

家庭养老、老年贫困与农村社会养老保险的角色定位

◎ 王小龙 唐 龙

内容提要 本文首先从理论上分析了农村家庭养老条件变化影响老年贫困的一般机制,并基于中国健康与营养调查的农户数据,利用 Probit 模型分析了农村家庭养老条件变化对老年贫困的影响。研究表明:现阶段农村家庭养老条件变化显著影响了老年相对贫困的发生率,成为老年贫困的主要诱因。基于此,本文对新农保制度提出改革建议:应加大对新农保的财政补贴力度,并逐步建立以社会养老为主,家庭养老为辅的农村社会养老保障体系。

关键词 家庭养老 老年贫困 新农保制度

(中图分类号)F840.67 (文献标识码)A (文章编号)0447-662X(2012)02-0132-08

一、引言

构建覆盖城乡的社会养老保障体系是我国社会保障制度改革战略目标之一。长期以来,由于城乡二元经济结构的存在,我国城镇和农村老年人所能获得的社会养老保障有着明显的差异。这表现在,城镇有相对完善的社会养老保障体系,城镇离退休职工可以依靠离退休金养老,而农村的社会养老保障体系则很不健全,农村老年人主要依靠家庭养老。为了统筹城乡社会养老保障制度,1992年民政部颁布了《县级农村社会养老保险基本方案》。该方案提出要建立以“资金个人交纳为主,集体补助为辅,国家予以政策扶持”的养老保险制度(以下简称“老农保”),但这种筹资模式在集体补贴乏力、政府扶持政策又长期不到位的情况下于90年代末走向了停滞,也表明政府首次探索建立农村社会养老保险制度的尝试以失败告终。2003年之后,随着中央对“三农”问题的日益重视,各地开始陆续试点新的农村养老保险模式。2009年国务院印发了《关于开展新型农村社会养老保险试点指导意见》,提出要探索建立“个人缴费、集体补助、政府补贴相结合”的新型农村社会养老保险制度(以下简称“新农保”)。与“旧农保”形成鲜明对比,“新农保”第一次明确了政府在建立农村社会养老保险制度方面的财政责任,然而,对于未来将在农村建立何种类型的养老保障体系,即,是以家庭养老为主,还是以社会养老为主这一战略性选择问题,“新农保”试点的指导意见尚未明确规定。

尽管对于在农村建立什么样的养老保障体系“新农保”政策并没有明确规定,但学术界对此问题已有大量研究,并形成了以下两种观点:

一种观点主张建立以社会养老为主的农村养老保障体系。比如,樊海林^①在分析了农村家庭养老模式历史选择的经济和社会动因,以及新中国成立后农村家庭养老继续存在的特殊国情条件之后,从农村社会养老现实需求及供给条件出发,指出随着农村生产方式的进步,养老方式必将由家庭向社会过渡;徐勤^②认为在家庭供养资源减少、供养力下降、传统家庭养老受到前所未有挑战的形势下,只有发展社会养老才是解决家庭养老问题的根本途径。

另一种观点则主张建立以家庭养老为主的农村养老保障体系。比如,龙方^③在分析了我国的历史传统和现实的农村经济状况和组织经营方式之后,提出应该建立以家庭养老模式为主导、多种养老模式并存的农村养老保障体系;石宏伟、朱研^④指出,虽然农村以家庭养老为主、社会保障为辅的养老方式面临着严峻的挑战,但是鉴于农村经济比较落后,家庭养老作为成本较低、比较方便的一种养老方式将会继续在农村地区发挥作用,所以应该建立家庭养老为主、保障途径多元化的农村养老保障模式。

