# 新农保政策、农村老年人劳动供给 与养老模式

#### 郑超别强吕红

摘要:随着我国老龄化、高龄化趋势不断加剧,养老成为社会发展中面临的重要问题。基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,在新农保政策实施的准自然条件下,运用断点回归设计方法研究了新农保政策对农村老年人劳动供给和养老模式的影响。研究结果表明:新农保政策显著降低了农村参保老年人的劳动供给水平,提高了其与成年子女分开居住和预期依靠养老金收入养老的概率,对家庭内部代际转移支付具有显著的"挤出效应"。进一步研究显示,新农保政策对老年人劳动供给和养老模式的影响存在显著的异质性特征。新农保政策对健康状况较差、中西部地区弱势老年群体的劳动供给降低程度更高,有助于提升弱势群体福利水平。建议提高新农保政策保障水平,对弱势老年群体加大政策倾斜力度,推进我国社会养老保障制度的均等化建设。

关键词:社会养老保险;劳动供给;养老模式;断点回归设计

**DOI:** 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2023.02.006

# 一、引言

在中国农村,老年人"持续劳动"现象和"养儿防老"的养老模式普遍存在。然而,值得重视的是,目前人口老龄化不断加剧,给农村传统养老模式带来巨大冲击。第七次全国人口普查显示,60岁及以上人口占18.70%,65岁及以上人口占13.50%①。在缺乏稳定收入来源的情况下,经济压力迫使农村老年人不得不持续处于劳动供给状态,这使得农村老年人没有更多的闲暇时间来提高养老质量和福利水平。与此同时,在我国农村地区,家庭养老与子女代际合住的传统观念较为深入,养老更多地依赖于成年子女,但随着家庭结构微型化、空巢化、老年抚养比攀升,使很多老年人无人照护,生存状态恶化,这给传统养老模式带来巨大挑战。其中,在农村客观现实条件下,农村老年人劳动供给状态和养老模式直接关系到其福利水平的高低。在农村养老问题突出的情况下,自2009年7月份开始,全国10%的县启动了"新型农村社会养老保险"(后文统一简称新农保)试点②,此后,新农保试点工作在

基金项目: 山东省重点研发计划软科学项目"医保区域不平衡对城乡医保统筹和经济社会协调发展的影响研究" (2022RKY07003);第71批中国博士后科学基金面上项目"新发展阶段医保政策解决因病致贫的长效机制研究" (2022M711941);山东省自然科学基金青年项目"新发展阶段医疗保险阻断因病返贫的长效机制研究"(ZR2022QG034);山东省博士后创新项目"医保区域不平衡对医保、医药和经济社会协调发展的影响研究"(SDCX-RS-202203013);山东省社会科学规划研究项目"中共社会医疗保障百年经验对健康强省建设的启示"(21CXSXJ11)。

作者简介:郑超,山东大学齐鲁医学院公共卫生学院卫生管理与政策研究中心特别资助类博士后,国家卫生健康委员会卫生经济与政策研究重点实验室(山东大学)(济南 250012; chao@sdu.edu.cn);孙强(通讯作者),山东大学齐鲁医学院公共卫生学院卫生管理与政策研究中心教授,博士生导师,国家卫生健康委员会卫生经济与政策研究重点实验室(山东大学)(济南 250012; qiangs@sdu.edu.cn);吕红,济南市中心医院健康管理中心科副主任,副主任护师(济南 250013; lhong6568@163.com)。

① 国家统计局官网: http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/rkpcgb/qgrkpcgb/202106/t20210628\_1818824.html,访问日期: 2022年3月19日。

② 《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(国发[2009]32号)。

全国铺开。2014年2月,将新农保和城居保两项制度合并建立城乡居民基本养老保险<sup>①</sup>,截至2021年年底,参加城乡居民基本养老保险人数54797万人,实际领取待遇人数16213万人<sup>②</sup>。随着新农保覆盖范围的不断扩大和保障水平的提高,其已成为推动我国农村地区减贫、实现老有所养和提高农村老年人福利的重要机制。

党的二十大报告指出,完善基本养老保险全国统筹制度,发展多层次、多支柱养老保险体系<sup>③</sup>。新农保作为社会养老保障重要组成部分,其实施效果受到政府和人民的高度关注。新农保政策能够为农村老年人提供一个持续稳定的现金流收入,但是该政策是否有助于把农村老人从无休止的劳动中解放出来?是否显著缓解农村老年人的养老困境?是否有效提升农村老人福利水平?因此,科学探讨新农保政策对中国农村老年人劳动供给和养老模式的影响具有重要的现实意义。

与现有研究相比,本文主要贡献有三点:(1)在新农保政策实施的准自然条件下,利用断点回归设计方法识别了新农保政策对劳动供给和养老模式的因果影响,控制了模型内生性问题,所得结论更具可信性和稳健性,对相关领域的实证研究具有一定的借鉴意义。(2)进一步深入探讨了新农保政策对不同健康水平、性别和地区老年人劳动供给及养老模式影响的异质性特征,有助于加深对新农保政策实施效果的认知。(3)文章基于全国性数据从劳动参与率、劳动时间、居住安排和经济来源等多个角度评估了新农保政策对农村老年人劳动供给和养老模式的影响,并尝试探讨了其背后的原因。因此,本研究能够更全面地反映新农保政策对农村老年人劳动供给和养老模式的实际影响,也有助于弥补国内关于新农保政策评估的不足,为制定更加健全公平的新时代社会养老保障体系提供有益参考。

# 二、理论基础和文献综述

在老龄化背景下,评估养老保险对老年人劳动供给和养老模式的影响具有重要的现实意义。随着很多国家实施社会养老保险政策,关于养老保险对劳动供给、家庭内部转移支付、家庭结构和消费影响的文献不断增加<sup>④⑤⑥</sup>。养老保险政策实施效果受到经济学家们的重点关注。在理论上,养老保险通过提高参保老年人的收入水平放松其家庭预算约束,可以激励老年人退出劳动力市场,或者降低劳动力供给水平,进而改变其养老模式,从而提高福利水平。大量已有文献表明,欧美发达国家的社会养老保险显著降低了劳动供给水平,激励了老年人退休,导致劳动参与率下降<sup>⑦⑧</sup>。比如,Fetter和Lockwood利用美国老年援助计划(OAA)对劳动供给和福利效应进行了评估,发现OAA使65—74岁

① 2014年2月国务院发布《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》,将新农保和城居保两项制度合并实施,在全国范围内建立统一的城乡居民基本养老保险。

② 数据源于国家人力资源和社会保障部2022年6月7日公布的《2021年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》。

③ 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗》,《人民日报》2022年10月26日,第1版。

④ Jensen R. T., "Do Private Transfers 'Displace' the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa", *Journal of Public Economics*, 2004, 88(1-2), pp. 89-112.

<sup>(5)</sup> Ardington C. et al., "Labor Supply Responses to Large Social Transfers: Longitudinal Evidence from South Africa", American Economic Journal: Applied Economics, 2009, 1(1), pp. 22-48.

Banerjee A. et al., "From Proof of Concept to Scalable Policies: Challenges and Solutions, with an Application", Journal of Economic Perspectives, 2017, 31(4), pp. 73-102.

Trueger A. B., Pischke J. S., "The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation", *Journal of Labor Economics*, 1992, 10(4), pp. 412-437.

Lemieux T., Milligan K., "Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach", Journal of Econometrics, 2008, 142(2), pp. 807-828.

