农村养老保障支出受益归宿研究

赵为民

（安徽大学 经济学院，安徽 合肥 230601）

摘　要：运用 CFPS2012 和 2014 年入户调查数据，实证研究中国农村养老保障支出的受益归宿及其影响因素。研究发现，中国农村养老保障支出的受益归宿总体上具有累进性，其支出使得中国农村的基尼系数降低了 7－9 个百分点。但是农村养老保障并没有向农村最低收入群体倾斜，农村中等收入群体是最大受益群体。由于农村养老保障实现自愿参保，通过进一步建立农村养老保障参与概率模型，发现影响最低收入群体参与概率的主要是家庭收入、是否务农、年龄、宗教、健康以及是否受到政府不公正对待等因素。文章最后提出农村养老保障政策需要加大对低收入群体的财政激励，改变与参保者缴费水平挂钩的财政补助政策，同时加强宣传，提振农民对养老保障政策的信心。

关键词：农村养老保障；受益归宿；收入再分配；养老政策

中图分类号：F323.89　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2017)03－0095－15

一、引言

中国自 2009 年开始面向农村适龄人口试点新型农村社会养老保险制度（以下简称：新农保），农民自愿参保，自主选择缴费档次，多缴多得，2013 年各地又逐步将新农保与城镇居民社会养老保险合并，统一称为城乡居民社会养老保险，至此，中国农村的养老保障制度正式建立。养老保障的公共产品性质决定了养老保障离不开政府的参与，尤其需要公共财政的支持，发达国家用于社会保障的财政支出已成为其最大的单笔支出项目。中国新农保财政补贴由中央和地方两级财政支出构成，分别在参保缴费环节（补入口）和待遇支付环节（补出口）对参保农民进行补助，随着参与新农保农民的不断增加，相应的财政支出也是逐年递增，截至到 2013 年，中央财政总计向新农保投入补助 2320 多亿元，加上各级地方财政投入的 300 多亿元，新农保财政投入已经超过了 2620 亿元。

尽管政府公共支出的目标取向各有不同，但都会对国民收入分配状况产生不同程度的影响，由财政支撑的中国农村养老保障制度，由于其内在的扶贫扶弱的要求，应当具有较强的收入再分配的功能。近年来，中国农村内部收入差距扩大日益严重，农村居民基尼系数在 2011 年已达到 0.39，逼近 0.4 的国际警戒线。要解决农村收入差距扩大，有两种政策工具，一是税收政策，二是支出政策，但是中国作为发展中国家，税收体系以流转税为主体，收入再分配功能较弱，因此，要想解决农村内部收入差距扩大的问题，向农民提供平等的公共服务和支出，甚至是向农村贫困人口提供倾斜的公共服务和支出就变得格外重要。但是公共服务供给增加与平等分享之间并没有必然

收稿日期：2017－02－14　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2017.03.010

基金项目：安徽省哲学社会科学规划一般项目（AHSKY2016D92）

作者简介：赵为民（1974—），男，安徽合肥人，安徽大学经济学院讲师，主要研究方向为财政、公共政策。E－mail：zhao203344@163.com

① 数据来源于华中师范大学中国农村研究院发布的《中国农民经济状况报告》。

联系,Wagstalff et al[1]等通过跨国比较的实证分析发现,医疗、教育等公共服务受益穷人的目标均很差。那么,中国农村养老保障制度的实施,伴随着服务供给和财政支出的逐年增加,在农村不同收入分组之间有着怎样的受益归宿,农村贫困人口是否从中受益最大? 在当下的中国,则成为一个非常重要的问题,值得深入探讨和研究。

"谁在公共支出及其增长中受益"此类问题被称为公共支出受益归宿研究[2]。尽管学者们很早就认识到公共支出的受益分配在人群中并不均等,但是同税收受益归宿研究相比,受限于支出受益的度量,信息的缺乏等该领域进展一直较为缓慢。直到 Meerman[3]和 Selowsky[4]等学者共同提出了受益归宿分析方法(benefit incidence analysis,简称 BIA),并经由世界银行的学者[5-6]的大力推动,越来越多的研究者加入到这一领域,BIA 方法也成为研究财政支出受益归宿的主要方法。Davoodi &Tiongson[7]利用 BIA 方法研究了 56 个国家 1960 - 2000 年的数据,发现 56 个国家总体来说,其公共教育和医疗均对穷人更加有利,但是撒哈拉以南的非洲国家和经济转型国家,其中产阶级受益更多。Gafar[8]则对加勒比海地区各国的教育、保健、基础设施等方面的公共支出归宿进行了分析研究,发现教育、保健有利于穷人,但是富人从基础设施支出中受益更大。Warr&Menon[9]基于家庭入户调查数据对老挝公共教育和医疗服务的支出归宿进行了实证研究,结果发现最穷的收入分组从上述公共支出中受益最少。Van Doorslaer et al[10]研究了 14 个亚洲国家和地区入户调查数据,发现在所有的 14 个国家中,中国贫穷人口因为有着最高的医疗私人自付比,因而从政府提供的公共医疗服务中受益最少。

标准的 BIA 方法是以平均支出成本来分配参与者获得的收益,但是当支出政策发生边际变化,即增加公共支出,这时所产生的收益并不必然被原受益者按原来的获得比率获得①,实践中,决策者常用增加服务供给和支出的手段提升服务的可得性或者增加服务的覆盖面,因此增加的支出不是给予原有的受益者,而是扩大受益人群。因此以平均支出成本法测算支出政策的边际变化具有误导性[11]。Younger[12]总结了三种用于公共政策变化的边际受益分析方法,并与标准的成本方法进行了比较。Lanjouw&Ravallion[13]利用印度国家抽样调查数据(NSS)估计了印度农村的就学和三类反贫困项目参与率的边际差异,发现非贫困人口先获得这些项目的大部分利益,但随着他们在边际获益上的基本饱和,穷人随着项目的扩张获得了较大的边际利益。

以上可称之为 BIA 的成本分析法,但是将人们从公共支出中的受益简单等同于其应承担的支出成本,受到不少学者的质疑,他们认为准确衡量服务接受者的受益应当结合其对服务的主观感受和评价。Aaron&McGuire[14]基于个人效用函数的估计表明,受益归宿的结果取决于个人效用函数的特定假设,他们提出纯公共品的利益应按家庭的边际收入效用的倒数成比例分配,在对美国 60 年代的实证分析的结果显示,公共支出从中等收入家庭向富有家庭和贫穷家庭发生了收入再分配。Wulf[15]通过私人支付意愿来评价受益者获得的公共支出受益量,从而分析公共支出的收入分配影响,基于间接效用函数推导出衡量收益的补偿性差异及支出函数,可以得到补偿性需求来测量私人的支付意愿。Walle[16]则构造出个人或家庭对公共支出的反应函数,推测没有政府干预下的收入或支出水平,以政府干预前后收入或支出水平的差异衡量受益程度。Kruse& Pradhan[17]采用该方法对 207 个印度尼西亚地区数据进行测算,估计出人们对政策变化的行为反应函数,得出穷人在公共卫生支出中的边际收益最大的结论。由于主观评价法在理论上较有吸引力,因此学术界