从理论上讲,家庭人口结构、人均土地规模等农村家庭养老条件的变化未必会影响农村家庭的养老保障功能,其原因是家庭养老条件变化对老年贫困的影响存在正负两方面效应。这里所谓正负两方面效应是指:一方面,家庭养老条件变化可能会带来子女人力资本投资的增加和家庭的非农收入比重的增加,从而改善家庭老人的经济给养水平;另一方面,家庭养老条件变化可能会使老人因得不到家庭生活照料而陷入社会贫困,同时也会降低农业生产中的规模效益,使得单位面积的农业产出水平下降,进而导致老人的经济给养水平下降。由此可见,要对在农村建立何种养老保障体系给出一个合理的建议,首先需要搞清楚在现阶段农村社会经济发展条件下,农村家庭养老条件的变化是否弱化了家庭的养老保障功能。进一步讲,需要从理论和实证角度研究农村家庭养老条件变化对老年贫困的影响机制和影响程度。然而,从研究内容来看,已有相关文献恰恰忽视了这一点,从而存在如下两个明显不足:一是仅从经济条件和社会动因的演化等宏观层面来探讨农村老人养老资源供给和需求的变化及其对老年贫困的影响,并没有以家庭养老和老年贫困之间的关系为切入点,从微观层面分析家庭养老条件变化对老年贫困作用的一般机制;二是只对家庭养老条件的变化本身进行了一般性的分析和统计描述,而对这种变化对老年贫困的影响没有进行严密的实证分析,从而不能提供有力的实证依据支持他们的主张。有鉴于此,本文首先从理论上探讨家庭养老条件变化影响老年贫困的一般机制,然后利用中国健康与营养(China Health and Nutrition Survey,简称CHNS)数据,从实证角度评估了家庭养老条件变化对老年贫困的影响,最后在此基础上探讨农村社会养老保险的角色定位。

二、农村家庭养老条件变化影响老年贫困的一般机制

从理论上讲,农村老人是否会陷入贫困主要取决于老人能够获得的经济给养水平的高低,而农村老人所得到的经济给养水平会受传统家庭养老条件的影响。传统的家庭养老条件包括“子女养老保障条件”和“土地养老保障条件”两个方面。改革开放以来,随着农村经济社会的发展,家庭养老的上述两大条件逐渐发生了变化。具体讲,“土地养老保障条件”的变化表现为人均耕地面积在逐年减少。表1给出了我国人均耕地面积的年份数据,从中可以看出,从1995年以来,中国人均耕地面积呈现出逐年下降的趋势。而“子女养老保障条件的变化”表现为家庭规模不断缩小,人口老龄化日益严重。据调查,农村家庭户的平均人数在1978年为5.7人,1987年为5.0人,1999年降到4.2人,2008年进一步降到4.0人(中国农村住户调查年鉴

① 樊海林《中国农村养老模式变迁前景展望》,《人口研究》1997年第6期。

② 徐勤《农村的家庭养老能走多远》,《人口研究》1997年第6期。

③ 龙方《论农村家庭养老模式的完善》,《农村经济》2007年第5期。

④ 石宏伟、朱研《我国农村家庭养老面临的问题及对策》,《农业经济》2008年第7期。

2009)。同时,低出生率和死亡率以及人均寿命的延长,使中国提前跨入了老龄化社会。第五次全国人口普查资料显示,2000年我国农村65岁及以上人口占总人口的比重为7.35%。

表1 中国人均耕地面积

年份	1995	2004	2005	2006	2010
人均耕地面积(亩)	1.59	1.41	1.4	1.39	1.38

资料来源:国土资源部全国土地利用变更调查结果报

一般而言,农村家庭养老的“子女养老保障条件”和“土地养老保障条件”本身的变化会通过不同的作用机制对老人的经济给养水平产生正负两方面的效应,进而影响老年人的贫困状态。

从“子女养老保障条件”方面来看,农村老年人获得的经济给养水平会依赖于其子女的数量。子女数量的减少会通过以下两方面来影响老人的经济供养水平:一方面,由于子女数量的减少、农村人口流动的增加以及代际居住模式的变化,子女在照顾老人方面投入的时间减少,老人获得的生活照料服务的数量和质量下降,同时空间距离的拉大,也增加了照顾的不便利性,这种非正式经济支持的弱化会加剧老人的社会贫困,社会贫困又通过对经济给养水平的影响反作用于老人的经济贫困。^①另一方面,子女数量的减少有助于提高农村家庭对子女的人力资本投资水平,从而改善家庭的经济支持能力。Becker^②根据父母效用最大化的内生选择机制提出了子女数量和质量替代理论,即家庭孩子平均获得的人力资本随着生育孩子数量的减少而逐渐增多。在子女数量减少,社会养老体系不健全的情况下,父母可以通过对子女进行教育投资来替代自我储蓄而发挥“养儿防老”的机制。^③

