

社会养老保险与农村老年人主观福利

郑晓冬, 方向明

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘要: 新型农村社会养老保险制度是农村社会保障体系的重要组成部分, 研究“新农保”与老年人福利的关系及其内在机制对提高农村居民养老质量具有重要意义。文章基于2011年与2013年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据, 采用滞后项估计、工具变量法和断点回归法实证分析了新农保对农村老年人主观福利的影响, 并利用路径分析方法检验了影响机制。研究发现: (1) 新农保能够显著降低参保老年人的抑郁程度并提高生活满意度, 且对女性、低龄和留守老人的主观福利促进作用更加明显; (2) 不同养老金水平的影响存在明显差异, 仅领取基础养老金并不能显著提高参保老年人主观福利水平, 而当养老金水平超过基础养老金时, 新农保的主观福利效应才开始显现, 且参保时间越晚, 养老金的作用越弱; (3) 在影响机制方面, 新农保的主观福利效应主要来源于三条途径, 分别是绝对收入效应、相对收入效应与时间分配效应。其中, 相对收入效应发挥了主要作用。即在当前阶段, 新农保改善农村老年人主观福利的主要原因并不是物质层面的经济支持, 而是精神层面的信心与保障。

关键词: 新农保; 农村老年人; 主观福利; 断点回归; 路径分析

中图分类号: F328 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)09-0080-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.09.005

一、引言

当经济发展到一定阶段后, 建立社会养老保险制度, 将养老纳入公共财政范畴是诸多国家与地区的普遍做法。为应对日益严重的农村养老问题和保障农村老年居民基本生活, 中国的新型农村社会养老保险(简称“新农保”)于2009年正式启动试点, 并快速成为了农村社会保障体系的重要组成部分。新农保的首批试点地区为全国10%的县(市、区), 随后进入“扩大试点”和“加速扩面”阶段, 到2012年末, 新农保政策覆盖了全国所有县级行政区, 全国参保人数达4.6亿。2014年, 国家将新农保与城镇居民社会养老保险(简称“城居保”)合并为统一的城乡居民基本养老保险制度, 截至2016年底, 全国城乡居民基本养老保险参保人数为5.1亿, 领取养老金的老年人人数达1.5亿, 并已成为了世界上覆盖人口最多的养老保障计划^①。

新农保政策^②在全国范围内实施后, 不少学者开始评估该政策对农村老年人及其家庭的福利水平与生活状况的影响。包括贫困、消费、储蓄、劳动供给和养老模式等(陈华帅和曾毅, 2013;

收稿日期: 2018-01-31

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(17BRK018)

作者简介: 郑晓冬(1991—), 男, 浙江杭州人, 中国农业大学经济管理学院博士研究生;

方向明(1971—)(通讯作者), 男, 浙江义乌人, 中国农业大学经济管理学院教授。

① 资料来源: 人力资源和社会保障部2012年至2016年《人力资源和社会保障事业发展统计公报》。

② 虽然新农保已与城居保合并为城乡居民基本养老保险, 但为了与已有研究的称谓相呼应以及方便后文分析, 本文仍统一使用“新农保”一词。

程令国等, 2013; 马光荣和周广肃, 2014; 张川川等, 2015), 这些研究丰富了新农保政策评估的内容。然而, 随着经济与社会的发展, 个人福利的含义不再局限于经济福利, 还表现在人们的主观福利水平上, 并且后者已成为人民福祉的重要体现(檀学文, 2013)。主观福利是用于表征个体对生活状态在认知上和情感上的总体判断, 不仅体现个人的物质生活状态, 也是精神生活状态的反映, 且与个人的健康状况与死亡风险等有紧密的联系(Watkins 等, 2013)。在人口快速老龄化和社会主要矛盾转变的背景下, 实现“老有所养、老有所乐”的积极老龄化社会不仅是人们向往幸福生活的要求, 也是新时代农村社会发展的重要课题。因此, 研究新农保与农村老年人主观福利的关系对提高农村居民养老质量具有重要意义。

从国际经验来看, 社会养老保险制度对老年人主观福利有积极作用。Galiani 等(2016)发现, 墨西哥普惠制养老金制度使老年人家庭消费提高 20% 左右, 同时使老年人抑郁程度下降了 12%。Schatz 等(2012)的研究表明, 南非的养老金计划对老年人的幸福感与生活满意度均有正向影响, 且对 60~64 岁女性老年人的影响更加明显。Lloyd-Sherlock 等(2012)基于巴西与南非两轮调查的动态分析发现, 两国参加养老金项目的各个年龄段老年人的生活满意度都有所上升。虽然中国的新农保政策与国外的养老金制度有许多相同之处, 比如实行自愿参保原则, 养老金主要由政府财政承担, 但在具体的养老金水平、保障内容以及给付方式上都有所不同。因此, 这类国外经验并不一定适用于中国, 新农保政策的主观福利效应需要进行实证检验。

近年来, 一些国内学者对中国新农保政策与农村老年人主观福利水平的关系进行了探索, 但目前并未取得一致结论。一方面, 有研究认为新农保有显著的主观福利促进作用。张川川等(2015)的研究结果表明, 新农保有利于降低老年人的贫困发生率, 提高主观福利水平。何泱泱和周钦(2016)的研究发现, 参加新农保的老年人比未参保的老年人的抑郁程度平均低 16%, 且健康状况较差、财富水平较低的老年人受益更明显。刘西国和刘晓慧(2017)以生活满意度指标表征主观福利, 也得到了类似结论。另一方面, 有学者认为新农保的主观福利效应并不明显。比如, 解丕(2015)根据 2008 年和 2012 年 CHARLS 浙江与甘肃两省调查数据的研究表明, 新农保对老年人的抑郁状况没有任何作用, 并认为新农保的补助强度较小以及政策实施的时间较短是主要原因。

以上文献为本文的研究提供了良好的研究思路与重要的参考价值, 但这些研究或是基于部分省份数据进行分析, 或是在研究的内生性问题上考虑不足, 又或是缺少详细的群组差异讨论。此外, 以往相关文献仍缺少对新农保的影响机制问题, 即新农保如何影响了农村老年人主观福利的详细讨论与检验, 而明晰新农保福利效应的作用途径对于明确新农保产生影响的主要来源与进一步的政策改进均有启示意义。鉴于此, 本文基于具有广泛代表性的 2011 年和 2013 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据, 首先利用滞后项估计、工具变量法和断点回归法克服可能存在的内生性问题, 进而评估新农保对农村老年人主观福利的影响; 其次基于老年人群体特征与养老金水平对新农保的主观福利效应进行异质性分析; 最后讨论并检验新农保对农村老年人主观福利的影响路径。研究发现, 新农保对农村老年人, 尤其是女性、低龄和留守老人的主观福利有显著的促进作用, 且该影响主要发生在政策执行早期以及领取养老金水平超过基础养老金的情况下; 在影响机制上, 新农保提高农村老年人主观福利水平的途径有绝对收入效应、相对收入效应和时间分配效应, 其中相对收入效应带来的精神保障发挥了主要的作用。

