

人口老龄化与农村老年贫困问题

——兼论人口流动的影响

王 瑜 汪三贵

[摘 要] 随着我国农村社会人口老龄化程度加深、乡城人口流动规模的扩大,农村老年人福利状况更加复杂,然而,目前仍缺乏对老年群体有针对性的贫困监测。本文提出老年贫困测量应衡量经济条件、身体健康和心理状况多个维度,并从人口老龄化和人口流动的视角,使用“中国健康与养老追踪调查(CHARLS)”数据对农村老年人的收入、健康和心理三个维度进行了贫困决定分析。分析表明,子女数量对老年人的经济贫困和心理贫困都有显著的影响;独居的老人陷入三种贫困的风险更高;而无退休金的老年人陷入经济贫困的风险比是有退休金老人的 22 倍。

[关键词] 人口老龄化;人口流动;农村老年贫困

改革开放以来,中国的经济增长和扶贫政策的实施,使得中国在减贫方面取得了瞩目的成绩。在社会转型与经济转变过程中,几乎所有人群的贫困发生率都有大幅降低,然而,相对于其他群体,老年人群贫困的降低幅度有限并有可能恶化。随着中国在 21 世纪初进入老年型社会以后,老年群体的总量和比例都在持续上升,目前中国已成为世界上唯一的一个老年人口总量超过 1 亿的国家^[1],其中农村老龄人口比重远远超过城市。农村老年人的经济赡养、医疗保健、生活照料等尚未得到有效保障,在农村人口老龄化程度迅速加深、乡-城人口迁移规模增长过程中家庭养老深刻变化的条件下,农村老年贫困已经成为不容忽视的问题。

老年人是特殊的群体,在社会转型、人口流动和农村的保障体制尚不健全的背景下,农村老年人更易遭受贫困冲击。同时,由于老年人特有的特征,不仅他们的消费结构不同于其他年龄群体,他们在健康、精神慰藉、肢体扶持方面也有特殊的需求,而这些都是单一收入标准难以衡量的,这就要求从收入、健康、心理等多个维度衡量老年人福利状况。尽管学界对老年贫困问题已倾注较多关注,也有学者从人口老龄化的角度分析了老年贫困的现状和趋势^[2-4],但研究内容主要限于宏观的层面。此外,从其他人口学的维度,比如人口流动、家庭的变化或从全局的角度探讨人口转变与贫困之间关系的研究较少^[5]。本文旨在考察人口老龄化和人口流动的双重背景之下,农村老年人群体在收入支持、身体健康和心理方面的多维贫困状况。

一、文献综述

(一) 老年贫困的界定与测量

根据联合国和世界卫生组织的老年划分标准,60 岁及以上人口为老年人群。对老年人经济贫困的测量主要有贫困线法、恩格尔系数法和主观感觉法^[5, 6]。根据国际贫困线标准法或收入比例法,将老年人相对贫困标准线定义为当地(以省为单位)老年人月均可支配收入

[收稿日期] 2013-07-09

[基金项目] 本文系 2010 年国家社会科学基金重大招标项目“我国特殊类型贫困地区扶贫开发战略研究”(项目号:10zd&025)以及“中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目”(项目号:13XNH153)研究成果。

[作者简介] 王 瑜,中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生;
汪三贵,中国人民大学农业与农村发展学院教授、博导,中国人民大学反贫困问题研究中心主任,邮编:100872。

乘以 0.5^[7]。在绝对贫困线方面,乔晓春考虑了中国农村维持最低生活的标准要远低于城市的情形,界定城市最低保障标准乘以 0.3 作为当地农村的绝对贫困标准^[7]。另外,主观感觉法主要以经济状况自评为基础,王宁和庄亚儿以调查数据中各年龄组的人口对家庭所处的经济状况自评中感到“贫困”和“十分贫困”的比例作为划分贫困与否的标准^[6]。

但是,老年贫困概念的界定不仅随一般贫困概念逐步发展而发生变化,老年贫困也有其特殊性。特别是,仅仅考虑收入和消费的老年贫困概念是不足以认识老年贫困问题。除了收入与消费之外,将他们的身心健康、所处的社区环境、家庭生活状况、情感支持等多方面纳入老年贫困的研究也是必要的。但是在目前已有的研究中,老年贫困仍然主要以经济贫困为主,而经济贫困又主要从收入进行衡量,因此除收入贫困之外,本文也将对老年人的身体健康和心理境况进行分析。

(二) 人口老龄化与农村老年贫困

与世界其他国家相比,中国人口老龄化问题不仅表现为老年人口数量庞大,还表现为老龄化的程度与加速趋势建立在目前比较薄弱的社会经济条件上^[8]:中国刚进入中等偏上收入国家行列,人口红利却即将要消失,老龄化趋势却不断凸显,致使中国成为“未富先老”国家。而从城乡比较来看,农村人口老龄化现象更加突出:农村老年人口总量和比例都在上升,在总量和比例上远高于城市,而且农村的老龄化程度也远高于城市^[8]。与此同时,城镇老年人享有不同程度的退休金、医疗保险、养老保险等保障,而农村则远不及城镇,因此乡村劳动力的赡养负担相对比城镇更重。

无论是绝对意义上,还是相对于其他群体而言,老年人群都是一个比较贫困且容易发生贫困的群体^[9],抽样调查及研究表明,农村贫困老年人口比例高于城市贫困老年人口比例^[10]。在自感贫困方面,中国城乡老年人状况抽样调查数据(2006 年)中老年人经济状况的自我评估数据显示,城市老年人中有 26.1%和 8.8%的老年人分别表示经济状况有些困难、很困难,而农村老年人有 29.3%和 10.2%的老年人分别表示经济状况有些困难、很困难。在不同程度的困难感知方面,农村人口的自感贫困都高于城市。