① 除非所有的收入群体从特定服务中的受益和服务提供的总水平之间的关系均是线性的,而这很少见。

越来越重视该方法在 BIA 中的运用,但是,不管是对公共品的个人效用函数还是需求函数的估计又会引入研究者较多的主观性,同时该方法对研究者提出了很高的信息(数据)要求,因而它们在实践中的运用目前还受到较大限制。

国内的实证研究,大多集中在卫生支出和教育支出的地区间受益比较方面,如赵海利、赵海龙[18]采用成本法分析我国初等教育公共支出的利益归宿,结论是高收入地区是主要受益者,而中低收入地区则是利益受损者。李祥云[19]对我国农村税费改革前后义务教育阶段的公共支出在地区、城乡的分布进行分析,结论是改革前后义务教育公共支出的最大受益者依然是人均 GDP 最高的五分之一地区。王绍光[20]基于国家卫生服务调查汇总数据的研究,认为中国以市场为导向的医疗改革造成了地区间医疗服务的利用不平等。近年来,利用入户调查数据进行人际间的比较研究开始明显增长,蒋洪等[21]通过对 10000 余名在校大学生的家庭情况调查,分析了不同收入阶层家庭间的高等教育支出受益情况,得出的结论是享受高等教育的学生来自高收入阶层家庭的比例远大于来自低收入阶层家庭的比例。郭振友等[22]利用浙江省 2003 年家庭卫生服务调查数据,分析了浙江省政府医疗机构补助支出的公平性和效率,发现从绝对公平角度看,无论门诊补助、住院补助还是总补助都是贫困人群获得得少,而富裕人群获得得多。李永友、郑春荣[23]基于 CFPS 入户调查数据,认为新医改提高了中国公共住院服务的受益累进性,最穷收入分组成为主要受益群体。

国内研究农村养老保障这类转移性财政支出,以及该类支出在农民不同收入群体间的受益归宿及其收入分配效应起步较晚,文献较少,且主要集中在卫生和教育这两类公共产品支出的地区间比较。本文的研究结论对于调整和完善中国农村养老保障政策,增加农村贫困人口的收入,改善其福利状况具有重要的理论和实践意义。本文的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心发布的的入户调查数据(China Family Panel Studies,CFPS),选择 CFPS 而非其他入户调查数据的原因是,CFPS 记录了相对其他入户调查数据来说较为全面的受访者农村社会保障的相关信息。

二、农村养老保障服务受益识别方法

(一)受益归宿识别方法

BIA 方法已经广泛用来推断某项目公共支出的受益归宿。该方法需要解决两个问题:1. 度量个人、家庭或子群体从特定的公共支出的受益量;2. 结果的比较。第一个问题通过成本法解决,即首先计算出公共项目的平均成本,该平均成本视为公共产品的价值,参与者的受益程度即等于项目平均成本。第二个问题,比较不同群体的受益大小,因为我们关心的是公共支出对收入再分配的影响,因此根据家庭的人均收入或人均支出来划分群体,比较公共服务接受者的受益在不同收入群体间的差异。具体的测算方法是先计算出公共服务的人均成本(参与者人数除以总支出)作为价值单元,再对每个子群体按照参加与否对价值单元进行加总,即:

$$B_q = \sum_{j=1}^{n_a}\left[\left(\frac{e}{\sum u_i}\right) * u_j\right], \tag{1}$$

e 为项目的总支出,$\sum u_i$ 为参与者总人数。u_j 为是否参与指标变量,参与为 1,否则为 0,n_q 为 q 群体的人数,因此,B_q 则为群体 j 的总受益。

成本法操作简便结果直观,但是用服务成本表示接受者的获益或者说直接转化为受益者的收入受到不少质疑。由于农村养老保障服务不同于公共卫生和教育这类公共产品,用于农村养老保障的政府支出是一种财政转移性支出,参与者的受益可以直接用其接受的政府补助收入来衡量,

所以成本法的缺点在农村养老保障支出受益研究中得到了较好的规避,因此本研究也采用成本法计算各收入分位组的受益情况,具体的计算方法是①:

$$B_q = \sum_{j=1}^{n_a} [\mu_j * (\sum_{age}^{60-age} g_1 + \sum_{t=1}^{11} g_2)] \quad (2)$$

其中,B_q 为 q 分位组的总收益,g_1为在投保缴费环节政府给予的财政补贴(补入口),age 为投保人投保时的年龄,g_2为将来领取养老金时政府给予的财政补贴(补出口),按照 11 年进行求和是因为新农保按目前中国人的平均寿命 71.5 岁计算,60 岁以后可能还有 11 年左右时间领取养老金,出于简化运算本文不考虑收入折现。

一旦测算出 B_q 就可以比较不同收入组的平均受益程度和收入分配效应。在收入洛伦兹曲线上描绘出项目的集中曲线②,如果项目集中曲线位于 45^0C 对角线上方,表明低收入群体享有的支出的份额超过其占总人口的比例,该项目支出有利于低收入群体(有利于穷人)。如果集中曲线位于 45^0C 对角线下方,但处于洛伦茨曲线的上方,表明低收入群体享有的公共支出份额虽然低于其占总人口比例,但由于低收入群体享有的公共支出份额超过其占总收入份额,因此,介于45℃对角线和洛伦茨曲线之间的项目集中曲线仍具有向弱势群体的再分配效应(具有累进性),如果项目集中曲线位于洛伦茨曲线下方,则该项目支出不利于穷人(具有累退性)。具体如图 1 所示。

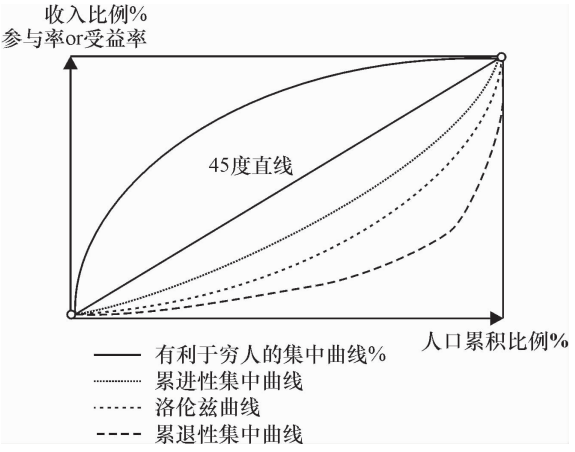


图 1 公共支出受益分布曲线

农村养老保障支出的公平性也可以用集中指数进行定量的分析,集中指数定义为集中曲线与 45 ℃对角线之间面积与 45 ℃对角线下的三角形面积之比,取值范围(-1,1)。负数表示有利于穷人,正数表示有利于富人。CI 指数可以用下式计算:

$$CI = \frac{2}{\bar{b}} cov(b_j, R_j) \quad (3)$$

其中,$\bar{b}$ 为所有个人或家庭养老保障受益均值,b_j 为个人或家庭养老保障受益,R_j 为第 j 个人或家庭在收入从低到高排序中所处的分数秩次。

---

① 目前农村养老保障由基础养老金和个人账户养老金账户构成,基础养老金在参保人达到 60 岁法定年龄时开始发放,每人每年 600 元,全部由财政负责支出(g2 补出口),同时规定地方政府对参保人缴费环节必须给予补贴,补贴标准不低于每人每年 30 元(g1 补入口),对 46—59 周岁参保人,距领取年龄不足 15 年,在年满 60 周岁办理领取手续前,允许一次性补缴,同样可以享受 g1 政府补贴,但累计缴费不得超过 15 年,同时规定对选择较高缴费档次的给予适当财政补贴,具体标准由省人民政府决定。而农民自己缴费的部分全部进入个人账号,并在 60 岁以后逐年领取直至领完,因此农民自己缴费的部分可视为农民的自我储蓄,在计算养老保障收益时个人缴费部分可不做考虑。

