

农村老年女性贫困的 决定因素分析*

——基于Cox比例风险模型的研究视角

王增文

【摘要】文章使用2009年在山东省沂蒙山区部分县市的调查数据,运用Cox比例风险模型识别影响女性老年人口贫困及持续时间的决定性因素指标,把老年女性的贫困区分为“暂时性贫困”和“持续性贫困”,而“持续性贫困”才是政府重点解决和帮扶的对象;并且通过Cox比例风险模型,找出影响农村老年女性持续性贫困的决定性因素。文章认为解决农村老年女性贫困的最优方案不是设计一个新的制度,而是对目前的针对农村居民的社会保障项目加以“整合”,然后重点对该部分群体加以倾斜和覆盖。

【关键词】Cox比例风险模型 农村老年女性 脆弱性 数据截取

【作者】王增文 南京财经大学公共管理学院,讲师。

一、引言

在中国农村人口老龄化过程中,农村老年人口不仅总量在上涨,而且在总人口中所占比重上也在飞速上升,随着中国人口老龄化的发展,老年女性特别是农村老年女性的贫困问题逐渐显露出来。

然而,目前对老年贫困群体的研究只是注重地区差别、城乡差别和国际差别,而对性别的差别的研究较少,尤其是缺少对农村女性老年贫困进行专门的定量研究。徐勤、魏彦彦(2005)从性别角度出发利用“中国城乡老年人口状况一次性抽样调查”数据重点考察老年保障,特别是老年低收入及贫困人口中的性别差异,分析影响性别差异的原因,探讨提高女性

* 本文受到国家社会科学基金项目:“政府责任视角下新型农村社会养老保险制度构建:理论与实证”(09BSH059)和国家哲社基金重大招标项目:“建立覆盖城乡居民社会保障体系的制度框架及实施难点研究”(07&ZD047)资助。

老年人口经济地位的途径。张航空(2007)利用2003年“上海市老年人口状况与意愿跟踪调查”数据,对上海市贫困女性老年人的人口学特征、经济支持和医疗保障等特征进行分析,发现上海市老年女性人口中,农村的贫困女性老人在绝对数和比重两方面都高于城市。张彦丽、王峰(2009)分析了导致老年妇女贫困的原因,认为应通过逐步缩小男女退休年龄差距、建立弹性退休制度、扩大覆盖面、引入遗属保险、调整养老金计发办法及加强对贫困老年妇女的社会救助等措施来解决老年妇女贫困问题。虽然这些研究均是针对老年群体的贫困问题,但视角各不相同。总的来看,多数研究是从定性的角度对导致老年女性贫困的原因加以描述,得出结论而提出解决方案;所描述的贫困仅仅是从“时刻贫困”这一状态出发,缺乏对贫困持续时间长短的考察,这样就使得对导致人口贫困的原因存在认识上的非差异性,因为贫困的持续时间有长有短,以上部分学者所采用的研究方法大多是 Logistic 二元回归方法,而这种方法的不足是,它只能识别贫困和非贫困人口,而不能识别其贫困持续的时间。因此,笔者试图利用 Cox 比例风险模型,把农村贫困女性老年人口识别为“暂时性贫困”和“持续性贫困”人口,重点研究影响农村老年女性贫困群体贫困持续时间及决定性因素。

二、老年女性贫困与数据截取问题

根据现有文献,分析农村老年女性贫困的决定性因素可被利用的方法主要有3种:一是因变量为离散的二分变量,即农村老年女性是否贫困,建立二元 Logistic 或 Probit 模型。二是因变量为连续性变量,即农村老年女性贫困持续的时间,可以利用最小二乘法(OLS)进行估。三是把农村老年女性分成勉强温饱、较贫困、重度贫困的有序过程,从而把因变量分成具有层次性的有序变量,即建立有序的 Logistic 或者 Probit 模型来研究和分析。上述3种计量分析方法忽略了一个比较重要的方面:在研究农村老年女性贫困时,所考察样本中有很大一部分农村妇女还没有进入老年或者进入老年后未知其贫困持续的时间。而对农村老年女性贫困研究所关注的重点是哪些因素决定了农村老年女性的贫困及贫困的持续时间。对于那些还未进入老年的农村女性,我们不知道其最终是否会发生贫困。只能确定她们最终的贫困的时间不会低于目前已忍受贫困的时间。在计量经济学上,这种情况被称为数据截取,或称右截取。如果把农村老年女性的贫困年限作为其忍受贫困的总年限进行回归分析,会使得 OLS 估计是非一致估计。Wooldridge(2006)认为应该采取办法予以纠正。而 Cox 比例风险模型可以很好地解决这个问题。