(三) 乡—城人口迁移与农村老年贫困

城市化发展过程中,大量农民远离家乡,进入城市务工,根据国家统计局《2011 年我国农民工调查监测报告》数据显示,2011 年全国农民工数量持续增长,总量达到 25 278 万人,其中,外出农民工^①15 863 万人^②,与此相呼应的是,大量农村老年人在居住方式上逐渐呈现出空巢化和隔代化^[11],形成了规模巨大的“空巢老人”。第五次全国人口普查结果显示,我国 65 岁及以上老年“空巢家庭”达 1 561.6 万户,生活在“空巢家庭”中的老年人 2 339.7 万人,其中农村老年“空巢家庭”户占 71.58%,农村“空巢家庭”老人占空巢老人总数的 69.79%^[8]。

一般认为,劳动力外出务工能够增加收入并通过汇款增加老年人的转移收入,但是已有研究结果表明并不完全如此。首先,子女外出务工可能增加老年人负担、老年福利受损。成年子女外出务工最直接的影响就是加重了农村老人的农业劳动负担^[11, 12],降低农村老人晚年的福利水平^[12],而举家外出打工的农民工以及具有失业经历的农民工汇款较少^[13, 14]。第二,留守老人是最容易被边缘化和遭遇贫困的群体。农民工流动的作用对于家庭中不同的成

^① 指调查年度内,在本乡镇地域以外从业 6 个月及以上的农村劳动力。

^② 其中,住户中外出农民工 12584 万人,比上年增加 320 万人,增长 2.6%;举家外出农民工 3279 万人,增加 208 万人,增长 6.8%。举家外出是指农村劳动力及家人离开其原居住地,到所在乡镇区域以外的地区居住。

员影响并不相同，而相对于非贫困户和年轻人，贫困户、老年人更边缘化了^[15]。微观层次实证结果也表明，子女外出务工对“空巢”家庭多方面的影响方向及影响程度因父母的经济、身体和心理状况，子女的收入和家庭状况，以及老人的配偶和老人有几个子女等状况而异^[16]。第三，即使留守老人的经济条件可能有所改善，但孤独感普遍加重^[11]，与非空巢老人相比，农村空巢老人的孤独感比例较高，达到 34.3%，独居老年人的自杀倾向也高于总体水平将近 3 个百分点，并且独生子女老年父母家庭空巢比例更高，独女户老人在养老上最“弱势”^[17]。

乡—城人口迁移加深了农村人口老龄化程度，这将对农村传统养老制度产生巨大的冲击，进而将会引起农村养老资源供求失衡^[18]。子女外出务工对农村老年人支持的影响并非一概而论，这不仅是因为这些影响在经济供养、生活照料、精神慰藉等多个维度有所差别，即使在同一个维度，也会因为外出的形式（独自外出还是举家外出）、老人是否照料孙辈等方面有很大的差别。由于老年人或被纳入成年子女的家庭而不被单独监测，或因年龄较长而不便于接受调查，贫困监测往往遗漏对农村老年人福利状况的测量^[8]，因此，有必要在不同维度对老年人的贫困状况进行测度和分析，审视老龄化和人口流动对老年贫困的影响。

二、农村老年贫困：人口老龄化与人口流动的影响

贫困应该是一个多维度的概念，老年贫困更是如此。根据数据的可获得性，本文主要从经济贫困、健康贫困和心理贫困（孤独感）来衡量农村老年贫困问题。在转型时期的中国社会尤其是农村劳动力向城市流动的地区，人口老龄化本身还受到了人口流动的影响，相互交织而作用于老年人的福利与支持，对老年贫困问题产生复杂的影响。因此，以下部分将要着重探析家庭层面的人口转变，以及人口流动方面的因素对农村老年人经济贫困、健康贫困与心理贫困的影响。

（一）研究基本假设

家庭成员支持是农村老年人收入的主要来源，而规模巨大的乡—城人口流动使得对农村老年人的支持受到一定冲击，这些冲击不仅会表现在经济方面，同时会反映在老年人的健康与心理方面。根据已有研究的结论和农村社会的特征事实，我们将研究的重点放在人口老龄化与人口流动及因其造成家庭结构和居住方式等变化上，针对老年贫困产生的影响，生成以下假设：

假设 1：人口老龄化提高了农村老年人陷入经济贫困、健康贫困的发生率。

人口老龄化是一个宏观层面的概念，由于本文使用的是微观数据，并不能直接对其进行检验。但是这里可以引申考察家庭层面的影响：

假设 1a：农村家庭中老年抚养比越高，老年人陷入经济贫困、健康贫困的概率越大。

家庭中儿童与老年人共同构成抚养负担，尽管孝道是乡村社会的传统美德，但是在现实生活中，家庭对儿童所倾注的物质与关心可能都会超过对老年人的给予，因此，在家庭的资源分配中，儿童会形成对老年人的挤占，但是儿童的抚养对老年人来说常常是天伦之乐，因而提出：

假设 2：家庭中儿童比例越高，老年人陷入经济贫困、健康贫困的概率越大，但是心理贫困的概率越低。

在传统的家庭中，代际交换仍然是一种普遍的互惠行为。而上述儿童对老年人可能产生的影响，还会受到老年人是否照看孙子女的影响，一般来说，如果老年人能够照看孙子女，其在家庭中的地位可能有所提升，并更得到成年子女的重视。因此提出：

假设 3：照看孙子女的老人，陷入经济贫困、健康贫困、心理贫困的概率更低。

考虑到家庭的规模、子女数量以及居住形式对老年人支持的影响，并且这些方面还受到了人口流动的影响，因此提出：

假设 4：子女数量越多，陷入经济贫困、健康贫困、心理贫困的概率越低。

假设 5：独居的老人更容易陷入经济贫困、健康贫困、心理贫困，和子女同住可以降低老年人陷入经济贫困、健康贫困、心理贫困的概率。

假设 6：同住子女外出比例越高，老年人越容易陷入心理贫困；但其对老年人陷入经济贫困、健康贫困的影响方向不确定。

假设 7：同住子女每年平均外出时间越长，老年人越容易心理贫困,但是其对老年人陷入经济贫困、健康贫困的影响方向不确定。

除了以上家庭方面的影响，公共服务对老年人的各方面的支持都会有显著影响。良好的公共服务对老年人的支持产生积极的影响。因此提出关于公共政策对农村老年人贫困影响的假设：