再从“土地养老保障条件”方面来看,农村人均耕地面积的减少同样也会对老人经济给养水平产生正负两方面的效应。具体讲,一方面,人均耕地面积的减少会降低农业生产的规模效益,使得单位面积的农业产出水平下降,从而降低老人所能获得的经济给养水平;另一方面,人均耕地面积的减少会降低农业生产中的劳动力需求水平,进而引起家庭内部劳动力配置的重新调整,农村劳动力向非农部门转移,结果可能会提高家庭收入,从而增强家庭对于老人的经济供养能力。白南生等^④在安徽省调查时发现,子女外出务工通过转移收入改善了农村老人的福利。

综上分析可见,现阶段农村家庭养老条件变化对老年贫困的作用机制表现为:一方面,家庭养老条件变化会带来子女的人力资本的增加和家庭收入的增加,从而会改善老人的经济给养水平,使其不至于陷入贫困;另一方面,家庭养老条件变化不仅可能使老人陷入社会贫困与经济贫困的恶性循环之中,而且会降低农业生产中的规模效益,使得单位面积的农业产出水平下降,进而可能进一步加剧老年经济贫困。换言之,家庭养老条件变化对老年贫困的影响存在正负两方面效应。作为影响老年贫困的重要因素,家庭养老条件变化对于老年贫困的影响,最终取决于正向促成效应和负向抑制效应的相对大小,即,如果家庭养老条件变化对老年贫困造成的正向促成效应大于负向抑制效应,则家庭养老条件变化会诱发老年贫困,反之,家庭养老条件变化则缓解老年贫困。

三、变量选取与计量模型设计

本文实证分析的主要目标是研究现阶段我国农村家庭养老条件变化对老年贫困的正向效应和负向效

① 杨菊华《人口转变与老年贫困问题的理论思考》,《中国人口科学》2007年第5期。

② Becker, G. S., Human Capital, Fertility, and Economic Growth, *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp. S12-S37.

③ 刘永平、陆铭《放松计划生育政策将如何影响经济增长》,《经济学季刊》2008年第7卷第4期。

④ 白南生、李靖、陈晨《子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究》,《中国农村经济》2007年第10期。

应的相对大小,即评估农村家庭养老条件变化对老年贫困的总效应。

在计量设计上,需要选择测量老年贫困的指标作为被解释变量。从理论上讲,有两种测度老年贫困的方法:一是绝对贫困度量;二是相对贫困度量。绝对贫困是指一个人所拥有的收入或消费支出不足以维持其基本的生活需求,而相对贫困则关注由收入差距所引起的低于社会平均收入水平的贫困状况,体现了贫困测量尺度的动态变化。

在贫困测度方法选择上,大多数研究文献对中国贫困规模和程度的估计都是建立在绝对贫困线的基础上。这是因为他们所关注的贫困现象大多发生在改革开放前期,当时中国人均收入水平低,大部分居民仍没有解决温饱问题。同时,中国官方的决策研究也一直以绝对贫困线为标准对中国农村贫困进行估计。事实上,中国的绝对贫困状况在逐步缓解。据统计,中国农村的绝对贫困发生率2000年为3.5%,2007年则下降到1.6%(中国农村住户调查年鉴2009)。而伴随着绝对贫困状况的改善,居民的收入分布的一个新的主要特征则是,收入差距拉大,分配不平等加剧。张岩松^①、康涛^②、陈斐以及叶普万^③的研究表明随着绝对贫困的缓解和贫富差距的拉大,中国农村将呈现一种绝对贫困和相对贫困共存的局面,并且相对贫困将日益突出,长期来看相对贫困将逐步替代绝对贫困成为贫困的主要表现形态和社会关注的重点。有鉴于此,本文采用体现相对贫困定义的收入比例法来对老年贫困进行测度。

