

新农保、隔代照顾与儿童健康*

于新亮 上官熠文 刘慧敏

摘要：探讨新农保对儿童健康水平的影响及其作用机制具有较高的理论价值和现实意义。本文对老年人领取新农保养老金增加隔代转移支付和照顾时间进而提高儿童健康水平的作用机制进行理论分析，并运用2016年中国家庭追踪调查（CFPS）数据对其进行实证检验。结果发现：老年人领取新农保养老金总体上显著提高了其孙子女的健康水平；这种提升效果依老年人照顾时间和其孙子女性别存在差异：老年人参与隔代照顾时间越长，领取新农保养老金提升其孙子女健康水平的作用越大，且对女孩健康水平的提升作用显著高于男孩；老年人领取新农保养老金通过增加对其孙子女的转移支付和照顾时间提升儿童健康水平的两条路径均现实存在。

关键词：儿童健康 新农保 隔代照顾

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、引言

儿童健康状况^①作为反映国民健康状况及生活水平的一个敏感和重要的指标，一直是健康领域研究的重点。儿童健康问题普遍存在于发展中国家，有将近三分之一的5岁以下儿童生长迟缓（De Onis et al., 2000, 宋月萍, 2007）。而且，儿童健康状况与其成年后的健康、收入、受教育水平、生产效率情况息息相关（Case et al., 2002、2005；Chen and Li, 2009；李钟帅、苏群, 2014；胡枫、李善同, 2009），儿童健康状况不佳将极大地降低其成年时的劳动收入、社会地位以及创造能力，并不利于社会人力资本的形成（Alderman, 2012），进而陷入“营养—贫困”陷阱（Dasgupta and Ray, 1986）。

随着中国经济的稳步发展和《中国儿童发展纲要（2001-2010）》等政策的不断落实，中国儿童健康水平显著提高。但在城乡二元结构下，资源分配不均，城乡儿童健康水平仍存在显著差距，农

*本文研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“灾难性卫生支出风险识别、致贫路径与精准保障研究”（批准号：71804090）、国家社会科学规划基金项目“职工基本医疗保险个人账户改革研究”（批准号：18BGL199）和泰山学者工程专项经费“保险风险优化控制策略研究”（编号：tsqn20161041）的资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

^① 本文提到的健康状况如不做特殊说明，专指生理健康状况。

村儿童健康状况不容乐观(李强、臧文斌, 2011)。据原国家卫生和计划生育委员会妇幼健康司统计, 中国儿童健康状况存在明显的城乡差异和地区差异, 农村地区儿童低体重率和生长迟缓率约为城市地区的3~4倍; 2010年, 贫困地区尚有20%的5岁以下儿童生长迟缓; 6~12月龄农村儿童贫血患病率高达28.2%, 13~24月龄儿童贫血患病率为20.5%。健康问题是农村儿童面临的首要问题, 而且会影响其长期发展(Lin et al., 2015)。

已有研究表明, 除先天因素和外部医疗条件(Kramer, 1987; 宋月萍, 2007), 影响农村儿童健康的主要因素是家庭因素, 包括家庭收入、父母照顾以及祖父母隔代照顾情况等(齐良书, 2006; Gibson and Rozelle, 2002; Tian and Yu, 2015; Zhou et al., 2015; 田旭等, 2017)。在关于隔代照顾方面的研究中, 有不少学者发现, 老年人作为主要照顾者时, 其收入水平会显著影响其孙子女的健康水平(Duflo, 2000、2003; 李琴、周先波, 2018)。而中国自2009年起开展的新型农村社会养老保险制度(下文简称“新农保”), 为农村老年人提供了基本养老保障并逐渐成为其重要收入来源。以2010年为例, 全国领取新农保养老金的老年人年领取金额平均为700.06元^①, 相当于农村老年人年平均收入的14.72%^②。

在转型期的中国, “421”的现代家庭结构普遍存在, 受中国传统家庭伦理观念和儿童抚育保障现实困境的双重影响, 隔代照顾成为社会趋势(何圆、王伊攀, 2015; 杨帆、杨成刚, 2016), 而在中国农村, 尤其是贫困地区, 隔代照顾更为常见(叶敬忠等, 2005; Zhou et al., 2015; Zhang et al., 2015; Lin et al., 2015)。那么, 在农村普遍存在隔代照顾的情况下, 老年人领取新农保养老金是否会提高其孙子女的健康水平? 目前的相关研究仍缺乏严谨的实证检验。因此, 本文将首先评估新农保对儿童健康水平的影响。

虽然隔代照顾在农村十分常见, 但老年人担负的照顾时间会因家庭情况不同而有所差异, 特别是农村地区“男孩偏好”依然存在, 隔代照顾的投入也会因孙子女性别不同产生差异。因此, 本文将进一步分析新农保由于隔代照顾时间和孙子女性别差异对儿童健康水平产生的异质性影响。

此外, 新农保对农村儿童健康的影响路径理论上可能包括以下方面: 第一, 领取新农保养老金可降低老年人劳动供给, 使老年人有更多时间照顾其孙子女(程杰, 2014; 李琴、周先波, 2018); 第二, 领取新农保养老金能够提高老年人的收入和消费水平, 增加其对孙子女的转移支付, 从而可能改善儿童健康状况。以往研究并未对以上作用路径进行系统的理论分析, 也尚未得到实证支持。因此, 本文将从理论上分析新农保影响儿童健康水平的路径, 并检验其是否真实存在。

本文剩余部分的结构安排如下: 第二部分是制度背景和文献回顾; 第三部分是理论模型; 第四部分是估计模型设定和数据来源及主要指标的描述性统计; 第五部分是估计结果; 第六部分为机制分析; 最后一部分是结论与政策启示。

^①参见国家统计局(编), 2011:《中国统计年鉴(2011)》, 北京: 中国统计出版社。

^②参见全国老龄工作委员会办公室(编), 2014:《第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查总数据集》, 北京: 华龄出版社。

