间的拟合度。为此,本文用 Bayesian Information Criterion (BIC) 作为模型拟合度的指标。 $BIC = -2\log - likelihood + k\log n$, 其中, k 为模型所有参数的数量, n 为样本量。这个公式表明, BIC 能够同时考虑不同模型的参数数量和实际的样本

大小对模型拟合程度的影响。BIC 的数值越小,表明模型的拟合度越好。相对于模型 1 至模型 3,模型 4 的拟合度有较大提高,模型 5、模型 6 拟合度的提高程度相对较小(见表 2、表 3)。

考虑到成年子女对老年女性的支持,本研究进一步考察现存子女数对老年女性存活时间的影响。CLHLS 不仅收集了老年女性的完整生育历史记录,而且详细询问了每个子女是否健在。根据被访者在 2002 年基线调查时提供的每个子女的健在信息,本文建立老年女性的现存子

女数变量,以现存 1 个或 2 个子女为参照组;现存 0 个、3 个、4 个、5 个或 6 个及以上子女为虚拟变量。因为老年女性的曾生子女数与其现存子女数之间显著相关,所以,模型 7 至模型 9 分别将模型 4 至模型 6 中的曾生子女数变量替换为现存子女数变量。模型 7 显示,在控制被访者的人口特征(年龄、民族、婚姻状况、居住方式)、社会经济地位(城乡居住地和教育程度)、生活方式(抽烟、喝酒和锻炼)及健康条件(自评健康水平、残障和慢性病)的情况下,现存 5 个子女和 6 个及以上子女的老年女性的期望存活时间分别是参照组的 1.147 倍和 1.125 倍。模型 8 和模型 9 分别在模型 7 的基础上纳入不同年龄标准的晚生育变量。结果显示,35 岁以后仍然生育或 40 岁以后仍然生育显著延长老年

表 3 对曾经生育过的老年女性的存活时间的 Log-logistic 估计(二)

变 量	模型 4	模型 5	模型 6
初次生育为早育	-0.137**(0.050)	-0.132**(0.051)	-0.130*(0.051)
曾生子女数			
3 个	-0.017(0.046)	-0.034(0.047)	-0.028(0.046)
4 个	0.063(0.042)	0.033(0.045)	0.038(0.043)
5 个	0.134**(0.043)	0.098*(0.047)	0.098*(0.045)
6 个及以上	0.126*** (0.036)	0.080*(0.042)	0.074*(0.040)
年龄	-0.049*** (0.001)	-0.049*** (0.001)	-0.050*** (0.001)
汉族	-0.080(0.049)	-0.072(0.049)	-0.068(0.049)
在婚	0.140*** (0.043)	0.138** (0.043)	0.135** (0.043)
与家人一起居住	0.021(0.034)	0.013(0.034)	0.014(0.034)
城镇	-0.054*(0.026)	-0.055*(0.026)	-0.051*(0.026)
受过 1 年及以上教育	-0.002(0.036)	0.002(0.037)	0.001(0.037)
不抽烟	0.004(0.049)	0.007(0.049)	0.007(0.049)
不喝酒	-0.044(0.037)	-0.050(0.038)	-0.049(0.038)
锻炼	0.091** (0.031)	0.092** (0.031)	0.092** (0.031)
自评健康水平			
极好或好	0.265*** (0.032)	0.272*** (0.033)	0.272*** (0.033)
地位一般	0.156*** (0.033)	0.164*** (0.033)	0.162*** (0.033)
无残障	0.351*** (0.029)	0.348*** (0.029)	0.348*** (0.029)
没有慢性病	0.038(0.027)	0.040(0.027)	0.039(0.027)
35 岁以后生育		0.066*(0.031)	
40 岁以后生育			0.096*** (0.029)
常数	11.183*** (0.162)	11.209*** (0.163)	11.257*** (0.164)
γ	0.548	0.549	0.548
log-likelihood	-7822.493	-7724.701	-7721.375
BIC	15819.64	15632.52	15625.87
样本量	6202	6124	6124

注:同表 2。

女性的预期存活时间;不论选择哪种晚生育年龄标准,现存5个成年子女的老年女性的期望存活时间大约是参照组的1.1($e^{0.100}$ 或 $e^{0.107}$)倍。在模型7至模型9中,初次生育早育的老年女性的存活时间均明显少于初次生育非早育的老年女性,其他控制变量的参数估计结果与模型4至模型6中的大体相似。为了节约篇幅,表4省略了其他控制变量的参数估计结果。