② 项目集中曲线是收入排序后的累计人口百分比(POP)作为横坐标,以项目参与率 AOP 或收益率 Bq 为纵坐标,描绘出的曲线。

(二)平均参与率和边际参与率

基于成本法的分析可以看出,影响养老保障收益归宿的重要原因,是不同收入群体农村养老保障的项目参与率,因此为了进一步研究农村养老保障的受益归宿和发展演变情况,需要从项目参与率角度做进一步的分析。

设总人数为 N,项目总参与人数为 N_P,收入的第 q 分位组总人数为 N_q,参与项目人数为 N_q^p,则总参与率为 $P = \frac{N_P}{N}$,第 q 分位组项目参与率为 $P_q = \frac{N_q^p}{N_q}$,定义第 q 分位组的项目平均参与几率 AOP(average odds of participation)为:$AOP_q = \frac{p_q}{p}$,定义第 q 分位组的项目边际参与几率 MOP(marginal odds of participation)为[①]:$MOP_q = \frac{dp_q}{dp}$。

由于项目和支出往往随着时间的推移而逐步扩大,因此 MOP_q 能够更加准确的反应当项目扩大和支出增加时,各不同收入组的边际受益情况,Lanjouw & Ravallion[13]263 分析了当收入群体从特定服务中的受益和服务提供的总水平之间的关系为非线性时的各种情况,当项目早期如果穷人平均收益较大时,即 $AOP_{穷人} > AOP_{富人}$ 称为“早期俘获(Early capture)”,如果早期是富人受益较大,但随着项目的扩展、支出的增长,穷人受益大于富人,即 $MOP_{穷人} > MOP_{富人}$,直至发生 $AOP_{穷人} > AOP_{富人}$ 称为“后期俘获(Late capture)”。但是“早期俘获”和“后期俘获”仅仅测算 AOP、MOP 是不准确的,如图 2 所示,当提供服务水平较高时,即 S_2 处,$AOP_{富人} > AOP_{穷人}$(OA 的斜率大于 OB),但是由于 $MOP_{穷人} > MOP_{富人}$(B 点切线斜率大于 A 点切线斜率),因此随着支出的增加穷人受益将会最终增大。当提供服务水平较低时,即 S_1 处,$AOP_{富人} > AOP_{穷人}$(OC 的斜率大于 OD),并且,$MOP_{富人} > MOP_{穷人}$(C 点切线斜率大于 D 点切线斜率),因此如果得出在 S1 点,继续增加服务供给和公共支出有利于富人,但是,这个结论是不准确的。关键是要注意到,在所有的服务提供水平上,穷人的 MOP 均大于 AOP,这预示着随着服务供给增加,穷人的 AOP 将会一直增加,而富人的正好相反。因此准确的把握项目扩展支出增加时的受益归宿问题,需要注意此点。

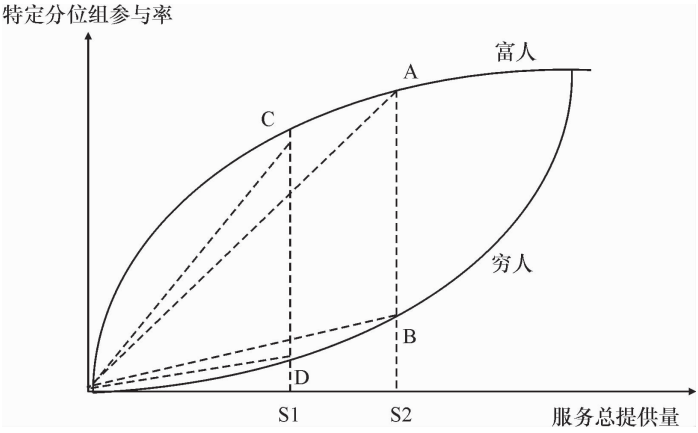


图 2　公共支出的平均收益与边际受益

① 有 $\sum_q \alpha_q AOP_q = 1$,$\sum_q \alpha_q MOP_q = 1$。各分位人群数占总人数的比例作为权数的 AOP 和 MOP 的加权平均数为 1,本文共分 5 个收入分位组,因此这里是 $\alpha_q = 1/5$。

边际参与率的估计,可以采用以下二种方法:

1. 利用两个不同时期的截面数据,通过计算平均参与率的变化,近似得出不同收入分组的边际参与率。

$$MOP_q = (P_q^t - P_q^{t-1})/(P^t - P^{t-1}) \tag{4}$$

其中 P_q^t 、P^t 分别为 t 时刻 q 分位组的参与率和总体参与率。但是这种计算方法,没有控制其他变量保持不变,因此这种方法只适用于时间间隔相对较短的时期比较。

2. 因为项目覆盖率和参与率在不同地区间存在差异,因此可以通过以下回归方程估计 MOP:

$$p_{idq} = \alpha_q + \beta_q p_d + \varepsilon_{idq} \quad q = 1,2...5 \tag{5}$$

其中 p_{idq} 为 d 省 i 区县 q 收入分位组的的参与率, p_d 为 d 省平均参与率, ε_{idq} 为随机干扰项。因此系数 $\hat{\beta}_q$ 就是估计 q 分位组的 MOP。采用(2)式估计由于 p_d 包含着 p_{idq} ,因此 p_d 是个内生性解释变量,导致估计结果有偏,本文的处理办法是通过工具变量法解决,即在 p_{idq} 的估计中变量 p_d 需要减去 i 地区 q 分位组的参与率,经过以上处理的变量 $\widetilde{p_d}$ 作为 p_d 的工具变量。

(5)式的回归中,一个关键假设是项目覆盖面的广度和深度与参与率之间的关系在不同地区间是恒定的,即(5)式并没有考虑到地区间的异质性,其结果可能有偏,因此本文对农村养老保障边际参与率的估计,利用 2012 和 2014 两年的 CFPS 数据,采用面板固定效应回归方法进行估计:

$$p_{idqt} = \alpha_q + \beta_q p_{dt} + \gamma_q x_{dt} + \mu_d + \varepsilon_{idqt} \tag{6}$$

其中 t 为年份标识, x_{dt} 为 d 省的其他随时间变化的经济社会特征变量(人口、GDP 等), μ_d 为 d 省不随时间变化的个体特征变量, p_d 的工具变量仍然为 $\widetilde{p_d}$ 。