假设 8：享有退休金的老年人遭遇经济贫困、健康贫困和心理贫困的概率低于其他老年人。

假设 9：享有医疗保险的老年人遭遇经济贫困、健康贫困和心理贫困的概率低于其他老年人。

社区方面的设施以及服务直接影响农村老年人各方面服务的可及性，从而影响他们的生活质量。因此提出以下假设：

假设 10：社区层次的各类公共服务有助于降低老年人健康贫困和心理贫困的发生率。

在个体因素方面，主要作为控制变量纳入模型的包括年龄、受教育水平以及个人生活习惯等方面。除此之外，控制了两省地区差异的影响，但是没有控制到市级水平，因为在社

区层面已经得到了更全面的控制。

（二）实证模型、数据及方法

1. 变量及模型的建立

基于前文中的假设分析，本文将各个维度是否贫困作为被解释变量，将家庭中老年人比例、儿童比例、是否独居、子女数量、是否和子女同住、同住子女外出比例、同住子女外出时间、是否照看孙子女等作为主要自变量，并将省份、性别、年龄、教育水平、健康情况、丧偶、抽烟、喝酒、锻炼，以及主要的政策和社区方面如是否有退休金、是否有医疗保险、社区是否有锻炼、娱乐设施、医疗室、养老院、老年人中心、老年人协会等作为控制变量，建立农村老年人各维度贫困的实证模型。

由于模型中被解释变量都是[0, 1]二分变量，被解释变量与解释变量不存在线性关系，采用 Logit 模型进行回归估计，建立函数 $Y = F(a + \sum_{j=1}^t \beta_j X_{ij})$ ，分维度的老年贫困模型可以表示为：

$$P_i = \frac{\exp(a + \sum_{j=1}^t \beta_j x_{ij})}{1 + \exp(a + \sum_{j=1}^t \beta_j x_{ij})} = 1 / (1 + \exp(-a - \sum_{j=1}^t \beta_j x_{ij}))$$

由于三个维度的贫困均适用上述模型。在上式中，以某维度贫困为例， P_i 表示农村老年人陷入该维贫困的概率， i 为样本编号， j 为影响因素的编号， β_j 表示各自变量的回归系数， t 表示影响因素的个数， x_{ij} 是自变量，表示第 i 个样本的第 j 个影响因素； α 表示回归截距。

2. 数据来源

本文的数据来自中国健康与养老追踪调查（简称 CHARLS），该项目是由北京大学国家发展研究院中国经济研究中心主持的项目，在我国每两年追踪一次，目的是收集能够代表年龄在 45 岁以上（包括 45 岁）的中国居民的数据，样本规模大约为 10 000 户，17 000 人。CHARLS 家户调查主要包括以下几个部分：(a)人口学背景(b)家庭结构(c)健康状况和功能(d)医疗保健和保险(e)工作、退休和养老金(f、g)家庭和个人的收入、支出与资产(h)调查员观察。此外，CHARLS 还包含了社区调查。2008 年秋季在我国甘肃、浙江两省进行了预调查，样本是两省 45 岁及以上的人，共有来自 1 570 个家庭的 2 685 人，他们代表了城乡，分布涵盖样本各年龄阶段。原样本的个人样本有 2 685 人，由于本文研究对象是农村 60 岁以上老人，因此限制条件筛选后合格样本为 558 人，其中浙江省有 256 人，甘肃省有 302 人。

3. 计量方法选择

本章使用 Stata 统计软件 10.0 版对 558 个样本的横截面数据进行 Logit 回归分析。在回归过程中，对经济贫困、健康贫困、心理贫困分别进行回归，每次回归先对主要变量进行回归，再逐步加入个人控制变量和政策及社区控制变量。数据处理过程中，采用最大似然估计 MLE 估计方法对回归参数进行分析。由于没有足够的证据表明误差项是同方差的，因此在回归中使用异方差稳健的标准误，以此产生有效的统计推断。在模型输出结果方面，由于 logistic 回归系数不能像一般回归系数直接解释为自变量对因变量的影响程度，只有将其

转换为风险比之后，系数才有意义。风险比或者发生比，也就是 $p/(1-p)$ ，它是一个日常生活中常用概念，因此这样的解释更加统一理解。因此本章的回归分析果均是在 Stata 中选择直接输出风险比（Odds Ratio）的回归命令所产生。

（三）贫困衡量与数据处理

1. 贫困维度与衡量方式

对老年贫困的衡量主要从经济、健康和心理三个方面来考察。健康和心理方面的衡量方式比较简单：健康贫困指标以问卷中被访者健康自评为基础建立，回答为很好、好或一般的定为不贫困，回答为差或很差的定为健康贫困；心理贫困以被访者上周感到孤独的次数为基础建立，回答 3 次及以上的界定为心理贫困。

在经济贫困衡量方面，本文做了更加细致的处理。考虑到夫妻二人共同收支，因此将夫妻二人的收入进行平均。在设定经济贫困指标时，由于数据库中只有家庭总支出，无法分离出老人单独的支出，因此没有采用相对贫困指标而是采用绝对贫困指标，将当地（地级市）当年城镇最低生活保障标准乘以 0.3 作为当地农村老人经济贫困的标准，低于该标准的则定义为经济贫困。

2. 变量选择与描述性统计

根据前文对已有研究的考察和分析，本文主要考察的自变量为家庭中老年人比例、儿童比例、是否独居、子女数量、是否和子女同住、同住子女外出比例、同住子女外出时间、是否照看孙子女，主要的个人控制变量为省份、性别、年龄、教育水平、健康情况、丧偶、抽烟、喝酒、锻炼，主要的政策和社区控制变量为是否有退休金、是否有医疗保险、社区是否有锻炼、娱乐设施、医疗室、养老院、老年人中心、老年人协会。对以上变量的描述性统计如下表所示。

样本数据中，农村老年人经济贫困率为 54.5%，健康贫困率为 42.1%，心理贫困率为 12.9%。家庭中的老年人比例达 57.9%（这个数据主要受到农村家庭分家的影响，并不代表农村社区的老年人比例），儿童比例为 15.4%。其中，独居的老人占 9.3%，老年人的平均子女数为 3~4 个，47%的老人与子女共同居住，同住子女外出的比例为 8.9%，外出的子女年平均外出时间为 3.8 个月，33.5%的老人承担照看孙子女的任务。在样本的农村老年人中，仅有 5.4%的老人享有养老金，不过有 91.2%的老人享有医疗保险（参照表 1）。