在经济学研究中,识别与生存分布相关的协变量是使用 Cox 比例风险模型来研究经济事件的一个主要方法,如 James(1952)使用广义 γ 分布与 β 分布的混合分布方法进行回归分析,通过逐个检查每个可能的变量与因变量的关系,从而寻找影响生存时间的决定性因素。其基本思想是:假设有 n 名农村老年贫困女性,第 i ($i=1, 2, \dots, n$) 名贫困女性的贫困持续时间为 t_i ,同时设协变量 $X=(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip})$ 是影响农村老年贫困女性贫困持续时间的 p 个因素。令 $h(t, X)$ 表示在受致贫因素 X 的影响下,在时刻 t 的风险率;设 $h_0(t)$ 表示在不受致贫因

素 X 的影响下,在时刻 t 的风险率。显然 $h_0(t)=h(t, 0)$, $h_0(t)$ 为老年女性基础贫困风险函数。Cox 比例风险率模型中,不同个体具有成比例的风险率函数,即对于任意两个协变量 $X_i=(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip})$ 和 $X_j=(X_{j1}, X_{j2}, \dots, X_{jp})$, $h(t, X_i)/h(t, X_j)$ 不随时间 t 的改变而改变。故给出协变量 $X=(X_1, X_2, \dots, X_p)$, 风险率函数可以表示为 $h(t, X)=h_0(t)f(X)$, 其中 $f(X)$ 是 X 的函数。如果生存时间的分布连续,且协变量之间的相互作用可以被忽视,风险率函数是:

$$h(t, X)=h_0(t)\exp\left(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j\right) \quad (1)$$

其中, $h_0(t)=h(t, 0)$ 是 X 的全部分量为 0 时基础生存分布的风险率函数。即当所有的伴随变量 $X_j(j=1, 2, 3, \dots, p)$ 都处于 0 或者标准状态下的风险函数时,为一不确定的值。 $\beta_j(j=1, 2, \dots, p)$ 称为 Cox 回归系数,是模型的待定参数。风险函数两边同时除以 $h_0(t)$ 并取对数就是回归方程:

$$\ln \frac{h_i(t)}{h_0(t)}=\sum_{j=1}^p \beta_j X_j \quad (2)$$

把式(2)的左侧作为被解释变量,则便成为 Cox 回归模型。由式(1)可知,变量 X_1 的作用是使个体的风险函数由 $h_0(t)$ 增至 $h_0(t)\exp(\beta_1)$; p 个协变量 X_1, X_2, \dots, X_p 共同作用下的风险函数为: $h(t, X)=h_0(t)f(X)=h_0(t)\exp(\beta_1 X_1)\exp(\beta_2 X_2)\cdots\exp(\beta_p X_p)$, 是个体的风险函数由 $h_0(t)$ 增至 $h_0(t)f(X)=h_0(t)\exp(\beta_1 X_1)\exp(\beta_2 X_2)\cdots\exp(\beta_p X_p)$, 从这个意义上来说,Cox 比例风险模型是一种乘法模型。任意两个个体风险函数之比,即相对风险比可写为: $HR=\frac{h_0(t)\exp(\beta_1 X_{i1}+\beta_2 X_{i2}+\cdots+\beta_p X_{ip})}{h_0(t)\exp(\beta_1 X_{j1}+\beta_2 X_{j2}+\cdots+\beta_p X_{jp})}=\exp[\beta_1(X_{i1}-X_{j1})+\beta_2(X_{i2}-X_{j2})+\cdots+\beta_p(X_{ip}-X_{jp})]$, $i \neq j$ 且 $i, j=1, 2, \dots, n$ 。该比值保持一个恒定比例,与时间 t 无关,为比例风险假定,或称 PH 假定。

