

# 养老金与老年人口多维贫困和不平等研究\*

——基于非强制养老保险城乡比较的视角

解 垚

**【摘 要】**文章基于 2012 和 2014 年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的个体面板数据,对老年人在消费、健康、生活条件(住房)、生活满意程度及未来信心程度 5 个维度的多维贫困和不平等进行估计,并使用消除内生性的模糊断点回归 2SLS 方法,检验新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险对老年人福利的影响。结果显示,2014 年的城乡多维贫困和不平等指标均比 2012 年有所下降。2012 年对城乡多维贫困最大的贡献因素是未来信心程度,而 2014 年是住房状况;新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险不仅对老年人口多维贫困和不平等没有明显的降低作用,而且对多维贫困和不平等中的单一维度的剥夺没有任何影响。为此,文章建议未来这两种养老保险制度改革重点应继续扩大覆盖面,提高城乡居民养老金水平,解除捆绑式的参保方式。

**【关键词】**老年人口 多维贫困 不平等 养老保险

**【作 者】**解 垚 山东大学经济学院,教授。

## 一、引 言

中国已进入人口老龄化快速发展时期,目前老年人口超过 2 亿。老年人由于生理机能的退化,适应和调整能力的下降及社会参与的减少,容易沦为贫困阶层。作为贫困群体的重要组成部分,老年人除面临经济收入弱势外,还存在其他方面的弱势。首先,就经济收入而言,发展中国家老年贫困发生率普遍超过 60%(封进等,2010)。2014 年,中国 43%的老年人全部收入低于国际水平贫困线(朱火云,2017)。其次,老年群体是重病、慢性病等疾病的高发群体,身体健康水平明显低于非老年群体,65 岁以上老年人 4 周发

\* 本文为国家自然科学基金项目“面向家庭和个人的公共转移支付减贫效应研究”(编号:71673167)的阶段成果。

病率平均达 27%(封进等,2010)。当前家庭结构小型核心化趋势产生的老年独居现象使老年人的精神贫困凸显,高达 78%中国老年人态度偏消极(朱火云,2017)。有关老年人不平等的的数据虽然缺乏,但因贫困是不平等问题的另一个侧面,老年贫困问题的严重性说明不平等问题也同样严峻。老龄化背景下老年贫困成为一个突出且迫切需要解决的问题,而以养老保险制度为核心的社会保障政策是实现老年人减贫的重要举措。

2009 和 2011 年中国分别实施了新型农村养老保险制度和城镇居民养老保险(以下简称“新农保”和“城居保”)制度试点,2014 年国务院决定合并新农保和城居保这两种非强制养老保险,建立全国统一的城乡居民基本养老保险制度。2015 年年底,全国城乡居民基本养老保险参保人数达 5.1 亿,领取养老金人数为 1.5 亿。然而,国内学者通过对新农保和城居保的研究发现,这两种制度在政策设计和执行上均存在一些不足,比如,当前以家庭为参保单位的规定、城乡居民养老保险的财政转移支付补贴了中高收入者而没有流向低收入者等问题(睢党臣等,2014;朱火云,2017)。为进一步完善城乡居民养老保险制度,充分发挥其养老保障功能,需要对其减少老年人贫困的效果进行评估。

按照阿玛蒂亚·森的理论,个体的福利或被剥夺不能仅从消费或收入单一维度进行测量,需要从可行能力和自由等多个维度进行考察(Sen,1999)。随后有研究把测度贫困和剥夺的视角从宏观转向微观家庭及个体,如 Alkire-Foster(2011)、Thorbecke(2011)构造的双截断值多维贫困指数(Multidimensional Poverty Index, MPI),也称为 A-F 多维贫困指数。虽然 A-F 方法能利用调整的多维贫困计算不平等,但多维贫困没有基数变量而使人际间的不平等计算受阻,Rippin(2015)创建的相关敏感贫困指数(Correlation Sensitive Poverty Indices, CSPI)考虑到上述问题,把贫困分解为发生率、强度及不平等 3 个部分。贫困发生率是指剥夺的人头率,贫困强度指贫困家庭总的剥夺状况,不平等则是剥夺家庭的贫困不平等(Atika,2016)。不平等特征是多维贫困指数所不具备的,即只要两个家庭依据 A-F 多维贫困指数均为贫困,物品从贫困家庭转移到一个不太贫困的家庭时,贫困指数并不改变,而多维不平等指数会增加。当实施一项特定人群的贫困瞄准政策时,考虑多维不平等特征可能会带来更好的效果。比如,把那些离贫困线很近的人提升到贫困线以上会降低总的贫困人头率,但这样做的后果可能是不平等的恶化,因为那些剥夺最严重的个体状况并没有改变。此外,多维贫困只计算个体或家庭缺乏的维度(项目)数,且假定它们之间没有关联,而该假定与现实不符。比如,适当的卫生条件、安全饮用水与健康和教育之间应该有关联,多维不平等考虑了贫困项目之间的关联情况。老年人福利与能力相关联,因为个体的可行能力在生命周期的不同阶段会有差异,福利一般随年龄变化而出现差异。老年人福利一般包括经济状况、身体健康机能、对生活满意程度的心理福利、自我尊重 4 个纬度。本文将从这几个方面进行讨论。