第五次全国人口普查资料显示,我国46.1%的农村老年人主要生活来源依靠子女或其他亲属供给,家庭人均收入水平在很大程度上决定了老人的经济给养能力。据此,在老人相对贫困测量指标选择上,我们采用经过家庭规模调整的人均收入水平作为测度老人相对贫困的依据。人均收入水平在相对贫困线以下,则老年人陷入老年贫困,否则不属于老年贫困。

鉴于被解释变量为离散变量,本文构建以下Probit模型来进行计量分析,目标在于通过引入一系列反映家庭养老条件的变量,用以检验其变化对老年贫困的影响。

$$P(y = 1 | t_i, dan_i, ratio_i, X_i) = G(\alpha_0 + \beta_0 t_i + \beta_1 dan_i + \beta_2 ratio_i + \gamma_0 X_i) \quad (1)$$

其中,回归方程(1)左边变量 y 是一个二值响应变量,人均收入在贫困线以下则为1,否则为0;回归方程(1)右边 G 是一个取值范围严格介于0~1之间的标准正态累积分布函数, t_i 表示家庭规模, dan_i 为人均土地面积, $ratio_i$ 是老年人口抚养比, X_i 为一组控制变量, $\alpha_0, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma_0$ 为一组待估参数或参数向量。

为了研究家庭养老条件变化对老年贫困的影响,我们可以从方程(1)中得出,在其他条件不变的条件下,农村家庭养老条件变化对老年贫困发生率的偏效应。比如,家庭人均耕地面积变化对老年贫困发生率的偏效应为:

$$G(\alpha_0 + \beta_0 t_i + \beta_1 dan_i + \beta_2 ratio_i + \gamma_0 X_i) \beta_1 \quad (2)$$

在回归方程(1)中我们选取了以下几类解释变量:

(1) 家庭养老的特征变量

家庭养老特征变量是刻画家庭养老条件变化的一组变量,包括:

①老年人抚养比:通过计算家庭中老人数目占家庭总人口的比率来量化子女养老的负担大小。就家庭成员来说,可分为老(父母)、中(夫妇)、青(子女)三代。其中,中年人是家庭的主要支柱和收入创造者,他们在某种程度上决定了家庭的生活水平和富裕程度,而家庭中老人和小孩一般都是物质的消费者且不创造收入,中年人需要花时间对他们进行生活照料和精神慰藉。因此,老年人抚养比的大小能在某种程度上代

① 张岩松《发展与中国农村反贫困》,中国财政经济出版社,2004年。

② 康涛、陈斐《关于我国农村贫困与反贫困的研究》,《华中农业大学学报》2002年第4期。

③ 叶普万《浅谈中国贫困问题研究视角的几个转化》,《人文杂志》2003年第2期。

表家庭经济供养负担。

②人均耕地面积:构造人均耕地面积来表示土地养老条件的变化。土地在传统家庭养老条件中充当着支柱作用。即使子女外出打工常年不归,土地也可能成为老人养活自己的重要依靠。

③家庭规模:家庭规模可以刻画子女养老保障条件的变化。农村家庭规模越大,抵御外界风险的能力越强。家庭是一种互帮互助、分散风险的机制。每个子女都有义务和责任照顾父母的后半生,当一个老人有好多个子女的时候,老人养老便更有依靠。

(2) 个人特征变量

个人特征变量包括:年龄、性别、婚姻状况、是否为家人做饭、是否参加医疗保险、老人个人收入等。将婚姻状况分为“在婚”和“不在婚”,未婚、离婚、丧偶和分居都归属于“不在婚”状态;个人健康状况则以上周是否为家人做饭作为度量指标,因为其既能够很好的综合描述个人动态的健康状况,也能体现老人参与家务劳动的程度;老人医疗保障水平用是否享有医疗保险来度量,作为一种社会医疗服务,其可以有效的改善老人健康状况和收入创造能力;个人收入变量主要指老人的自我劳动收入。

(3) 地区虚拟变量:

将农村居民所在的省份按照人均GDP的大小分为四个区域,以反映地区经济发展水平的差异。

(4) 年份虚拟变量

年份虚拟变量可以反映经济社会环境的变化。

四、数据描述与实证分析

(一) 数据来源及描述

本研究所用数据来自中国预防医学科学院营养与食品卫生研究所与美国北卡罗来纳大学在中国九省、自治区进行的家庭营养与健康调查CHNS数据库(China Health and Nutrition Survey)。该数据库包括中国九省六年的调查数据,时间分别为1989、1991、1993、1997、2000和2004年,调查方法采取分层、多级、整群随机抽样,调查内容包括住户调查、膳食调查、健康调查和社区调查等诸多方面。该调查在每一个调查年度调查住户(农村住户和城市住户)4000个左右,涉及家庭成员13000多个。本研究所使用的数据为其中一部分,采用的子样本包括所有农村家庭和家庭中年龄最大的老人(55岁以上)。选择55岁以上的老人为样本是因为,生活艰苦、医疗条件落后、营养不足等原因通常会导致55岁以上的农村老人在生理上比城市老人更快的跨入老龄阶段。该数据库能够提供包括2000、2004和2006三个年份中55岁以上的农村老人的个人特征及其所对应的家庭特征。经过变量配对后的有效样本总数为1371个。对于不同年份的个体收入数据采用2006年的物价指数进行调整。

研究采用的1371个样本中2000年样本量为379个,2004年样本量为481个,2006年样本量为511个。2000年取值为1的样本为194个,2004年取值为1的样本为256个,2006年取值为1的样本为267个。由此可知2000、2004和2006年各样本中农村老人的贫困发生率分别为51.2%、53.2%和52.3%。值得注意的是,得到的样本贫困发生率与国家公布的农村贫困发生率数据并不相符,因为我们的数据仅包括55岁以上成年人。

表2为人均耕地面积、家庭规模和老年抚养比与老人是否贫困之间的关系表。从表中可以看出,人均耕地面积越大、家庭规模越大和老年抚养比越低,农村老人陷入贫困的概率则越小。

表2 是否贫困和家庭养老条件二维表

贫困发生和人均土地面积均值			
是否贫困	人均耕地面积均值	标准差	频数
0	1.95	3.43	654
1	1.68	2.88	717
Total	1.81	3.16	1371
贫困发生和家庭规模均值			
是否贫困	家庭规模均值	标准差	频数
0	4.13	1.88	654
1	3.65	1.93	717
Total	3.88	1.92	1371
贫困发生和老年抚养比均值			
是否贫困	老年抚养比均值	标准差	频数
0	0.22	0.23	654
1	0.29	0.28	717
Total	0.26	0.26	1371

表3给出了用于计量分析的主要变量的统计描述。从表中可看出,家庭规模的样本均值接近于4,标准差近乎2。事实上,在研究样本中,中小规模家庭占大多数,小于等于5个成员的家庭约占全部样本的75%。这表明在农村地区家庭越来越核心化,一对夫妇养两个老人和一个子女的家庭结构越来越普遍。人均耕地面积的样本均值接近2,标准差则达到3.5。较大的标准差表明,地理环境和经济发展状况不同的地区的人均耕地面积差异很大。对老年人占家庭总人口比率的统计描述表明,平均而言在农村家庭中不足2个成年人抚养一个老人。样本中老人个人收入出现了负值,这是因为在农村家庭中尽管有些老人没有任何收入来源,但仍需维持基本的生活和医疗支出。个人收入标准差为5415,则表明老人之间的收入差距很大。另外,回归方程中一些解释变量为二值离散变量,还有一些解释变量需要设定为多个虚拟变量。对于地区虚拟变量以人均GDP最低地区为参照组;对于是否做饭以“否”为参照组;对于时间虚拟变量以2000年为参照组。

表3 主要变量统计性描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
老年贫困指标	1371	.523	.499	0	1
家庭规模	1371	3.876	1.919	1	10
人均耕地面积	1371	1.809	3.155	.1	37.5
老年人口抚养比	1371	.258	.259	0	1
个人收入	1371	3983	5415	-14415	84269
男性 = 1(虚拟变量)	1371	.518	.499	0	1
年龄	1371	63	6.257	55	89.26
上周为家人做饭 = 1(虚拟变量)	1371	.701	.458	0	1
有医疗保险 = 1(虚拟变量)	1371	.262	.439	0	1
在婚 = 1(虚拟变量)	1371	.767	.423	0	1