二、制度背景和文献回顾

（一）制度背景

2009年9月，国务院颁布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，开始试点实施新农保，政策覆盖未参加城镇职工养老保险的农村居民。新农保基金由个人、集体和政府三方筹集，其中个人每月缴费为100~1200元不等，根据个人缴费额度划分不同档次，满足不同层次养老需求。新农保实行“统账结合”，国家财政补贴计入统筹账户，而个人缴费连同集体补助和地方政府缴费补贴全部计入个人账户进行长期积累。参保老年人缴费满15年或者其子女参保即可在年满60岁以后领取新农保养老金。新农保待遇由基础养老金和个人账户养老金组成，基本实现多缴多得。其中，中央确定的基础养老金标准为每人每月55元^①，地方政府可以根据实际情况提高基础养老金标准，提高和加发资金由地方政府支出；个人账户计发标准为个人账户全部储存额除以139，若参保人死亡，个人账户中的余额可以依法继承。到2012年末，新农保政策覆盖了全国2853个县级行政区，参保人数达4.8亿。此后，新农保与城镇居民社会养老保险逐渐合并为城乡居民基本养老保险制度。截至2017年底，全国城乡居民基本养老保险参保人数为5.13亿，领取养老金的老年人数达1.56亿，基金支出达到2372.2亿元（详见表1），中国城乡居民基本养老保险已成为了世界上覆盖人口最多的养老保障计划（郑晓冬、方向明，2018）。

表1 新农保参保和基金收支情况（2010年~2017年）

年份	参保人数 (万人)	领取人数 (万人)	基金收入 (亿元)	基金支出 (亿元)	累计结余 (亿元)
2010	10277	2862.6	453.4	200.4	422.5
2011	32643	8921.8	1069.7	587.7	1199.2
2012	48370	13382.2	1829.2	1149.7	2302.2
2013	49750	14122.3	2052.3	1348.3	3005.7
2014	50107	14312.7	2310.2	1571.2	3844.6
2015	50472	14800.3	2854.6	2116.7	4592.3
2016	50847	15270.3	2933.3	2150.5	5385.2
2017	51255	15597.9	3304.2	2372.2	6317.6

注：自2012年起，参保人数、领取人数、基金收支情况均按照城乡居民基本养老保险统计。

数据来源：国家统计局（编），《中国统计年鉴》（2011~2018年，历年），北京：中国统计出版社。

（二）文献回顾

儿童健康是衡量经济增长和社会发展的指标，影响儿童健康水平的因素一直是国内外学者关注的焦点。以往研究中，影响儿童健康水平的因素主要包括：一是先天生理因素（Kramer, 1987）；二是家庭因素，包括家庭收入、家庭结构、父母外出状况和隔代照顾程度（田旭等，2017；陈玥、

^① 2015年1月，人力资源和社会保障部提出将基础养老金提高到每人每月70元。

赵忠, 2012; Dawson, 1991; 李强、臧文斌, 2011); 三是照顾者特征, 包括性别、年龄、健康状况、受教育水平、饮食等因素 (Chen and Li, 2009; 段丹辉等, 2011; 李钟帅、苏群, 2014; 叶敬忠等, 2005); 四是社区医疗资源与社会医疗保障水平 (齐良书, 2006; 宋月萍, 2007; 李姣媛、方向明, 2018)。

其中, 家庭因素, 特别是家庭收入水平是改善儿童健康状况的主要驱动力。早在 20 世纪 70 年代, Grossman (1972)、Preston (1975) 等就提出, 收入提高有助于改善人们的健康状况。齐良书 (2006) 选取中国 9 个省的微观面板数据, 利用 Logit 模型验证了收入对于健康的影响, 并且发现在农村地区收入对健康水平的影响更为显著; 田旭等 (2018) 采用倾向得分匹配双重差分法对农村儿童健康状况进行的研究同样证实了收入对提高健康水平的作用, 但也指出父母照顾对提高儿童健康水平的作用是不可忽视的; 更有研究发现, 当老年人作为主要照顾者时, 其收入水平的提高对儿童健康水平有显著的正向影响 (Duflo, 2000、2003; 李琴、周先波, 2018)。

以上文献为新农保对儿童健康水平影响的研究提供了理论基础。自 2009 年新农保试点实施以来, 陆续有学者开始对其政策效果展开研究。早期研究主要关注新农保产生的经济效果, 如岳爱等 (2013) 发现, 新农保降低了农村家庭用于养老的预防性储蓄, 对老年人消费具有提振作用; 张川川等 (2015) 研究表明, 新农保不仅有利于降低老年人的贫困发生率, 提高主观福利水平, 而且降低了老年人的劳动供给, 增加了老年人的闲暇时间。总之, 新农保提高了农村老年人的经济独立性, 提升了其家庭自主权 (张晔等, 2016)。

近几年, 新农保对健康水平的影响得到广泛关注。张晔等 (2016) 研究表明, 新农保有利于提高农村老年人常食水果蔬菜的营养摄取水平, 进而改善饮食均衡和健康状况; 何泱泱、周钦 (2016) 和周钦等 (2018) 研究发现, 新农保有利于降低老年人抑郁程度, 提高其心理健康水平, 且农村女性和健康状况较差、财富水平较低的老年人受益更明显。

值得注意的是, 已有新农保政策评估的研究对象大多局限于领取新农保养老金的老年人自身, 新农保“溢出效应”的研究仍较为缺乏, 且尚无研究专门评估新农保对儿童健康水平的影响。但是, 新农保在增进农村老年人福利水平的同时, 减轻了子女的经济负担 (陈华帅、曾毅, 2013), 并增加了老年人照顾孙子女的时间 (李琴、周先波, 2018) 等结论均为本文研究新农保对儿童健康水平的影响路径提供了理论上的参考。