对中国多维贫困的研究大多基于中国健康与营养调查微观调查数据库来进行 A-F

方法分解(郭熙保、周强,2016;王春超、叶琴,2014)。养老金减贫效应的研究主要使用倾向值匹配(PSM)方法(朱火云,2017)。但现有文献缺少对老年人多维不平等的研究,也没有以城乡比较为视角来分析两种非强制养老保险对老年人福利影响的差异,本文将城乡两种非强制养老保险纳入同一分析框架,利用断点回归技术分析养老保险对老年人多维贫困和不平等的影响。

## 二、数据来源、指标选取与多维贫困及不平等测度

### (一) 数据来源说明

本文使用 2012 和 2014 年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的数据,该调查覆盖 25 个省份,问卷分为个人、家庭、村居 3 种,其中个人问卷又分为成人问卷和少儿问卷。

本文的研究目的是考察非强制性养老保险对老年人福利的影响。由于 2011 年起城镇居民社会养老保险才开展试点,中国家庭动态跟踪调查的 2010 年基线调查中没有涉及城镇居民养老保险的调查项目,因此本文选取 2012、2014 年两次调查中 56 岁及以上的样本,剔除关键变量缺失后的最终样本为 6 634 个,其中,城市和农村样本分别为 788 和 5 846 个。需要指出的是:(1)选择 56 岁及以上的样本主要是为断点分析中带宽选择的稳健性比较,新农保和城居保领取养老金的年龄均为 60 岁及以上,排除城镇职工养老保险规定的男性 60 岁及以上、女工人 55 岁及以上(女干部 60 岁及以上)具有领取养老金资格的情况。(2)2012 年调查涉及城乡居民社会养老保险调查项目,而 2014 年调查没有涵盖这部分的内容,参加 2012 年城乡居民社会养老保险的样本量仅为 260 个。

### (二) 指标选取与被剥夺临界值

根据已有关于老年人福利衡量指标的文献(Lawton,1982),本文选取消费、健康、生活条件(住房有无困难)、生活满意程度和未来信心程度 5 个维度考察老年人口的多维贫困状况,其中,家庭人均消费(CONSUM)数据使用购买力平价进行贫困线换算,消费贫困线为每人每天 1.25 美元(2012 和 2014 年采用同一消费贫困线标准);健康使用身高体重(BMI)表示,即 BMI 值小于 18.5 为健康维度贫困;生活条件(住房 HOUSE),用住房条件衡量,分为住房困难(6 种情况)和住房不困难;生活满意程度(LIFES)和未来信心程度(FUTUS)的临界值均为赋值为 3 分,3 分以下分别表示对生活满意度低、对未来的信心程度低。本文使用维度等权重方法,每个维度的权重为 1/5。

### (三) 多维贫困和不平等的测度与城乡比较

表 1 给出了 2012、2014 年两个调查年份数据合并后的社会经济及人口学指标的描述性统计情况。从中可以看出,城市老年家庭的多维贫困和不平等程度均低于农村;城市老年家庭人均收入大约为农村的 2 倍,城市老年家庭养老金均值是农村的 2.8 倍,城市老年家庭人均收入是养老金的 9 倍多,农村老年家庭人均收入是养老金的 12 倍;农村