三、农村养老保障支出收益归宿实证分析

(一)数据来源解释

本研究的数据来源于 CFPS2012 和 2014 年的入户调查数据库,CFPS 是一项全国性的综合社会跟踪调查项目,其目标样本规模为 16000 户中国家庭,记录了中国 25 个省市中社区、家户和个人信息,其中 CFPS 与其他全国性的调查数据相比,记录了较为详实的农村养老保障相关信息,因此本研究采用 CFPS 作为我们的数据来源。我们首先对社区信息库、家庭信息库、家庭关系库、成人信息库进行并库处理,使得社区信息、家庭信息和个人信息处于一个库之中,便于后继的分析处理,再根据"社区行政 = 村委会"和"个人户口 = 农村户口"筛选出本研究需要分析的目标库,2012 年目标库涉及到 24 个省 138 个区县 398 个村 7947 户 22169 个 16 岁以上成人,2014 年目标库涉及到 24 个省 138 个区县 397 个村 7540 户 21272 个 16 岁以上成人。因为 CFPS 中有关养老保障的信息分布在"领取养老保险情况"和"参保情况"两模块中,本研究根据是否参与(领取)新农保或是否参与(领取)城乡居民社会养老保险识别农村养老保障的参与者。我们根据目标库中"家庭人均收入"作为分组标准变量(2012、2014 年该变量均按 2010 年的可比价格进行调整),把样本按家庭人均收入从高到低等分为 5 个群体,每个群体拥有的家庭户数是一样的,但是由于各家庭的人口数不相等,因此每个分组中包含的人口数量有一定的差异,具体如表 1 所示:

(二)新农保财政补助规定

根据新农保政策规定,年满 16 周岁的未参加城镇居民养老保险的农村居民均可自愿参加新农保,对累计缴费年度超过 15 年的(包括按年缴纳或者一次性补缴)可在 60 岁以后按月领取养老保险金,财政补贴主要在两个环节给予:一是在投保缴费环节政府给予财政补贴,基本补贴为每人

表 1　样本家庭收入 5 分位组信息

分组 q	2012			2014		
	人均收入均值(元)	户数	人口数	人均收入均值(元)	户数	人口数
the poorest	869.65	1590	3837	1113.673	1508	3955
2nd	3339.60	1589	4291	3945.347	1508	4314
3nd	6350.59	1589	4625	7295.13	1508	4487
4nd	10324.60	1589	4893	11751.59	1508	4513
5nd	21616.19	1590	4523	24061.67	1508	4003
Total	8814.564	7947	22169	9567.122	7540	21272

每年 30 元;二是在投保人年满 60 岁后给予的基础养老保险金为每人每年 600 元[①]。上述补助是国家规定的最低补助标准。新农保同时明确省级人民政府可根据各地区实际情况,在财力许可的情况下适当提高补助标准,按照 2012 年各地区新农保实施现状,可以将各省地方政府财政补贴分为“补入口”、“补出口”及“双补”方式[②],地方政府“补入口”主要根据农民缴费的不同档次,在基本补贴基础上在农民缴费环节额外再给予财政补贴,上海、吉林、黑龙江、江西、四川、贵州、甘肃、青海 8 个省份规定了全省(市)统一的财政补贴标准方式和规模,其余省份则分别交由市级政府或区县级政府决定。北京市则采取“补出口”的方式,即除了国家给予的基础养老金之外,再补助每人每年 280 元基础养老金。其余省份采取了“双补”方式,既“补入口”又“补出口”,但是没有统一规定补贴的方式和规模,由各市、县决定财政补贴标准方式和规模。

(三)农村养老保障参与率

2009 年实施的新农保,采取的是农民自愿参保的方式,由于现行的新农保制度与农民理想中的养老保险模式之间尚存在一定距离,其参保意愿还受到个人特征、家庭情况、周围环境的影响,因此农民参与新农保在个体和地区间存在差异。本文首先计算不同收入分组的农民群体的平均参与率(AOP),如表 2 所示:

表 2　农村养老保障平均参与率

Quintile	2012				2014			
	总人数	参与人数	参与率%	平均参与率%	总人数	参与人数	参与率%	平均参与率%
the poorest	3837	1648	0.42	1.079	3955	2028	0.513	0.992
2nd	4291	1851	0.43	1.083	4314	2314	0.536	1.037
3nd	4625	1905	0.41	1.035	4487	2477	0.552	1.068
4nd	4893	1864	0.38	0.957	4513	2341	0.518	1.002
5nd	4523	1555	0.34	0.864	4003	1832	0.458	0.886
Total	22169	8823	0.39	1	21272	10992	0.517	1
最穷与最富差异(*P* 值)			0.000***	0.000***			0.000***	0.000***

注:如果农民参加了新农保或者参加了城乡居民社会养老保险,不论其是否正在领取养老保险金,均视为参加了农民养老保障项目;最穷与最富差异是指最穷收入分组和最富收入分组之间参与率的差异;*、**、*** 分别为 10%、5%、1% 水平上显著。

从表 2 可见,无论是 2012 年还是 2014 年,最穷收入分组的参与率均高于最富收入分组参与

① 农民自己缴费的部分其实是一种自我储蓄,因此农民缴费的部分既不算为购买公共服务(参保)所支付的价格,也不算做农民将来的补助收入。

② 相关信息来自于各省市下发的新型农村社会养老保险试点实施意见的通知。

率,并且二者间的差异在统计上非常显著,但是最穷收入分组的参与率不是最高,2012 年最高参与率组是次低收入组(2nd),2014 年参与率最高的是中等收入分组(3nd)。平均参与率(AOP)显示的是各分组之间的参与率的相对高低,表 2 显示出类似的结果,即最穷收入分组参与所占份额大于最高收入组。

(四)农村养老保障受益归宿和收入再分配

我们将分两种情况进行受益归宿分析:一是按照国家规定的最低补助标准,计算全样本的农民受益归宿;二是考虑到问题的简化和数据的可得性,按照统一规定"补入口"的 8 个省份,以及统一"补出口"的北京,对这 9 个省市的农民受益归宿进行分析。首先基于(2)式计算各收入分位组的收益,在第一种情况中 g_1 为 30 元,g_2 为 600 元,在第二种情况中,需要根据每个参保者选择缴费的档次(2012 年 cfps 中有该条信息),并结合各个省的统一规定确定 g_1 和 g_2,各省的规定如表 3 所示:

表 3 各地方财政补助规定

	档次	一档	二档	三档	四档	五档
上海	缴费	500	700	900	1100	1300
	补助	200	250	300	350	400
吉林	缴费	100	200	300	400	500
	补助	30	35	40	45	50
青海	缴费	100	200	300	400	500
	补助	30	35	40	45	50
四川	缴费	300	400	500	无	无
	补助	35	40	45	无	无
黑龙江	缴费	100	200	300	400	500
	补助	30	35	40	45	50
江西	缴费	100	200	300	400	500
	补助	30	30	30	30	30
贵州	缴费	100	200	300	400	500
	补助	30	30	30	30	30
甘肃	缴费	100	200	300	400	500
	补助	30	30	30	30	30
北京(补出口)	在国家给予的基础养老金之外,再补助每人每年 280 元基础养老金。					