三、理论模型

(一) 老年人闲暇时间和消费决策

首先, 老年人的效用取决于其消费和闲暇时间, 为此, 本文给出老年人效用函数, 并同时给出消费和闲暇时间的约束:

$$U = U(C, T) \quad (1)$$

$$C \leq \omega H + A + B + P \quad (2)$$

$$T = \Pi - H \quad (3)$$

(1) 式为老年人的效用函数。 C 表示老年人的消费； T 表示老年人的闲暇时间。假定该效用函数是拟凹的，且消费和闲暇时间都是正常商品，即满足如下经典假定： $U_1 = \partial U(C, T) / \partial C > 0$ ， $U_{11} = \partial^2 U(C, T) / \partial C^2 < 0$ ， $U_2 = \partial U(C, T) / \partial T > 0$ ， $U_{22} = \partial^2 U(C, T) / \partial T^2 < 0$ ，其中， U_1 和 U_{11} 分别为老年人效用对消费的一阶和二阶偏导， U_2 和 U_{22} 分别为老年人效用对闲暇时间的一阶和二阶偏导。

(2) 式表示老年人的消费约束。其中， ω 为老年人从事市场劳动的实际小时工资； H 为老年人从事市场劳动的时间； A 为老年人当前的资产储备； B 为老年人的其他收入（如子女的转移支付、投资收入等）； P 为老年人领取的新农保养老金。由于老年人需要照顾孙子女，其消费 C 可以分成个人消费和对孙子女的转移支付两部分。参考李琴、周先波（2018）的做法，假定老年人按固定比例分配其消费：一部分是对孙子女的转移支付（ C_c ），且 $C_c = \alpha C$ ，一部分是个人消费（ C_a ），且 $C_a = (1 - \alpha)C$ ，那么老年人的消费可以表示为：

$$C = C_c + C_a = \alpha C + (1 - \alpha)C \quad (4)$$

(3) 式表示老年人的时间约束。其中， Π 表示老年人的时间总量。与上文假设类似，老年人闲暇时间 T 可以按固定比例分成两部分：一部分是照顾孙子女的时间（ T_c ），且 $T_c = \theta T$ ，一部分是个人闲暇时间（ T_a ），且 $T_a = (1 - \theta)T$ ，那么老年人的闲暇时间可表示为：

$$T = T_c + T_a = \theta T + (1 - \theta)T \quad (5)$$

结合（1）式、（2）式和（3）式，构造如下拉格朗日函数，求解老年人效用最大化的问题：

$$L = U(C, T) - \lambda [\omega(\Pi - T) + A + B + P] \quad (6)$$

经求解，老年人最优闲暇时间满足：

$$U_2(\omega\Pi - \omega T^* + A + B + P, T^*) = \omega U_1(\omega\Pi - \omega T^* + A + B + P, T^*) \quad (7)$$

老年人最优消费满足：

$$U_1\left(C^*, T^* - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A+B}{\omega} + \frac{P}{\omega}\right) = \omega U_1\left(C^*, T^* - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A+B}{\omega} + \frac{P}{\omega}\right) \quad (8)$$

由于本文着重考察新农保可能通过改变老年人对儿童的照顾时间和转移支付两种途径影响儿童的健康水平，且 α 和 θ 是常数，即 $T_c^* = \theta T^*$ ， $C_c^* = \alpha C^*$ ，因此，本文分别对（7）式和（8）式中的 P 求偏导，即可求出 P 对最优闲暇时间和最优消费的影响。对（7）式两侧求偏导得：

$$U_{21}\left(1 - \omega \frac{\partial T^*}{\partial P}\right) + U_{22} \frac{\partial T^*}{\partial P} = \omega \left[U_{11}\left(1 - \omega \frac{\partial T^*}{\partial P}\right) + U_{12} \frac{\partial T^*}{\partial P} \right] \quad (9)$$

经求解得：

$$\frac{\partial T^*}{\partial P} = \frac{U_{21} - \omega U_{11}}{2\omega U_{21} - U_{22} - \omega^2 U_{11}} = \frac{U_1(U_1 U_{21} - U_2 U_{11})}{2U_1 U_2 U_{12} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (10)$$

对（8）式两侧求偏导得：

$$U_{21} \frac{\partial C^*}{\partial P} + U_{22} \left(\frac{1}{\omega} - \frac{1}{\omega} \cdot \frac{\partial C^*}{\partial P} \right) = \omega \left[U_{11} \frac{\partial C^*}{\partial P} + U_{12} \left(\frac{1}{\omega} - \frac{1}{\omega} \cdot \frac{\partial C^*}{\partial P} \right) \right] \quad (11)$$

经求解得：

$$\frac{\partial C^*}{\partial P} = \frac{\omega U_{21} - U_{22}}{2\omega U_{21} - U_{22} - \omega^2 U_{11}} = \frac{U_1(U_2 U_{12} - U_1 U_{22})}{2U_1 U_2 U_{12} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (12)$$

（10）式和（12）式中， U_{12} 和 U_{21} 可以表示为：

$$U_{12} = U_{21} = \frac{\partial^2 U(C, T)}{\partial C \partial T} = \frac{\partial^2 U(C, T)}{\partial C^2} \cdot \frac{\partial C}{\partial T} = U_{11} \cdot C'(T) \quad (13)$$

由于消费和闲暇时间都是正常品，二者存在替代关系，因此 $U(C, T) = \bar{U}$ （常数）的集合 (C, T) 构成的无差异曲线 $C = C(T)$ 关于 T 递减，即 $C'(T) = -U_1/U_2 < 0$ 。由上文可知， $U_{11} < 0$ ，从而得出 $U_{12} = U_{21} > 0$ 。此外， $-U_1 U_{22}$ 和 $-U_2 U_{11}$ 均大于 0，所以（10）式的分子大于 0。