表 1 2012、2014 年两个调查年份数据的描述性统计结果

变 量	城 市			农 村		
	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
多维贫困(MPI)	0.1022	0	0.80	0.1305	0	1
多维不平等(CSPI)	0.0360	0	0.64	0.0470	0	1
家庭人口数(HHSIZE)	3.8573	1	13	4.2239	1	14
年龄(AGE)	62.0930	56	87	63.5520	56	93
在婚(MARTIAL)	0.8706	0	1	0.8404	0	1
受教育程度(EDU)	2.1954	1	6	1.6279	1	5
性别(GENDER)	0.6028	0	1	0.5214	0	1
东部(EAST)	0.5532	0	1	0.4127	0	1
中部(MIDDLE)	0.3324	0	1	0.3210	0	1
人均收入(INCOME)	17216	1.25	234867	8671.2	0.83	304715
不含养老金人均收入(INCOMENO)	13199	0	234867	8153.5	0	304715
养老金(PENS)	1885.2	0	37200	676.59	0	86400

注:均以 2010 年价格为基准。受教育程度:小学毕业及以下 =1,初中毕业 =2,高中毕业 =3,大专毕业 =4,大学本科 =5,硕士及以上 =6。

老年家庭人口数高于城市;城市老年家庭的受教育程度、在婚比例均高于农村。

为深入分析城乡家庭有无领取养老金的多维贫困变动情况,表 2 给出了 60 岁及以上有无领取养老金个体的多维贫困和不平等状况。从中可以看出,2014 年城乡多维贫困和不平等指标均比 2012 年有所下降。从城市的人均收入、贫困发生率和贫困深度看,领取养老金家庭的人均收入高于不领取养老金家庭的人均收入,领取养老金家庭的贫困发生率和贫困深度数值均小于不领取养老金的家庭。对城市的多维贫困而言,领取养老金的家庭多维贫困小于没有领取养老金的家庭。农村领取养老金的家庭人均收入低于没有领取养老金的家庭,领取养老金家庭的贫困发生率和贫困深度均小于不领取养老金的家庭。与城市多维贫困表现不同,2014 年农村领取养老金的家庭多维贫困大于没有领取养老金的家庭,农村领取养老金家庭的多维不平等大于没有领取养老金的家庭。

表 2 60 岁及以上有无领取养老金者的多维贫困和不平等状况

变 量	城 市				农 村			
	无养老金		有养老金		无养老金		有养老金	
	2012 年	2014 年	2012 年	2014 年	2012 年	2014 年	2012 年	2014 年
人均收入(元)	9648	17130	13263	17279	7898	8876	7217	8294
多维贫困	0.127	0.110	0.115	0.086	0.192	0.112	0.145	0.114
多维不平等	0.044	0.041	0.038	0.028	0.078	0.038	0.052	0.039
贫困发生率	0.088	0.113	0.063	0.041	0.211	0.178	0.141	0.145
贫困深度	0.041	0.053	0.017	0.025	0.111	0.091	0.059	0.063



表 3 各维度对多维贫困的贡献率

变 量	城 市		农 村	
	2012 年	2014 年	2012 年	2014 年
身高体重(BMI)	0.1350	0.1379	0.1936	0.2595
家庭人均消费(CONSUM)	0.0353	0.0432	0.0793	0.0802
住房(HOUSE)	0.2044	0.3573	0.1730	0.3024
对生活的满意程度(LIFES)	0.2932	0.1775	0.2320	0.1322
对未来的信心程度(FUTUS)	0.3321	0.2842	0.3222	0.2257

表 3 给出了各维度对多维贫困的贡献率。2012 年,对多维贫困贡献最大的因素城乡均为未来信心程度,而贡献最小的是消费。2014 年,对多维贫困贡献最大的因素城乡

均为住房状况,而贡献最小的因素仍是消费。

表 4 给出了以有无领取养老金分组计算的各维度对多维贫困的贡献率。从中可以看出,2012 年,城市除消费维度外,有无养老金的其他维度对多维贫困贡献率差异较大;2014 年,有无养老金的各维度对多维贫困贡献率差异不大。2012 年,农村除未来信心外,有无养老金的其他维度对多维贫困贡献率差异不大(差异范围约在 2~5 个百分点);2014 年,农村除身高体重外,有无养老金的其他维度对多维贫困贡献率差异也不是太大(差异范围约在 4~6 个百分点)。