相比以往文献, 本文的主要贡献在于: (1) 尝试运用多种方法克服内生性问题, 从而得到新农保主观福利效应的可靠结果, 并进一步深入分析了影响的异质性; (2) 讨论与检验新农保主观福利效应的影响机制, 更加全面地揭示当前阶段新农保与农村老年人主观福利的关系。

二、理论分析

通过梳理相关文献,本文将新农保的主观福利效应归纳为三个方面,分别为“绝对收入效应”、“相对收入效应”和“时间分配效应”。

第一,绝对收入效应。根据新农保政策规定,拥有参保资格,且符合参保资格的子女已参保的农村60岁及以上的老年人可直接领取中央政府提供的基础养老金与地方政府的相应补助^①。根据Cheng等(2018)的测算,2013年农村老年人所得的新农保养老金平均水平相当于农村贫困线的41%。因此,从最直观的绝对收入角度看,参加新农保的老年人不用缴费便可得到一笔长期稳定的额外收入。农村老年人,特别是处于经济社会弱势地位的老年人可通过使用这笔养老金转变食物消费模式和改善医疗服务利用等来提高生活质量与健康水平,从而提高主观福利水平(何泱泱和周钦,2016)。相关实证研究包括,Case(2004)针对南非养老金项目的研究发现,老年人领取养老金后促进了高营养食物消费和医疗服务消费。张晔等(2016)的研究表明,新农保养老金有助于提高农村老年人常食水果蔬菜的营养摄取水平,并促进饮食均衡。

第二,相对收入效应。经济学家Easterlin(1974)发现,收入的增长并不一定导致人们主观幸福感的提高,这被学者们称为“幸福悖论”。在众多解释“幸福悖论”的理论中,相对收入理论受到许多学者的认同。其基本论点是,人们在评估自己的幸福程度时,并非直接通过评价自己的绝对收入,而是通过对社会属性相近的参照人群进行比较决定。当发现自己处于劣势,则会产生一种被参照群体剥夺而处于相对贫困的负面情绪,这种相对剥夺感将对主观福利产生负向影响。例如,有研究发现,当个人收入水平以及其他因素不变的情况下,邻居收入水平与本人的幸福感有显著的负相关关系(Dynan和Ravina,2007)。因此,即便个人或家庭消费水平并未因养老金而产生明显变化,但养老金“从无到有”的转变仍然意义重大(贺雪峰,2017)。新农保仍可能会通过改善农村老年人群体的收入分配而缓解相对贫困程度,增强老年人精神层面的安全感与获得感,进而有利于促进农村老年人群体的主观福利。鉴于当前阶段较低的缴费档次和养老金绝对水平(解垚,2015),新农保产生的相对收入效应可能比绝对收入效应更加明显。

第三,时间分配效应。养老金不仅具有收入效应,也有可能改变参保者进行日常活动的配置。根据时间分配理论(Becker,1965),个体的效用水平由消费、闲暇、个人特征与家庭特征等形成的偏好所决定,人们可以通过货币收入购买商品和劳务来节约生产和劳动时间,从而获得更多的可支配时间参加自己感兴趣的活动的。因而新农保养老金可能会使参保老年人增加闲暇时间,提高社会活动参与水平。有研究表明,新农保显著降低了参保老年人的劳动供给,尤其是农业劳动供给(张川川等,2015),同时提高了参与闲暇活动的概率(Cheng等,2018)。在有限的时间禀赋约束下,个体自主分配的时间越多,社会活动参与水平越高,则福利状况就相对越好(Floro,1995)。因此,新农保也可能通过增加老年人的闲暇时间,促进社会活动参与,进而改善农村老年人主观福利状况。综上所述,本文提出如下假说:

假说1:新农保有显著的主观福利效应,且对经济社会地位弱势的群体发挥的作用更加明显。

假说2:新农保促进农村老年人主观福利的途径包括绝对收入效应、相对收入效应和时间分配效应,其中相对收入效应发挥主要作用。

^① 参保者领取的养老金由社会统筹账户与个人账户组成。其中,个人账户主要由个人缴费、地方政府补贴与集体补助组成,社会统筹账户则全部来自政府财政支付基础养老金。新农保政策设立之初,基础养老金为每人每月55元,2014年新农保基础养老金上调为每人每月70元。虽然有参保资格的老年人可以直接领取养老金,但前提是其符合参保条件的子女应当参保缴费,这一“家庭捆绑”条款饱受学界的质疑和批评。

三、研究设计

(一)数据来源

本研究数据来自中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS), CHARLS 是由北京大学国家发展研究院主导的大型全国家户调查, 调查范围覆盖了全国 28 个省(市、自治区)150 个县 450 个村, CHARLS 的全国基线调查始于 2011 年, 共调查了约 1 万户家庭中的 1.7 万个 45 岁及以上的中老年人。调查内容主要包括个人与家庭信息、家庭成员交往、家庭收入支出、个人就业、健康、社会活动和生活方式等方面的信息。此外, 在该调查的社区问卷中还记录了每个调查地点的基本特征与相关社会经济情况。CHARLS 于 2013 年进行了首次追踪调查, 为克服可能存在的内生性问题, 本文结合使用了 2011 年和 2013 年的 CHARLS 数据。同时, 根据研究目标, 保留了 60 岁及以上的农村老年人样本, 最终获得样本 4 606 个。

(二)实证策略

本文首先估计新农保对农村老年人主观福利的影响, 设定基准线性回归模型如下:

$$SWB = \beta_0 + \beta_1 NRPS + \beta_2 X + \varepsilon \quad (1)$$

其中, SWB 代表老年人主观福利水平, $NRPS$ 表示农村老年人参加新农保的情况, X 为一组控制变量, 包括个人特征、家庭特征、初始健康状况以及健康行为等, ε 为随机扰动项。 β_1 为本文关心的新农保对老年人主观福利的影响系数。

以上 OLS 模型得到无偏有效估计量的前提是新农保变量外生, 然而, 新农保与农村老年人主观福利之间的关系可能存在内生性问题, 其来源主要有两个: 一是联立性问题, 即老年人的主观福利情况可能反过来影响新农保的参保选择。二是遗漏变量问题, 比如, 老年人的风险偏好、性格特征等不可观测因素同时影响其参保选择和主观福利水平。在这些情况下, OLS 估计结果将有偏且不一致。因此, 本文采取多种估计策略试图克服以上问题。第一种估计策略是, 采用滞后一期自变量避免互为因果产生的内生性问题(封进和余央央, 2007)。第二种策略则是在第一种策略的基础上, 选取工具变量并运用两阶段最小二乘法(2SLS)得到新农保对农村老年人主观福利影响的一致估计。两阶段估计模型如下:

$$\text{第一阶段: } NRPS = \alpha_1 + \alpha_2 IV + \alpha_3 X + v \quad (2)$$

$$\text{第二阶段: } SWB = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{NRPS} + \gamma_2 X + \varepsilon \quad (3)$$

其中, (2)式为第一阶段估计方程, IV 表示选取的工具变量; (3)式为第二阶段的估计方程, \hat{NRPS} 为(2)式中 $NRPS$ 的预测值。其余变量含义与式(1)相同。