一般地，假设无差异曲线是凸函数是合理的，即 $C = C(T)$ 关于 T 是边际递增的：

$$\begin{aligned} C''(T) &= -\frac{1}{U_1^2} \left[U_1(U_{22} - U_{21} \cdot \frac{U_2}{U_1}) - U_2(U_{12} - U_{11} \cdot \frac{U_2}{U_1}) \right] \\ &= \frac{2U_1 U_2 U_{12} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}}{U_1^3} > 0 \end{aligned} \quad (14)$$

又由上文可知， $U_1^3 > 0$ ，因此（10）式分母也大于 0。同理，（12）式的分子与分母都大于 0。

由此得出 $\frac{\partial C^*}{\partial P}$ 和 $\frac{\partial T^*}{\partial P}$ 均大于 0，即领取新农保养老金后，老年人的消费和闲暇时间均增加。进一步地，由于本文假设老年人对孙子女的转移支付和照顾时间分别为消费和闲暇时间的固定比例，因此 $\frac{\partial C_c^*}{\partial P} = \alpha \frac{\partial C^*}{\partial P} > 0$ ，且 $\frac{\partial T_c^*}{\partial P} = \theta \frac{\partial T^*}{\partial P} > 0$ ，即领取新农保养老金后，老年人对儿童的转移支付和照顾时间均增加。

（二）儿童健康投资决策

根据 Grossman（1972）的研究，本文继续建立如下儿童健康投资模型：

$$U_c = U(Z, h) \quad (15)$$

$$Z + Mq = C_c + C_s \quad (16)$$

$$TC + TH + TL = \Omega \quad (17)$$

其中，(15)式表示儿童的效用函数。 U_c 表示儿童的效用； Z 表示儿童除医疗外的其他消费； h 表示儿童的健康时间，即儿童处于健康状态的时间。(16)式表示儿童的消费约束。 M 表示儿童的医疗消费量； q 表示医疗服务的相对价格（其他消费价格为1）； C_s 表示父母对儿童的经济支出，此处设定为常数。(17)式表示儿童的时间约束。 TC 、 TH 和 TL 分别表示儿童用于消费的时间、用于提高健康的时间和生病时间，其中 $TC + TH = h$ ， Ω 表示儿童的总时间。进一步地，儿童的健康时间可以表示为健康人力资本 H 的函数，本文设定为 $h = \Omega - BH_t^{-C}$ ，其中 B 和 C 为常数，满足 $B \in (0,1)$ ， $C \in (0,1)$ 。而健康人力资本 H 满足 $H_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)H_t$ ， δ_t 为健康人力资本折旧率，且 $\delta_t \in (0,1)$ 。 I 表示健康人力资本投资，是医疗服务消费 M 的产出，即 $I = \varphi M$ ， φ 为转化率，且 $\varphi \in (0,1)$ 。本文在预算约束和时间约束下使儿童效用最大化，求得儿童健康投资的均衡条件为^①：

$$\frac{G_t(C_c / \Omega)}{\pi_{t-1}} + \frac{G_t(U_{ht} / m)}{\pi_{t-1}} = \delta_t \quad (18)$$

(18)式中， $G_t = \partial TL_t / \partial H_t$ 是健康人力资本的边际产出； $U_{ht} = \partial U / \partial H_t$ 是健康人力资本带来的边际效用； m 是货币收入带来的边际效用； π_{t-1} 是健康的影子价格。(18)式的两边可以分别理解为健康投资的边际收益和边际成本，均衡点即为儿童最优健康人力资本 H_0^* ，如图1中A点所示。

(三) 研究假说

本文继续分析新农保对儿童健康的影响。首先，老年人领取新农养老金后，将增加对其孙子女的转移支付 C_c ，从而提高儿童健康投资的边际收益；其次，老年人领取新农养老金后，将增加对其孙子女的照顾时间 T_c ，从而降低儿童健康投资的影子价格 π_{t-1} ，提高儿童健康投资的边际收益。以上两个路径均使得儿童健康投资的边际收益曲线向右偏移，均衡点随之右移（如图1中A'点所示），此时儿童健康人力资本由 H_0^* 增加为 H_1^* ，即提高了儿童健康人力资本。