表 1 样本数据的变量描述统计

| | 变量描述 | 最小值 | 最大值 | 平均值 | 标准差 |
|--------------|----------------|-------|-----|-------|-------|
| 因变量 | | | | | |
| 经济贫困 | 0=否，1=是 | 0 | 1 | 0.545 | 0.498 |
| 健康贫困 | 0=否，1=是 | 0 | 1 | 0.421 | 0.494 |
| 心理贫困 | 0=否，1=是 | 0 | 1 | 0.129 | 0.336 |
| 主要自变量 | | | | | |
| 家庭中老年人比例 | 连续变量，老人数/家庭总人数 | 0.091 | 1 | 0.579 | 0.318 |
| 家庭中儿童比例 | 连续变量，儿童数/家庭总人数 | 0 | 1 | 0.154 | 0.184 |
| 是否独居 | 0=否，1=是 | 0 | 1 | 0.093 | 0.291 |
| 子女数量 | 连续变量 | 0 | 9 | 3.423 | 1.595 |
| 是否和子女居住 | 0=否，1=是 | 0 | 1 | 0.470 | 0.500 |

| | | | | | |
|------------------|-----------------------------|---|----|-------|-------|
| 同住子女外出比例 | 连续变量, 同住子女外出人数/同住子女数 | 0 | 1 | 0.089 | 0.282 |
| 同住子女每年平均外出时间 | 连续变量, 单位月/年/人 | 0 | 12 | 0.386 | 1.500 |
| 是否照看孙子女 | 0=否, 1=是 | 0 | 1 | 0.335 | 0.472 |
| 个人控制变量 | | | | | |
| 省份 | 0=甘肃, 1=浙江 | 0 | 1 | 0.459 | 0.499 |
| 性别 | 0=男性, 1=女性 | 0 | 1 | 0.453 | 0.498 |
| 年龄 | 1=60-69岁, 2=70-79岁, 3=80岁以上 | 1 | 3 | 1.509 | 0.636 |
| 教育 | 1=文盲, 2=小学, 3=初中及以上 | 1 | 3 | 1.455 | 0.629 |
| 健康情况 | 1=很好, 2=好, 3=一般, 4=差, 5=很差 | 1 | 5 | 3.280 | 1.028 |
| 是否丧偶 | 0=否, 1=是 | 0 | 1 | 0.265 | 0.442 |
| 是否抽烟 | 0=否, 1=是 | 0 | 1 | 0.335 | 0.472 |
| 是否饮酒 | 0=否, 1=是 | 0 | 1 | 0.233 | 0.423 |
| 是否锻炼 | 0=否, 1=是 | 0 | 1 | 0.900 | 0.301 |
| 社区和政策控制变量 | | | | | |
| 是否有退休金 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.054 | 0.226 |
| 是否有医疗保险 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.912 | 0.283 |
| 村里是否有室外锻炼设施 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.380 | 0.486 |
| 村里是否有娱乐活动 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.333 | 0.472 |
| 村里是否有医疗室 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.819 | 0.385 |
| 村里是否有养老院 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.038 | 0.190 |
| 村里是否有老年人中心 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.371 | 0.483 |
| 村里是否有老年人协会 | 0=没有, 1=有 | 0 | 1 | 0.321 | 0.467 |

(四) 计量结果

对农村老年人三个维度的贫困分别用 Logistic 模型回归直接输出风险比 (Odds Ratio), 以直接比较组间差异以及自变量对应变量的影响程度。对于发生比或者风险比, 是一个事件发生的概率与不发生的概率之间的比值。由于自变量比较多, 模型 1 仅包含了重点考察的变量, 模型 2 加入了个体特征等控制变量, 模型 3 进一步将社区方面的变量放入模型。

1. 农村老年人经济贫困

以下对风险比的解释, 全部是在其他自变量保持不变的情况下, 某一个自变量对发生比的作用。对于家庭人口结构中老年人比例和儿童比例, 模型 1 中的风险比的结果可以看到, 家庭老年人的比例增加, 老年人经济贫困的风险比降低, 这似乎与预期不符; 家庭中儿童比例增加, 老年人经济贫困的风险比增加; 但是在模型 2 和模型 3 中, 加入了个体特征变量以及社区环境变量之后, 结果的方向是相反的。在模型 2 中, 控制了个体特征等变量之后, 家庭中老年人比例的提高会提高老年人贫困的发生, 表明老年人是否陷入贫困受到个体特征的重要影响, 而在模型 3 中进一步控制社区环境变量后, 老年人比例的提高则并不加剧贫困的发生, 这一点表明了如果在同样的社区环境之下, 家庭老年人比例的提高可能得益于老年福利的改善, 在这种条件下, 人口老龄化并不必然意味着老年人福利的损害, 反而有利于老年

贫困发生率降低。在控制了老年人个体特征和社区特征之后，儿童比例的提高会降低老年人陷入贫困的发生，这与之前的假设并不相符，但是却是符合孝道传统的，至少在贫困线的标准上，结果不支持儿童的增加会提高老年贫困的发生。不过，两个方面的影响并不显著。

在三个模型中，子女数量对老年人经济贫困的影响都是显著的，且方向与影响程度较稳健，子女数量的增加会显著降低老年人陷入贫困的风险。这意味着，家庭支持和子女赡养仍然是目前老年人经济来源的重要保障。与子女同住的老年人陷入经济贫困的风险高于不与子女同住的老年人，在模型 1 与模型 2 中风险比分别是 1.7 倍和 1.6 倍，控制社区环境之后，尽管统计上不再显著，但是方向和影响程度相似。可能的解释是，分家一般是乡村社会成熟家庭的传统，而同住有可能意味着家庭经济条件的不足，比如没有更多的房屋等。同住子女未外出比例的增加提高了老年人经济贫困的风险，在模型 1 中，影响很大，而且很显著；但在控制了老年人个体特征和社区变量之后，风险比下降，并且不再显著。不过子女外出打工，既可能因为家庭经济条件基础比较困顿而不得不打工，也有可能因为外出的收入很有吸引力，而打工的原因、工作、收入，因为在此无法作为变量纳入进来，所以导致了子女打工对老年人贫困影响的不确定性。不过同住子女年平均外出时间的增加会降低老年人经济贫困的风险，因为外出时间的增加可能意味着务工收入的增加，但是这种影响在增加控制变量后并不显著。三个模型中，照看孙子女的老人陷入经济贫困的发生比是不照看孙子女的老人经济贫困发生比的 0.9 倍左右，这与预期一致，但是结果并不显著。