2SLS 有效估计的前提在于工具变量的合理选取, 我们除了在后文检验了工具变量的有效性外, 还进一步运用近年兴起使用的准实验设计——断点回归法(RD)对新农保的主观福利效应进行了稳健性检验。断点回归法的基本思想是: 将政策或项目决定个人是否受到“处理”的门槛或界线附近的样本视为局部随机分布, 此时个体受到政策“处理”具有随机干预的特征, 对这部分样本分析可以得出较“干净”的处理效应(Lee 和 Lemieux, 2010)。由于新农保政策遵循自愿参保原则, 且存在“家庭捆绑”条款, 并不适用于精确断点回归, 因而本文运用模糊断点回归进行非参估计。断点回归非参估计得到的局部处理效应表达式为:

$$lwald = \lim_{x \downarrow c} E[SWB|Z = Z_c] - \lim_{x \uparrow c} E[SWB|Z = Z_c] \quad (4)$$

其中, $lwald$ 表示断点回归非参估计得到的局部沃尔德(local wald)值, 用于估计局部处理效应, Z 表示驱动变量, Z_c 表示驱动变量在断点处的取值, 本文的驱动变量为年龄, 断点在 60 岁左右。

局部处理效应由主观福利指标在断点右侧与左侧极限值之差所得,断点处的极限值通常由局部线性核函数(*local linear kernel regression*)进行估计。

除评估新农保的主观福利效应外,本文还运用了路径分析方法实证检验了新农保的影响途径。路径分析是探索和检验显变量间关系的重要统计方法,其优势在于不仅可以检验自变量对因变量的直接影响,而且能得出两者间可能存在的间接效应,进而丰富两者的关系。为避免在运用路径分析方法时出现互为因果的内生性可能,我们同样采用滞后项自变量进行路径分析考察影响路径。这在很大程度上避免了自变量、中介变量与因变量关系中可能存在的互为因果问题(Acock, 2013)。本文进行路径分析时使用 *Stata*13.1 软件操作,模型估计方法选择极大似然法。

(三)变量选取与描述

1.因变量:主观福利。借鉴已有研究的指标选取(张川川等,2015;何泱泱和周钦,2016;张晔等,2016),采用抑郁指数与生活满意度作为主观福利的衡量指标。其中,抑郁指数由 CHARLS 问卷中的简版抑郁自评量表(*CES-D10*)所得,*CES-D10* 量表广泛运用于抑郁症状的测定,具有较高信度和效度(Andresen 等,1994)。该量表共包含 10 个关于被访者近一周心理状态的问题,每个问题均有四个选项代表相应的高低程度,按照计算 *CES-D* 得分的一般取值方法从低到高分别赋值为 0~3 分,问题得分汇总即得到抑郁指数,其取值范围为 0~30 分^①,抑郁指数越高表示抑郁状况越严重,主观福利水平越低;生活满意度来自 CHARLS 调查中生活满意度问题条目“总体来看,您对自己的生活是否感到满意”,选项包括“一点也不满意”、“不太满意”、“比较满意”、“非常满意”和“极其满意”,按照以上选项顺序分别赋值 1~5,分值越高,则生活满意度越高。

2.关键自变量与工具变量。本文的关键自变量为农村老年人新农保的参与情况,按参保与否分别赋值为 1 和 0。针对可能存在的内生性问题,借鉴已有相关研究的工具变量选取(马光荣和周广肃,2014; Cheng 等,2018),我们根据新农保政策逐步试点的特点,基于采用调查时期被访者所在村庄是否为新农保试点地区(1=是,0=否)作为 2SLS 估计中的工具变量。选用新农保试点作为工具变量的合理性在于,一方面,根据新农保政策在全国渐进性实施的特点,村庄是否实施新农保政策直接影响村内居民的参保行为,未实施政策的农村中居民无法参保,已实施新农保政策的地区老年人参保概率更高,故满足工具变量与内生变量相关的条件。另一方面,对于给定的村庄是否开展新农保政策以及政策实施时间主要是由政府决定,这与当地的老年人主观福利状况并无直接关联,因此也符合工具变量的外生性要求。

3.中介变量。绝对收入、相对收入和时间分配。首先,绝对收入指标由“个人总收入”表示,包括个人年工资收入和转移收入,为便于结果的解释,将绝对收入指标取对数处理。其次,相对收入指标包括客观指标与主观指标两类,第一类是用于衡量客观个人相对剥夺感的“相对贫困程度”(Deaton, 2001),该指标通过比较个人收入与比其收入更高的参照群体之间的差距来评价个人相对收入情况,具体测算公式如下:

$$RD = [1 - F(y)][m^+(y) - y]/m(y) \quad (5)$$

其中,*RD* 表示老年人的相对贫困程度,*F*(*y*)为按照个人收入 *y* 排序的累计分布,*m*(*y*)代表个人所在村庄的平均收入,*m*⁺(*y*)表示村庄内收入高于 *y* 的所有人的平均收入。若相对贫困程度越高,则相对剥夺感就越强,相对收入水平越低。第二类相对收入指标是用来测度主观家庭经济状况的

^① 抑郁量表的 10 个问题包括:过去一周“我因一些小事而烦恼”、“我在做事时很难集中精力”、“我感到情绪低落”、“我觉得做任何事都很费劲”、“我对未来充满希望”、“我感到害怕”、“我的睡眠不好”、“我很愉快”、“我感到孤独”、“我觉得我无法继续我的生活”。各个问题均有相同的四个选项,分别为:(1)很少或者根本没有(<1 天),(2)不太多(1~2 天),(3)有时或者说有一半的时间(3~4 天),(4)大多数的时间(5~7 天)。在对每题赋值时,第 5 题与第 8 题(下划线标注)的赋值方向与其余题目相反,按照选项分别赋值 3-0。

“自评生活水平”,相应的问卷题项为“总体来说,您怎么评价您自己家的生活水平”,并将选项中的“贫困”、“偏下”、“中等”、“偏上”和“非常高”分别赋值为1~5,分值越高,则表示主观层面的相对收入水平越高。同时,以上两类指标也是个人与家庭相对收入的反映。最后,本文根据CHARLS问卷中询问被访者过去一个月的社会活动参与情况来表征老年人的闲暇时间。老年人社会活动参与情况的测算分为三步:第一,根据以往文献对社会活动的界定(薛新东和刘国恩,2012),将问卷中的8项社会参与性质的活动指标^①纳入老年人社会活动范畴;第二,根据每种社会活动的频率,按照“不参加”、“不经常”、“差不多每周”和“差不多每天”的顺序分别赋值为0~3,并将8项社会活动进行汇总;第三,将汇总后的社会活动参与得分进行标准化。^②社会活动参与指标越大,表示老年人社会活动参与的频率越高,闲暇时间越充裕。