Cox 比例风险模型对 $h_0(t)$ 的分布没有任何限制,这就避免了异方差存在的问题。Cox 提出使用极大似然法来估计 β 值,对于生存时间不连续的情形可以通过 Logistic 变换将函数表达式推广到离散情形。在本研究中,采用 Cox 比例风险模型来估计农村老年女性贫困持续时间及贫困的风险,回归模型的一般形式为:

$$h_i(t)=h_{0j}(t)\exp(\beta_1 X_{1i}+\beta_2 X_{2i}+\cdots+\beta_k X_{ki}) \quad (3)$$

其中, X 为解释变量,包括农村贫困女性的特征、家庭状况、所在自然村特征变量。式(3)为分层的 Cox 比例风险模型,反映第 j 村落(村落为分层变量)第 i 自然村老年女性在时点 t 暴露于协变量 (X_1, X_2, \dots, X_k) 之下的风险函数。笔者利用下述方程来估计样本的贫困持续时间:

$$Y=b_0+b_1Charc+b_2Family+b_3Villeg+Hypothe+\varepsilon \quad (4)$$

其中, $Charc$ 表示女性贫困的特征、 $Family$ 表示家庭状况、 $Villeg$ 表示所在自然村特征变量, $Hypothe$ 为村落虚拟变量。之所以引入该虚拟变量是由于不同县市的村落之间农民收入水平差异很大,必须控制县市农民收入对老年女性贫困的影响。

表1 相关变量的描述性统计

变 量	均值	标准差
被解释变量		
农村女性的贫困持续时间(年)	12.53	4.81
个体特征		
大宗医疗费用支付(完全自己支付=1,部分自己支付=2)	0.47	0.51
受教育程度(文盲=0,非文盲=1)	0.43	0.48
是否丧偶(丧偶=1,否则=0)	0.73	0.39
健康状况(身体有疾病=1,身体健康=0)	0.67	0.52
年龄(岁)	69.21	70.02
赡养状况(有法定赡养人并得到赡养=1)	0.14	
(有法定赡养人没得到赡养=2)	0.23	0.15
(无法定赡养人=3)	0.63	
家庭状况		
儿女子孙状况(有儿孙=1)	0.10	
(只有女儿=2)	0.23	0.17
(有儿女子孙=3)	0.21	
(无儿无女=4)	0.46	
民族(汉族=1,少数民族=0)	0.68	0.56
儿女受教育年限(9年及以上=1,9年以下=0)	0.54	0.72
是否与儿女同住(与儿女同住=1,独住寡居=0)	0.40	0.63
子女是否外出打工或是否有经营活动(有=1,无=0)	0.63	0.75
财富指数	1.01	0.59
所在自然村特征		
生育观念(养儿防老、多子多福=1,争做计划生育标兵=0)	0.64	0.73
交通状况(离乡镇距离10公里以下=1,10公里及以上=0)	0.45	0.61
自然资源状况(有矿产、海产、水资源丰富=1,否则=0)	0.71	0.67
外出打工人员比例(%)	0.52	0.71
自然灾害发生是否频繁(是=1,无=0)	0.38	0.56
产业状况(以农业为主=1,以第二、三产业为主=0)	0.47	0.80

注: 财富指数 = 名义收入 × (1 + 阶层调整系数 + 预期系数 + 家庭系数)。这里的阶层调整系数用来调整人们的经常性收入和非经常性收入。非经常性收入与阶层高度关联。如事业单位非经常性收入比企业单位人员的非经常性收入要多。预期系数用来调整即期收入和预期收入,家庭系数则用来调整个人收入和家庭收入,而所有的系数则根据我们对农村贫困女性的访谈来模拟。

三、农村老年女性 贫困计量模型

本研究所采用的数据来源于2009年7月至9月南京财经大学公共管理学院课题组在山东省临沂市的5个县(沂水、沂南、蒙阴、平邑、费县)和淄博市的沂源县共6个县进行的调查。这些县均是典型的内陆农业县,农业人口占全体人口的80%以上,2008年GDP总量为1 958.21亿元,在中国11个革命老区中,仅次于石家庄市排在第二位,但人均GDP却排在中间水平。我们分析使用的有效样本为326名1908~1948年出生(60~100岁)的人口,这些人口分布在上述6个县的数十个自然村落中(每个行政村各抽取两个自然村)^①。相关变量的描述性统计见表1。