四、结论与讨论

本研究发现,在控制一系列变量后,初次生育时间和曾生子女数都对老年女性的存活时间有显著影响。

首先,中国女性初次生育为早育不利于其在老年时期的健康长寿。这个发现与当代发达国家和地区的多数经验研究结果一致。这表明,即使在早婚早育较为普遍的人口转变发生前的育龄妇女中,早育仍然对老年女性的健康长寿有负向影响。这可能是由于早婚和早育的老年女性更有可能来自经济条件较差的家庭。在初次生育时,家庭经济条件较差可能会使这些女性面临食物匮乏、繁重的生产劳动和较差的医疗服务。初次生育时受到的健康损害可能一直累积到老年时期并持续地发挥影响。

其次,当代中国女性的曾生子女数或现存子女数较多有益于其在老年时期的健康长寿。虽然这个发现与当代英格兰、威尔士、奥地利和东德的经验结果相反,但与当代挪

威社会的结果一致。Grundy等(2007)指出,挪威的家庭友好政策让生育更多孩子对女性健康的好处超出代价。挪威给生育的女性提供了一个极其慷慨的福利系统。这个福利系统包括带薪产假、幼儿园补贴和各项帮助女性协调工作和家庭角色的政策。尽管这个分析视角很好地解释了曾生子女数和挪威老年女性寿命之间的关系,但该视角难以解释中国的情况。事实上,除了可能的生物学解

表4 Log-logistic模型估计现存子女数对老年女性存活时间的影响

变 量	模型 7	模型 8	模型 9
初次生育为早育	-0.124*(0.050)	-0.122*(0.051)	-0.122*(0.050)
现存子女数			
无	-0.064(0.048)	-0.053(0.049)	-0.055(0.049)
3个	0.030(0.036)	0.012(0.037)	0.009(0.037)
4个	0.070*(0.038)	0.045(0.039)	0.038(0.039)
5个	0.137**(0.043)	0.107*(0.045)	0.100*(0.045)
6个及以上	0.118**(0.042)	0.084*(0.045)	0.070(0.045)
35岁以后生育		0.070*(0.029)	
40岁以后生育			0.099****(0.028)
常数	11.121****(0.166)	11.154****(0.167)	11.217****(0.169)
γ	0.548	0.549	0.548
log-likelihood	-7823.716	-7725.161	-7721.927
BIC	15830.82	15642.16	15635.69
样本量	6202	6124	6124

注:括号内数字为标准误;控制变量包括年龄、民族、婚姻状况、居住安排、居住地、教育水平、抽烟、喝酒、锻炼、自评健康水平、残障、慢性病。*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$; + $p < 0.1$ 。

释外,在中国传统社会,存在着崇尚“多子多福”和“儿孙满堂”的观念,而对于本文所研究的中国老年女性来说,多子女(曾生子女或现子女)无疑是这种家庭“理想”观念的实现,这是一种极大的精神满足,是健康长寿的积极因素。当然,有研究发现,女性曾生子女数对其寿命的影响可能在不同生命历程阶段中有不同的表现形式。Margolis 等(2011)通过国际比较发现,曾生子女数与主观幸福感之间的相关关系随着年龄的增长不断变化。40岁以前,曾生子女数和主观幸福感之间表现为负相关或不相关;40岁以后,两者之间不仅呈正相关关系,而且在老年阶段依赖家庭支持的国家中表现出最强的正相关关系。Margolis 等(2011)认为,对于40~60岁的父母而言,成年子女是一种向老年父母提供经济支持和情感支持的资源。经验研究还证实子女数量的增加能够提高中国老年人获得子女的工具性支持(包括做饭、洗衣服、做家务、购物)和经济支持的概率;尤其是子女数量的增加能够提高城市和农村老年人获得来自子女的经济支持的概率(Zimmer 等,2003)。除了获得工具性支持和经济支持外,成年子女数的增加还有助于中国老年女性更好地融入社会。有研究(Yang 等,2016)发现,社会连结能够减少老年人患慢性病的风险。因此,成年子女数能够增强老年女性社会连结的通路,提高老年女性的心理调节能力,进而降低损害健康的疾病风险。这表明,抚育更多的子女是对中国老年女性的健康长寿的长期投资。