综上，本文提出如下研究假说：老年人领取新农养老金后，会增加对其孙子女的照顾时间和转移支付，从而提高其孙子女的健康水平。

^① 限于篇幅，此处未报告求解过程。可参见Grossman（1972）。

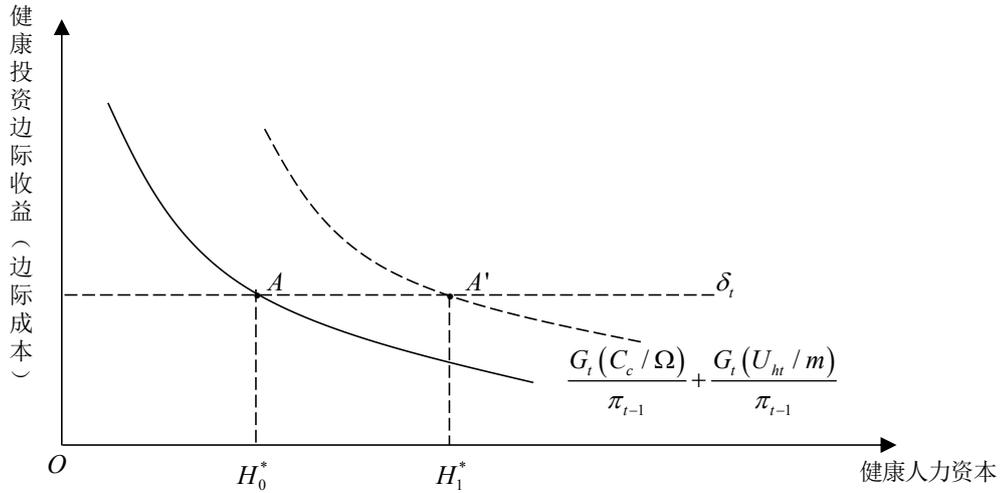


图1 新农保对儿童健康的影响

四、估计模型设定及数据来源

(一) 估计模型

以往研究中不少学者使用 BMI 指数（体重千克数与身高米数平方之比）作为衡量健康水平的一个重要指标，如陈在余（2009），但该指标在本文中并不适用。原因如下：①BMI 指数是全球公认的衡量成人健康水平的一个指标，而本文需要衡量的是 0~15 岁儿童的健康水平；②虽然国际上也曾按照某些地区儿童身高和体重情况测算出当地儿童的 BMI 指数，但是不同地区儿童的 BMI 指数存在差异，而本文调查的儿童样本的地域分布也很广泛；③儿童成长迅速，不同年龄段的儿童成长速度也存在差异，尤其是学龄前儿童（0~5 岁）。参照以往的研究（李强、臧文斌，2011），本文选取儿童患病情况（包括近一月来是否患病和近一年来患病次数）作为衡量儿童健康水平的指标。基于这一指标设定，为评估新农保对儿童健康水平的影响，本文设定如下估计模型：

$$\text{Prob}(ill_{cjk} = 1) = \alpha_0 + \beta pension_{ijk} + \sum_m \alpha_m X_{icjk}^m + province_{icj} + \xi_{icjk} \quad (19)$$

(19) 式中，下角标 i 、 c 、 j 、 k 分别表示受访老年人、其孙子女、其所在家庭和所在地区。被解释变量 ill 为儿童患病情况，本文选用其在过去一个月是否患病来衡量，患病为 1，反之为 0。在进行稳健性检验时，本文也选用儿童在过去一年的患病次数为被解释变量，此时该变量为序数变量。核心解释变量 $pension$ 为老年人是否领取新农保养老金，该变量为虚拟变量，领取为 1，反之则为 0。 X^m 为控制变量组，主要包括老年人健康水平、受教育水平、所在家庭人均收入及其孙子女年龄、性别、是否参加医疗保险、是否主要由老年人照顾。 $province$ 为地区固定效应， ξ 为随机扰动项， α_0 为常数项。本文采取极大似然估计法（MLE）估计所有参数。

(二) 数据来源

本文研究所用数据来自于 2016 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。该

调查由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施，样本覆盖 25 个省（市、区），实际样本规模为 14019 户，具有全国代表性。调查对象包含样本家户中的全部家庭成员，其中成年样本 36892 人，儿童样本 8427 人。该调查跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，问卷内容包括人口特征和迁移、经济活动、家庭关系与家庭动态等。目前，该数据库调查数据已广泛应用于养老和医疗领域的科学研究（例如，周广肃等，2014；谭之博、张晓波，2016）。因此，该数据库数据能够满足本文研究新农保对农村儿童健康状况影响的需要。本文的主要研究内容聚焦于农村家庭祖孙两代人，因此本文在使用该数据时进行了如下处理：一是以家庭为单位对成人问卷、儿童问卷、共用模块问卷、家庭经济问卷进行数据信息匹配，从而确保祖孙关系与家庭信息一一对应；二是将城镇居民样本、年龄低于 45 岁的成人样本以及遗漏重要信息样本予以剔除，最终保留有效样本量为 8867^①。

（三）描述性统计分析

本文根据老年人领取新农保养老金的情况报告了样本描述性统计特征，包括全体样本、领取新农保养老金子样本和未领取新农保养老金子样本的均值及标准差，同时计算了两个子样本各变量的均值差异，详见表 2。从表 2 中可以发现，老年人领取新农保养老金的比例达到 29.20%，两组子样本在儿童过去一个月是否患病、儿童过去一年的患病次数、老年人年龄、老年人健康水平、老年人受教育水平、所在家庭人均收入、儿童年龄、儿童是否参加医疗保险和儿童是否主要由老年人照顾等方面均在 1% 检验水平上存在显著差异。其中，不论儿童在过去一个月是否患病，还是儿童在过去一年的患病次数，领取新农保养老金子样本均显著低于未领取新农保养老金子样本，这意味着相比于未领取新农保养老金的家庭，领取新农保养老金家庭的儿童的健康状况更好，与本文之前的预期相符。通过观察老年人相关指标可以发现，领取新农保养老金的老年人年龄要显著高于未领取新农保养老金老年人，两者差异超过 12 岁，而且领取新农保养老金的老年人在健康水平、受教育水平和家庭人均收入等方面均显著低于未领取新农保养老金的老年人。再通过观察儿童相关指标可以发现，领取新农保养老金子样本的儿童年龄显著高于未领取新农保养老金子样本，相差约 1.2 岁，两组儿童在性别上不存在显著差异，但领取新农保养老金子样本中，儿童参加医疗保险状况以及隔代照顾程度均显著高于未领取新农保养老金子样本。

表 2 变量说明及描述性统计

变量	变量赋值	全样本	领取新农保	未领取新农	差异
			养老金子样本	养老金子样本	
儿童在过去一个月是否患病	患病=1, 未患病=0	0.2980 (0.0049)	0.2587 (0.0087)	0.3142 (0.0059)	-0.0555*** (0.0107)
儿童在过去一年的患病次数	取实际值	2.4401 (0.1030)	2.1088 (0.0769)	2.5767 (0.0581)	-0.4679*** (0.1030)

^① 由于家庭成员中祖孙两代均可能在两人及以上，因此数据匹配时既存在同一老年人匹配上多个孙子女的情形，也存在同一儿童匹配上多个老年人的情形，从而导致扩大了有效样本量。