男性劳动参与率显著下降约8.5个百分点<sup>①</sup>。Bertrand等分析了南非社会养老保险的政策效应,发现养老保险显著降低了参保人员的劳动供给<sup>②</sup>。类似地,Ranchhod发现南非社会养老保险显著降低了养老金接受者的劳动供给水平<sup>③</sup>。然而,Posel等研究发现南非社会养老保险对劳动供给产生了显著的正向影响,特别是提高了女性劳动供给水平<sup>④</sup>。Kaushal研究了印度公共养老金对老年人福利的影响,发现该政策显著降低了劳动供给水平,另外,该政策显著提高了家庭支出,降低了贫困发生率<sup>⑤</sup>。

养老保险政策对养老模式影响的结论不一。很多关于发达国家的文献表明,社会养老保险提高了老年人的经济独立性,从而提高了其独居的可能性,老年人更加倾向于选择与子女分开居住<sup>⑥⑦</sup>。然而,Edmonds等利用断点回归设计研究了南非养老保险计划对老年女性黑人居住模式的影响,在有效控制居住安排内生性问题的前提下,发现养老金收入没有显著提高老年人的独立性,反而增加了父母与子女同住的概率,显著改变了老年人家庭居住安排<sup>⑧</sup>。很多文献就社会养老保险对家庭内部私人代际转移支付展开了研究,公共养老金转移支付显著挤出了子女对父母的私人转移支付<sup>⑨⑩⑪</sup>。

目前,新农保政策的实施效果受到国内学术界的广泛关注。比如程令国等实证分析了新农保政策对农村居民养老模式的影响,发现新农保显著提高了参保老年人的经济独立性,降低了老年人在经济来源和照料方面对子女的依赖<sup>⑫</sup>。张晔等评估了新农保政策对农村居民养老质量的影响,发现新农保显著提高了农村参保老年人的养老质量<sup>⑤</sup>。陈华帅和曾毅研究发现,新农保在提高农村老年人福利的同时,对家庭代际经济支持具有显著的"挤出效应"<sup>⑥</sup>。类似地,张川川和陈斌开发现"社会养老"对传统"家庭养老"存在一定程度的替代<sup>⑤</sup>。张川川等评估了新农保对老年人劳动供给的影响,发现新农保降低了老年人劳动供给,并且改善了其福利状况<sup>⑥</sup>。张征宇和曹思力研究发现"新农保"对

① Fetter D. K., Lockwood L. M., "Government Old-Age Support and Labor Supply: Evidence from the Old Age Assistance Program", *American Economic Review*, 2018, 108(8), pp. 2174-2211.

② Bertrand M. et al., "Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa", World Bank Economic Review, 2003, 17(1), pp. 27-50.

<sup>3</sup> Ranchhod V., "The Effect of the South African Old Age Pension on Labour Supply of the Elderly", *South African Journal of Economics*, 2006, 74(4), pp. 725-744.

④ Posel D. et al., "Labour Migration and Households: A Reconsideration of the Effects of the Social Pension on Labour Supply in South Africa", *Economic Modelling*, 2006, 23(5), pp. 836-853.

<sup>(5)</sup> Kaushal N., "How Public Pension Affects Elderly Labor Supply and Well-Being: Evidence from India", World Development, 2014, 56, pp. 214-225.

<sup>(6)</sup> McGarry K., Schoeni R. F., "Social Security, Economic Growth, and the Rise in Independence of Elderly Widows in the 20th Century", *Demography*, 2000, 37(2), pp. 221-236.

① MEngelhardt G. V. et al., "Social Security and Elderly Living Arrangements", *Journal of Human Resources*, 2005, 40(2), pp. 354-372.

<sup>®</sup> Edmonds E. V. et al., "Rearranging the Family? Income Support and Elderly Living Arrangements in a Low-Income Country", *The Journal of Human Resources*, 2005, 40(1), pp. 186-207.

<sup>(9)</sup> Cox D., "Motives for Private Income Transfers", Journal of Political Economy, 1987, 95(3), pp. 508-546.

① Cox D. et al., "How Responsive are Private Transfers to Income? Evidence from a Laissez-faire Economy", *Journal of Public Economics*, 2004, 88(9-10), pp. 2193-2219.

① Juarez L., Pfutze T., "The Effects of a Noncontributory Pension Program on Labor Force Participation: The Case of 70 y Más in Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, 2015, 63(4), pp. 685 - 713.

⑫ 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?》,《经济研究》2013年第8期。

③ 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》,《经济学》(季刊)2016年第2期。

⑭ 陈华帅、曾毅:《"新农保"使谁受益:老人还是子女?》、《经济研究》2013年第8期。

⑤ 张川川、陈斌开:《"社会养老"能否替代"家庭养老"? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据》。《经济研究》2014年第11期。

⑯ 张川川、John Giles、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》、《经济学》 (季刊)2015年第1期。

劳动供给具有抑制作用,但促进了高劳动供给群体劳动供给的增加,建议提高新农保的覆盖率使得农村居民受益,针对不同农村居民群体精准施策<sup>①</sup>。

这些已有国内外文献对本文的研究提供了重要参考价值。综上,国内现有文献大都集中在新农保政策对代际私人转移支付、养老模式和养老质量的影响。另外,部分文献只是从制度层面讨论社会保障和养老保险存在的问题,较少涉及社会养老保险对农村老年人劳动供给和养老模式的综合影响。本研究一方面利用断点回归设计有效解决社会养老保险对劳动供给和养老模式影响的内生性问题,得到的政策评估结论更具稳健性和可信性;另一方面,探讨了新农保政策影响的异质性特征,这对提高老年人福利水平和推进基本公共服务均等化建设具有重要的现实意义和科学价值。

# 三、计量识别策略

研究新农保政策对老年人劳动供给和养老模式的影响时,关键在于如何有效控制选择性偏差问题。为克服模型内生性带来的估计偏差,本文利用断点回归设计(regression discontinuity design,简记RDD)方法进行分析。RDD作为近年兴起的计量方法可以有效识别因果效应,已经被广泛应用于经济学中的政策效应评估<sup>②③</sup>。下面将阐释本文RDD的设定方式。

RDD的基本思想是,由于外生的制度设计原因,存在一个连续的驱动变量(forcing variable)是否超过某个断点决定是否被处理,处理变量与驱动变量之间存在确定的函数关系。仿佛在断点处邻域内的样本进行了随机分组,RDD可看作"局部随机实验"。处理变量取决于该驱动变量是否超过某个断点将样本分为实验组和对照组,使其能够导致结果变量发生"跳跃",造成在此"跳跃"的原因只可能是政策处理变量的处理效应。因此,可通过RDD获得断点处的局部平均处理效应(local average treatment effect,简记LATE)。鉴于新农保养老金的领取遵循年龄规则(年满60周岁领取养老金),我们将驱动变量 $a_i$ 定义为个体年龄,结果变量是老年人劳动供给和养老模式,处理变量 $Pension_i$ 定义为个体是否领取新型农村养老保险金(领取养老金设定 $Pension_{iat}=1$ ,反之, $Pension_{iat}=0$ )。在此,可使用(1)式进行估计,具体如下:

$$Y_{int} = f(a) + \beta Pension_{int} + Pension_{int} \times f(a) + X'_{int} \gamma + \varepsilon_{int}$$
 (1)