注:以上资料根据上述省市出台的新农保相关政策整理而成。

需要说明的是,农民参与的养老保险分为新农保或城乡居民社会养老保险,由于 CFPS 没有记录新农保财政补助的信息,因此对参与新农保的农民通过上述方式计算 g_1 和 g_2;对参与城乡居民社会养老保险的农民来说,由于 CFPS 记录了政府和集体提供的财政补贴,因此对参与城乡居民社会养老保险的农民,g_1 直接取 CFPS 中的相关数据。对于年龄大于 60 岁而不需要缴纳费用的农民享受不到"补入口"政策,因此 g_1 为 0。

由表 4 的结果可见,CFPS 反映的中国农村地区收入差距依然较大,2012 年最低收入群体其收入仅占总体收入的 1.7%,尽管 2014 年农村收入差距有所缩小,但最低收入群体的收入依然占比很低,而最富裕群体的收入占比稳定在 50% 左右。但是与收入分配相比农村养老保障受益则显得公平许多,在只考虑基本财政补贴的全国性样本的第一种情况,2012 年和 2014 年最低收入群体受益占比接近 20%,2014 年相比 2012 年最低收入群体受益略微下降,高收入群体受益略微上升。在

考虑实际财政补贴的 9 省市的第二种情况下,最低收入群体、次低收入群体(2nd)和最富裕群体(5nd)的受益出现了下降,而中等收入群体(3nd)和次富裕群体(4nd)的受益上升。考虑到第二种情况地方政府主要实行的是"补入口"政策,缴费档次越高财政补助越多,这对中上等收入群体具有一定的激励作用,而对最低收入群体和最高收入群体的激励不足,因此可以得出这一结论:目前与缴费档次挂钩的财政补贴政策,受益最大的是中上等群体的农民。进一步从优势检验分析,2012 和 2014 年两年的情况是一致的,即农村养老保障集中曲线均占优洛伦兹曲线,但是被 45 度线占优,这表明中国农村养老保障形成的受益分布具有累进性,但是尚没有完全向农村贫困人口倾斜。表 4 的 CI 指数也直观的反映这一情况。

表 4　农村养老保障支出受益归宿

累积份额	第一种情况(全国)				第二种情况(9 省)	
	2012		2014		2012	
	Income	Benefit	Income	Benefit	Income	Benefit
20%	**1.70%**	18.41% *	**2.16%**	18.19% *	**1.85%**	16.52% *
40%	**9.04%**	39.37% *	**10.52%**	39.10% *	**10.50%**	38.94% *
60%	**24.07%**	60.99% *	**26.61%**	61.74% *	**28.35%**	64.33% *
80%	**49.97%**	82.22% *	**52.67%**	83.18% *	**55.23%**	85.39% *
100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
45 度线	–	–	–	–	–	–
洛伦兹曲线		+		+		+
CI 指数		-0.044 ***		-0.017 ***		-0.041 ***
		(0.005)		(0.004)		(0.009)

注:由于 2014 年 CFPS 没有记载缴费金额,故第二种情况 9 省的分析缺少 2014 年的情况。表中第一列为按照人均家庭收入从低到高排序累积家庭户数百分比,Income 列为家庭人均收入累积百分比,Benefit 为农民养老保障受益累积百分比。* 表示与家庭收入累积份额存在 5% 水平上显著差异,黑色粗体表示与家庭累积份额存在 5% 水平上显著差异。+ 号表示占优 45 度线或洛伦兹曲线,- 号表示被 45 度线或洛伦兹曲线占优。

促进社会公平,缩小收入差距是现代政府的一个重要职能,但是税收无法使穷人变富,增加社会最贫困人口的收入必须依靠公共支出,任何公共支出尽管其目标取向不同,但都具有一定的收入再分配功能。公共教育和公共医疗这类政府提供的公共服务,增加了服务接受者的人力资本,降低了私人支出,从而间接的增加了其收入。而农村养老保障类服务的财政支出,类似于财政转移支付,是政府直接以现金的方式对参与者进行收入补助,其收入再分配效应更加明显。因此如果我们把农村养老保障的财政补贴作为参与者增加的收入,那么中国庞大的农村养老保障支出在多大程度上改善了农村收入分配状况呢? 本文计算了接受养老保障财政补贴之前和之后的农民收入的基尼系数、泰尔指数以及阿特金森指数,结果如表 5 所示:

表 5　农村养老保障收入分配效应

不平等指数	年份	实际收入			实际收入 + 养老保障受益收入		
		基尼系数	泰尔指数	阿特金森指数	基尼系数	泰尔指数	阿特金森指数
第一种情况(全国)	2012	0.4715	0.402	0.1987	0.3952	0.2846	0.1463
	2014	0.4667	0.3849	0.192	0.3737	0.2499	0.1299
第二种情况(9 省市)	2012	0.4545	0.3733	0.1814	0.3858	0.2703	0.1382

根据表5的结果可见,基于CFPS数据计算出的全国农村收入的基尼系数,2012年为0.4715,2014年为0.4667,9省市2012年的基尼系数为0.4545。在养老保障收益的受益加入之后,基尼系数降低了将近9个百分点,可见农村养老保障服务及其支出对农村收入分配差距的纠正作用非常明显。加入养老保障受益收入之后,2012年基尼系数为0.3952,2014年为0.3737,又降低了2个百分点,说明农村养老保障支出的再分配调节力度仍在扩大中。在考虑实际财政补贴的9省市的第二种情况下,尽管最低收入群体和次低收入群体的受益有所下降,但是基尼系数仍然下降了7个百分点,说明农村养老保障支出确实对农村收入分配差距起到了较好的调节作用。从其他不平等指数的变动趋势来看也反映了这一情况。

四、农村养老保障服务参与概率影响因素及趋势分析

(一)农村养老保障服务参与概率影响因素

影响农村养老保障不同群体受益大小的一个重要因素是参与率,由于现行的农村养老保障强调"自愿性"原则,加之实施时间短,收益周期长,政府宣传不到位,所以农村养老保险面临着如何激励农民参保并长期维持农民参保意愿的难题。由于农民的参保意愿既受到养老保障政策因素的影响,同时农民的个人特征、经济条件、家庭情况、周围环境等也都会产生影响,因此本文将建立农民参保概率计量模型,深入研究影响农民参与养老保障的相关因素。我们利用CFPS2012和2014两年的数据,建立面板二值选择模型,设潜变量模型中随机干扰项 ε_{it} 服从逻辑分布,则待估计的模型可设为:

$$P(y_{it}=1 \mid x_{it},\beta,\mu_i)=\Lambda(\mu_i+x_{it}'\beta)=\frac{e^{\mu_i+x_{it}'\beta}}{1+e^{\mu_i+x_{it}'\beta}} \tag{7}$$