本文中被解释变量农村女性的贫困持

① 在数据采集上,注意了被调查者在年龄、文化层次、贫困程度等方面的大致均衡分布,主要是按照“3个1/3原则”,即按被调查户的年龄、文化层次、贫困程度状况大致分为好、中、差3个层次,使调查样本更具代表性。

续时间指的是到 2009 年 7 月为止农村女性的贫困处于目前的生活状态所持续的时间（精确到月）。在农村贫困女性的特征方面，由于医疗支出会占到老年费用支出的绝大部分，所以这也是导致农村老年女性贫困的主要原因之一。鉴于此，大宗医疗费用支付分为完全由自己支付、部分由自己支付两种情况，由于无法定赡养人和丧偶老年女性更容易陷入贫困，所以以是否有法定赡养人和是否丧偶作为衡量农村女性贫困的一个非常重要的指标。而且年龄越大，健康状况越差的女性越容易陷入贫困，且贫困持续时间越长。在家庭状况指标方面，由于农村“养儿防老”观念影响深远，笔者用是否有儿孙作为衡量是否有法定赡养人的标准；其子女外出打工（或有经营活动）和与儿女同住的老年人更不容易陷入贫困，而且即便是贫困也不会持续太长时间。用家庭财富作为衡量家庭经济状况的变量。在相关研究中，以家庭拥有的物品衡量家庭财富是比较常见的做法（Sawada, 2001; Adams, 2005）。用该村交通状况（离乡镇距离）衡量地理条件；以该村的生育观念作为该村老年女性致贫的一个参考性指标。2008 年 1 月到 2009 年 7 月外出打工半年以上的人占全村人口比例衡量该村的社会经济环境和农村老年女性的间接赡养成本；以该村自然资源状况和是否发生过自然灾害作为该村的先天性条件状况，以此衡量老年女性群体的贫困及其持续时间长短是否是由于自然资源状况和灾害等先天性条件所致。以该村的产业分布状况来衡量经济状况。当然经济状况越好，第二、三产业所占的比例越大，该村的老年女性越不容易陷入贫困。

四、经验分析结果

笔者根据 CPH 模型应用计量经济学软件分析影响农村老年女性贫困的持续时间的因素。为了甄别其是否贫困及贫困持续时间的长短差异，加入了一些解释变量与受教育程度变量的交互项。为了控制无法观察到的异质性，加入一组表示其所在自然村的虚拟变量，回归结果如表 2 所示。

（一）农村贫困女性的特征

纵观部分学者对贫困的研究经验，发现贫困群体中有大宗医疗费用支出的群体更容易陷入贫困，而且贫困持续的时间更长。但 Cox 比例风险回归模型的回归结果却表明，老年群体有大宗医疗费用支出的与无大宗医疗费用支出的无显著性差异。笔者认为这个出乎意料的统计结果表明：一方面能为老人治病的家庭在农村算是富裕家庭，所以不会由于老人的大病医疗支出而给老人和其家庭带来贫困；另一方面，农村贫困家庭的老人面临大病的情况下基本上是听天由命，不可能会有医疗费用的支出。所以有无大宗医疗费用支出的家庭并不能显著地影响农村老年女性的贫困及持续时间。

贫困及持续时间与受教育程度的关系相当密切。并且在 $p < 0.05$ 的条件下是显著的。这主要是因为农村贫困女性老人多数是没有受过多少教育的文盲群体。在中国，几千年来“女子无才便是德”、“男尊女卑”的封建思想极大地限制了农村女性受教育的机会和权利，从而

表2 农村老年女性贫困持续时间的决定性因素(N=326)