在式(1)中, $Y_{iat}$ 是指在调查年份 t时个体 i 在年龄 a 时的结果变量即劳动供给和养老模式,f(a)是年龄 a 的多项式平滑函数, $X'_{iat}$ 是前定变量集合, $\varepsilon_{iat}$ 是不可观测的扰动项。本文最关心的参数是 $\beta$ ,前定变量主要包括性别、婚姻、健康水平、受教育水平和调查年份等。

估计领取新农保养老金对老年人劳动供给和养老模式的处理效应使用(2)式:

$$LATE = \frac{\lim_{a \downarrow 60} E[Y|a] - \lim_{a \uparrow 60} E[Y|a]}{\lim_{a \downarrow 60} E[Pension|a] - \lim_{a \uparrow 60} E[Pension|a]}$$
(2)

在式(2)中,分母是处理变量的期望值在年龄  $a_i$  = 60处发生的"跳跃",分子则是结果变量在断点  $a_i$  = 60处发生的"跳跃",对于该式子可以通过工具变量法(IV)进行估计。其中,定义  $T_i$  = 1( $a_i$   $\geqslant$  60)表示驱动变量是否大于等于断点,我们把  $T_i$  看作处理变量  $Pension_i$  的工具变量 $^{\textcircled{4}}$ ,因此,可以使用两阶

① 张征宇、曹思力:《"新农保"促进还是抑制了劳动供给? ——从政策受益比例的角度》,《统计研究》2021年第9期。

② Imbens G., Lemieux T., "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), pp. 615-635.

<sup>3</sup> Lee D. S., Lemieux T., "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48(2), pp. 281-355.

④ 由  $T_i$ 定义知, $T_i$ 与处理变量  $Pension_i$ 满足工具变量的相关性要求; $T_i = 1$ ( $a_i \ge 60$ )在断点  $a_i = 60$ 邻域内相当于局部随机试验,所以,只通过  $Pension_i$ 渠道影响结果变量  $Y_{iai}$ ,与扰动项不相关,满足工具变量外生性要求。

段最小二乘法(2SLS)估计 $Pension_i$ 与 $Y_{int}$ 之间的处理效应 $\beta$ ,则RDD可以被描述为以下两个回归方程:

$$Y_{iat} = \delta + \beta Pension_{iat} + f(a - c) + \varepsilon_{iat}$$
(3)

$$Pension_{iat} = \gamma + \lambda T_{iat} + g(a - c) + \nu_{iat}$$
(4)

把决策方程(4)式带入结果方程(3)式中,得到简约形式(reduced form),如(5)式:

$$Y_{iat} = \alpha_r + \beta_r Pension_{iat} + f_r(a - c) + \varepsilon_{iat}$$
 (5)

在(5)式中, $\beta_r = \beta \lambda$ ,其中, $\beta_r$ 是指对政策目标人群的平均处理效应(intent-to-treat effect)。对于 RDD 的结果估计既可以通过非参数方法(nonparametric estimation)进行估计也可以通过 2SLS 估计。非参数方法使用核回归,即以核函数计算权重,对带宽范围内的观测样本进行加权平均。

# 四、数据来源、变量定义及描述性统计

#### (一)数据来源

数据源于中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study,简称 CHARLS),CHARLS收集了45岁及以上中老年人家庭和个人的数据信息。CHARLS曾于2013年、2015年、2018年在全国28个省的150个县、450个社区(村)开展调查,样本已覆盖总计1.9万名受访者。

本文使用 2013-2018年 CHARLS 数据。因为本文研究对象是农村居民,所以排除了城镇个体。为了排除其他类型养老保险和新农保的混合效应,对样本进行了再次筛选,把具有老农保和商业养老保险及其他类型的养老保险的个体进行了排除,另外排除了无法识别参保状态和信息缺失的个体。根据 RDD 方法的要求,年龄范围不宜过大,我们筛选的年龄取值范围为 55-65岁。具体来看,2013、2015 和 2018年分别包括样本 3591、3194 和 3240个。

#### (二)变量定义

劳动供给和养老模式是本文重要的结果变量,具体设定如下:

1. 劳动供给。对于农村老年人劳动供给的衡量,主要用劳动参与率和劳动时间进行测度。首先是劳动参与率,设定是否退出劳动(Nowork)来衡量。具体来看,如果个体还在继续从事生产劳动(农业劳动和非农业劳动)则设定 Nowork=0,相反,如果个体退出劳动不再从事生产劳动,则设定 Nowork=1;其次是劳动时间,对于还在继续从事生产劳动的老年人,继续计算其从事生产劳动的每周工作小时数(Wtime)。

2. 养老模式。综合国内外文献,关于养老模式的界定一般是指居住安排①、经济状况等综合决定的②③。对于我国农村老年人而言,在传统养老观念的影响下,老年人居住安排和子女代际经济支持成为养老模式主要构成因素。因此,本文的养老模式主要使用居住安排和经济来源两方面进行衡量。具体有三个衡量指标:

居住安排偏好指标。根据CHARLS问卷中对居住安排偏好的调查进行设定,具体来看,包括与成年子女同住LivingA(是=1,其他=0)、与成年子女分开居住LivingB(是=1,其他=0)和住养老院LivingC(是=1,其他=0)。

预期养老模式指标。根据CHARLS问卷中对问题"如果您将来老了干不动工作了,您认为您最主要依靠什么养老?"④的回答进行设定,该指标能够反映农村老年人受新农保政策冲击引起的传统

① 居住模式主要分为与配偶居住、与子女同住、养老院居住、独居等方式。

② 刘宏、高松、王俊:《养老模式对健康的影响》,《经济研究》2011年第4期。

③ Edmonds E. V. et al., "Rearranging the Family? Income Support and Elderly Living Arrangements in a Low-Income Country", *The Journal of Human Resources*, 2005, 40(1), pp. 186-207.

④ 回答"商业养老保险"养老的比例只有0.14%,排除该部分个体,并且加入该部分个体进行回归对结果并没有影响。

养老观念的变化情况。依靠传统的子女养老模式 $SourceA(E=1, \pm 0)$ ,依靠养老保险金的养老模式 $SourceB(E=1, \pm 0)$ 。

经济状况指标。农村老年人的主要经济来源,一般通过农业劳动或者代际转移支付两个渠道。 具体选取以下两个变量:是否从子女或亲属那获得私人转移支付 Transfer(是=1,否=0),从子女或 亲属那获得私人转移支付金额的对数 Payment。

3.前定变量。RDD被视为局部随机试验,是否包括前定变量 $X'_{int}$ 并不影响估计量的一致性。然而,加入前定变量可以减少抽样方差(sampling variance),提高估计的精确性①。本文选取了受教育水平、性别、婚姻、是否有日常活动能力限制(ADL)、是否患慢性病、是否有新农合作为前定变量。

#### (三)变量描述性统计特征

表1是年龄带宽为5年和3年的样本统计结果。以年龄带宽5年为例,是否退出劳动(Nowork)总体样本均值19.3%,每周工作小时数为40.86个小时,表明农村大部分老年人还是处于生产劳动状态,但是领取养老金的处理组和未领取养老金的控制组之间的劳动供给存在明显差异,处理组的劳动供给明显低于控制组。与成年子女同住的概率比与成年子女分开住高出约23.9个百分点。受农村传统养老观念的影响,老年人更加倾向于与成年子女同住,但处理组的老年人与成年子女分开住的概率显著高于控制组。该结果直观地表明,领取养老金一定程度上提高了老年人与子女分开居住的可能性。从养老经济来源来看,老年人预期依靠成年子女养老的比例高达81.9%,依靠养老金的比例为14.5%,依靠储蓄和商业养老保险的比例约为3.6%。这表明新农保政策一定程度上改变了老年人预期养老的经济来源,降低了对子女的经济依赖。从转移支付来看,处理组获得子女转移支付的概率明显低于控制组,说明新农保政策降低了子女对父母进行私人转移支付的概率。