其中 y_{it} 取值为1或0表示参与或未参与农村养老保险,x_{it} 为解释变量向量,β 为系数,$\Lambda(.)$ 为逻辑分布的累积分布函数,μ_i 为个体效应。根据LR检验结果和Hausman检验结果,提示模型应采用随机效应进行估计,这里设个体效应 $\mu_i \sim N(0,\sigma_u^2)$,其密度函数记为 $g(\mu_i)$,由于非线性面板不便使用广义最小二乘法(GLS),故需要采用极大似然法进行估计(MLE),似然函数为:

$$f(y_{i1},y_{i2},\cdots y_{in} \mid x_{it},\beta,\mu_i)=\prod_{t=1}^{T}\left(\frac{e^{\mu_i+x_{it}'\beta}}{1+e^{\mu_i+x_{it}'\beta}}\right)^{y_i}\left(1-\frac{e^{\mu_i+x_{it}'\beta}}{1+e^{\mu_i+x_{it}'\beta}}\right)^{1-y_i} \tag{8}$$

但(8)式中 μ_i 不可观测,故考虑 $(y_{i1},y_{i2},\cdots y_{in},\mu)$ 的联合密度函数,并进行以下分解:

$$f(y_{i1},y_{i2},\cdots y_{in},\mu_i)=f(y_{i1},y_{i2},\cdots y_{in}\mid\mu_i)*g(\mu_i) \tag{9}$$

在 $(y_{i1},y_{i2},\cdots y_{in},\mu)$ 的联合密度中,如果能将 μ_i 积分积掉,得到 $(y_{i1},y_{i2},\cdots y_{in})$ 的边缘密度函数,即可通过MLE进行估计了,但是这样构造的积分没有解析解,因此本研究采用"Gauss - Hermite quadrature"方法进行数值积分[24],由于此积分的精确度依赖于数值计算的点数,因此本文在估计中将对点数进行调整,直至得到稳定的结果。

(7)式的解释变量由政策变量、社区信息、家庭信息和个人信息构成。其中政策变量为本县(市)农村养老保障平均参与率(County_ratio),我们以此变量控制该地区农村养老保障服务的供给力度。社区信息包括:所在村农业总产值(VillageAgroGdp)、所在村人均收入(VillageIncPee)。家庭信息包括:过去一年是否从事农业工作(FamIFAgro)、家庭人均纯收入(FamIncomePee)、家庭工资性收入占总收入比例(FamWageRatio)、过去一年政府补助总额(FamGovIncome)。个人信息包括:年龄(Age)、教育程度(Edu)、个人收入(Income)、家庭在本地社会地位自评(caste)、对本县市政府评价(JudgeGov)、对自己未来的信心程度(FutureTrust)、过去一年健康状况(health)、过去一年是否受到不公正对待(IfInjustice)、宗教的重要性(religious)。

表 6　农村养老保障参与率影响因素(边际效应)

	poorest	2nd	3nd	4nd	5nd	all
County_ratio	1.072924***	1.175696***	1.098021***	1.049459***	1.08755***	1.096982***
	(0.032900)	(0.0344854)	(0.0408065)	(0.037045)	(0.0374494)	(0.011616)
VillageAgroGdp	0.0000028	0.0000033	-0.0000078	0.0000038	0.0000077*	0.0000026
	(0.000004)	(0.0000054)	(0.0000048)	(0.0000044)	(0.0000043)	(0.0000020)
VillageIncPee	-0.0000027	-0.0000036	-0.0000041**	-0.0000048***	-0.0000034**	-0.0000040***
	(0.0000022)	(0.0000023)	(0.0000020)	(0.0000017)	(0.0000016)	(0.0000009)
FamIFAgro	-0.018315***	-0.0113058**	-0.016072***	-0.0167072***	-0.0097823**	-0.0157882***
	(0.0044625)	(0.0055697)	(0.0054342)	(0.0048436)	(0.0046636)	(0.0021986)
FamIncomePee	0.000026**	-0.0000316***	-0.0000075	-0.0000107***	0.0000073	0.00000018
	(0.0000111)	(0.0000077)	(0.0000057)	(0.0000040)	(0.0000005)	(0.00000035)
FamWageRatio	-0.0258049	0.0067931	-0.0159983	0.0434968*	0.046073*	0.018549**
	(0.022909)	(0.0180526)	(0.0202024)	(0.0244235)	(0.0269124)	(0.0081223)
FamGovIncome	-0.00000233	-0.0000020	00.0000013	0.0000064**	0.0000009	0.0000021
	(0.0000063)	(0.0000045)	(0.0000039)	(0.0000032)	(0.0000032)	(0.0000016)
age	0.0069169***	0.0077484***	0.0087422***	.0096912***	0.0082659***	0.0082776***
	(0.0004634)	(0.0005137)	(0.0005219)	(0.00054)	(0.0005958)	(0.0002234)
edu	0.0108386	-0.015819**	-0.0060494	-0.0098212	-0.0143527**	-0.0061324**
	(0.0065808)	(0.0068524)	(0.0064443)	(0.0065721)	(0.0067411)	(.0030181)
income	-0.0000012	0.0000024**	-0.0000063	0.0000012**	0.00000052	0.00000024
	(0.0000016)	(0.0000010)	(0.0000066)	(0.0000050)	(0.0000003)	(0.00000022)
caste	-0.0061961	-0.002564	-0.0011738	-0.0094149	-0.0063098	-0.0063048**
	(0.0064841)	(0.0069872)	(0.0069218)	(0.0071301)	(0.0078813)	(0.0031565)
Judgegov	0.0101253	-0.0074524	-0.0044541	-0.0123623*	0.0013565	-0.0030596
	(0.0067837)	(0.0071064)	(0.0068332)	(0.0072446)	(0.0079581)	(0.0032071)
religious	0.0336631***	0.0073923	0.0305504***	0.0107276	0.0236418*	0.0227779***
	0.0099688)	(0.0115504)	(0.0114115)	(0.0116023)	(0.0127124)	(0.0051226)
FutureTrust	0.0024221	0.012607*	0.010981*	0.0054278	0.0050763	0.0061864**
	(0.0060355)	(0.0064887)	(0.0064148)	(0.0065473)	(0.0071759)	(0.0029214)
health	0.0141011***	0.0082358	0.0055466	-0.0065836	0.0111033*	0.0062108**
	(0.0053381)	(0.0058004)	(0.0055417)	(0.0057526)	(0.0062091)	(0.0025752)
IfInjustice	0.0116574**	0.0084124	0.0035252	-0.0017767	0.0009888	0.0053449**
	(0.0047782)	(0.0052411)	(0.0050222)	(0.0053011)	(0.0060983)	(0.0023439)
_cons	-6.642***	-6.141***	-5.972***	-4.673***	-6.685***	-6.259***
	(-11.49)	(-8.35)	(-8.57)	(-7.63)	(-8.85)	(-26.83)
sigma_u	0.9588	1.6712	1.1784	1.204	1.3543	1.26264
rho	0.2184	0.4591	0.2968	0.3058	0.3579	0.3264
N	4806	5036	5120	5322	4427	24711
Log likelihood	-2450.4627	-2559.5068	-2634.4056	-2833.9919	-2266.4726	-12751.089
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LR - test rho =0	7.47(0.003)	27.85(0.000)	8.95(0.001)	12.63(0.0000)	15.01(0.0000)	205.35(0.0000)
Hausman test	12.28(0.505)	9.55(0.730)	11.80(0.544)	16.07(0.245)	18.79(0.065)	17.07(0.344)