老年人是否领取新农保养老金	领取=1, 未领取=0	0.2920 (0.4547)	—	—	—
老年人年龄	调查年份与老年人出生年份之差	57.8386 (0.0930)	66.4344 (0.1198)	54.2710 (0.0884)	12.1635*** (0.1574)
老年人健康水平	不健康=1, 一般=2, 比较健康=3, 很健康=4, 非常健康=5	2.6129 (0.0134)	2.3726 (0.0243)	2.7120 (0.0159)	-0.3394*** (0.0293)
老年人受教育水平	文盲=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 大专=5, 大学本科及以上=6	1.5490 (0.0219)	1.2376 (0.0402)	1.6774 (0.0259)	-0.4399*** (0.0478)
所在家庭人均收入	家庭年人均收入取自然对数	9.0143 (0.0097)	8.9426 (0.0183)	9.0439 (0.0115)	-0.1013*** (0.0214)
儿童年龄	调查年份与儿童出生年份之差	6.9912 (0.0465)	7.8740 (0.0834)	6.6271 (0.0554)	1.2470*** (0.1015)
儿童性别	男=1, 女=0	0.5450 (0.0053)	0.5476 (0.0098)	0.5439 (0.0063)	0.0036 (0.0117)
儿童是否参加医疗保险	参加=1, 未参加=0	0.9437 (0.0025)	0.9585 (0.0040)	0.9375 (0.0032)	0.0210*** (0.0055)
儿童是否主要由老年人照顾	白天和黑夜均主要由老年人照顾=1, 其他=0	0.4402 (0.0053)	0.4646 (0.0099)	0.4301 (0.0063)	0.0345*** (0.0117)

注：①以往研究和微观数据库，往往将45岁以上人口作为“老年人”研究样本，有些政策文件也将45~59岁界定为“初老期”。此外，也有研究发现，虽然新农保规定60岁以上者才可以领取养老金，但实际上存在60岁以前领取到新农保养老金的情况。综合考虑，本文也保留了45岁以上人口作为研究样本。②括号中数字为标准差；第6列用t统计量检验样本差异的显著性；***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

五、估计结果

（一）新农保对儿童健康水平的影响

新农保影响儿童健康水平的估计结果详见表3。表3中，（1）列为未加任何控制变量和固定效应的简单回归，解释变量老年人是否领取新农保养老金在1%水平上显著，且系数为负，说明老年人领取新农保养老金后，其孙子女的健康水平显著提高。（2）列和（3）列为依次加入一系列控制变量和地区固定效应的估计结果，老年人是否领取新农保养老金依然在1%水平上显著，且系数为负，这说明控制个人特征和地区特征后，老年人领取新农保养老金仍然能够显著提高其孙子女健康水平。综上所述，本文认为新农保对儿童健康具有显著的促进作用。

控制变量的回归结果中，老年人健康水平变量在1%水平上显著，且系数为负，说明老年人越健康，其孙子女的健康水平越高，这与段成荣、杨舸（2008）的研究结论一致，原因可能是遗传因素，也有可能是越健康的老年人越能给孙子女提供好的照顾，孙子女健康状况也就越好；儿童年龄

变量在 1%水平上显著,且系数为负,说明儿童年龄越大其自身健康水平越高,这与富振英等(2000)的研究结论一致,原因可能是随着年龄增大其自身身体素质提高,患病减少;儿童是否主要由老年人照顾变量在 5%水平上显著,且系数为正,说明主要由老年人照顾的儿童健康水平相对较差,这与 Gaudin and Sutphen(1993)和 Kirby and Kaneda(2002)等研究结论一致,原因可能是老年人在健康状况、经济状况、受教育水平等方面不足,导致老年人隔代照顾质量低于父母亲自照顾质量;所在家庭人均收入变量对儿童健康水平的影响并不显著,原因可能是一方面父母外出务工增加了家庭人均收入,对儿童健康水平有一定的促进作用,而另一方面正如田旭等(2017)所述,他们也可能疏于对儿童的照顾和抚育,反而又降低了儿童健康水平。此外,儿童健康水平不存在显著的性别差异,儿童参加医疗保险也并未显著提高其健康水平。

表 3 新农保对儿童健康水平的影响

	(1)	(2)	(3)
老年人是否领取新农保养老金	-0.1743*** (0.0314)	-0.1165*** (0.0326)	-0.1082*** (0.0332)
老年人健康水平		-0.1674*** (0.0116)	-0.1571*** (0.0118)
老年人受教育水平		-0.0104 (0.0070)	-0.0067 (0.0071)
所在家庭人均收入		-0.0183 (0.0159)	0.0131 (0.0168)
儿童性别		0.0469 (0.0288)	0.0503 (0.0291)
儿童年龄		-0.5463*** (0.0035)	-0.5370*** (0.0035)
儿童是否参加医疗保险		-0.0165 (0.0605)	-0.0267 (0.0621)
儿童是否主要由老年人照顾		0.0836** (0.0293)	0.0933** (0.0297)
地区固定效应			控制
常数项	-0.4789*** (0.0165)	0.1027 (0.1592)	-0.1461 (0.1654)
N	8867	8749	8746
Pseudo R ²	0.0029	0.0346	0.0467
LR χ^2	31.60	368.35	497.68
Log likelihood	-5390.44	-5145.19	-5078.61

注: 括号中数字为标准误; ***, **、* 分别代表在 1%、5%、10%水平上显著。

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量。考虑到儿童患病后的严重程度存在差异, 为了进一步检验上述结果的稳健

性，本文将儿童在过去一年的患病次数作为被解释变量进行 Order Probit 回归，结果如表 4 中（1）列所示。估计结果显示，解释变量老年人是否领取新农养老金依然在 1%水平上显著，且系数为负，说明老年人领取新农养老金显著降低了儿童患病次数，即提高了儿童健康水平。

表 4 更换被解释变量和利用工具变量克服内生性的回归结果

	(1) 儿童在过去一年的患病 次数	(2) 老年人是否领取新农保 养老金	(3) 儿童在过去一个月是否 患病
老年人是否领取新农养老金	-0.0766*** (0.0260)		-0.6277*** (0.1696)
同村其他老年人新农养老金 领取率		0.1128*** (0.0065)	
个体特征变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
常数项		0.2481*** (0.0539)	-0.0188 (0.1880)
N	8754	8550	
Pseudo R ²	0.0268		
LR χ^2	925.31	518.00	
Log likelihood	-16783.63	-9891.41	