解释变量	风险比	标准误
个体特征		
大宗医疗费用支付	0.871	0.578
受教育程度	1.025**	0.956
是否丧偶	0.758*	0.045
是否丧偶×受教育程度	1.690*	0.698
健康状况	0.579	0.664
健康状况×受教育程度	0.121*	0.987
年龄	2.552***	0.346
赡养状况	0.627	0.014
家庭状况		
儿女子孙状况	1.873	0.357
民族	0.053	0.443
子女受教育年限	0.782*	0.589
子女受教育年限×受教育程度	1.256**	0.401
是否与儿女同住	0.874	0.659
子女是否外出打工(或有经营活动)	0.683*	0.214
财富指数	1.510**	0.034
所在自然村特征		
生育观念	0.988**	0.335
生育观念×受教育程度	3.007***	0.891
交通状况(离乡镇距离)	0.911	0.068
自然资源状况	1.023*	0.557
外出打工人员比例	0.874	0.964
自然灾害发生是否频繁	1.768**	0.904
产业状况	1.546***	0.655

注: * 表示 $p<0.1$, ** 表示 $p<0.05$, *** 表示 $p<0.01$ 。鉴于篇幅所限,笔者没有给出关于自然村这个虚拟变量的系数估计值;另外,民族元素导致的农村老年女性贫困并不显著,这与样本的采集有关,在沂蒙山区的6个县中,98%以上的调查样本是汉族,有2%左右的是回族,所以其对贫困的持续时间的影响并不显著。

庭养老还是目前农村的主要养老方式,摒弃赡养义务的不孝儿女毕竟是少数^②。

限制了其社会经济活动的能力,即使能够参加工作,由于文化水平所限,也只能在低工资的职业领域从事最为简单的体力劳动。在0.1显著性水平下,指标“是否丧偶”、“是否丧偶与受教育程度交叉项”、“健康状况与受教育程度的交叉项”是显著的,这主要原因在于农村老年男性群体在没有儿女的经济帮助状况下,他们基本上是家庭的唯一劳动力^①,失去伴侣的农村老年女性群体面临贫困风险和风险持续的时间更长。而且丧偶老年女性如果受教育程度越低,那么其贫困持续的时间会更长。

农村老年女性群体在0.01的显著性水平下的风险比例值是2.552,说明随着老年女性贫困群体年龄的增长,其面临贫困的可能性越大且贫困持续时间会越长。这主要原因在于:根据保障储蓄的生命周期理念,人的生命周期分为储蓄阶段和财富消耗阶段,因为随着年龄的增高,逐渐降低和失去劳动能力,从而不再能创造财富,而所消耗的财富越来越多,剩余的财富越来越少,所以面临贫困的风险会越来越大。另外,赡养状况指标的风险比例系数为0.627,但不显著。主要原因在于,农村中家

- ① 在农村不同于在城镇,农民没有退休的概念,他们是活到老做到老,在我们调研中发现,农村70岁以上的男性老年人口中从事繁重体力劳动的占到了87.3%,这表明农村老年家庭中,老年男性群体成为家庭的主要收入来源的创造者。
- ② 调查中发现,摒弃赡养义务的不孝儿女不多,有这种现象的家庭主要是因为儿女自身经济状况也很差,也属于农村社区中的贫困户。

(二) 家庭状况

在家庭状况方面,主要从子女及孙辈的经济支持角度来看,联合国人口基金 2005 年“人口发展目标”报告中指出:对于年迈女性而言,社会支持不足所产生的积累效应经常意味着晚年的贫困潦倒和低生活水平。家庭养老一直是中国农村地区主要的养老方式,而与家庭中子女相关的指标中,包括子女受教育年限($0.782, p=0.1$)、子女受教育年限与受教育程度的交叉项($1.256, p=0.05$)、子女是否外出打工($0.683, p=0.1$)和财富指数($1.510, p=0.05$)以上所列指标是显著的。因此,子女及孙辈对农村老年女性提供的经济支持对于其是否陷入贫困具有重要影响。

因为农村老年女性群体的主要收入来源集中在子女或亲属等家庭成员供养、自身的农业劳动收入和储蓄收入 3 个方面。而从本次调查的状况来看,农村贫困老年女性人口主要的收入来源中,子女及孙辈的补助排在第一位,其比例高达 78.35%。上面提到的农村女性老年群体的贫困一方面是自身的原因,但更重要的是农村严重缺乏社会保障制度,特别是养老保险制度。鉴于目前这种状况,“养儿防老”便成了农村的主要养老方式,这样农村老年人口的贫困就意味着赡养支持的不充分,这种不充分在一定程度上与其子女及孙辈提供的经济支持力度存在着直接的关系。从表 2 也可以看出,随着子女及孙辈的经济收入的增加,对农村老年群体的支持力度越大,其陷入贫困的可能性越小,那么贫困持续的时间会逐渐缩短。