注:FamIFAgro 取值为 1、5,分别对应“yes”和“NO”。edu 取值为 1 - 8 分别对应文盲及半文盲、小学、初中、高中(技校、职校)、大专、本科、硕士、博士。caste 取值为 1 - 5,取值越高表示地位越高。Judgegov 取值为 1 - 5,分别对应“有很大成绩”、“有一定成绩”、“没有多大成绩”、“没有成绩”及“比以前更糟”。religious 取值为 1 - 3,分别对应“很重要”、“有点重要”及“不重要”。FutureTrust 取值为 1 - 5,取值越高代表越有信心。health 取值为 1 - 5,分别对应“非常健康”、“很健康”、“比较健康”、“一般”及“不健康”。IfInjustice 取值为 1、3、5 分别对应“有过”、“碰见过类似的事情,但没有类似的经历”及“没有”。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

本文在估计该模型时,首先选择在12个点进行数值积分,同时在8个点与16个点再次进行数值积分,采用3种数值积分的系数估计值的"相对差距"不超过10^{-4},因此说明在12个点进行数值积分的结果较为稳健,表6是分别对5个收入群体及所有群体进行估计的结果:

根据表6的结果,可见模型具有非常高的解释力,并且从LR检验和Hausman检验结果来看,选择随机效应估计模型是正确的。养老保障地区平均参与率变量的边际效应在所有分组中均显著为正,但是最低收入群体和最高收入群体其边际效应均小于平均水平1.096,表明随着地区养老保障供给力度的加大,更多的参与者是中等收入的群体。所在村农业总产值的边际效应均不显著,但是所在村的人均收入在收入3nd、4nd、5nd分组表现出负效应,表明人均收入越高的村,高收入群体参与率越低。家庭是否务农的边际效应在所有模型中均显著为负,表明不从事农业生产的家庭农村养老保险的参与倾向偏低。家庭人均收入边际效应在最穷收入组显著为正,表明最穷收入群体如果收入提高,会促进其参与农村养老保障,这也间接表明收入过低仍然是限制贫困人口受益的关键因素。而工资性收入占比和家庭转移支付收入这两个变量的边际效应有正有否,且不是很显著。年龄的边际效应在所有模型中均为正且高度限制,说明随着年龄的增长农民参与养老保障的概率在增大。教育的边际效应在最低收入群体的边际效应不显著,在其他收入群体均为负效应,这说明教育程度越高的人,其参与概率反而越低。个人收入对农民参与概率的边际效应非常小,且大多不显著。家庭地位自评和对本地政府评价这两个变量的边际效应大多为负,但统计上不显著。宗教的重要性在所有模型中均为正,且较为显著,表明越不信教的人参与农村养老保障的概率越大。未来的信心程度的边际效应均为正,但不太显著。健康的边际效应在最低收入群体中显著为正,并且大于均值0.006,表明最低收入群体中越是身体不健康的人参与养老保障的概率越大。是否受过政府不公正对待的边际效应在最低收入群体中显著为正,表明受到不公正对待是影响贫困农民参与概率的负面因素。

从该模型结果的分析中可以看出,随着农村养老保障服务供给力度和财政支出的逐年加大,中高收入群体的参与概率逐渐超过了最低收入群体,而影响最低收入群体参与概率的主要是家庭收入、家庭是否务农、年龄、宗教、健康以及是否受到政府不公正对待等因素,因此农村养老保障政策上需要加大对低收入农民的激励,养老保障的财政补助应向贫困农民适度倾斜,同时需要加大政策宣传,打破家庭养老和土地养老等传统观念,宣传工作要覆盖到在城市打工的农民,要加大管理力度,提高服务水平,消除农民的种种疑虑,增加其对新农保政策的信心,从而进一步提升贫困农民的参与概率。

(二)边际参与率与趋势分析

基于表2可见,农民养老保障在人群中的覆盖面逐年提升,2014年超过了50%,那么农村养老保障服务供给力度和财政支出随着时间的推移而逐步扩大,农村不同收入组的边际受益情况如何,研究MOP_q能够了解继续增加服务供给和公共支出的收入群体的边际参与情况,从而可以把握各群体的受益趋势,我们根据上文介绍的(3)式和(5)式分别计算农村养老保障的边际参与率,考虑到(7)式的农村养老保障参与概率模型中本县(市)农村养老保障平均参与率变量(County_ratio)的边际效应也可以看做是一种边际趋势,因此其结果我们也放在一起进行比较。在(5)式的回归中,我们选择的随时间变化的经济社会特征变量包括人口、GDP、人均收入、人均财政支出、第一产业占比,以上数据来源于中国统计年鉴(2012,2014),具体测算结果如表7所示:

基于表7的结果,在所有3类不同的MOP计算方式下,2nd收入群体和3nd收入群体的边际参与率均高于其他收入群体,而最穷收入群体的边际参与率均小于最富裕收入群体。结合表2平均参与率测算的结果可见,尽管在2012年有$AOP_{穷人} > AOP_{富人}$,但是由于$MOP_{富人} > MOP_{穷人}$,因

此 2014 年穷人的参与率和受益率均有所减小(参考表 2 和表 4),按照这样的态势继续发展,则最贫困人口从农村养老保障支出的受益会越来越小,而中等收入的农民将会成为最大的受益群体。

表 7　农村养老保障边际参与率

Quintile	MOP(1)	MOP(2)		MOP(2)	
	边际参与率	边际参与率	校正后边际参与率	边际参与率	校正后边际参与率
the poorest	0.732	0.752***	0.872***	1.0729***	0.978***
2nd	0.835	0.773***	0.896***	1.176***	1.072***
3nd	1.118	0.961***	1.114***	1.098***	1.001***
4nd	1.087	0.809***	0.937***	1.049***	0.957***
5nd	0.929	1.018***	1.180***	1.088***	0.992***

注:mop(1)是采用(3)式计算出的边际参与率,MOP(2)是(5)式面板固定效应回归估计出的省平均参与率的系数值, MOP(3)是采用表 6 中的本县(市)农村养老保障平均参与率的边际效应值。校正后边际参与率是根据[14],各收入群体的加权边际参与率之和应等于 5,其均值应等于 1,因此做上述调整。

五、总结

发达国家主要依靠所得税调节收入分配,但是发展中国家的税制结构以流转税为主体,因此缩小收入差距更多地依靠公共支出,要求公共支出的受益向贫困人口倾斜。作为最大的发展中国家,自 2009 年开展的新农保是中国实施城乡基本服务均等化的重要措施,新农保实施五年间财政投入已经超过了 2620 亿元,且该项支出将逐年递增,如此庞大的财政支出,在农村不同收入群体中的受益情况怎么样? 如何向农村中最低收入群体倾斜? 本文采用 CFPS 数据,基于 BIA 框架对中国农村养老保障支出的受益归宿进行了实证研究,研究发现 2012 年最低收入群体养老保险的参与率明显高于其他收入群体,但是到 2014 年最低收入群体其参与率虽仍高于最高收入群体,但已被中等收入群体(2nd、3nd 及 4nd)反超,从边际参与率的分析中进一步证实了这一结论:即随着新农保试点的逐步深入,服务供给和财政支出的增加,中等收入群体将成为最高参与率群体。