(二) 实证结果

表4给出了计量模型的估计结果。现将主要研究结论说明如下:

表4 回归结果

poverty	估计系数	稳健标准差	T 值	p - value	[95% conf. interval	interval
_Iwave_2004	.0957713	.0956685	1.00	0.317	-.0917355	.283278
_Iwave_2006	.2394254	.1065342	2.25	0.025	.0306221	.4482286
t	-.071432	.027989	-2.55	0.011	-.1262894	-.0165747
ratio1	.3913314	.213142	1.84	0.066	-.0264193	.8090821
indinc_cpi	-.0001604	.0000125	-12.83	0.000	-.0001849	-.0001359
dan	-.0399218	.0136126	-2.93	0.003	-.066602	-.0132415
gender	.2118261	.0896294	2.36	0.018	.0361556	.3874965
_It1_1	.2456558	.0927085	2.65	0.008	.0639505	.4273612
_It1_2	.328305	.1171449	2.80	0.005	.0987051	.5579049
_It1_3	.583215	.1285975	4.54	0.000	.3311686	.8352614
k4	.0301141	.098965	0.30	0.761	-.1638537	.224082
m1	-.0875665	.1070219	-0.82	0.413	-.2973255	.1221926
a8	.0972717	.0930076	1.05	0.296	-.0850198	.2795632
age	.0089237	.0062213	1.43	0.151	-.0032698	.0211172
_cons	-.2119872	.4590796	-0.46	0.644	-1.111767	.6877923

(1) 家庭养老条件变化对老年贫困影响程度的估计结果

从表4的估计结果可以看出,家庭规模、人均耕地面积以及老年人口扶养比都在一定的置信水平下对老年贫困存在显著影响。具体讲:

家庭规模的变化对老年贫困有着负向影响,并且估计系数在5%的置信水平下显著。在其它条件不变的情况下,家庭规模每增加一人,老年贫困发生率将会降低2.8%。这表明家庭规模增加对老年贫困发生率的降低存在积极的作用。据此可推断,现阶段我国农村家庭规模不断缩小会导致老年贫困发生率的提高,进而弱化“子女养老保障条件”的家庭养老保障功能。

人均耕地面积对老年贫困有着负向影响,并且估计系数在1%的置信水平下显著。在其它条件不变的情况下,人均耕地面积每增加一单位,老年贫困发生率将会降低1.6%。这表明人均耕地面积的增加对老年贫困发生率的降低存在积极的作用。据此可推断,现阶段农村人均耕地面积的减少会导致老年贫困发生率的提高,进而弱化了“土地养老保障条件”的家庭养老保障功能。这一研究结论在理论上可进一步解释为,在农村,土地是主要的生产资料,老人在没有丧失劳动能力之前,可以通过土地耕种来获得收入以满足基本的物质生活需要,从而对其养老提供直接支持。而在老人从农业劳动中退出之后,其土地可以交由子女耕种,这会增加家庭的农业收入,有利于收入在家庭内部之间的代际转移,从而对其养老提供间接支持。总的来看,土地可以直接或间接地对老人提供生活支持。

老年人口扶养比对老年贫困有着正向影响,并且估计系数在10%的置信水平下显著。在其它条件不变的情况下,老年扶养比每增加10%,老年贫困发生率将会提高1.5%。这表明老年人口扶养比的增加对老年贫困发生率的降低存在消极的作用。据此可推断,我国农村人口老龄化会导致老年贫困发生率的提高,进而弱化“子女养老保障条件”的家庭养老保障功能。

(2) 其他控制变量对老年贫困影响程度的估计结果

其它控制变量主要包括了老人的个人特征变量(个人收入水平、性别、年龄、婚姻状况、医疗保障状况以及身体健康状况)、时间变量和地区变量。在所有的控制变量中只有个人收入水平、性别、地区、时间变量对老年贫困的影响在一定的置信水平下显著。具体讲:

老人个人收入对老年贫困发生率有着负向影响,并且估计系数在1%的置信水平下显著。在其它条件不变的情况下,当个人收入每增加100元时,贫困发生率会降低0.64%。尽管个人收入的估计系数很显著,

但是其对老年贫困的偏效应却很小。这种结果可以解释为,农村一般都是依靠家庭养老,虽然老人可以通过参加劳动赚取收入补贴家用,但是老人的个人收入对家庭人均收入的边际贡献不是很大,对整个家庭的贫困状况没有多大影响,从而对老人自身的贫困也影响甚微。

老人中的男性相对于女性来说更容易陷入贫困。这可以作如下解释,在同样的年龄结构下,和女性相比,男性的生活自理能力差,需要更多的物质和生活照料,导致家庭养老负担的加重,继而诱发老年贫困。

地区变量反映了各个地区经济、文化等差异对老年贫困的不同影响。估计结果显示同人均收入低的地区相比,收入高地区的老人发生贫困的概率更大,这是因为收入高地区的人均收入差距更大。作为时间虚拟变量,和2000年相比,2004和2006年的老年贫困发生的概率均有所提高。

另外,婚姻状况在我们的估计中不是很显著,这可能是由于变量本身变异不大的原因所致。是否参加医疗保险对老年贫困的影响也并不显著,一种可能的解释是,在中国新型农村合作医疗保险制度实施时间并不长,政府财政补贴力度仍然不足,尚未有效缓解农村老人“因病返贫”、“因病致贫”的现象。

五、结论和政策建议

通过分析现阶段我国农村家庭养老条件变化对老年贫困的影响机制,我们发现,一方面,家庭养老条件变化会带来子女的人力资本的增加和家庭收入的增加,从而会改善老人的经济给养水平,使其不至于陷入贫困;另一方面,家庭养老条件变化不仅可能使老人陷入社会贫困与经济贫困的恶性循环之中,而且会降低农业生产中的规模效益,使得单位面积的农业产出水平下降,进而可能进一步加剧老年经济贫困。换言之,家庭养老条件变化对老年贫困的影响存在正负两方面效应。作为影响老年贫困的重要因素,家庭养老条件变化对于老年贫困的影响,最终取决于正向促成效应和负向抑制效应的相对大小。

本文采用中国健康与营养(CHNS)调查数据借助计量模型估计了家庭养老条件变化对老年贫困的影响,主要研究结论如下:

(1) 家庭规模的变化对老年贫困有着负向影响。在其它条件不变的情况下,家庭规模每增加一人,老年贫困发生率将会降低2.8%。这表明家庭规模增加对老年贫困发生率的降低存在积极的作用。因此,现阶段农村家庭规模不断缩小会导致老年贫困发生率的提高,进而弱化“子女养老保障条件”的家庭养老保障功能。

(2) 人均耕地面积对老年贫困有着负向影响。在其它条件不变的情况下,人均耕地面积每增加一单位,老年贫困发生率将会降低1.6%。这表明人均耕地面积的增加对老年贫困发生率的降低存在积极的作用。因此,现阶段农村人均耕地面积的减少会导致老年贫困发生率的提高,进而弱化“土地养老保障条件”的家庭养老保障功能。

(3) 老年人口抚养比对老年贫困有着正向影响。在其它条件不变的情况下,老年抚养比每增加10%,老年贫困发生率将会提高1.5%。这表明老年人口抚养比的增加对老年贫困发生率的降低存在消极的作用。因此,我国农村人口老龄化会导致老年贫困发生率的提高,进而弱化“子女养老保障条件”的家庭养老保障功能。

从最终效应上讲,家庭养老条件的变化会显著提高老年贫困的发生率,从而弱化了家庭的养老保障功能。在农村老人仍以家庭养老为主,农村社会养老保障体系很不健全的情况下,农村家庭养老条件的变化会严重影响农村老龄人口的晚年生活。基于此,我们的政策主张为:逐步加大对新型农村社会养老保险的财政补贴力度,以建立以社会养老为主、家庭养老为辅的农村社会养老保障体系。

作者单位:王小龙,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心

唐龙,中国人民大学财政金融学院

责任编辑:心远