控制变量方面，从模型 2 和模型 3 中的风险比看，浙江省的老年人的经济贫困的风险比要比甘肃省低许多，模型 2 中低 71%，模型 3 中低 64%，并且地域的差别对老年人经济贫困的影响显著；性别差异也是值得关注的，模型 2 与模型 3 的结果都显示，农村男性老人陷入经济贫困的发生比是女性的 3~4 倍。与文盲水平相比，受教育水平为小学的老年人经济贫困的风险比要低 37%（模型 2 中），受教育水平为初中以上的老年人经济贫困的风险比则要低 69%（模型 2 中）。从年龄组看，与 60~69 岁组老年人相比，70~79 岁老年人经济贫困的风险比要高一些，80 以上老年经济贫困的风险比则要高很多，这与预期是相符的。模型 3 中，无退休金的老年人陷入经济贫困的风险比是有退休金老人陷入经济贫困的风险比的 22 倍，且在 0.001 的水平上通过了显著性检验。村中有娱乐活动的老年人经济贫困的风险比也更低，在 0.05 的水平上通过了显著性检验。其他社区条件比如医疗保险、室外锻炼设施等会降低老年人经济贫困的风险比，而有养老院、老年人中心则增加老年贫困的风险比，这些影响的方向难以得到合理解释，不过也没有通过显著性检验。

表 2 农村老年人经济贫困的 Logistic 模型回归分析结果

| | 模型 1 | | 模型 2 | | 模型 3 | |
|--------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Odds Ratio | z | Odds Ratio | z | Odds Ratio | z |
| 主要变量 | | | | | | |
| 家庭中老年人比例 | 0.7933 | -0.46 | 1.0100 | 0.02 | 0.8723 | -0.23 |
| 家庭中儿童比例 | 2.0284 | 1.11 | 0.8434 | -0.25 | 0.7748 | -0.34 |
| 是否独居 | 1.0993 | 0.29 | 1.2138 | 0.45 | 1.2492 | 0.5 |
| 子女数量 | 0.8712** | -2.38 | 0.8305*** | -2.78 | 0.8380** | -2.45 |
| 是否和子女居住 | 1.7190** | 2.01 | 1.6160* | 1.66 | 1.6016 | 1.52 |
| 同住子女外出比例 | 5.6892*** | 2.57 | 2.9386 | 1.54 | 2.5358 | 1.34 |
| 同住子女每年平均外出时间 | 0.8193* | -1.80 | 0.9029 | -0.93 | 0.9067 | -0.84 |
| 是否照看孙子女 | 0.8299 | -0.92 | 0.9015 | -0.47 | 0.9646 | -0.15 |
| 控制变量 | | | | | | |

| | | | | |
|----------------------|-----------|-----------|-----------|-------|
| 省份 | 0.2708*** | -5.84 | 0.3642*** | -2.63 |
| 性别 | 0.5984** | -1.97 | 0.5795** | -2.03 |
| 是否丧偶 | 0.9732 | -0.1 | 0.8553 | -0.55 |
| 是否抽烟 | 0.8261 | -0.78 | 0.7967 | -0.86 |
| 是否饮酒 | 0.8943 | -0.45 | 0.9795 | -0.08 |
| 教育水平：文盲（对照组） | | | | |
| 教育水平：小学 | 0.6333** | -1.98 | 0.6891 | -1.54 |
| 教育水平：初中及以上 | 0.3125*** | -2.99 | 0.4121** | -2.15 |
| 年龄：60-69（对照组） | | | | |
| 年龄：70-79 | 1.1121 | 0.48 | 1.1905 | 0.77 |
| 年龄：80 及以上 | 2.0317* | 1.69 | 2.1228 | 1.58 |
| 是否有退休金 | | | 0.0455*** | -3.29 |
| 是否有医疗保险 | | | 0.5663 | -1.48 |
| 村里是否有室外锻炼设施 | | | 0.7238 | -0.83 |
| 村里是否有娱乐活动 | | | 0.5255** | -2.27 |
| 村里是否有医疗室 | | | 0.7458 | -0.88 |
| 村里是否有养老院 | | | 2.3766 | 1.42 |
| 村里是否有老年人中心 | | | 1.3862 | 0.77 |
| 村里是否有老年人协会 | | | 0.7559 | -0.80 |
| Pseudo R2 | 0.0471 | 0.1225 | 0.181 | |
| Log pseudolikelihood | -366.4124 | -337.4433 | -314.9326 | |
| Number of obs | 558 | 558 | 558 | |
| Wald chi2 | 32.38 | 78.3 | 110.67 | |
| Prob>chi2 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | |

注：*表示 $p<0.05$ 、** 表示 $p<0.01$ 、***表示 $p<0.001$ 。

2. 农村老年人健康贫困

主要自变量对健康贫困发生比的影响大部分都不显著。而控制变量中个体的特征、生活习惯以及社区环境却有显著的影响。这意味着身体健康可能更多地受个人特征与生活习惯的影响，而社区环境也会有较大作用。

不过，仅从影响的方向来看，在保持其他变量不变的条件下，家庭中儿童比例增加会增加老年人健康贫困的发生比，独居老人陷入健康贫困的发生比是非独居老人的 0.7 至 0.8 倍左右，家庭中老年人比例、子女数量、同住子女平均外出时间与照看孙子女的差异对健康贫困的发生比造成的差异不大。省份的差异比较明显，浙江省的老年人陷入健康贫困的风险是甘肃地区老年的 0.4 倍（模型 3 中），这可能反应了地区经济条件、生活水平和医疗条件等对老年人生活质量的综合影响。饮酒、锻炼、受教育水平这些个体特征对健康贫困发生比