进一步从农村养老保障支出受益的量化研究中发现,在仅考虑基本财政补助的全国性样本中,农村最低收入群体的受益占比接近 20%,但 2014 年比 2012 年有略微降低,这与其边际参与率的降低有关。在考虑实际财政补助的 9 省市的样本中,最低收入群体、次低收入群体(2nd)和最富裕群体(5nd)的受益均出现了下降,而中等收入群体(3nd)和次富裕群体(4nd)的受益上升,这是由于地方财政补贴特点是参保者选择的缴费档次越高补助越多,这对中等收入群体形成了较明显的缴费激励,导致其受益上升。总得说来,不管是全国性样本还是 9 省市样本,两种情况下农村养老保障集中曲线均占优洛伦兹曲线,但是被 45 度线占优,表面中国农村养老保障形成的受益分布具有累进性,但是尚没有完全向农村贫困人口倾斜,考虑到各省市农村养老保障实际运行中,地方政府均有类似的鼓励多缴费的财政激励政策,因此,中国农村养老保障受益在向农村中等收入群体倾斜,本文边际参与率的分析也证实了这一趋势。本文通过测算农村收入不平等系数,检验了农村养老保障的收入再分配效应,结果发现农村养老保障支出缩小了农村的收入差距。

农村养老保障公共支出是一种财政转移性支出,决定农村中不同收入群体受益的一个重要因素是群体参与率,由于新农保强调自愿参与,因此本文建立了农民参保概率计量模型,通过对各影响因素的边际效应的分析发现,最低收入群体参与概率主要受到家庭收入、家庭是否务农、年龄、宗教、健康以及是否受到政府不公正对待等因素的影响,因此增加农村贫困人口的参与热情,应加大对低收入群体的缴费激励,政策宣传上要覆盖到在城市打工的农民,加大管理力度,提高服务水

平,消除农民的种种疑虑,增加其对新农保政策的信心,从而提升贫困农民的参与概率和受益大小,使得农村中的贫困人口成为农村养老保障的最大受益群体。

参考文献:

[1]WAGSTAFF A, BUISMAN L R, BREDENKAMP C. Who benefits from government health spending and why? a global assessment[J]. Social Science Electronic Publishing, 2014,18(3):1 -71.

[2]WATTS,H W. The Economics of expenditure incidence[A]. Fred thompson and Mark T. Green. Handbook of Public Finance[C]. New York: Marcel Dekker,Inc,1998: 99 -220.

[3]MEERMAN, JACOB. Public expenditure in malaysia[M]. Published for the World Bank: Oxford University Press, 1979.

[4]SELOWSKY M. Who benefits from government expenditure? a case study of Colombia[J]. Political Science Quarterly, 1979,25(4).

[5]SELDEN T M, WASYLENKO M J. Benefit incidence analysis in developing countries[J]. Policy Research Working Paper, 1992,13(6).

[6]WALLE D V D, NEAD K. Public spending and the poor: theory and evidence.[J]. Public Spending & the Poor Theory & Evidence, 1995, 22(100).

[7]DAVOODI H R, TIONGSON E R, ASAWANUCHIT S. How useful are benefit incidence analyses of public education and health spending[J]. Imf Working Papers, 2004, 03(227).

[8]GAFAR, JOHN. The benefit - incidence of public spending: the Caribbean experience[J]. Journal of International Development, 2006, 18(4):449 -468.

[9]WARR P, MENON J, RASPHONE S. Public services and the poor in laos[J]. World Development, 2015(66):371 -382.

[10]HAN B, DOORSLAER E V. A welfare economics foundation for health inequality measurement[J]. Journal of Health Economics, 2006, 25(5):945 -957.

[11]LIPTON M, RAVALLION M. Chapter 41 poverty and policy[J]. Handbook of Development Economics, 1995(3): 2551 -2657.

[12]YOUNGER S D. Benefits on the margin: observations on marginal benefit incidence[J]. Social Science Electronic Publishing, 2003, 17(1):89 -106(18).

[13]LANJOUW P, RAVALLION M. Benefit incidence, public spending reforms, and the timing of program capture[J]. World Bank Economic Review, 1999, 13(2):257 -73.

[14]AARON H, McGuire M. Public goods and income distribution[J]. Econometrica,1970,38 (6): 907 -918.

[15]DE WULF,L. Incidence of budgetary outlays: where do we go from here? [J]. Public Finance,1981(36):55 -76.

[16]VAN DE WALLE D. Behavioral incidence analysis of public spending and social programs[R]. Washington D. C.: World Bank,2002.

[17]KRUSE I, PRADHAN M, SPARROW R. Marginal benefit incidence of public health spending: evidence from Indonesian sub - national data. [J]. Journal of Health Economics, 2012, 31(1):147 -157.

[18]赵海利, 赵海龙. 谁是我国初等教育公共支出的受益者? [J]. 经济社会体制比较, 2007(4):141 -144.

[19]李祥云. 税费改革前后义务教育公共支出利益归宿比较——基于省级数据的实证分析[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2008, 47(5):115 -120.

[20]王绍光. 政策导向、汲取能力与卫生公平[J]. 中国社会科学, 2005(6):101 -120.

[21]蒋洪, 马国贤, 赵海利. 公共高等教育利益归宿的分布及成因[J]. 财经研究, 2002, 28(3):8 -16.

[22]郭振友, 赵郁馨, 张毓辉. 2002 年浙江省政府医疗机构补助的受益归属分析[J]. 中国医院管理, 2008, 28(1):83 -85.

[23]李永友, 郑春荣. 我国公共医疗服务受益归宿及其收入分配效应——基于入户调查数据的微观分析[J]. 经济研究, 2016(7):132 – 146.

[24]BUTLER J S, MOFFITT R. A computationally efficient quadrature procedure for the one – factor multinomial probit model[J]. Econometrica, 1982, 50(3):761 – 64.

Research on Benefit Incidence of Rural Endowment Insurance Expenditure

ZHAO Wei-min

(*Economic School*, *Anhui University*, *Hefei* 230601, *China*)

Abstract: Using the household survey data of CFPS2012 and CFPS2014, this paper analyzes the benefit incidence of rural endowment insurance expenditure. The results find that rural endowment insurance expenditure is progressive. Gini coefficient in rural China has reduced by 6 to 7 percentage points by the expenditure. But the rural endowment insurance did not tilt to the lowest income groups in rural areas. Middle income group in rural is the biggest benefit group. Due to voluntary participation, establish the rural old-age security participation probability model, we find that family income, farming, age, religion, health and whether be treated unfairly by the government mainly influence the lowest income groups in the insurance coverage. In the end, this paper points out that financial incentives for low-income groups need to increase, the financial subsidy policy linked to payment level should be changed, and the relevant media should increase the publicity, in order to boost farmers' confidence in the old-age security policy.

Key Words: rural endowment insurance; benefit incidence; redistribution of income; old-age security policy