注：括号中数字为标准误；***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%水平上显著；限于篇幅，各模型中老年人和儿童个体特征变量以及（1）列模型中各切点（cut）的回归结果没有报告。

2.利用工具变量克服内生性。考虑到老年人是否领取新农养老金存在一定的自选择，需要在实证检验中克服这一内生性问题。参考贾男、马俊龙（2015）的做法，本文选取同村其他老年人新农养老金领取率作为工具变量。选取该变量作为工具变量的原因在于，同村其他老年人新农养老金领取率会影响老年人本人的新农养老金领取情况，但不会直接影响由老年人照料的儿童的健康水平，满足工具变量外生性的要求。本文也检验了该工具变量选取的有效性，即进行相关性、可识别性和弱工具变量检验。首先，表 4（2）列老年人是否领取新农养老金的决策方程回归结果显示，工具变量同村其他老年人新农养老金领取率在 1%水平上显著，且系数为正，说明同村其他老年人新农养老金领取率越高，老年人本人领取新农养老金的概率越高，从而通过了工具变量的相关性检验。其次，模型中有一个工具变量对应一个内生变量，且 Hansen J 统计量数值为 0，由此证实该模型为恰好识别。最后，用以检验弱工具变量的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量数值为 273.42，对应 15% 水平下 Stock-Yogo 弱工具变量检验临界值为 8.96，拒绝了其为弱工具变量的原假设。上述检验表明，本文选取同村其他老年人新农养老金领取率作为工具变量是有效的。

选取同村其他老年人新农养老金领取率作为工具变量的 IV Probit 回归结果如表 4 中（2）列、（3）列所示。表 4 中（3）列儿童健康水平结果方程回归结果显示，老年人是否领取新农养老金

仍然在 1%水平上显著，且系数为负，说明克服老年人领取新农保养老金存在自选择的内生性后，老年人领取新农保养老金依然提高了其孙子女健康水平。

另外，本文也选取同县邻村老年人新农保养老金领取率和同省邻县老年人新农保养老金领取率作为工具变量，回归结果依然与上文结果相似，限于篇幅，相关回归结果不再展示。

3.采用模糊断点回归克服内生性。相关政策规定，新农保的正常领取时间为 60 周岁，意味着老年人领取新农保养老金的概率会在 60 岁后显著提高，可视为外生政策冲击导致的“局部随机实验”，因此，可以通过估计老年人年龄在 60 岁附近的局部平均处理效应，评估新农保对儿童健康水平的影响。基于以上分析，参照 Hahn and Van der Klaauw（1999）和 McCrary（2008）的做法，本文以老年人年龄为分组变量，60 岁为断点，老年人是否领取新农保养老金为处理变量，老年人健康水平、受教育水平、所在家庭人均收入及其孙子女年龄、性别、是否参加医疗保险和是否主要由老年人照顾为前定变量，儿童在过去一年的患病次数为结果变量，采用模糊断点回归方法克服内生性进一步评估老年人领取新农保养老金对其孙子女健康水平的影响。

本文在模糊断点回归前进行了一系列的前提假设检验，包括内生分组检验、前定变量平衡性检验等，检验结果表明断点两侧的分组变量核密度函数以及各前定变量联合条件密度均不存在显著差异。限于篇幅，相关检验结果未在文章中报告。模糊断点回归的图像见图 2，回归结果如表 5 所示。其中，（1）列为标准模糊断点回归，即采用最优带宽和三角核进行估计的一阶回归结果。结果表明，老年人领取新农保养老金对儿童在过去一年的患病次数的处理效应在 5%水平上显著，且作用方向为负，说明老年人领取新农保养老金后，其孙子女在过去一年的患病次数显著下降，健康水平显著提升。为了验证该结果的可靠性，本文进一步选取 2 倍最优带宽、二次核和二阶回归分别进行稳健性检验，结果见表 5 中（2）~（4）列。3 项检验中的处理效应均在 10%水平上显著为负，与标准检验结果一致。综上所述，老年人领取新农保养老金显著提升了其孙子女健康水平。

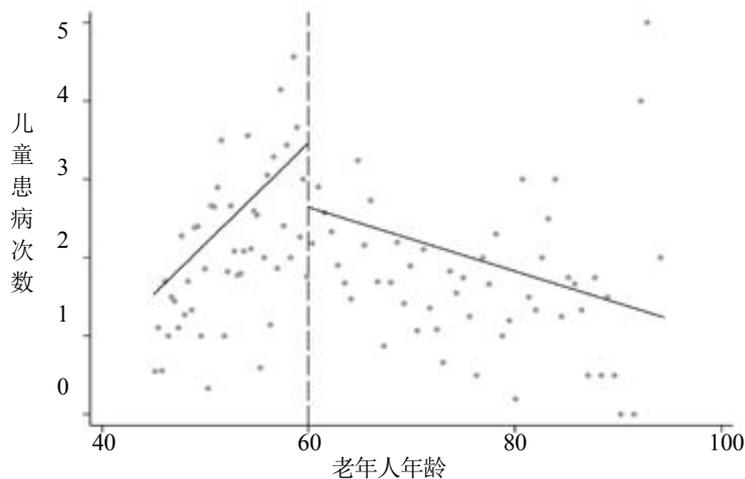


图 2 模糊断点回归

表 5

采用模糊断点回归克服内生性的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
处理效应	-7.146**	-4.7577*	-8.7334*	-9.3167*
标准差	3.287	2.7938	4.5108	4.9478
t 统计量	-2.174	-1.7029	-1.9361	-1.8830