本文也存在一些不足和局限,主要表现在以下3个方面:(1)CLHLS 调查对象覆盖的是65岁及以上的老年女性,因此,本结论只适用于2002年时65岁及以上的老年女性,不能拓展到2002年时的全体成年女性。(2)女性的生育行为可能在妊娠、分娩或者育龄期内对其健康产生复杂的影响。但本文对此没有涉及。显然,考察在育龄期里生育史和生育健康对女性寿命的影响是十分重要的。不过,这种全面细微的分析往往需要更丰富的数据。(3)目前获得的数据是完成生育行为以后老年妇女的观测数据,对生育过程中妇女的健康状况和死亡状况没有历史记载,这样会面临双向因果问题,难以判断是健康长寿的妇女才有能力生育更多,还是生育更多的妇女更健康长寿。在目前的数据条件下,还难以解决这一问题。

中国正处在快速的社会转型过程中,不同的出生队列会经历不同的社会变迁、重大历史事件或技术进步。因此,女性生育史与其寿命的关系在不同出生队列之间可能呈现出不同的形式。在数据可得条件下相关研究仍有待继续深入。

参考文献:

1. Allison, P. D. (2010), *Survival Analysis Using SAS: A Practical Guide*. Second Edition. Cary, NC: SAS Institute Inc.
2. Doblhammer, G. (2000), Reproductive History and Mortality Later in Life: A Comparative Study of England and Wales and Austria. *Population Studies*. 54(2), 169-176.

3. Doblhammer, G., and Oeppen, J. (2003), Reproduction and Longevity among the British Peerage: The Effect of Frailty and Health Selection. *Proceedings: Biological Sciences*. 270(1524), 1541–1547.
4. Dribe, M. (2004), Long-term Effects of Childbearing on Mortality: Evidence from Pre-industrial Sweden. *Population Studies*. 58(3), 297–310.
5. Grundy, E. (2009), Women's Fertility and Mortality in Late Mid Life: A Comparison of Three Contemporary Populations. *American Journal of Human Biology*. 21(4), 541–547.
6. Grundy, E., and Kravdal, O. (2007), Reproductive History and Mortality in Late Middle Age among Norwegian Men and Women. *American Journal of Epidemiology*. 167(3), 271–279.
7. Grundy, E., and Tomassini, C. (2005), Fertility History and Health in Later Life: A Record Linkage Study in England and Wales. *Social Science & Medicine*. 61(1), 217–228.
8. Hank, K. (2010), Childbearing History, Later-life Health, and Mortality in Germany. *Population Studies*. 64(3), 275–291.
9. Henretta, J.C. (2007), Early Childbearing, Marital Status, and Women's Health and Mortality after Age 50. *Journal of Health and Social Behavior*. 48(3), 254–266.
10. Hougaard, P. (1999), Fundamentals of Survival Data. *Biometrics*. 55(1), 13–22.
11. Kirkwood, T.B.L., and Rose, M.R. (1991), Evolution of Senescence: Late Survival Sacrificed for Reproduction. *Philosophical Transactions: Biological Sciences*. 332(1262), 15–24.
12. Keiding, N., Andersen, P.K., and Klein, J.P. (1997), The Role of Frailty Models and Accelerated Failure Time Models in Describing Heterogeneity Due to Omitted Covariates. *Statistics in Medicine*. 16(1–3), 215–224.
13. Little, R.J.A., and Rubin, D.B. (2002), *Statistical Analysis with Missing Data*. Second Edition. John Wiley Sons, Inc.
14. Margolis, R., and Myrskylä, M. (2011), A Global Perspective on Happiness and Fertility. *Population and Development Review*. 37(1), 29–56.
15. Mirowsky, J. (2005), Age at First Birth, Health, and Mortality. *Journal of Health and Social Behavior*. 46(1), 32–50.
16. Müller, H.-G., Chiou, J.-M., Carey, J. R., and Wang, J.-L. (2002), Fertility and Life Span: Late Children Enhance Female Longevity. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*. 57(5), B202–B206.
17. Snowdon, D.A. (1990), Early Natural Menopause and Duration of Postmenopausal Life: Findings from a Mathematical Model of Lifeexpectancy. *Journal of the American Geriatric Society*. 38(4), 402–408.
18. Yang, Y.C., Boen, C., Gerken, K., Li, T., Schorpp, K., and Harris, K.M. (2016), Social Relationships and Physiological Determinants of Longevity across the Human Life Span. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 113(3), 578–583.
19. Westendorp, R.G.J., and Kirkwood, T.B.L. (1998), Human Longevity at the Cost of Reproductive Success. *Nature*. 396(6713), 743–746.
20. Zeng, Y., and Vaupel, J.W. (2004), Association of Late Childbearing with Healthy Longevity among the Oldest-old in China. *Population Studies*. 58(1), 37–53.
21. Zimmer, Z., and Kwong, J. (2003), Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implications. *Demography*. 40(1), 23–44.

(责任编辑:李玉柱)