4.控制变量。老年人的主观福利水平还将受到其个人和家庭社会经济特征影响(郑晓冬和方向明,2016),因此本文选取的控制变量包括老年人的个人特征,家庭特征,初始健康状况和健康行为等四方面,这些变量分别是性别、年龄、婚姻状况、受教育程度,医疗保险参与,家庭特征包括家庭规模、人均家庭收入(不包含养老金)、残疾、慢性病、吸烟、喝酒。

5.变量描述与比较。表1报告了本文所用变量的描述性统计。从主观福利指标看,2013年农村老年人的平均抑郁指数为9.9分,接近10分的抑郁症状临界值。如果按照抑郁指数10分为分界线对老年人样本进行分组,则抑郁指数在10分及以上,即有精神抑郁症状的农村老年人占全体的37.3%。农村老年人的生活满意度均值为3.1,即总体上对个人的生活“比较满意”。从老年人新农保参与情况看,2011年参保的农村老年人占全体的26.5%。进一步观察农村老年人抑郁指数与生活满意度关于新农保参保状况的分布发现,与未参保组老年人相比,参保组老年人抑郁指数分布更加偏左,生活满意度更加偏右。以上结果初步显示,新农保养老金有利于提高农村老年人的主观福利水平。

表1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
抑郁指数	4 267	9.932	6.565	0	30
生活满意度	4 258	3.095	0.723	1	5
关键自变量					
新农保(1=是)	4 606	0.265	0.441	0	1
中介变量					
个人总收入(对数)	4 602	5.723	1.914	0	10.645
相对贫困程度	4 602	6.221	6.726	0	40
自评生活水平	4 602	2.432	0.792	1	5
社会活动参与	4 606	0.000	0.542	-0.169	8.394
控制变量					
男性(1=是)	4 606	0.483	0.500	0	1
年龄(岁)	4 606	67.915	6.763	60	101

① 这8项社会活动包括:(1)串门、跟朋友交往,(2)打麻将、下棋、打牌、去社区活动室,(3)无偿向不住在一起的亲人、朋友或者邻居提供帮助,(4)去公园或者其他场所跳舞、健身、练气功等,(5)参加社团组织活动,(6)志愿者活动或者慈善活动,(7)无偿照顾不住在一起的病人或残疾人”(8)上学或者参加培训课程。

② $SP_i = (S_i - \bar{S}) / \sqrt{\text{var}(S)}$ 。其中, SP_i 指第*i*个样本的社会活动参与情况, S_i 指第*i*个样本参加各种社会活动的总得分, \bar{S} 表示老年人总体社会活动参与的平均水平, $\sqrt{\text{var}(S)}$ 表示总体社会活动参与情况的标准差。

续表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
已婚同居(1=是)	4 606	0.785	0.411	0	1
受教育年限(年)	4 606	3.044	3.213	0	15
医疗保险(1=是)	4 606	0.947	0.224	0	1
家庭人均收入(对数)	4 606	6.590	2.704	0.336	12.206
家庭规模(对数)	4 606	1.341	0.398	0.693	2.833
残疾(1=是)	4 606	0.258	0.438	0	1
慢性病(1=是)	4 606	0.733	0.442	0	1
吸烟(1=是)	4 606	0.429	0.495	0	1
喝酒(1=是)	4 606	0.307	0.461	0	1

四、实证结果分析

(一)新农保对农村老年人主观福利的影响

表 2 为新农保与农村老年人抑郁指数和生活满意度的滞后项 OLS 及 2SLS 回归估计结果^①。其中,自变量和因变量分别来自 2011 年和 2013 年的调查数据。模型 1 和模型 2 的估计结果显示,不论是否加入控制变量,新农保对农村老年人抑郁指数的影响都显著为负,表明参加新农保的老年人抑郁程度比未参保者更低。模型 3 中的 2SLS 回归的第一阶段估计结果显示,村庄实施新农保政策与当地老年人参保行为有显著的正相关关系,这与本文预期一致,且第一阶段回归 F 值远大于临界值,因此可以认为不存在弱工具变量问题。第二阶段回归的 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验 p 值为 0.016,说明新农保变量显著内生,此时 OLS 估计结果将是有偏的,而 2SLS 回归则能得到一致估计量。第二阶段估计结果显示,新农保变量估计系数仍显著为负,再次表明参加新农保能够减轻农村老年人的抑郁状况,对估计系数进行换算^②可知,新农保可使农村老年人的抑郁程度平均下降 13% 左右。

表 2 新农保与农村老年人主观福利

变量	抑郁指数				生活满意度			
	模型 1	模型 2	模型 3		模型 4	模型 5	模型 6	
	OLS	OLS	2SLS 一阶段	2SLS 二阶段	OLS	OLS	2SLS 一阶段	2SLS 二阶段
新农保	-0.551*** (0.206)	-0.566*** (0.201)		-1.335*** (0.370)	0.051* (0.026)	0.048* (0.026)		0.099** (0.047)
新农保试点			0.551*** (0.013)				0.554*** (0.013)	
控制变量	未控制	控制	控制	控制	未控制	控制	控制	控制
R ²	0.002	0.065	0.327	0.069	0.001	0.010	0.331	0.010
观测值数	4 267	4 267	4 069		4 258	4 258	4 058	
工具变量 F 值	—	—	1 892.51		—	—	1 920.46	
内生性检验 p 值	—	—	0.016		—	—	0.188	

注: *、**和***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著,括号内为标准误。下同。

① 由于生活满意度为顺序变量,我们也使用了 Ordered Probit 和 IV Ordered Probit 模型进行回归,发现估计结果所得的系数符号、显著性以及总体边际效应与 OLS 和 2SLS 估计结果接近,限于篇幅,这里不再报告。

② 边际效应换算为百分比的公式: $(\beta/Mc) \times 100\%$, 其中 β 为估计系数, Mc 为未参保组的因变量均值。

以生活满意度为因变量的估计结果也较为类似,模型 4 至模型 6 的结果显示,不论是 OLS 回归还是 2SLS 估计,新农保变量对农村老年人生活满意度的影响均显著为正,将 2SLS 估计结果中的估计系数换算后可知,新农保可平均提高农村老年人生活满意度 3%。综合以上实证结果,可以发现,参加新农保能够提升农村老年人主观福利水平。同时,新农保的生活满意度促进作用小于新农保的抑郁改善效应,可能的原因是,新农保在精神保障作用上更加明显,而在经济与物质上对农村老年人福利的促进效应相对有限。