		年龄取值范围			年龄取值范围		
变量	定义	(55—65)		(57—63)			
		处理组	(55—65) (57—63)  组 控制组 全样本 处理组 控制组  *** 0.161 0.193 0.216*** 0.158  (20) (0.367) (0.394) (0.411) (0.364) (0.367) (0.394) (0.411) (0.364) (0.364) (0.367) (23.645) (23.645) (23.322) (23.645) (23.017) (22.685) (23.645) (23.322) (23.645)	全样本			
Nowork	是否退出劳动	0.229***	0.161	0.193	0.216***	0.158	0.195
Nowork	(是=1,否=0)	(0.420)	(0.367)	(0.394)	(0.411)	(0.364)	(0.388)
W/4:	复用工作时间(小时)	39.809**	41.757	40.861	40.463**	41.493	41.019
Wtime	每周工作时间(小时)	(22.246)	(23.017)	(22.685)	(23.645)	(23.322)	(23.015)
居住安排偏好							
I invited on A	与成年子女同住	0.580	0.622	0.603	0.591	0.612	0.603
LivingA	(是=1,否=0)	(0.493)	(0.487)	(0.489)	(0.492)	(0.487)	(0.489)
I imin mD	与成年子女分开住	0.387**	0.345	0.364	0.377	0.353	0.364
LivingB	(是=1,否=0)	(0.481)	(0.475)	(0.481)	(0.484)	(0.478)	(0.482)
Limin mC	住养老院	0.020	0.019	0.019	0.020	0.021	0.021
LivingC	(是=1,否=0)	(0.141)	(0.139)	(0.140)	(0.142)	(0.144)	(0.016)
养老经济来源							
SourceA	子女供养	0.806***	0.830	0.819	0.810	0.832	0.822
SourceA	(是=1,否=0)	(0.395)	(0.375)	(0.385)	(0.392)	(0.374)	(0.383)
SourceB	养老金	0.154***	0.130	0.145	0.152***	0.134	0.142
Зоитсев	(是=1,否=0)	(0.361)	(0.335)	(0.341)	(0.358)	(0.341)	(0.349)
私人转移支付							
T.,	是否从子女或亲属那获得私人转移	0.731***	0.806	0.766	0.746***	0.781	0.758
Transfer	支付(是=1,否=0)	(0.433)	(0.395)	(0.423)	(0.435)	(0.416)	(0.425)
Danmant	从子女或亲属那获得私人转移支付	7.738***	7.639	7.689	7.729	7.659	7.693
Payment	金额的对数	(1.345)	(1.407)	(1.375)	(1.352)	(1.398)	(1.377)
其他前定变量							
	左 歩	62.36***	57.61	59.89	61.42***	58.57	59.93
age	年龄	(1.462)	(1.462)	(2.779)	(0.840)	(0.842)	(1.654)

表1 描述性统计结果

① Lee D. S., Lemieux T., "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48(2), pp. 281-355.

续表1

变量	定义	年龄取值范围 (55—65)			年龄取值范围 (57—63)		
	,,,,,	处理组	控制组	全样本	处理组	控制组	全样本
EJ	受教育水平	0.313***	0.408	0.363	0.307***	0.382	0.347
Edu	(完成初中及以上=1,否=0)	(0.464)	(0.491)	(0.481)	(0.461)	(0.486)	(0.476)
M	是否有配偶	0.876***	0.927	0.903	0.887***	0.920	0.901
Marital	(是=1,否=0)	(0.329)	(0.261)	(0.296)	(0.271)	(0.316)	(0.293)
4.01	是否有日常活动能力限制	0.115***	0.083	0.098	0.107	0.081	0.094
ADL	(是=1,否=0)	(0.319)	(0.276)	(0.298)	(0.310)	(0.272)	(0.291)
<i>Cl</i> :	是否患有慢性病	0.453***	0.416	0.434	0.451***	0.423	0.436
Chronic	(是=1,否=0)	(0.498)	(0.492)	(0.496)	(0.498)	(0.494)	(0.496)
	是否为男性	0.484	0.476	0.480	0.464	0.475	0.470
Gender	(是=1,否=0)	(0.499)	(0.499)	(0.450)	(0.498)	(0.499)	(0.499)
NOME	是否有社会基本医疗保险	0.962	0.963	0.963	0.959	0.961	0.960
NCMI	(是=1,否=0)	(0.188)	(0.190)	(0.189)	(0.198)	(0.194)	(0.196)

注:表中报告的是均值,圆括号内为标准差。\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%、10% 的显著性水平,表示处理组与控制组样本之间各变量是否存在显著差异(t检验)。

婚姻定义为个体有配偶(已婚并与配偶一同居住)、无配偶(离异、丧偶和从未结婚),样本均值为90.3%。对于健康的衡量标准,我们采用受访者是否有日常活动能力限制(ADL)<sup>①</sup>和是否患慢性病<sup>②</sup>,总样本的ADL均值为9.8%,说明具有活动能力限制的比例相对较低。患慢性病的比例为43.4%。受教育水平定义为个体所达到的最高教育水平,若受教育水平高于初中及以上定义为1,否则为0,均值为36.3%,表明农村老年人的平均受教育程度较低。是否有社会基本医疗保险的均值高达96.3%,即在我国农村几乎实现了覆盖全民的社会基本医疗保障体系。

图1直观地显示了驱动变量年龄和处理变量是否领取养老金之间的关系,相当于RDD中的第一阶段。显然,在新农保政策规定的60岁附近,领取养老保险的概率向上发生了较大的"跳跃",从年龄断点 a = 60 时, 领取养老金的概率大幅提升。

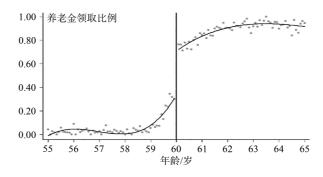


图1 领取养老保险金在年龄断点处的变化情况

注:图中的散点表示每个年龄处领取养老保险的比例(年龄精确到月度);曲线表示对断点前和断点后两个年龄段的 散点进行非线性回归得到的拟合线。

① *ADL* 是一个健康指标,对受访者日常生活自理能力的衡量,主要包括洗澡、吃饭、穿衣、上厕所、控制大小便和室内活动等六个方面组成,如果至少有一项需要依赖他人帮助才能完成则 *ADL*=1,反之,*ADL*=0。

② 依据CHARLS问卷,关注了14种慢性病,包括高血压、哮喘、糖尿病、风湿病、血脂异常、与记忆相关的疾病(如老年痴呆、脑萎缩、帕金森)、情感及精神疾病、胃部疾病或消化系统疾病、恶性肿瘤、肾脏疾病、肝脏疾病、心脏病等。如果没患有任何一种疾病则chronic=0,反之,chronic=1。