影响显著。饮酒的老人健康贫困的发生比是不饮酒老人的 0.48 倍（模型 2 与模型 3），饮酒（区别于酗酒）在传统意义上也被认为是有利于身体健康的，因为习惯喝酒的老年人往往是在午餐或者晚餐时喝少量的酒，不仅不会伤及身体还具有舒筋活血的保健作用。进行锻炼的老人，其健康贫困的发生比是不锻炼老人的 0.28 倍，这与适当锻炼有利于身体健康的日常生活逻辑也是一致的。小学水平和初中以上水平的老年人陷入健康贫困的发生比分别是文盲水平老年人的 0.8 倍和 0.4 倍，教育可能通过增加他们阅读和识字的能力而提高他们日常保健的能力，但是这种影响并无确定的路径。而性别、老年人的经济条件、是否丧偶、是否抽样这些个体特征对健康贫困发生比的差别不大。室外锻炼设施的影响是显著的，村中有室外锻炼设施的老年人，其健康贫困的发生比是村中无室外锻炼设施的老年人健康贫困的发生比的 0.5 倍，这方面与是否参加锻炼的影响也是统一的。其他社区方面的影响对健康贫困的发生比的影响并不显著。

表 3 农村老年人健康贫困的 Logistic 模型回归分析结果

| | 模型 1 | | 模型 2 | | 模型 3 | |
|---------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Odds Ratio | z | Odds Ratio | z | Odds Ratio | z |
| 主要变量 | | | | | | |
| 家庭中老年人比例 | 0.9153 | -0.18 | 1.0032 | 0.01 | 0.9399 | -0.11 |
| 家庭中儿童比例 | 3.9393** | 2.28 | 1.6153 | 0.74 | 1.7287 | 0.81 |
| 是否独居 | 0.6963 | -1.05 | 0.7820 | -0.54 | 0.8383 | -0.4 |
| 子女数量 | 1.0044 | 0.08 | 0.9454 | -0.89 | 0.9477 | -0.83 |
| 是否和子女居住 | 0.8286 | -0.69 | 0.6085 | -1.63 | 0.5706* | -1.78 |
| 同住子女外出比例 | 1.6109 | 0.86 | 1.1831 | 0.28 | 1.2504 | 0.37 |
| 同住子女每年平均外出时间 | 0.9667 | -0.34 | 1.0266 | 0.26 | 1.0166 | 0.17 |
| 是否照看孙子女 | 0.8930 | -0.57 | 1.0031 | 0.01 | 0.9880 | -0.06 |
| 控制变量 | | | | | | |
| 省份 | | | 0.3106*** | -4.93 | 0.4124** | -2.34 |
| 性别 | | | 0.9906 | -0.04 | 0.9856 | -0.05 |
| 经济贫困 | | | 1.0038 | 0.02 | 0.9748 | -0.12 |
| 是否丧偶 | | | 1.0440 | 0.16 | 1.0928 | 0.34 |
| 是否抽烟 | | | 0.9307 | -0.29 | 0.9040 | -0.4 |
| 是否饮酒 | | | 0.4783*** | -2.86 | 0.4849*** | -2.81 |
| 是否锻炼 | | | 0.2872*** | -3.55 | 0.2855*** | -3.54 |
| 教育水平：文盲（对照组） | | | | | | |
| 教育水平：小学 | | | 0.7888 | -1.04 | 0.7824 | -1.07 |
| 教育水平：初中及以上 | | | 0.4786* | -1.95 | 0.4296** | -2.15 |
| 年龄：60-69（对照组） | | | | | | |
| 年龄：70-79 | | | 1.3949 | 1.47 | 1.3798 | 1.4 |
| 年龄：80 及以上 | | | 0.5020 | -1.5 | 0.5010 | -1.46 |
| 是否有退休金 | | | | | 1.2753 | 0.53 |
| 是否有医疗保险 | | | | | 1.1321 | 0.33 |

| | | | |
|----------------------|------------|------------|------------|
| 村里是否有室外锻炼设施 | 0.4893** | -1.99 | |
| 村里是否有娱乐活动 | 0.9904 | -0.03 | |
| 村里是否有医疗室 | 0.8009 | -0.68 | |
| 村里是否有养老院 | 1.4735 | 0.66 | |
| 村里是否有老年人中心 | 1.2033 | 0.44 | |
| 村里是否有老年人协会 | 1.0207 | 0.06 | |
| Pseudo R2 | 0.0153 | 0.1077 | 0.1153 |
| Log pseudolikelihood | -373.98105 | -338.91078 | -336.00062 |
| Number of obs | 558 | 558 | 558 |
| Wald chi2 | 11.57 | 62.29 | 65.17 |
| Prob>chi2 | 0.1716 | 0.0000 | 0.0001 |

注：*表示 $p<0.05$ 、** 表示 $p<0.01$ 、***表示 $p<0.001$ 。

3. 农村老年人心理贫困

心理贫困，这里主要以孤独感来衡量，这种叫法显然不太合适，但是仅仅为了表述的方便，而将其称为“心理贫困”，也有学者将其表述为“社会贫困”，它只是代表老年人孤独感的程度，按照前文已经给定的标准，这里将感到孤独的次数在3次及以上的情况定位为心理贫困。再次说明，“心理贫困”仅仅是出于表述的方便，它仅仅代表的是对老年人孤独程度的衡量，因为这好过我们将其称作“孤独贫困”。

以下对自变量风险比的解释，均是在控制其他变量不变的条件之下。非常突出的方面是，独居的老年人心理贫困的发生比是非独居老年人心理贫困发生比的近4倍（模型2与模型3），在0.01水平上通过显著性检验；而子女数量每增加一人，老年人心理贫困的发生比可为可选基础的0.7倍（模型2与模型3，在0.001水平上通过显著性检验）。这些都与假设是一致的。控制变量方面，健康贫困的老年人其心理贫困的发生比是非健康贫困的老年人心理贫困的发生比的1.8倍（模型2和模型3，在0.001水平上通过显著性检验），表明身体是否健康对心理有重要的影响。丧偶老年人其心理贫困的发生比是非丧偶老年人心理贫困的发生比的2.6倍（模型2和模型3，在0.01水平上通过显著性检验），这与预期是一致的。但是村里有养老院的老年人心理贫困的发生比是村中无养老院的老年人心理贫困的发生比的5.2倍（模型3，在0.05水平上通过显著性检验），这是否意味着养老院仍然是与传统家庭观念相背离的一种养老形式，而有养老院的社区有可能是由于子女外出较多无法照顾老年人的体现？