(三) 所在自然村特征

本研究分析表明,家庭财富指数越高的自然村,农村老年贫困女性的贫困持续时间越短。因为经济条件好的农村地区一般来说拥有较好的产业和经济结构、劳动力转移机制、公共服务设施(如道路、医疗卫生设施等),富裕的自然村落还有可能对本村低收入家庭的老年贫困人口的生活进行补贴。研究发现,交通状况(离乡镇距离)和该村外出打工人员比例等状况指标条件会缩短农村老年女性的贫困持续时间,但并不显著。这可能是因为在调研中的农村目前已经实现了村村通公路,交通问题已经不是所调研的县市中老年女性致贫和贫困持续时间久暂的主导因素。对于第三部分的“所在自然村特征”宏观数据,我们调研的对象是当地自然村的村干部。在我们调查的样本自然村中,2008 年 16~40 岁外出打工人口比例平均为 70.8%。这些打工人员为家庭带来收入。从而在很大程度上减少了其老年直系亲属贫困的发生。

自然资源状况和自然灾害发生状况对农村老年妇女贫困及持续时间的影响显著且作用是相反的,由于沂蒙山区是典型的革命老区,也是淮河流域水土流失最严重的地区。尽管山区资源不算贫乏,但因长期不合理的开发利用,致使山区资源浪费严重,水土流失加重,生态环境日趋恶化。这严重影响了山区经济的可持续发展。所以,自然资源恶化进一步会延长农村老年女性贫困群体的贫困持续时间。而在自然资源越丰富的农村地区,发生贫困的概率越低且贫困持续的时间越短^①。

^① 如沂水县,水资源、自然资源丰富,素有“百库千塘”之称,而且文物古迹荟萃、旅游资源丰富,所以这个县农村老年贫困女性的贫困持续时间比其他县要短,而沂源县恰恰相反。

生育观念、生育观念与受教育程度的交叉项对农村老年妇女贫困及持续时间的影响是显著的。这里的生育观念分两种情况:一是养儿防老,多子多福;二是持第一种生育观念的老年女性群体,由于儿女多,导致人力资本投资匮乏,从而陷入“越生越穷、越穷越生”的贫困恶性循环的境地,等到老年以后,由于自身没有物质积累,没有应对风险的物质或金融资本,再加上由于子女不能够接受教育,从而子女也会面临同样的生育观念和同样的贫困状态。并且有这种生育观念的村落的老年女性贫困的持续时间最长,甚至是永久性的和带有传递性的。

生育观念与受教育程度这个交叉项对农村老年女性贫困群体贫困持续时间的影响作用是相互加强的。子女受教育程度越高,人力资本投入越大,其得到的回报越大。在调研中了解到,有子女接受过高等教育的家庭,老年女性贫困的发生率仅为 0.53%。而子女众多的家庭中老年妇女的贫困发生率达到 75.11%,无儿无女的老年女性其贫困发生率为 24.36%。这说明生育观念的转变和教育素质的提高对于缓解和缩短农村老年女性的贫困及持续时间具有非常显著的作用。

所以,如果简单地采用 Logistic 模型(被解释变量为“农村老年女性是否发生贫困”,也就是如果不发生贫困,取值为 1,反之为 0),发现自然村这个层面的自变量存在较大差异,即生育观念和产业状况不再是决定性因素,自然资源状况却成为唯一显著的自变量。如果采用最小二乘法估计模型(被解释变量与 Cox 比例风险回归模型一样为农村老年女性贫困持续时间),则农村贫困女性的特征和家庭状况层面的自变量存在较大差异:老年女性贫困群体的受教育程度和家庭财富指数差异性便不复存在。综上可见,若不考虑数据截取问题,将会对统计结果产生比较大的影响。