#### (四)适用性检验

在运用断点回归设计方法分析时,需注意可能存在"内生分组"(endogenous sorting)。如果样本个体事前知道分组规则,并通过自我操作而完全控制驱动变量,就可以根据自己的收益选择进入处理组或者控制组,导致在断点附近的内生分组,使得断点回归不再是随机分组,引起RDD失效。我们可以通过数据进行检验,检验驱动变量的密度函数,考察在断点 a = 60处的连续性,如果密度函数分布不连续,则可能存在对驱动变量的精确操控即内生分组现象。驱动变量为年龄,虽然年龄是一个确定的过程,样本个体无法精确操控,但是很多个体自己上报的年龄很可能存在选择性偏差。在我国农村,年满60岁时,个体并没有享受其他政策性项目,排除了其他渠道影响结果变量。

首先,针对驱动变量进行连续性检验。根据 McCrary 的方法检验驱动变量密度函数在断点处的连续性变化①。图 2是驱动变量的密度函数分布图,可以看出年龄断点 60岁两侧的密度函数曲线保持平滑变动,不存在明显的跳跃现象。检验中,断点前后的密度差异 $\hat{\theta}$ = -0.013(log difference in height),而标准误差 SE = 0.045,故可以接受密度函数在断点 a = 60处连续性的原假设  $H_0$ ②,即在年龄 a = 60岁断点两侧的分布是连续平滑的,个体不存在对驱动变量的精确操控。

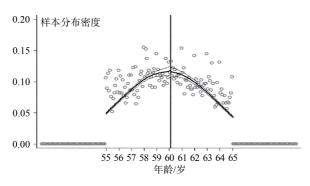


图 2 年龄密度分布函数注:图中断点前和断点后散点的拟合线上下为95%置信区间。

其次,检验其他前定变量 $X'_{ial}$ 在新农保政策规定的年龄断点处是否有明显的跳跃。如果前定变量 $X'_{ial}$ 在a=60处的条件密度函数也存在跳跃,则RDD失效。因此,我们检验前定变量 $X'_{ial}$ 条件密度在a=60的连续性。表2是前定变量的连续性检验结果,可以得出,性别、婚姻状况、ADL、受教育水平、是否患慢性病和是否加入社会基本医疗保险这些前定变量在政策规定的年龄断点前后均没有发生显著变化。

水 2					
		带宽年龄	取值范围		
前定变量	最优带宽	年龄带宽(±2) 58-62岁	年龄带宽(±3) 57-63岁	年龄带宽(±4) 56-64岁	
Gender	0.101	0.189	0.107	0.048	
	(0.087)	(0.145)	(0.090)	(0.064)	
Marital	-0.061	-0.107	-0.064	-0.040	
	(0.045)	(0.075)	(0.046)	(0.033)	
ADL	0.033	0.034	0.031	0.030	
	(0.072)	(0.068)	(0.095)	(0.027)	

表 2 前定变量的连续性检验

① McCrary J., "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), pp.698-714.

② McCrary(2008)提出的原假设: $H_0$ :  $\theta = \ln \lim_{a \to 60} f(a) - \ln \lim_{a \to 60} f(a) = 0$ ,即年龄的密度函数f(a)在a = 60处连续。

续表2

	带宽年龄取值范围					
前定变量	最优带宽	年龄带宽(±2) 58-62岁	年龄带宽(±3) 57-63岁	年龄带宽(±4) 56-64岁		
Edu	0.079 (0.187)	0.087 (0.136)	0.009 (0.084)	0.096 (0.091)		
Chronic	-0.065 (0.129)	-0.045 (0.141)	-0.044 (0.172)	-0.066 (0.093)		
NCMI	0.012 (0.086)	0.059 (0.057)	0.011 (0.035)	0.014 (0.039)		

#### (五)新农保政策对劳动供给和养老模式影响的断点图像

图 3 给出了结果变量在 60 岁前后的变化情况。是否退出劳动(Nowork)和工作小时数(Wtime)分别在断点 60 岁处,有非连续性"跳跃",表明领取养老金后,老年人降低了劳动参与率和劳作强度。类似地,与成年子女同住(LivingA)、与成年子女分开住(LivingB)、是否从子女或亲属那获得私人转移支付(Transfer)均在 60 岁处出现了一个显著的"跳跃"。其他指标则在 60 岁前后基本保持平滑。图像直观地显示了各个变量在 60 岁处的变化情况,具体的断点回归结果详见下文。

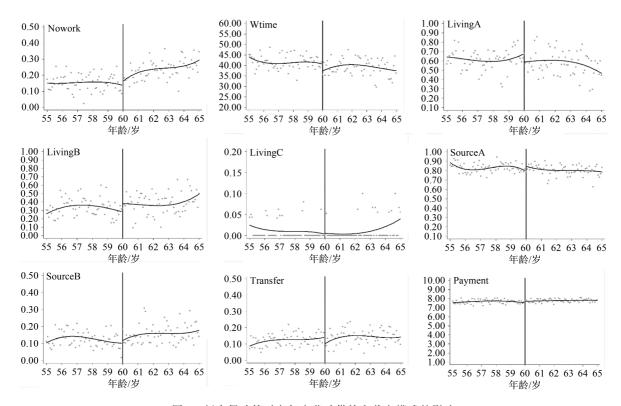


图 3 新农保政策对老年人劳动供给和养老模式的影响注:年龄断点 60岁左右两侧的曲线表示对散点进行非线性回归所得到的拟合线。

# 五、实证结果与分析

### (一)新农保政策对老年人劳动供给的影响

1. 新农保政策对劳动供给的影响。如表 3 所示,从 Panel A 中得出,在最优带宽的情况下,领取养

老金降低了老年人劳动参与率,不再继续劳动的比例增加了约24.8个百分点,在10%水平上显著,加入前定变量后,变为19.8个百分点。但是随着带宽设定的增加,影响程度变化较大,且不再显著,说明新农保政策对劳动参与率的影响并不稳健。对于参与劳动的农村老年人而言,从Panel B中得出,领取养老金显著降低了每周工作小时数,显著降低了约11.32个小时,加入前定变量后降低了约11.65个小时,均在1%水平上显著,并且随着带宽的变化,影响依然显著,比较稳健。由此可知,新农保政策提高了农村老年人退出无休止生产劳动的概率,同时显著降低了劳动参与强度,显著提升了农村老年人闲暇时间的福利水平。

	衣3 新化体	以成为为为供给的影响	J				
估计量	年龄取值范围						
	Panel A. Nowork	是是否退出劳动(是=1,否	=0)				
	最优带宽(±1.8) 58.2—61.8岁	最优带宽(±1.8) 58.2—61.8岁	年龄带宽(±2) 58-62岁	年龄带宽(±3) 57-63岁			
是否退出劳动概率的变化		0.037* (0.026)	0.034* (0.023)	0.021 (0.019)			
领取养老金概率的变化	0.188*** (0.037)	0.047* (0.026)	0.238*** (0.029)	0.335*** (0.025)			
Lwald (LATE)	0.248* (0.147)	0.198* (0.141)	0.142* (0.099)	0.062 (0.059)			
是否加入前定变量	否	是	是	是			
样本量	3864	3864	4038	5876			
	Panel B. V	W time 每周工作小时数					
	最优带宽(±2.6) 57.4-62.6岁	最优带宽(±2.6) 57.4-62.6岁	年龄带宽(±2) 58-62岁	年龄带宽(±3) 57-63岁			
每周工作小时的变化	-4.3313** (1.621)	-4.4905** (1.592)	-4.2996** (1.779)	-3.611** (1.324)			
领取养老金概率的变化	0.3826*** (0.032)	0.3854*** (0.031)	0.3348*** (0.036)	0.406*** (0.025)			
Lwald (LATE)	-11.319*** (3.935)	-11.651*** (4.180)	-12.842** (5.387)	-7.146** (2.785)			
是否加入前定变量	否	是	是	是			
样本量	3661	3661	2837	4063			