在控制变量估计结果方面,男性、年龄、已婚同居、受教育程度和参加医疗保险均对农村老年人主观福利有显著的正向影响,而残疾、慢性病以及喝酒对主观福利则有负面作用。

如前文所述,2SLS 估计有效的前提是工具变量的合理使用,虽然我们选取的“新农保试点”在直觉上符合工具变量的相关性与外生性要求,同时模型的估计显示了政策试点情况与老年人参保情况的显著相关性,但仍需对其外生性进行检验。“新农保试点”可能内生的原因在于试点县/村的选取过程本身可能与居民主观福利相关,为减轻这一担忧,我们分别进行了安慰剂检验(*placebo test*)和证伪检验(*falsification test*)。其中,安慰剂检验采用新农保政策实施前的 2008 年 CHARLS 浙江与甘肃两省预调查数据,以预调查老年人主观福利指标作为因变量,对居民所处村庄在 2011 年是否是“新农保试点”进行回归,如结果发现两者无显著关系,则说明工具变量无明显内生性问题。证伪检验则是利用非政策作用对象,即领取养老金且非新农保养老金的农村老年人样本,采用滞后项估计检验“新农保试点”与这部分人群主观福利的关系。由于这部分群体理论上不应受到政策影响,因此如果两者关系不显著,则表明工具变量符合外生性要求(Cheng 等, 2018)。表 3 给出了工具变量外生性的检验结果,不难看出,不论是否加入控制变量,安慰剂检验与证伪检验中的“新农保试点”变量均未通过显著性检验,表明本文采用的工具变量有效。

表 3 工具变量外生性的安慰剂检验与证伪检验

变量	安慰剂检验		证伪检验			
	抑郁指数(2008 年预调查样本)		抑郁指数(非政策作用对象)		生活满意度(非政策作用对象)	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
新农保试点	-0.243(0.679)	-0.221(0.678)	-0.818(1.663)	-0.584(1.674)	0.354	0.351(0.238)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
R^2	0.002	0.021	0.010	0.163	0.003	0.095
观测值数	526	526	172	172	144	144

注: 由于 2008 年 CHARLS 预调查并未问及生活满意度,因此安慰剂检验的因变量指标仅有抑郁指数。

接下来,本文用断点回归非参估计来进一步验证前述结果的稳健性(见表 4)。由于不同带宽的估计精度与效率存在“此消彼长”的情况,为避免带宽选择的随意性,我们按照 Imbens 和 Kalyanaraman (2012)提出的算法,估算得出使回归估计的均方误差(MSE)最小的最优带宽(2.9 年),并选取最优带宽的 0.5 倍(+/-0.5)、1 倍(+/-1)和 2 倍(+/-2)分别进行断点回归估计。从全样本结果(Panel A)来看,不论在何种带宽下,新农保仍对农村老年人的抑郁程度有显著的缓解作用,对生活满意度有显著的正向影响,且估计系数与前文中的 2SLS 回归比较接近,表明我们所得的结果较为稳健。考虑到政策试点与非试点地区可能存在系统性差异,本文进一步对试点地区样本进行了同样的断点回归估计(Panel B),结果显示,虽然新农保对抑郁指数与生活满意度的边际效应有小幅变动,但仍统计显著,再次证实了结果的可靠性^①。

① 此外,我们还对断点回归估计进行了有效性检验和证伪检验,具体操作过程参见张川川等(2015)。结果显示,在断点处附近,驱动变量密度函数连续平滑,各控制变量取值无显著变化,非试点地区样本的因变量指标也都平滑过渡,表明估计结果一致有效。限于篇幅,这里不再报告,读者如有兴趣可向作者索取。

表 4 模糊断点回归 (Fuzzy RD) 非参估计

变量	抑郁指数			生活满意度		
	+/-0.5	+/-1	+/-2	+/-0.5	+/-1	+/-2
Panel A 全样本						
新农保(<i>twald</i>)	-1.342 ^{**} (0.579)	-1.341 ^{**} (0.575)	-1.340 ^{**} (0.573)	0.153 ^{**} (0.074)	0.155 ^{**} (0.074)	0.156 ^{**} (0.074)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Panel B 试点地区样本						
新农保(<i>twald</i>)	-1.158 [*] (0.686)	-1.156 [*] (0.679)	-1.156 [*] (0.676)	0.140 [*] (0.082)	0.142 [*] (0.082)	0.144 [*] (0.082)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注: 驱动变量为年龄, 断点为 60.5 岁, 估计方法为局部线性核函数。

(二) 新农保对农村老年人主观福利影响的异质性

表 5 为新农保与农村老年人主观福利关系在老年人性别、年龄与留守状态方面的异质性估计结果, 估计方法为 2SLS 回归。在具体分组时, 将年龄分组界线设为 70 周岁, 若老年人年龄为 60 至 69 岁, 则定义为低龄老人, 若老年人年龄为 70 岁及以上, 则定义为中高年龄老人; 老年人的留守状态由子女外出情况界定, 如至少一个子女外出且外出时间连续 6 个月以上, 则认为是留守老人, 否则为非留守老人。

表 5 新农保与农村老年人主观福利关系的异质性

Panel A 因变量: 抑郁指数						
变量	性别		年龄		留守状态	
	男性	女性	60-69 岁	≥70 岁	留守	非留守
新农保	-0.951 [*] (0.518)	-1.593 ^{***} (0.524)	-1.523 ^{***} (0.437)	-0.907(0.693)	2.047 ^{***} (0.553)	-0.728(0.496)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.037	0.051	0.086	0.037	0.066	0.067
观测值数	1 993	2 076	2 808	1 261	2 016	2 053
工具变量 F 值	839.46	1 050.75	1 332.26	547.62	779.91	1 145.95
内生性检验 p 值	0.119	0.098	0.040	0.231	0.011	0.338
Panel B 因变量: 生活满意度						
新农保	0.075(0.067)	0.112 [*] (0.067)	0.177 ^{**} (0.083)	0.148(0.096)	0.133 ^{**} (0.062)	0.053(0.072)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.010	0.013	0.002	0.010	0.015	0.008
观测值数	1 988	2 070	2 803	1 255	2 048	2 010
工具变量 F 值	834.36	1 086.90	1 359.18	549.39	1 148.53	801.66
内生性检验 p 值	0.279	0.500	0.025	0.230	0.092	0.888

表 5 的估计结果显示, 从性别分组情况看, 新农保对女性老年人主观福利的改善效应更加明显, 这与 Schatz 等(2012)对南非养老金计划的研究结论一致。可能的原因是, 在农村家庭中, 女性的家庭地位与经济独立性相对较低, 而获取新农保养老金更有助于降低女性老年人对家庭的经济依赖性, 提高女性老年人的家庭地位和生活自尊, 进而更明显地提升主观福利水平; 从年龄分组情况看, 不难发现, 新农保对低龄老人的主观福利有更明显的影响, 而对中高年龄老人的影响并不显著。原因在于, 相对于中高年龄老人, 低龄老人处于退出劳动力市场的早期阶段, 需要适应从主要的家庭收入获取者向被赡养者的角色转变, 养老金的获取更有助于这部分老年人保持一定的家庭地位与话语权; 从留守状态分组情况看, 新农保对留守老人的抑郁程度有明显的缓

解作用,对生活满意度有显著的促进作用,而对于非留守老人,新农保的影响则相对有限。可能的原因有:一是新农保养老金在一定程度上弥补了子女外出导致的生活照料减少、精神慰藉缺失的分离效应;二是新农保的代际经济支持挤出效应对于非留守老人群体更加明显,即农村老年人领取养老金后将更大程度上减少同住子女的经济赡养(陈华帅和曾毅,2013),而对留守老人所得到的代际经济支持的影响则相对较小。