五、结论与建议

笔者通过对沂蒙山区 6 县农村老年贫困女性人口状况与意愿跟踪调查,所得的数据显示,该山区农村女性老年人口中,受教育程度低的老年女性遭受贫困的风险及贫困持续的时间明显高于受教育程度高的老年人;高龄老年女性的贫困比率及持续时间都高于低龄老人;丧偶的农村老年女性更容易陷入贫困;但随着子女及孙辈的经济状况的好转及对所赡养老人支持水平的提高,农村女性老年人口陷入贫困的比重及其贫困持续的时间在逐渐下降;在大宗医疗费用支出方面,医疗完全依靠个人支出的老年女性贫困持续时间明显高于能够享受医疗保障的老年女性。农村贫困老年女性人口在经济上都缺乏资源与机会,是一个弱势群体,且综合生存能力低下。这些因素是影响农村老年女性持续性贫困的决定性因素。所以,政府重点关注持续性老年贫困女性人口生活中面临的困难,社会保障政策特别是社会救助制度和老年人福利应向农村老年女性人口中的贫困群体倾斜。救助政策重点瞄准高龄、丧偶的农村老年贫困女性人口,对其提供社会援助。

在对农村老年贫困女性人口的救助方面,为防止“新制度衍生新问题”状况的产生,笔者建议对现有的农村社会保障项目进行“整合”。目前国家已经实施了农村新型合作医疗制度、农村最低生活保障制度,而农村养老保险制度于2009年在部分农村地区开始试点。所以在经济条件许可的地区,可考虑首先把农村贫困女性老年人口纳入到新型合作医疗制度、农村最低生活保障制度和养老社会保险制度体系中,解决农村贫困女性老年人口基本的生活需求,从而防止其陷入“因贫致病”、“因病致贫”、“因穷而生”、“越生越穷”的恶性循环中。在中国农村社会保障制度还很不健全的背景下,这些显得尤为迫切。从长远看来,老年作为人的生命历程中的最后一个阶段,其在社会和经济上的弱势地位是各个生命阶段的积淀,所以其贫困风险应从生命全程角度事先加以规避和防范,即政府应实施“上游干预”策略^①,以避免其陷入贫困。而且全社会特别是农村地区要消除对女性的歧视,把性别平等的观念纳入主流意识,真正实现男女平等;消除女性在就学、就业等方面面临的歧视,从而加大女性特别是农村女性参与社会经济活动的机会与老年农村女性分享经济发展成果的权利。

参考文献:

1. 徐勤、魏彦彦(2005):《从社会性别视角看老年贫困》,《市场与人口分析》,第1期。
2. 张航空(2007):《上海市贫困女性老年人口特征分析》,《南京人口管理干部学院学报》,第10期。
3. 张彦丽、王峰(2009):《人口老龄化背景下我国老年妇女贫困问题研究》,《山东工商学院学报》,第4期。
4. Adams, J. & Hannum, E. (2005), Children's Social Welfare in China, 1989~1997: Access to Health Insurance and Education, The China Quarterly. 100~121.
5. James F. Connors, Richard R. Woollett (1952), Performance Characteristics of Several Types of Axially Symmetric Nose Inlets at Mach Number 3.85. NACA RM E52I15.
6. Sawada, Y. & Lokshin, M. (2001), Household Schooling Decisions in Rural Pakistan, World Bank Working Paper No. 254.
7. Wooldridge, J.M. (2006), Introductory Econometrics: A Modern Approach (3rd edition), New York : Thomson South Western.

(责任编辑:朱萍)

^① 所谓的“上游干预”策略是指投资儿童(特别是女童)支持家庭体现发展型社会政策人力资本投资的核心理念。即帮助儿童和支持家庭是发展型社会政策的“上游干预”反贫困策略。只有预防贫困才能达到消除贫困的目的。投资儿童(特别是女童)不仅被认为是切断贫困“代际转移”链条的措施,也是提高劳动力素质和国家竞争能力的策略。即投资儿童的目的是不让儿童“输在起跑线上”,而与之相对应的是“下游干预”干预策略的应急模式。目前,中国社会政策多属“下游干预”型,这是一种应急模式。缺点是被动,收益也低。如在医疗保险领域,预防比治疗成本要小得多。所以,对于农村老年女性的贫困这一社会问题,“上游干预”比“下游干预”更为重要。