表4 农村老年人心理贫困的 Logistic 模型回归分析结果

| | 模型 1 | | 模型 2 | | 模型 3 | |
|-------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Odds Ratio | z | Odds Ratio | z | Odds Ratio | z |
| 主要变量 | | | | | | |
| 家庭中老年人比例 | 0.2641 | -1.58 | 0.6939 | -0.38 | 0.7745 | -0.26 |
| 家庭中儿童比例 | 4.5241* | 1.77 | 2.5137 | 0.96 | 2.1751 | 0.74 |
| 是否独居 | 5.7167*** | 3.70 | 3.7386** | 2.09 | 3.9500** | 2.23 |

| | | | | | | |
|----------------------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-------|
| 子女数量 | 0.7618*** | -2.85 | 0.6910*** | -3.40 | 0.6905*** | -3.37 |
| 是否和子女居住 | 1.0611 | 0.14 | 1.3215 | 0.58 | 1.4940 | 0.80 |
| 同住子女外出比例 | 0.9785 | -0.03 | 0.7116 | -0.45 | 0.6039 | -0.62 |
| 同住子女每年平均外出时间 | 1.1214 | 0.97 | 1.1549 | 1.25 | 1.1665 | 1.16 |
| 是否照看孙子女 | 0.5961* | -1.68 | 0.6350 | -1.36 | 0.6784 | -1.11 |
| 控制变量 | | | | | | |
| 省份 | | 0.5275* | -1.74 | 0.4515 | | -1.32 |
| 性别 | | 1.8724 | 1.56 | 1.6696 | | 1.21 |
| 经济贫困 | | 1.0185 | 0.06 | 0.8804 | | -0.38 |
| 健康贫困 | | 1.7814*** | 3.93 | 1.7835*** | | 3.76 |
| 是否丧偶 | | 2.6553** | 2.56 | 2.6321** | | 2.47 |
| 是否抽烟 | | 1.2882 | 0.65 | 1.3805 | | 0.80 |
| 是否饮酒 | | 1.7649 | 1.58 | 1.5784 | | 1.20 |
| 是否锻炼 | | 0.7100 | -0.67 | 0.6215 | | -0.87 |
| 教育水平:文盲(对照组) | | | | | | |
| 教育水平:小学 | | 1.3986 | 0.88 | 1.3807 | | 0.84 |
| 教育水平:初中及以上 | | 1.3981 | 0.55 | 1.5330 | | 0.7 |
| 年龄:60-69(对照组) | | | | | | |
| 年龄:70-79 | | 0.7629 | -0.87 | 0.8179 | | -0.64 |
| 年龄:80及以上 | | 0.7321 | -0.44 | 0.7541 | | -0.37 |
| 是否有退休金 | | | | (omitted) | | |
| 是否有医疗保险 | | | | 2.6947 | | 1.35 |
| 村里是否有室外锻炼设施 | | | | 2.7400 | | 1.58 |
| 村里是否有娱乐活动 | | | | 0.8174 | | -0.47 |
| 村里是否有医疗室 | | | | 1.4507 | | 0.78 |
| 村里是否有养老院 | | | | 5.2090* | | 1.80 |
| 村里是否有老年人中心 | | | | 0.7906 | | -0.36 |
| 村里是否有老年人协会 | | | | 0.4288 | | -1.43 |
| Pseudo R2 | 0.0789 | | 0.1614 | | 0.1809 | |
| Log pseudolikelihood | -197.65553 | | -179.94513 | | -172.25574 | |
| Number of obs | 558 | | 558 | | 558 | |
| Wald chi2 | 31.42 | | 63.03 | | 77.67 | |
| Prob>chi2 | 0.0001 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

注: *表示 $p<0.05$ 、** 表示 $p<0.01$ 、***表示 $p<0.001$ 。

自变量“是否享有退休金”因为完美预测失败，从回归中自动略去。

（四）小结

模型在下面几个方面验证了几个重要的假设：子女数量对老年人的经济贫困和心理贫困的影响；独居的老人陷入三种贫困的风险比都要高许多；无退休金的老年人陷入经济贫困的风险比是有退休金老人陷入经济贫困的风险比的 22 倍。其他主要变量对应变量的影响方向基本与假设一致，但是没有在一定水平上通过显著性检验。

对于以上计量模型，也有不足之处，比如还应当控制子女质量（能力、地位、收入水平）、家庭的经济基础条件（工作史、资产）等方面的影响，这些方面可能与外出务工、家庭结构、老年人居住方式等有交互影响，也可能是导致假设中子女外出比例以及子女外出时间对老年贫困影响没有得到有效验证的原因。

此外，目前为止对老年人经济贫困的测量是不如人意的，这也会影响分析的结果。作为自身基本无收入来源、依赖家庭经济支持、消费（如医疗等）支出往往可能大于收入的群体，传统的测量存有局限。比如，一个可支配收入（包括农业收入、退休金、转移收入等）为 100 单位、而医疗支出为 80 的农村老年人，与一个可支配收入为 80、而医疗支出为 20 的老年人，假如收入贫困线为 90 单位，那么前者为非贫困老人，而后者为贫困老人，而实际上，后者的日常消费可能远远好过前者。由于老年人的特征，消费结构与一般人并不一致，无论以收入还是消费来衡量经济贫困，都需要更加有针对性的方法。