表 4 有无领取养老金分组的各维度对多维贫困的贡献率

变 量	城 市				农 村			
	2012 年		2014 年		2012 年		2014 年	
	有养老金	无养老金	有养老金	无养老金	有养老金	无养老金	有养老金	无养老金
身高体重	0.2197	0.1188	0.1326	0.1404	0.2224	0.1793	0.3003	0.2069
家庭人均消费	0	0.0420	0.0568	0.0368	0.0901	0.0740	0.0820	0.0778
住房	0.0455	0.2348	0.3182	0.3754	0.1489	0.1849	0.2852	0.3245
对生活的满意程度	0.2197	0.3072	0.1894	0.1719	0.1977	0.2490	0.1041	0.1684
对未来的信心程度	0.5152	0.2971	0.3030	0.2754	0.3409	0.2490	0.2283	0.2224

三、断点回归方法

(一) 模型选择

本文使用 2012、2014 年两年的微观个体面板数据来研究新型农村养老保险、城市居民养老保险对老年人多维贫困和不平等的影响。为解决内生性问题,本文参考 Atika (2016)的研究思路,使用断点回归方法,构建模型为:

$$Y_{it}=\beta_{it}X_{it}+\delta_{it}\theta_{it}+\mu_{it} \tag{1}$$

其中, $Y_{it}$  为剥夺分数。 $X_{it}$  代表微观个体的人口社会学特征变量,如家庭人口数量、受教育程度、性别、所在省份等。 $\theta_{it}$  是本文主要关心的自变量,代表养老金价值。 $\mu_{it}$  为随机误差项。鉴于新型农村养老保险、城市居民养老保险这两种养老保险均具有非强制性特点,导致贫困个体可能更愿意参加这种养老保险,因此,式(1)的内生性问题不容回

避。养老金潜在资格的工具变量(Z)在 2SLS 的第一阶段被引入进来:

$$\theta_{it}=\beta_{it}X_{it}+\phi_{it}z_{it}+\mu_{it} \tag{2}$$

式(2)中,其他变量设定与式(1)相同,由工具变量可以得到内生变量  $\theta$  的预测值  $\hat{\theta}$ ,而后,在预测值基础上由式(3)产生参数的一致估计:

$$Y_{it}=\beta_{it}X_{it}+\gamma_{it}\hat{\theta}_{it}+\mu_{it} \tag{3}$$

为确保工具变量是内生变量的一个好的替代,系数  $\phi$  在第一阶段应该统计显著,另外,有效的工具变量还要求具有排斥性限制特征,即外生工具变量与其他决定多维贫困、多维不平等的变量没有关联。本文实证分析中采用模糊断点回归的 2SLS 方法(Van, 2002)。断点回归背后的逻辑是对一个特定的处理(本文是有养老金)而言,处理的分配会受到特定的门槛值的影响。在本文背景中,该特定的门槛值是年龄资格,即男女年龄为 60 岁。断点回归假定落入断点两侧的个体特征基本上没有差异,门槛值把个体随机地分配给处理组或非处理组,截断点两边唯一不同的方面在于一方接受了处理而另一方没有接受处理,本文中结果的差异即老年人多维贫困和不平等是处理效应造成的,换言之,处理组和非处理组在断点附近唯一不同在于是否领取了养老金。个体年龄与具备养老金资格的截断点年龄相比的差异,可视为一个随机冲击,因为个体无法操纵年龄大小。

在断点回归研究设计中有尖锐断点回归和模糊断点回归两种形式,在本文中前者是针对实验选择的年龄这个连续变量。当实验选择是连续变量的函数时,在断点处产生非连续变化,这种实验称为尖锐断点回归;而当实验变化的概率在断点处产生非连续变化时,该实验即为模糊断点回归。本文新农保、城居保的尖锐断点是指当个体越过门槛值时,处理的概率从 0 直接跳至 1,当个体年龄从 59 岁向 60 岁变化时,他就会有这种公共转移支付的资格并确定得到这种公共转移支付。模糊断点是指处理的概率增加但并非从 0 直接跳至 1,即在现实中,即使个体大于 60 岁越过了门槛值,由于一些因素的存在,养老金的领取也会受到影响。

(二) 养老金对多维贫困和不平等影响模型设计的有效性检验

有效的断点回归要求个体不能更改年龄来影响其获得养老金的概率,对断点附近个体的频数分布、密度进行检测,结果显示,截断点处并没有出现明显的跳跃,断点处的分布基本呈平滑特征。使用 McCrary(2008)提出的密度函数分析表明,断点附近观测值的密度并没有出现非平滑变化,城乡年龄断点附近基本呈连续态势,因此本文并没有发现数据被更改的情况。如果将领取养老金概率用图形显示则发现,领取养老金的概率在截断点 60 岁处有一个非连续的增长,60 岁及以上的个体领取养老金的概率大于 60 岁以下个体,领取养老金概率的跳跃性从一个侧面说明了本文使用断点回归方法的适宜