表 3 新农保政策对劳动供给的影响

注:表中汇报的是最优带宽下使用三角核估计的局部沃尔德估计值,同时,也使用了矩形核进行了估计;圆括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别对应1%、5%、10%的显著性水平;最优带宽是根据 Imbens & Kalyanaraman(2012)的方法计算得来,表中汇报的是使用三角核估计的结果。以下各表均同。

2. 新农保政策对劳动供给影响的异质性特征。探究新农保政策实施效果的异质性对提高老年人福利水平和推进基本公共服务均等化具有重要的现实意义。因此,为了有效识别新农保政策对劳动供给的异质性,我们按照老年人不同健康水平、性别不同和地区差异进行分样本进行研究。

在表 4 的 Panel A 中(按 ADL 分组), ADL 有限制和 ADL 无限制之间存在显著的差异性。对于 ADL 有限制的老年人,每周工作小时数显著减少约 11.5个小时;对于 ADL 无限制的老年人,每周工作小时数约降低 4.5个小时,均在 5% 水平上显著。在 Panel B 中(按性别分组),领取新农保养老金对老年人劳动供给的影响存在明显的性别差异。女性每周工作小时数比男性显著降低了约 15.17个小时,对于仍然继续劳动的女性老年人,显著降低了女性劳动供给强度。在 Panel C 中(按地区分组),领取新农保养老金显著提高了中部和西部地区老年人退出生产劳动的概率,降低劳动供给的程度显著高于东部地区,中部和西部地区的老年人受益水平相对更高。

+ 4	新农保政策对劳动供给影响的异质性
表 4	

W. t. W. W. W. W. W. D.						
Lwald 估计量	最优带宽	Lwald 估计量	最优带宽			
Panel A. 按具	贸ADL分组	Panel B. 按照性别分组				
ADL=1(日常活	动能力有限制)	Gender =	1(男性)			
Nowork(是否退出劳动)	0.181 (0.2098)	Nowork(是否退出劳动)	0.215 (0.164)			
Wtime(每周工作小时数)	-11.529** (14.833)	Wtime(每周工作小时数)	-3.517** (4.422)			
ADL=0(日常活	动能力无限制)	Gender=	0(女性)			
Nowork(是否退出劳动)	0.204 (0.178)	Nowork(是否退出劳动)	0.054 (0.128)			
Wtime(每周工作小时数)	-4.478** (13.977)	Wtime(每周工作小时数)	-18.688*** (5.945)			
	Panel C. 接	照地区分组				
Area=0	(西部)	Area=1(中部)				
Nowork(是否退出劳动)	0.121** (0.227)	Nowork(是否退出劳动)	0.133** (0.966)			
Wtime(每周工作小时数)	5.045 (7.124)	Wtime(每周工作小时数)	-19.592*** (5.703)			
Area=2	(东部)					
Nowork(是否退出劳动)	0.114 (0.165)	_	_			
Wtime(每周工作小时数)	-13.155 (14.399)	_	_			

注:表中汇报的是最优带宽下使用三角核估计的局部沃尔德估计值。

#### (二)新农保政策对老年人养老模式的影响

1. 新农保政策对养老居住安排偏好和经济来源的影响。在表 5 的 Panel A 中,从居住安排偏好来看,新农保政策降低了农村老年人与成年子女同住的概率,但在统计上并不显著。然而,新农保政策显著提高了老年人与成年子女分开居住的概率,提高了 19.8个百分点,在 10% 水平上显著。领取养老金对住养老院的偏好影响较小,并且在统计上不显著。可以发现,在短期内,新农保政策并未显著改变农村的居住偏好,造成以上结果的原因可能是由于在我国农村地区养老保障设施建设和养老服务市场供给并不健全,再加上农村原有传统养老观念的深入和新农保养老金金额有限,造成选择养老院养老的可能性较低。

表 5 新农保政策对居住安排和养老经济来源的影响

估计量	年龄取值范围					
Panel A. Living居住安排偏好 <sup>①</sup>						
	最优带宽	最优带宽	年龄带宽(±2) 58-62岁	年龄带宽(±3) 57-63岁		
LivingA: 与子女一起居住	-0.149 (0.141)	-0.1448 (0.139)	-0.153 (0.161)	-0.140 (0.123)		
LivingB: 与子女分开居住	0.204* (0.138)	0.198* (0.136)	0.217* (0.158)	0.195* (0.120)		

① 居住安排偏好的数据仅在2013年CHARLS调查中有,因此,在对该变量回归时,仅使用了该年数据。

续表5

估计量	年龄取值范围						
LivingC: 住养老院	-0.001 (0.051)	-0.004 0.007 (0.046) (0.031)		-0.007 (0.022)			
Panel B. Source 养老经济来源							
	最优带宽	最优带宽	年龄带宽(±2) 58-62岁	年龄带宽(±3) 57-63岁			
SourceA: 子女养老	-0.075 (0.097)	-0.077 (0.096)	-0.077 (0.084)	-0.038 (0.055)			
SourceB: 养老金养老	0.153* (0.092)	0.157* (0.091)	0.153* (0.083)	0.157* (0.091)			
是否加入前定变量	否	是	是	是			

在表 5 的 Panel B 中,从预期养老经济来源来看,领取养老金能够使农村老年人预期依靠养老金养老的概率提升了 15.7个百分点,但对依靠子女供养的影响较小。由于农村传统养老观念和新农保政策初期"广覆盖、低保障"的特征,使得现阶段的养老金收入水平不足以显著改变农村传统养老模式。

综合新农保政策对居住安排偏好和预期养老经济来源的影响,发现新农保政策一定程度上提高了老年人与成年子女分开居住的概率,同时提高了依靠养老金收入养老的概率,这表明新农保政策提高了老年人的经济独立性,进而一定程度上改变了农村传统子女养老模式,但是并没有显著降低传统意义上的与成年子女共同居住和依靠子女养老的概率。因此,新农保对居住安排偏好和养老经济来源的政策效应比较有限。

2. 新农保政策对私人转移支付的影响。在表6的Panel A中, 领取养老金显著降低了农村老年人 获得子女或亲属转移支付的概率。在最优带宽和加入前定变量的条件下,领取养老金的老年人从成 年子女或亲属那获得私人转移支付的概率显著降低了24.9个百分点,在5%水平上显著,这表明新农 保政策显著降低了农村老年人对成年子女的经济依赖性,放松了个人收入预算约束,提高了其经济独 立性。在Panel B中,领取养老金对农村老年人从子女获得转移支付金额并没有产生显著影响,对接 受子女或亲戚转移支付的老年人群体而言,新农保养老金收入并没有显著降低私人转移支付额度,原 因可能主要在于新农保政策的保障程度比较低,养老金金额较少。虽然子女对农村老年人转移支付 金额的影响在统计上并不显著,但其回归结果的系数为正值,这可能是由于新农保政策提高了农村老 年人与成年子女分开居住的概率,使得原来家庭合住并不计入转移支付的内部经济支持转变为显性 的代际转移支付,这与程令国等(2013)①研究结果类似。随着新农保政策的不断实施,新农保政策对 老年人父母与子女之间的代际转移支付的替代效应主要发生在是否获得转移支付的广延边际效应 上,也就是说新农保政策只是影响了是否发生转移支付,对于仍然从子女那里获得私人转移支付的老 年人,新农保政策并没有在集约边际效应上显著降低他们获取来自子女的私人转移支付金额。因此, 新农保政策对私人转移支付起到了一定的替代作用,即产生了明显的广延边际效应,但是对于已经获 得私人转移支付的农村老年人,其获得的转移支付金额对养老金收入并不敏感,即没有产生显著的集 约边际效应。