三、总结与建议

（一）基本结论

目前为止，学界对老年贫困的测量尚不成熟，而由于数据的限制，本文同样也缺乏客观的贫困指标，尤其是面对农村老年人这样一个特殊的群体。老年贫困决定的 CHARLS 数据实证检验表明：子女数量对老年人的经济贫困和心理贫困都有显著的影响；独居的老人陷入三种贫困的风险比都要高许多；无退休金的老年人陷入经济贫困的风险比是有退休金老人陷入经济贫困的风险比的 22 倍；当然，老年人自身的特征以及社区条件的一些方面也对老年贫困有不同程度的影响。

而目前，农村的人口老龄化水平已经超过了城镇，乡城人口迁移则加速了农村人口老龄化程度，在养儿防老仍然为农村家庭主要养老模式的条件下，老年人生活质量极易受到家庭结构变动与家庭生活方式变化的影响——计划生育导致的家庭结构变化、人口流动等因素，都对农村传统养老方式产生巨大的冲击，进而可能引起农村养老资源供求的失衡。

（二）讨论与建议

在人口大规模流动的背景下，农村家庭中与儿女分离生活的空巢老人成为农村人口中需要特殊关注的群体，因为空巢老人在物质给予、精神关怀和身体照顾方面的匮乏都是不言而喻的，他们的贫困问题既有老年贫困本身的特性，又新增了因人口流动产生的新的特殊性。另外，由于计划生育的长期推行，许多独生子女父母正在逐步进入老年阶段。

从传统家庭观念与传统文化来看，子女是老年人经济支持和精神慰藉的基本来源，在农村，这种传统价值观念目前仍然具有重要的影响。而子女数量的差别所体现出对农村老年人经济贫困和心理贫困的影响，独居老人陷入三类贫困的风险比相对很高，由此，我们不仅要关注对于老年贫困的监测与测量本身，还要关注计划生育长期实行导致的家庭结构的变迁、

人口流动产生大量空巢老人等这些政策因素与社会因素对老年贫困的影响。在社会养老等公共服务没有同步实现的条件下,老龄化程度的加深会给经济与社会带来相当大的冲击。

因此,从研究角度来看,应当要加强对老年群体的关注与研究。不仅要关注对老年贫困的监测与测量本身的研究,还要关注计划生育长期实行导致的家庭结构的变迁、人口流动产生大量空巢老人等这些政策因素与社会因素对老年贫困的影响。而从政策角度看,防治农村老年贫困的政策应该从加强对农村老年人贫困状况的监测、加强有助于保障农村老年人福利的基本公共服务建设这两个方面着手。尤其是,对老年贫困的监测方面需要改进贫困测量方式,以便有针对性地对已经陷入贫困或者处于贫困边缘的老年人提供扶持与资助。而在公共服务方面,需要加强有助于保障农村老年人福利的基本公共服务建设。因为农村老年贫困的发生,在很大程度上归因于急剧的社会变动以及不完善的社会保障和公共服务的共同作用,加强相应的社会保障和公共服务就是降低老年贫困的基础条件,所以农村养老保险政策推进的重点应当尽快覆盖到农村所有的人口,同时保证贫困人口能够广泛参与。

[参考文献]

- [1] 中国科学院可持续发展战略研究组. 2012中国可持续发展战略报告. 北京: 科学出版社, 2012
- [2] 杜鹏, 翟振武, 陈卫. 中国人口老龄化百年发展趋势. 人口研究, 2005, 29(6):90-93
- [3] 王琳, 邬沧萍. 聚焦中国农村老年人贫困化问题. 社会主义研究, 2006(2):68-70
- [4] 王德文, 张恺悌. 中国老年人口的生活状况与贫困发生率估计. 中国人口科学, 2005(1):58-66
- [5] 杨菊华. 人口转变与老年贫困. 北京: 中国人民大学出版社, 2011
- [6] 王宁, 庄亚儿. 中国农村老年贫困与养老保障. 西北人口, 2004(2):55-58
- [7] 乔晓春, 张恺悌, 孙陆军, 等. 对中国老年贫困人口的估计. 人口研究, 2005, 29(2):8-15
- [8] 汪三贵, 王瑜. 人口老龄化与人口流动背景下的农村老年贫困. 农业部管理干部学院学报, 2012(4):1-8
- [9] 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(5)
- [10] 乔晓春, 张恺悌, 孙陆军. 中国老年贫困人口特征分析. 人口学刊, 2006(4):3-8
- [11] 杜鹏, 丁志宏, 李全棉, 等. 农村子女外出务工对留守老人的影响. 人口研究, 2004(6)
- [12] 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(10)
- [13] 胡枫, 史宇鹏, 王其文. 中国的农民工汇款是利他的吗?——基于区间回归模型的分析. 金融研究, 2008(1)
- [14] 李强, 毛学峰, 张涛. 农民工汇款的决策、数量与用途分析. 中国农村观察, 2008(3)
- [15] 谭深. 人口流动对农村贫困和不平等的影响. 开放时代, 2009(10):81-95
- [16] 罗芳, 彭代彦. 子女外出务工对农村“空巢”家庭养老影响的实证分析. 中国农村经济, 2007(6)
- [17] 周长洪, 刘颂, 毛京沐, 等. 农村独生子女老年父母家庭结构与空巢特征——基于全国5区县调查. 人口与经济, 2011(2)
- [18] 王泽强. 乡—城人口迁移对农村人口老龄化的影响——基于“年龄—迁移率”的定量分析. 西部论坛, 2011, 21(6):27-33

Issues on Aging of Population and Poverty of Aged People in Rural China

—— Relating research on migration influences

Wang Yu, Wang Sanguai

Abstract: With the deepening of population aging and increasing rural-urban migration, the welfare of rural elderly becomes more and more complex. However, monitoring on the targeted elderly poverty is still limited. In this paper, economic conditions, physical health and mental condition are incorporated in the elderly poverty measurement, and from the perspective of an ageing population and the migration flow, these three dimensions of the rural elderly people are analyzed in poor decisions, using the data of "Chinese health and pension track (CHARLS)". The analysis results indicate the factor "the number of children" has significant effect on the economic poverty and mental poverty. The elderly living alone are more easily to suffer these three kinds of poverty above, the hazard ratios of those elderly without pensions are 22 times the hazard ratios of those who have pensions as well.

Key words: Aging of population; Migration; Rural area; Poverty of aged people