性。另外,断点回归使用的适宜性还要求个体的其他协变量不能在断点处出现跳跃变化,本文对表1所示的协变量进行了连续性检查,结果表明这些协变量在断点处没有呈现非连续的特征。上述这些检验表明实验设计比较有效。

## 四、实证分析

### (一) 养老金对多维贫困和不平等影响的模糊断点回归

本文将样本中年龄大于60岁的数据合并进行OLS回归,结果显示,尽管城市水平值养老金、对数值养老金的系数符号均为负,但其对多维贫困和不平等的影响在统计上均不显著。如果不考虑内生性问题,以水平值衡量的农村养老金显著降低了多维贫困和不平等,以对数值衡量的养老金对多维不平等虽然有负向影响,但统计上并不显著。

异质性可能会导致OLS回归结果产生偏误,为此,本文使用面板数据结构控制一些不可观测的异质性后得出城市养老金依然对老年人的多维贫困和不平等没有显著影响的结果。农村养老金增长降低了多维贫困和不平等。养老金影响老年人剥夺程度的渠道有哪些,养老金的数量是否影响到老年人福利?为此,本文在面板数据模型中引入养老金的平方项,验证养老金是否有非线性效应。结果表明,养老金处于高位时,其对老年人的多维贫困(5%统计水平显著)和多维不平等(10%统计水平显著)有一些较为显著的正向影响(城市则为不显著的负向影响)。实证中另一个可能出现的情况是养老金成为收入的有益补充,一些家庭可能只依靠养老金维持生活,所以有必要检验养老金是否通过这种渠道对老年人福利有影响,为此,本文把养老金与其他收入交叉项纳入回归方程,结果表明,该项系数并没有表现出统计显著性。

上述研究结果是在不考虑内生性的前提下得出的,而内生性问题在本研究主题中又是不容回避的重要问题,因为得到养老金公共转移支付的个体往往可能是较贫困的个体,这两者之间可能存在正向关联,本文需要控制这种同时性问题。在使用工具变量解决内生性问题前,先使用一些粗略的方法消除一些同时性问题。首先,以哑变量代替养老金数量,这可能会减轻一些偏误(对农村老年人而言可能尤其如此)。比如,在新、老农保并行期间,如果有个别人收到了两种养老金公共转移支付,哑变量的引入使其与只收到新农保的个体同等对待,这可能会减弱一些前述讨论的反向因果关系问题。养老金作为哑变量时,其对城市老年人多维贫困和不平等的影响方向虽然为负,但仍然不显著,哑变量与其他收入交叉项的系数也没有表现出统计显著性。农村养老金哑变量对老年人的多维贫困和不平等有显著的负向影响(1%统计水平上显著),农村养老金哑变量与其他收入交叉项的多维贫困和不平等系数符号虽然为负号,但并没有表现出统计显著性。另一个减轻内生性问题较粗略的方法是考虑动态效应,如T时期的养老金可能与T及T-1期剥夺程度有关,但T时期的养老金与T+1期的贫困程度关联性可能会较弱,

引入动态效应也是出于养老金制度设计初衷就有减贫的考虑。此外,借助动态因素,也能评估个体是即时还是累积一段时间把养老金用于家庭消费。

本文回归结果表明,城市养老金滞后一期后,其对多维贫困和不平等的影响不显著。滞后一期的农村养老金对多维贫困和不平等的影响虽然为负向,但没有表现出统计显著性,在此之前的分析工具中养老金表现出的对农村的多维贫困和不平等较显著的负向效应消失,引入滞后的养老金后,其对老人的福利效应没有表现出统计显著性。