表6为不同养老金水平与农村老年人主观福利关系的估计结果。本文将养老金水平分为三个等级,分别是“无养老金”、“基础养老金”和“基础养老金以上”^①,并分别赋值为0~2,除了建立养老金水平的顺序变量,我们还建立了“基础养老金”(1=是,0=否)和“基础养老金以上”(1=是,0=否)两个虚拟变量用于检验不同养老金水平对主观福利影响的差异。由于以抑郁指数(模型1~模型4)和生活满意度(模型5~模型8)作为因变量的估计结果所得结论非常相似,因而本文主要讨论不同养老金水平与农村老年人抑郁程度的关系。模型1的滞后项OLS估计和模型2的2SLS估计结果均显示养老金水平的提高对农村老年人抑郁程度有显著的缓解作用。进一步地,将养老金水平的两个虚拟变量作为关键自变量代入模型,最终得到模型3的估计结果。可以发现,与未参保老年人相比,领取基础养老金并不能显著降低老年人抑郁程度,但领取金额超过基础养老金后,新农保的主观福利效应明显增加。在模型4中,我们加入了养老金水平与参保时期(1=2011年,0=2011年前)的交互项来考察新农保养老金主观福利效应的时期差异,结果显示,交互项的系数显著为正,表明老年人参保越晚,相同水平养老金的抑郁缓解作用越小。

表6 养老金水平与农村老年人主观福利

变量	抑郁指数				生活满意度			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	OLS	2SLS	OLS	OLS	OLS	2SLS	OLS	OLS
养老金水平	-0.439*** (0.135)	-0.980*** (0.274)		-0.594*** (0.145)	0.030* (0.017)	0.074** (0.035)		0.046* (0.027)
养老金水平×2011年参保				0.757** (0.295)				-0.006 (0.005)
基础养老金			-0.370 (0.242)				0.043 (0.031)	
基础养老金以上			-0.921*** (0.296)				0.065* (0.038)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.066	0.065	0.066	0.067	0.010	0.009	0.010	0.010
观测值数	4 267	4 069	4 267	4 267	4 258	4 058	4 258	4 258
工具变量F值	—	1 475.43	—	—	—	1 496.03	—	—
内生性检验p值	—	0.023	—	—	—	0.131	—	—

注:模型4和模型8同时控制了参保时期虚拟变量。

上述结果可以通过新农保养老金的两方面相对收入效应来理解。其一,客观相对收入效应。一方面,2011年仍处于新农保政策的扩大试点时期,未试点地区的老年人没有领取新农保养老金的可能,同时,由于新农保政策遵循自愿参保原则,并且实行“家庭捆绑”条款,因此在试点地区内也会有一部分人群持观望与谨慎态度而不参保,从这一角度来看,领取养老金有利于缓

^① 2011年新农保基础养老金为每人每月55元,老年人获取的新农保养老金高于基础养老金部分的来源于参加更高的缴费档次、更多的地方政府或集体补助等。

解参保者在地区间和地区内的相对贫困状况。因此,当政策覆盖面不断增加,农村居民参保率逐渐提高时,新农保养老金的主观福利效应将下降,这就解释了老年人参保越晚,新农保的作用相对越小的结果。另一方面,本研究数据显示,虽然大部分参保老年人缴费档次较低,但养老金领取金额在 70 元以上的老年人占比仍有 20% 左右,因而不同的缴费档次仍将造成参保老年人间存在一定的相对收入差异。所以,除基础养老金的补助力度较小外,参保者间的相对收入差异也是养老金水平超过基础养老金时主观福利效应开始显现的原因之一。

其二,主观相对收入效应。但根据边际理论,随着人们收入提高,相同养老金的边际效用将出现递减。这也可以解释后期参保的老年人获得的主观福利效应较低的现象^①。对于没有稳定收入来源或本身处于收入或健康贫困的老年人而言,等额的养老金发挥的作用比在经济状况良好的老年人要大得多(何泱泱和周钦,2016)。因此,即使养老金水平较低,但作为长期稳定的现金收入来源,其在很大程度上改变了农村老年人“有饭吃,无钱花”的情况(贺雪峰,2017),使农村老年人减少了对子代的经济依赖(陈华帅和曾毅,2013)、降低了与同类群体比较产生的相对剥夺感、增强了个人的自尊心和安全感、也获得了对未来生活的信心与精神保障。这亦是为什么前述异质性分析中弱势群体从新农保政策获益更多的重要原因。

(三)新农保对农村老年人主观福利的影响途径

根据前文的理论分析,本节将从绝对收入、相对收入与时间分配三个方面检验新农保对农村老年人主观福利的影响路径。在进行路径分析前,首先考察新农保与中介变量之间的关系。表 7 给出了新农保对各中介变量影响的 2SLS 估计结果。从具体的模型估计结果看,首先,新农保对老年人收入的影响显著为正,参加新农保可使参保者的收入平均提高 19.7%,表明绝对收入效应存在;其次,新农保对老年人的相对贫困程度有显著的负向影响,且对老年人自评生活水平的影响显著为正,说明不论从客观还是主观角度,新农保均可减轻相对剥夺感,提高相对收入水平;最后,新农保对老年人社会活动参与的影响系数也显著为正,这意味着新农保有助于增加农村老年人的闲暇时间和促进其社会活动参与。

表 7 新农保与农村老年人绝对收入、相对收入及时间分配

变量	绝对收入	相对收入		时间分配
	个人总收入	相对贫困程度	自评生活水平	社会活动参与
新农保	0.197*** (0.072)	-4.998*** (0.399)	0.213*** (0.047)	0.225*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.017	0.028	0.019	0.019
观测值	4 602	4 602	4 602	4 606
工具变量 F 值	2 180.11	2 180.11	2 133.78	2 181.92
内生性检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.043

鉴于老年人收入本身处于较低水平,新农保的经济福利作用需要进一步验证。我们提取了 2013 年调查所得的老年人家庭消费支出数据(取对数处理),采用滞后项估计探究新农保与老年人家庭不同种类消费支出的关系(见表 8)。结果显示,在选取的 7 项家庭消费支出中,仅家庭外出食物消费受到新农保的正向显著影响,表明新农保养老金虽在一定程度上改善了老年人经济生活福利,但由于绝大多数老年人领取的养老金仅为 55~100 元/月,新农保的作用仍比较有限,这与解巫(2015)的研究结论一致。

^① 随着时间的推移,在人们收入提高的同时还伴随着通货膨胀的发生,后者也可以在一定程度上解释同样一笔养老金对于后参保老年人主观福利的影响更弱的结果。

表 8 新农保与不同种类的家庭消费支出

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	家中食物消费	外出食物消费	烟酒消费	衣着消费	教育支出	医疗支出	保健支出
新农保	0.022 (0.051)	0.084** (0.033)	0.061 (0.063)	0.116 (0.088)	0.113 (0.099)	0.106 (0.097)	0.008 (0.082)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.069	0.007	0.094	0.181	0.190	0.036	0.048
观测值	4 158	4 158	4 158	4 158	4 158	4 158	4 158