综上,从经济支持的角度讲,新农保政策一定程度上提高了农村老年人的经济独立性,放松了预算约束,改善了老年人经济福利,然而,鉴于新农保政策的养老金给付标准和保障水平有限,需要进一步提高保障水平来应对老龄化对农村传统家庭养老模式的冲击。

① 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?》,《经济研究》2013年第8期。

表 6	新农保政策对私人转移支付的影响
~ ·	391 30 10 20 20 71 14 7 C TY 12 2C 13 HJ 30 HJ

估计量		年龄取	<b>直范围</b>	
	Panel A	1. Transfer		
	最优带宽(±1.4)	最优带宽(±1.4)	年龄带宽(±2)	年龄带宽(±3)
	58.6-61.6岁	58.6-61.4岁	58-62岁	57-63岁
是否获得私人转移支付概率的变化	-0.054**	-0.053**	-0.0511**	-0.037*
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.021)
领取养老金概率的变化	0.210***	0.213***	0.262***	0.284***
	(0.034)	(0.038)	(0.035)	(0.031)
Lwald (LATE)	-0.259**	-0.249**	-0.1944**	-0.131*
	(0.135)	(0.132)	(0.098)	(0.077)
是否加入前定变量	否	是	是	是
	Panel I	3. Payment		
	最优带宽(±2.9)	最优带宽(±2.9)	年龄带宽(±2)	年龄带宽(±3)
	57.1-62.9岁	57.1-62.9岁	58-62岁	57-63岁
获得私人转移支付金额的变化	0.113	0.113	0.135	0.103
	(0.093)	(0.131)	(0.118)	(0.094)
领取养老金概率的变化	0.349***	0.351***	0.254***	0.377***
	(0.031)	(0.029)	(0.036)	(0.028)
Lwald (LATE)	0.324	0.322	0.530	0.272
	(0.286)	(0.284)	(0.473)	(0.251)
是否加入前定变量	否	是	是	是

3. 新农保政策对养老模式影响的异质性特征。在探讨新农保政策对老年人养老模式影响的异质 性特征时,本文主要是按ADL是否有限制、性别和地区三个维度进行分样本回归分析。在表7的 Panel A中(按ADL分组),对于ADL有限制的老年人,获得养老金没有明显降低其从成年子女或亲 属那获得转移支付的概率,在统计上不具有显著性。对已接受转移支付且ADL有限制的老年群体, 获得子女或亲属的转移支付额度显著增加。然而,对于ADL无限制的老年人,获得养老金显著降低 了其从成年子女或亲属那里获得转移支付的概率,降低了25.2个百分点,在5%统计水平上显著。对 已接受转移支付且 ADL 无限制的老年群体,获得转移支付额度影响并不显著。对于 ADL 无限制的 老年人,获得养老金显著降低了和成年子女共同居住的概率,降低了约26.1个百分点,同时也显著提 高了与成年子女分开居住的概率,提高了约26.9百分点,都在10%统计水平上显著。然而,对于 ADL有限制的老年人而言,领取养老金对预期养老金经济来源和居住安排偏好都没有产生显著影 响。因此,对健康状况较好的老年群体,新农保政策改善其养老模式的作用更大,这表明其加剧了健 康水平分组的不均等性。在Panel B中(按性别分组),对于男性而言,领取养老金显著降低了获得子 女或亲属的转移支付概率,显著提高了预期养老金养老的概率,但是对于女性没有产生显著影响。在 Panel C中(按地区分组),在获得子女或亲戚转移支付概率方面,新农保对东部、中部地区的影响要高 于西部。对于居住安排偏好,中部和西部地区的老年人和子女分开居住的概率更大,东部地区受到的 影响并不显著。对于预期养老经济来源,东部老年人依靠养老金养老的概率显著提升,对中部和西部 地区影响较小。

新农保政策对养老模式的影响存在明显的地区差异,对东部地区的影响更加显著。这可能是由于东中西部地区新农保政策的保障水平存在差异,东部地区经济相对发达,对新农保的财政补贴更高,老年人获得的养老金收入更多。对于中西部,财政补贴较低,但是在西部地区总体收入水平较低的情况下,显著提升了西部地区老年人的经济独立性。

W 2 W 2 W 2 W 2 W 2 W 2 W 2 W 2 W 2 W 2							
	Panel	A	Par	nel B	Panel C		
变量	最优带宽	最优带宽	最优带宽	最优带宽	最优带宽	最优带宽	最优带宽
	ADL=0	ADL=1	Gender=0	Gender=1	Area=0	Area=1	Area=2
Transfer	-0.252**	-0.086	-0.098	-0.324*	-0.067	-0.169*	-0.181
1 ransjer	(0.136)	(0.168)	(0.168)	(0.169)	(0.273)	(0.106)	(0.175)
Danmant	0.146	1.549**	0.786	0.203	0.044	0.124	2.859
Payment	(0.301)	(0.773)	(0.488)	(0.442)	(0.729)	(0.373)	(2.195)
LivingA	-0.261*	-0.021	-0.320	-0.149	-0.067	-0.362	0.091
LivingA	(0.162)	(0.278)	(0.236)	(0.193)	(0.176)	(0.279)	(0.225)
Limin a D	0.269*	-0.148	0.253*	0.217*	0.474**	0.424*	-0.062
LivingB	(0.153)	(0.420)	(0.226)	(0.187)	(0.226)	(0.259)	(0.221)
S A	-0.115	0.097	0.017	-0.171	-0.149	-0.012	-0.133
Source A	(0.092)	(0.121)	(0.117)	(0.157)	(0.185)	(0.086)	(0.197)
C D	0.167	0.0289	0.046	0.193*	0.138	0.061	0.224*
Source B	(0.102)	(0.187)	(0.120)	(0.188)	(0.283)	(0.110)	(0.200)

表7 新农保政策对养老模式影响的异质性

#### (三)稳健性分析

本文进一步使用安慰剂检验(placebo test)进行稳健性分析。假设新农保政策规定领取养老金的年龄分别提前为58岁和延迟为62岁,看新农保政策对农村老年人劳动供给和养老模式影响。表8给出了年龄断点分别为58岁和62岁的回归结果。表8的结果均不显著,与以上年龄断点为60岁时的回归结果差异明显,都没有发生显著"跳跃",大多结果与表2、4和表5回归结果相差较大,并且均不具有统计上的显著性。与此同时,本文变化前定变量、改变核密度函数形式检验,检验结果保持不变。因此该回归结果支持了上文RDD估计的稳健性。