养老金滞后变量的使用结果也说明修正反向因果关系的必要性。本文将使用 2SLS 模糊断点回归方法对养老金对老年人福利进行研究,结果如表 5 所示。

表 5 的结果表明,农村养老金对多维贫困和不平等系数符号在断点加减 1、2 岁时为正,断点加减 3、4 岁时为负,城市养老金对多维贫困和不平等的系数符号并没有表现出与农村大体相同的特征,其系数符号大多为正(除多维贫困在断点加减 4 岁时为负外)。新农保、城居保尽管均存在选择高档次缴费的激励性措施不足、低收入群体缴费难、基金来源渠道窄等共性问题,也存在参保率不同、政府补助不同等差异性问题的,但新农保对农村多维贫困和不平等的效应与城居保对城市多维贫困和不平等的效应表现出了一致性,即无论城乡分组、也无论年龄带宽设置为宽或窄,养老金对老年人的多维贫困和不平等均无显著影响。

2014 年左右,除新农合、城居保、城乡居民养老保险改革制度外,政府没有再出台影响老年人贫困的新政策,在此期间也没有出现影响老年人贫困变动的其他重大外部环境因素,造成上述结果的原因可能在于:(1)养老金保险覆盖面较低。2012 和 2014 年 60 岁以上农村人口中分

别只有 43.5% 和 54.1% 的老年人领取了养老保险,城市 60 岁以上居民中领取城镇居民养老保险分别仅为城镇总调查人数的 4.2% 和 11.29%,城市 60 岁及以上居民中领取城镇居民养老保险占没有任何养老保险和领取城镇居民养老保险

表 5 2SLS 模糊断点回归结果

年龄断点	城 市		农 村	
	多维贫困	多维不平等	多维贫困	多维不平等
加减 1 岁				
养老金哑变量	0.051	0.015	0.004	0.009
不含养老金人均收入	-1.06e-06*	-3.92e-07**	-1.56e-06***	-6.76e-07***
加减 2 岁				
养老金哑变量	0.870	0.427	0.108	0.062
不含养老金人均收入	-1.77e-06*	-7.36e-07	-8.17e-07	-3.69e-07
加减 3 岁				
养老金哑变量	3.367	1.279	-3.531	-2.006
不含养老金人均收入	-2.1e-07	-7.83e-07	-5.61e-07	-2.36e-07
加减 4 岁				
养老金哑变量	-0.024	0.057	-0.074	-0.028
不含养老金人均收入	-8.53e-07***	-3.58e-07***	-1.01e-06***	-4.67e-07***

注:表 1 描述性统计中的其他变量作为控制变量纳入回归方程中,结果如预期,不再列出。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。



之和的比例分别为26%和39.7%。(2)保障水平不高,养老金数额较低。比如,调查年份中农村居民每年领取养老金数额仅为676元,城市居民领取养老金数额为1885元。在价格水平较高的情况下(对城市居民来说尤其如此),“杯水车薪”的居民养老金对老年人的单维、多维贫困的作用微乎其微。(3)与子女绑定的养老金缴费政策的影响。一些地区养老金缴费实行家庭参保方式,即与子女绑定的政策,在子女不能为老年人缴纳养老保险时,即使年龄超过60岁的老年人也不能享受养老金待遇,所以有时会出现领取养老金的老年人自己缴费的现象,或称父母为子女缴费的现象。如此缴费的养老金政策降低了老年人对其的评价分数,也减弱了养老金减少老年人贫困的积极作用。(4)家庭养老观念依然存在。根据中国健康与养老追踪调查数据显示,2012年有近七成的老年人认为子女养老是最主要的养老方式,补助较少的养老保险政策难以在短期发挥明显的作用,多维贫困和不平等下降受阻。

表6、表7为基于2SLS模糊断点回归城乡养老金对多维贫困和多维不平等每个维度影响结果。回归结果表明,虽然城市养老金对多维贫困和不平等中的消费分项及农村养老金对多维不平等中的未来信心分项均表现为负号,但在统计上均不显著。

总之,无论城乡分组、也无论年龄带宽设置为宽或窄,养老金对老年人的多维贫困和不平等中每单一维度基本上无显著影响。同样可能由于前述的养老金覆盖面有限、养老金水平偏低等原因,养老金对多维贫困和不平等中的身体健康、消费、住房等非精神维度没有显著作用。养老金对老年人生活满意程度、未来信心程度等精神维度没有影响的原因可能与中国传统观念有关,也与当前老年人社会活动参与较少有关。老年人在文化传统影响下首先履行家庭责任,如照顾子女与孙子女、参与家务劳作,其次才考虑社会参与。而社团缺失、活动场地紧张等硬件问题阻碍了老年人的社会参与,尽管养老金提高了老年人收入,由于缺少社会参与,老年人精神生活显示出消极状态。