注: 根据问卷设计, 在 7 项家庭消费支出数据中, 家中食物消费、外出食物消费、烟酒消费为“过去一周”的消费支出, 衣着消费、教育支出、医疗支出、保健支出为“过去一年”的消费支出。

那么, 在新农保的影响途径中, 哪一条途径发挥了主要作用呢? 表 9 给出了新农保对农村老年人主观福利影响的路径分析结果。由于本文设定的主观福利指标与相对收入指标均有两种, 因此共对 4 个路径分析模型进行了估计。为便于比较, 模型中的估计系数均为标准化系数。从模型拟合统计量来看, 各个模型的 CFI 统计量均在 0.9 以上, RMSEA 统计量在 0.05 以下, 表明模型拟合良好。模型 1~模型 2 和模型 3~模型 4 的主观福利指标分别为抑郁指数和生活满意度, 相对收入指标包括相对贫困程度与自评生活水平, 由于两种主观福利指标所得的路径分析结果一致, 因此这里仅对前两个模型的结果进行具体解释。

表 9 新农保对农村老年人主观福利的影响途径

主观福利: 抑郁指数				主观福利: 生活满意度			
影响路径		标准系数	Z 值	影响路径		标准系数	Z 值
模型 1				模型 3			
新农保	→ 个人总收入	0.117***	13.27	新农保	→ 个人总收入	0.117***	13.27
新农保	→ 相对贫困程度	-0.128***	-9.28	新农保	→ 相对贫困程度	-0.128***	-9.28
新农保	→ 社会活动参与	0.062***	7.12	新农保	→ 社会活动参与	0.062***	7.12
个人总收入	→ 抑郁指数	-0.034***	-3.55	个人总收入	→ 生活满意度	-0.002	-0.19
相对贫困程度	→ 抑郁指数	0.051***	3.36	相对贫困程度	→ 生活满意度	-0.028*	-1.82
社会活动参与	→ 抑郁指数	-0.027***	-3.00	社会活动参与	→ 生活满意度	0.023**	2.55
新农保	→ 抑郁指数	-0.019	-1.25	新农保	→ 生活满意度	0.022	1.45
模型 2				模型 4			
新农保	→ 个人总收入	0.117***	13.29	新农保	→ 个人总收入	0.117***	13.29
新农保	→ 自评生活水平	0.033**	2.29	新农保	→ 自评生活水平	0.033**	2.29
新农保	→ 社会活动参与	0.062***	7.14	新农保	→ 社会活动参与	0.062***	7.14
个人总收入	→ 抑郁指数	-0.033***	-3.67	个人总收入	→ 生活满意度	-0.005	-0.51
自评生活水平	→ 抑郁指数	-0.212***	-14.07	自评生活水平	→ 生活满意度	0.182***	11.91
社会活动参与	→ 抑郁指数	-0.018**	-2.11	社会活动参与	→ 生活满意度	0.015*	1.73
新农保	→ 抑郁指数	-0.019	-1.31	新农保	→ 生活满意度	0.021	1.43

注: 各个模型中均加入了控制变量。

模型 1 估计结果显示, 所有间接效应加总所得到的新农保间接影响为-0.013, 可解释新农保对农村老年人抑郁指数总影响的 40.6%。其中, 在绝对收入效应方面, 新农保对农村老年人的个人总收入的影响显著为正, 同时个人总收入对老年人抑郁指数有负向显著影响, 这说明新农保可通过提高绝对收入降低老年人抑郁程度, 标准化系数值分别为 0.117 和 -0.034, 该条路径的间接效应为-0.004(-0.034×0.117); 在相对收入效应方面, 新农保对相对贫困程度的影响显著为负,

而相对贫困程度则对老年人抑郁指数有显著的正向影响,表明新农保可通过降低参保者的相对贫困程度来缓解老年人的抑郁情绪,该条途径的间接效应为 $-0.006(-0.128 \times 0.051)$;在时间分配效应方面,新农保对老年人的社会活动参与有显著的正向影响,而社会活动参与情况对老年人抑郁程度则有显著的缓解作用,说明新农保也可通过增加闲暇活动时间来改进农村老年人主观福利状况,此路径的间接效应为 $-0.002(-0.027 \times 0.062)$ 。比较各影响路径的贡献可知,绝对收入和相对收入的中介作用均大于时间分配作用,表明新农保的收入效应比时间效应更明显。同时,新农保通过相对收入效应缓解老年人抑郁程度的作用比绝对收入效应更大,即相对收入效应的贡献最为重要。以自评生活水平作为相对收入指标的模型2也得到了类似结果,在此不再赘述。值得一提的是,新农保通过提高自评生活水平来缓解抑郁程度的间接效应为 $-0.007(-0.212 \times 0.033)$,比客观相对收入效应更大,再次表明新农保的主观福利效应更多地体现在精神保障作用上。

五、结论与政策启示

本文基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年与2013年的微观调查数据,实证分析了新农保对农村老年人主观福利的影响及其作用途径。研究表明,新农保对农村老年人的抑郁程度有显著的缓解作用,对生活满意度有明显的促进作用。总体上,参加新农保有利于农村老年人主观福利水平的提升,尤其对女性、低龄和留守老人的影响更为明显;同时,不同养老金水平的影响存在明显差异,当参保老年人仅领取基础养老金时,其主观福利水平与未参保老年人并无显著不同,而当领取养老金水平超过基础养老金时,新农保对农村老年人主观福利的正面影响开始显现,且养老金的主观福利改善作用随参保时间的推移而减弱;在影响机制方面,新农保的主观福利效应主要来源于三条途径,分别是绝对收入效应、相对收入效应与时间分配效应。在这三条影响途径中,相对收入效应的贡献最为明显,这表明新农保促进农村老年人主观福利的主要原因并非物质层面的经济支持,而是精神层面剥夺感的减少,以及安全感与获得感的增加,后者塑造了参保者积极面对未来生活的信心与良好预期,从而提高了老年人的幸福感。

上述结论证实了本文的两个研究假说,根据研究结果,本文提出以下政策建议:第一,继续加大新农保政策的财政补贴力度和政策保障力度,提高基础养老金待遇,取消“家庭捆绑”条款,增进政策的基本生活保障作用,满足农村老年人日常生活的基本经济需求,努力使农村老年人对美好生活的向往转化为现实。第二,新农保政策应向农村女性老年人和留守老人等弱势群体倾斜,政府需对低收入群体进行兜底,提高低收入者收入水平,扩大中等收入群体,调节过高收入,将收入差距控制在合理区间,减少农村老年人的剥夺感,增加其获得感和幸福感。第三,继续提高社区养老服务供给水平与质量,尤其需要关注老年人精神慰藉需求,同时应为农村居民创造良好的参与社会活动的环境,积极建设社会文化活动和户外健身活动场所和设施,鼓励建立民间社会活动组织和团体,更好地提高农村居民的生活质量与福利水平。

限于数据,本文归纳的影响途径未能完全解释新农保对农村老年人主观福利的影响机制,新农保还可能通过提高参保者的家庭地位与自尊等方面促进其主观福利,同时不同影响路径的长期贡献仍需进行检验。此外,新农保与城居保已合并为城乡居民基本养老保险制度,进一步探究社会养老保险的福利效应及其内在机制的城乡差异也是未来的一个研究方向。

*衷心感谢清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目的支持。感谢北京大学国家发展研究院中国经济研究中心提供了CHARLS数据支持。感谢两位匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

主要参考文献:

[1]陈华帅,曾毅.“新农保”使谁受益:老人还是子女?[J].经济研究,2013,(8):55-67.