结果变量	断点:58岁			断点:62岁		
	最优带宽	年龄带宽(±2)	年龄带宽(±3)	最优带宽	年龄带宽(±2)	年龄带宽(±3)
Nowork	0.522	0.135	-0.020	-0.363	-0.388	0.040
	(1.700)	(0.692)	(0.126)	(0.921)	(1.072)	(0.152)
Wtime	-2.112	-54.431	-3.790	6.951	8.285	3.923
	(11.089)	(55.941)	(12.900)	(33.024)	(37.494)	(11.577)
Transfer	0.373	0.297	-0.116	1.529	1.648	-0.248
	(0.752)	(0.543)	(0.155)	(1.428)	(1.427)	(0.127)
Payment	-0.633	-0.934	-0.509	1.599	2.446	-0.782
	(1.097)	(3.061)	(0.694)	(1.389)	(2.494)	(0.619)
LivingA	0.846	2.434	0.523	3.366	1.108	-0.535
	(0.834)	(2.785)	(0.459)	(19.739)	(2.996)	(0.662)
LivingB	-1.214	-2.793	-0.766	-6.469	-2.437	0.860
	(0.883)	(2.433)	(0.475)	(31.255)	(4.820)	(0.659)
LivingC	0.516	0.267	0.007	0.138	0.265	-0.125
	(0.382)	(0.227)	(0.071)	(0.207)	(0.535)	(0.112)
SourceA	0.327	0.254	-0.083	0.543	0.587	-0.048
	(0.674)	(0.573)	(0.1478)	(1.336)	(1.454)	(0.142)
SourceB	-1.167	-0.976	0.302	-0.559	-0.692	0.034
	(0.820)	(0.683)	(0.185)	(1.330)	(1.630)	(0.147)

表8 安慰剂检验结果

# 六、研究结论和政策启示

农村老年人作为经济收入和健康等方面的弱势群体,经济压力导致其处于持续劳动供给状态。长期以来农村老人依赖于传统"养儿防老"的养老模式,但严重的老龄化、微型化和空巢化对传统养老模式带来巨大冲击,老年人不得不持续劳动获取收入来源以保障其生活需要。劳动供给和养老模式是影响农村老年人福利水平的重要方面,本文基于CHARLS数据,利用RDD研究了新农保政策对农村老年人劳动供给和养老模式的影响。研究结果表明,新农保政策显著降低了参保老年人的劳动供给,提高了老年人与成年子女分开居住和依靠养老金收入养老的概率,对家庭内部代际转移支付具有显著的"挤出效应"。虽然新农保政策一定程度上改变了农村传统子女养老模式,但是对老年人居住安排偏好和养老经济来源的政策效应较小。由于新农保政策的养老金给付标准和保障水平较低,导致现阶段新农保政策对缓解劳动压力和改变传统养老模式的作用相对有限。需进一步提高新农保的保障水平来应对老龄化对农村传统养老模式的冲击。总体上,新农保政策为农村老年人提供了稳定的现金流收入,提高了其经济独立性,进而缓解了农村老年人持续劳作和养老困境,有助于实现农村"老有所养"的目标。随着农村社会养老保险保障水平的提升,农村老年人的生活质量获得较大改善。

识别新农保政策对不同群体老年人劳动供给和养老模式影响的异质性特征有利于更加全面地评估政策效应。与此同时,识别新农保政策对不同群体的异质性影响有助于精准制定差异化政策,推进新时代社会保障体系均等化建设。进一步,根据不同维度分样本回归中发现,新农保政策对不同群体劳动供给的影响存在明显的异质性。新农保对健康状况较差的群体劳动供给降低程度显著高于健康状况好的群体,有助于提升健康弱势群体福利,推进了基本养老服务均等化;新农保对劳动供给的影响中,对中西部地区老年人改善程度更大。新农保政策对健康状况较好的老年人群体养老模式的改善作用更大;新农保政策对养老模式的影响存在明显的地区差异,对东部地区的影响更加显著。这可能是由于东中西部地区新农保政策保障水平存在差异,东部地区经济相对发达,对新农保的财政补贴更高,老年人获得的养老金更多。对于中西部地区,财政补贴相对较低,但是在西部地区总体收入水平较低的情况下,显著提升了西部地区老年人的经济独立性。

因此,本文基于以上研究结论,提出以下政策建议:第一,应根据各地区经济发展的差异化特征,不同程度地增加财政补贴力度,不断提高基础养老金数额,构建养老金动态调整机制,提升新农保政策的保障水平。第二,对农村弱势老年群体给予更多的政策倾斜和支持,逐步健全农村老年人关爱服务体系,特别是需要精准识别困难群众,对农村低收入老年群体的基本生活进行兜底,减少农村老年人群体的返贫率。同时,因为新农保政策的"捆绑政策"使得子女收入水平较低的弱势老年人被排除在外,因此需要解除农村社会养老保险的"捆绑政策",将该弱势群体纳入社会养老保险政策内,提高其经济福利水平。第三,推进城乡社会基本养老保险的统筹并轨,促进我国社会养老保险制度的均等化建设。第四,增加对农村养老机构建设的财政优惠政策,提高农村养老服务供给水平和质量,逐步转变农村传统养老模式,积极应对老龄化挑战,实现农村老年人"老有所养,老有所乐"的社会保障目标,提高其福利水平,推进新时代社会保障体系均等化建设。

# The New Rural Pension Scheme, Labor Supply, and the Eldercare Patterns in Rural China

Zheng Chao Sun Qiang Lv Hong

(Centre for Health Management and Policy Research, School of Public Health, Cheeloo College of Medicine, Shandong University, Jinan 250012, P.R. China;

NHC Key Laboratory of Health Economics and Policy Research, Shandong University, Jinan 250012, P.R. China;

Jinan Central Hospital, Jinan 250013, P.R. China)

Abstract: With a rapid ageing population in China, the elder care becomes an important issue in social development. In China's rural areas, "continuous labor" is a widespread phenomenon among elders and they are in favor of the elder-care arrangement "raise children against aging". In the absence of a stable source of income, economic pressure forces elders in rural areas to remain in labor supply, which makes them have no more leisure time to improve the quality of eldercare and welfare. In addition, living with adult children and relying on them for the elder care is a traditional concept in rural areas. However, when the family size becomes smaller, the number of empty nesters increases, and the elderly dependency ratio keeps rising, the living condition of those elders without the elder care is deteriorating, which brings great challenges to the traditional elder care model. The social welfare system secures people's living standard and stabilizes social operations. Therefore it is necessary to improve the national overall planning system for basic old-age insurance and develop a multi-level and multi-pillar old-age insurance system. Hence, as an important part of social pension system, the implementation effect of the new rural pension scheme is highly concerned by the government and the people. The new rural pension scheme can provide a sustainable and stable cash flow as the income for elders in the rural areas. However, will it help to liberate the rural elderly from endless labor? Does it significantly alleviate the plight of the elderly in rural areas? Is the welfare level of the rural elderly effectively improved?

This study examines the impact of China's new rural pension scheme on the labor supply and the eldercare patterns of the elderly in China. Results show that China's new rural pension scheme significantly reduces the labor supply from the elders, increases the probability of the elderly living separately from adult children, and increases the probability of relying on pensions for living. It significantly reduces the amount of transfer from adult children to their parents. Further research shows that the influence of new rural pension scheme on the labor supply and eldercare patterns is significantly heterogeneous. China's new rural pension scheme has a higher degree of reduction in the labor supply from vulnerable groups in poor health and the Midwest, which will help improve the welfare of disadvantaged groups. It is necessary to give more policy inclinations to vulnerable groups of elders and to promote the equalization of China's social pension system.

Keywords: Social pension scheme; Labor supply; The eldercare patterns; Regression discontinuity design

[责任编辑:郝云飞]