## (二) 养老金对多维贫困和不平等影响的稳健性分析

首先,基于尖锐断点回归方法对城乡养老金的福利效应进行图形的定性分析<sup>①</sup>,结果表明,城乡老年人的多维贫困和不平等在断点处均没有发生显著的非连续性变化。使用尖锐断点回归模型的结果表明,城乡养老金对多维贫困和不平等的每单个维度也没有显著影响。其次,如果把单个维度临界值加以改变,如把消费维度提高到世界银行2015年规定的贫困线每人每天1.9美元时,模糊断点、尖锐断点回归结果仍表明养老金对老人的多维贫困和不平等没有显著的减少作用。最后,本文使用2012年领取城乡居民养老保险的260个截面样本进行分析,结果表明城乡居民养老保险没有充分发挥减少老年人多维贫困和不平等的作用。本文的结论具有稳健性。

① 受篇幅限制未列出。

表 6 2SLS 模糊断点回归下养老金对城乡多维贫困每个维度的影响

年龄断点	身高体重	家庭人均消费	住房	生活满意程度	未来信心程度
城 市					
加減 1 岁					
养老金	0.167	-0.06	0.09	-0.23	-0.11
不含养老金人均收入	-1.07e-08	-1.30e-07	-6.78e-08	-5.24e-07	-3.87e-07
加減 2 岁					
养老金	0.074	-0.04	-0.26	-0.33	-0.21
不含养老金人均收入	-2.92e-08	-1.05e-07*	-3.37e-07	-4.77e-07*	-4.77e-07*
加減 3 岁					
养老金	0.047	-0.05	-0.17	-0.05	0.10
不含养老金人均收入	-5.82e-08	-9.42e-08**	-3.09e-07*	-3.35e-07***	-3.24e-07*
加減 4 岁					
养老金	-0.03	-0.03	-0.13	0.087	0.10
不含养老金人均收入	-7.57e-08	-8.27e-08**	-2.20e-07	-2.49e-07**	-2.31e-07
农 村					
加減 1 岁					
养老金	0.01	0.001	0.017	0.01	0.01
不含养老金人均收入	-4.18e-07***	1.34e-08	-7.74e-08	-5.01e-07***	-4.18e-07***
加減 2 岁					
养老金	0.02	0.06**	0.036	0.03	0.02
不含养老金人均收入	-2.60e-07***	-7.60e-08	-1.60e-07	-1.74e-07	-2.60e-07***
加減 3 岁					
养老金	-0.86	-1.34	0.267	-1.21	-0.86
不含养老金人均收入	-1.49e-07	5.43e-08	-1.67e-07	-8.64e-08	-1.49e-07
加減 4 岁					
养老金	-0.03	-0.02	0.031	-0.03	-0.03
不含养老金人均收入	-2.25e-07***	-8.87e-08**	-1.70e-07**	-2.43e-07*	-2.25e-07***

注：同表 5。

### 五、结论与政策建议

为了检验新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险这两种非强制养老保险对老年人福利的影响,本文使用 2012 和 2014 年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据,对老年人在消费、健康、生活条件(住房)、生活满意程度及未来信心维度的多维贫困和不平等进行了估计,并使用模糊断点回归的 2SLS 方法继续检验。结果显示,2014 年的城乡多维贫困和不平等指标均比 2012 年有所下降;2012 年对城乡多维贫困最大的贡献因素为未来信心程度,2014 年对多维贫困最大的贡献因素则为住房状况;新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险不仅对老年人总的多维贫困和不平等没有明显的降低作用,对多维贫困和不平等中的单一维度的剥夺也没有任何影响。上述结果可能与