- [2]程令国,张晔,刘志彪.“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗?[J]. 经济研究, 2013, (8): 42-54.
- [3]封进,余央央. 中国农村的收入差距与健康[J]. 经济研究, 2007, (1): 79-88.
- [4]何泱泱,周钦.“新农保”对农村居民主观福利的影响研究[J]. 保险研究, 2016, (3): 106-117.
- [5]贺雪峰. 最后一公里村庄[M]. 北京: 中信出版社, 2017.
- [6]刘西国,刘晓慧. 基于断点回归法的“新农保”主观福利效应检验[J]. 统计与信息论坛, 2017, (5): 90-95.
- [7]马光荣,周广肃. 新型农村养老保险对家庭储蓄的影响: 基于 CFPS 数据的研究[J]. 经济研究, 2014, (11): 116-129.
- [8]檀学文. 时间利用对个人福祉的影响初探——基于中国农民福祉抽样调查数据的经验分析[J]. 中国农村经济, 2013, (10): 76-90.
- [9]解垠.“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响[J]. 财经研究, 2015, (8): 39-49.
- [10]薛新东,刘国恩. 社会资本决定健康状况吗——来自中国健康与养老追踪调查的证据[J]. 财贸经济, 2012, (8): 113-121.
- [11]张川川, Giles J, 赵耀辉. 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J]. 经济学(季刊), 2015, (1): 203-230.
- [12]张晔,程令国,刘志彪.“新农保”对农村居民养老质量的影响研究[J]. 经济学(季刊), 2016, (2): 817-844.
- [13]Acock A C. Discovering structural equation modeling using Stata[M]. College Station, Texas: Stata Press, 2013.
- [14]Andersen E M, Malmgren J A, Carter W B, et al. Screening for depression in well older adults: Evaluation of a short form of the CES-D[J]. American Journal of Preventive Medicine, 1994, 10(2): 77-84.
- [15]Becker G S. A Theory of the Allocation of Time[J]. The Economic Journal, 1965, 75(299): 493-517.
- [16]Case A. Does money protect health status? Evidence from South African pensions[A]. Wise D A. Perspectives on the Economics of Aging[M]. Chicago: University of Chicago Press, 2004: 287-312.
- [17]Cheng L G, Liu H, Zhang Y, et al. The health implications of social pensions: Evidence from China's new rural pension scheme[J]. Journal of Comparative Economics, 2018, 46(1): 53-77.
- [18]Deaton A. Relative deprivation, inequality, and mortality[R]. NBER Working Paper No. 8099, 2001.
- [19]Dynan K E, Ravina E. Increasing income inequality, external habits, and self-reported happiness[J]. American Economic Review, 2007, 97(2): 226-231.
- [20]Easterlin R A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence[A]. David P A, Reder M W. Nations and Households in Economic Growth. Amsterdam: Academic Press, 1974: 89-125.
- [21]Floro M S. Economic restructuring, gender and the allocation of time[J]. World Development, 1995, 23(11) : 1913-1929.
- [22]Galiani S, Gertler P, Bando R. Non-contributory pensions[J]. Labour Economics, 2016, 38: 47-58.
- [23]Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator[J]. The Review of Economic Studies, 2012, 79(3): 933-959.
- [24]Lee D S, Lemieux T. Regression discontinuity designs in economics[J]. Journal of Economic Literature, 2010, 48(2): 281-355.
- [25]Lloyd-Sherlock P, Barrientos A, Moller V, et al. Pensions, poverty and wellbeing in later life: Comparative research from South Africa and Brazil[J]. Journal of Aging Studies, 2012, 26(3): 243-252.
- [26]Schatz E, Gómez-Olivé X, Ralston M, et al. The impact of pensions on health and wellbeing in rural South Africa: does gender matter?[J]. Social Science & Medicine, 2012, 75(10): 1864-1873.
- [27]Watkins L L, Koch G G, Sherwood A, et al. Association of anxiety and depression with all-cause mortality in individuals with coronary heart disease[J]. Journal of the American Heart Association, 2013, 2(2): e000068.

The Social Pension Scheme and the Subjective Well-being of the Elderly in Rural China

Zheng Xiaodong, Fang Xiangming

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Summary: The New Rural Pension Scheme (NRPS) is an important component of the social security system in rural China. After the implementation of the NRPS, many studies have investigated the effects of the NRPS on the well-being and life quality of rural elderly and their families. However, there are still little research regarding the effect of the NRPS on the subjective well-being of the rural elderly and its mechanism. With China's social and economic development, people not only concern about economic well-being, but also pursue higher levels of subjective well-being, which has become an important component of people's welfare and life quality in China. Therefore, studying the relationship between the NRPS and the subjective well-being of rural elderly in China is of great significance to the improvement of the current rural social security policy and the quality of life rural residents in old age. Therefore, it has crucial significance to study the relationship and the internal mechanism between the NRPS and the well-being of the elderly for improving the life quality of the rural elderly.

Based on the data of China Health and Elderly Tracing Study (CHARLS) in 2011 and 2013, this study empirically analyzes the effect of the NRPS on the subjective well-being of the rural elderly by using the lag term estimation, the instrumental variable method and the regression discontinuity design, and tests possible channels of the effect by applying the path analysis method. Our study finds that the NRPS can significantly reduce the degree of depression and improve the life satisfaction of the elderly in rural China, which has passed a number of robustness tests, especially for women, youngsters and left-behind old adults. The effects of different pension amount levels are different. Receiving the basic pension only cannot significantly improve the level of the subjective well-being of the insured old adults. The positive effect of the NRPS on the rural elders' subjective well-being begins to appear when the pension exceeds the amount of the basic pension. In the meantime, the later the participation time is, the weaker the effect of the NRPS is. In terms of the mechanism, the positive effect on the subjective well-being of the NRPS mainly comes from three channels: the absolute income effect, the relative income effect and the time allocation effect. Specifically, the mediating effects of the absolute income and the relative income are greater than the time allocation effect. Moreover, the absolute income effect of the NRPS cannot significantly increase individual and family consumptions and the relative income exerts the strongest effect among the three channels. In other words, in the current stage, the main reason why the NRPS improves the subjective well-being of elderly people in rural China is not the economic or physical support, but the spiritual support to enhance confidence toward life in the future. Therefore, in order to strengthen the positive effect of the NRPS on the subjective well-being of rural elderly in China, it is important to increase the levels of the pension subsidy, strengthen support for the disadvantaged elderly and create a better environment for social and cultural activities.

Key words: NRPS; rural elderly; subjective well-being; regression discontinuity; path analysis

(责任编辑 石头)