表 7 2SLS 模糊断点回归下养老金对城乡多维不平等每个维度的影响

年龄断点	身高体重	家庭人均消费	住房	生活满意程度	未来信心程度
城 市					
加减 1 岁					
养老金	0.03	-0.01	0.02	-0.04	-0.02
不含养老金人均收入	-2.15e-09	-2.60e-08	-1.36e-08	-1.05e-07	-7.75e-08
加减 2 岁					
养老金	0.01	-0.009	-0.05	-0.06	-0.04
不含养老金人均收入	-5.85e-09	-2.11e-08*	-6.74e-08	-9.54e-08*	-9.54e-08*
加减 3 岁					
养老金	0.009	-0.01	-0.03	-0.01	0.02
不含养老金人均收入	-1.16e-08	-1.88e-08**	-6.18e-08*	-6.71e-08***	-6.49e-08*
加减 4 岁					
养老金	-0.006	-0.006	-0.03	0.01	0.02
不含养老金人均收入	-1.51e-08	-1.65e-08**	-4.41e-08	-4.98e-08**	-4.62e-08
农 村					
加减 1 岁					
养老金	0.002	0.0003	0.003	0.002	-0.007
不含养老金人均收入	-0***	2.68e-09	-1.55e-08	-0***	-0***
加减 2 岁					
养老金	0.004	0.01*	0.007	0.007	-0.009
不含养老金人均收入	-0***	-1.52e-08	0	-3.47e-08	-2.94e-08
加减 3 岁					
养老金	-0.17	-0.26	0.053	-0.24	-0.07
不含养老金人均收入	-2.98e-08	1.09e-08	0	-1.73e-08	-4.26e-08
加减 4 岁					
养老金	-0.006	-0.004	0.006	-0.006	-0.003
不含养老金人均收入	-0***	-0**	-0**	-0*	-0*

注:同表 5。

这两种非强制养老保险推行时间较短有关,也可能与养老金保险覆盖面较低、保障水平不高、与子女绑定的养老金缴费政策、家庭养老观念依然存在等因素有关。

基于上述研究结果,本文提出以下政策建议:(1)政府应关注老年人多维贫困和不平等的动态特征,并建立反贫困的动态监测系统。(2)公共财政应增加对养老金的扶持力度,适当提高基础养老金的补助标准,并针对无经济能力参保的困难群体,由政府为其代缴最低标准的养老保险费。(3)政府应营造和谐的外部环境,如以社区为依托,组建老年社团和组织,促进老年社会参与,这将提升老年人的主观生活满意程度和未来信心程度,减轻老年人的被剥夺感。

由于受数据限制,本文只使用 2012 和 2014 年两期的面板数据,在养老金对多维贫

困和不平等的长期反贫困效应中,上述结论是否成立,答案并不确定,多维贫困和不平等的长期反贫困效应研究可能需要更长年份的长期数据。另外,借助长期数据,本文分析中遇到的问题及转移支付的滞后可能性会得以处理,这也是未来的一个研究主题。

参考文献:

1. 封进等(2010):《新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响》,《经济研究》,第 11 期。
2. 郭熙保、周强(2016):《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》,第 6 期。
3. 睢党臣等(2014):《对城乡居民养老保险并轨问题的思考》,《北京社会科学》,第 7 期。
4. 王春超、叶琴(2014):《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》,第 12 期。
5. 朱火云(2017):《城乡居民养老保险减贫效应评估——基于多维贫困的视角》,《北京社会科学》,第 9 期。
6. Alkire, Sabina, Foster, James (2011), Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*. 95(7):476-487.
7. Atika Pasha(2016), Impact of Cash Grants on Multidimensional Poverty, Working Paper.
8. Lawton M., P.(1982), Competence, Environmental Press, and the Adaptation of Older People, In: Lawton M.P., Windley P. G., Byerts T. O., editors. *Aging and the Environment: Theoretical Approaches*. New York: Springer, 33-59.
9. McCrary, J. (2008), Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test. *Journal of Econometrics*. 142(2):698-714.
10. Rippin, N. (2015), Multidimensional Poverty in Germany: A Capability Approach, Working Paper.
11. Sen, A. (1999), *Development as Freedom*, New York: Alfred A. Knopf, Inc.
12. Thorbecke, E. (2011), A Comment on Multidimensional Poverty Indices. *Journal of Economic Inequality*. 9 (3):45-87.
13. Van der Klaauw, W. (2002), Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach. *International Economic Review*. 43(4):1249-1287.

(责任编辑:朱 萍)

编辑部声明

为适应中国信息化建设的需要,扩大作者学术交流渠道,本刊已被中国知网(CNKI)中国期刊全文数据库、台湾中文电子期刊服务资料库——思博网(CEPS)全文收录。作者投稿文章一经录用,电子版、网络版版权均归本刊所有,作者著作权与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章上网,请在来稿时注明,本刊将进行适当处理。欢迎登录<http://www.zgrkx.com>、<http://zkrk.chinajournal.net.cn>、<http://www.ceps.com.tw> 查阅本刊。