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

(三) 异质性分析

首先，本文根据老年人参与其孙子女照顾的时间不同，将儿童照顾方式分为主要由父母照顾、父母和老年人共同照顾和主要由老年人照顾三类，相应将总样本划分为三个子样本分别进行 Probit 回归并估计老年人领取新农保养老金降低其孙子女患病概率的边际效应，结果如表 6 所示。在以上三种情形下，老年人领取新农保养老金降低其孙子女患病概率的边际效应确实存在显著差异：当儿童主要由父母照顾时，老年人领取新农保养老金使其孙子女患病的概率下降了 4.91%；当儿童由父母和老年人双方共同照顾时，老年人领取新农保养老金使其孙子女患病的概率下降了 7.34%；当儿童主要由老年人照顾时，老年人领取新农保养老金使其孙子女患病的概率下降了 9.10%。总的来说，老年人参与照顾孙子女的时间越长，老年人领取新农保养老金提升其孙子女健康水平的边际效应越强。本文提供了两个相对合理的解释：一是老年人照顾孙子女的时间越长，隔代关系越密切，老年人转移支付的可能性越高，转移支付的总金额也可能会越大 (Duflo, 2003)，从而提高了对儿童单位时间的健康投入；二是相比于父母亲自照顾，老年人隔代照顾下的儿童初始健康水平较低 (段丹辉等, 2011)，而健康投入的边际收益较高 (Duflo, 2003)，因此新农保对提升儿童健康水平的收入效应更强。

表 6 隔代照顾时间差异下新农保影响儿童健康的异质性分析 (边际效应)

	主要由父母照顾 子样本	父母和老年人共同照顾 子样本	主要由老年人照顾 子样本
老年人是否领取新农保 养老金 (边际效应)	-0.0491*** (0.0127)	-0.0734*** (0.0184)	-0.0910*** (0.0217)
个体特征变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
常数项	-0.5493** (0.1903)	-0.9078* (0.4703)	-0.9888*** (0.2963)
N	4896	1455	2345
Pseudo R ²	0.0169	0.0431	0.0639
LR χ^2	96.95	155.39	174.79
Log likelihood	-2820.0808	-1854.4035	-1410.6671

注：括号中数字为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；限于篇幅，老年人和儿童个体特征变量回归结果没有报告。

其次，新农保通过增加隔代转移支付提高儿童健康水平也可能在不同性别儿童间存在差异。本文根据儿童性别将总样本重新划分为男孩和女孩两个子样本，重复上述实证步骤，估计老年人领取

新农保养老金降低其孙子女患病概率的边际效应，结果如表 7 所示。对于男孩子样本，老年人是否领取新农保养老金变量在 5%水平上显著，且边际效应为负，老年人领取新农保养老金使孙子（或外孙）患病概率下降了 3.38%；而对于女孩子样本，老年人是否领取新农保养老金变量在 1%水平上显著，且边际效应为负，老年人领取新农保养老金使孙女（或外孙女）患病概率下降了 8.91%。结果表明，新农保对儿童健康的影响存在显著的性别差异，对女孩健康水平的提高程度明显高于男孩。一个可能的原因是，农村地区“男孩偏好”依然存在，特别是家庭面临经济约束时，对男孩的健康投资会挤出对女孩的健康投资，使得女孩的存活率和健康状况要显著低于男孩(宋月萍、谭琳,2008)。而老年人领取新农保养老金后，家庭面临的经济约束有所改善，健康投资的性别歧视有所缓解，女孩健康水平随之提高。

表 7 儿童性别差异下新农保影响儿童健康的异质性分析（边际效应）

	男孩子样本	女孩子样本
老年人是否领取新农保养老金（边际效应）	-0.0338** (0.0148)	-0.0891*** (0.0163)
个体特征变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	-0.9657*** (0.2180)	0.0758 (0.3994)
N	4765	3981
Pseudo R ²	0.0193	0.0480
LR χ^2	112.79	230.78
Log likelihood	-2866.5542	-2288.4639

注：括号中数字为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；限于篇幅，老年人和儿童个体特征变量回归结果没有报告。

六、机制分析

在上文估计结果中，本文已经得出新农保会提升儿童健康这一结论，结合理论分析，本文预期产生这一结果存在两条作用路径：①老年人领取新农保养老金将增加对其孙子女的转移支付；②老年人领取新农保养老金将增加对其孙子女的照顾时间。为证实理论预期中的作用路径的确存在，本文需分别对以上两条作用路径进行验证。

但是，限于数据缺乏，本文无法选取指标有效衡量老年人对其孙子女的转移支付数额，也无法直接分析老年人对其孙子女的转移支付数额在老年人领取新农保养老金后发生何种变化。对此，本文联想到老年人收入结构存在明显的城乡差异，养老金发挥作用有所不同：城镇老年人退休前的主要收入来源是工资性收入，退休后工资性收入丧失，其领取的养老金并不足以弥补原有收入^①，实

^① 2016 年，城镇职工养老金的替代率为 67%，即仅为退休前工资的三分之二。数据来源：中国社会科学院（编），2016：《中国养老金发展报告 2016：“第二支柱”年金制度全面深化改革》，北京：经济管理出版社。

际收入相比于退休前是减少的，因此城镇老年人退休后即便领取了养老金，消费也会下降，非耐用品消费和食物消费的下降更为明显（邹红、喻开志，2015）；农村老年人主要收入来源是农业收入，且在60岁前后并不会存在显著变化，那么其领取的新农保就相当于一笔额外收入，实际收入相比养老金领取前是增加的，因此领取新农保养老金能够显著促进农村家庭消费（岳爱等，2013；解垚，2015）。根据以上分析本文推断，如果老年人领取养老金存在通过改变隔代转移支付而影响孙子女健康水平这一作用路径，那么这种影响在城乡间也将存在显著差异。本文即可通过检验养老金领取的城乡差异化效果间接验证新农保是否通过增加老年人隔代转移支付这一作用路径影响孙子女健康水平。

本文以儿童过去一个月是否患病为被解释变量，以城镇老年人是否领取养老金为解释变量进行Probit回归^①，评估城镇老年人领取养老金对其孙子女健康水平的影响，回归结果如表8所示。城镇老年人是否领取养老金变量不显著。而与前文结果进行对比，农村老年人领取新农保养老金能够显著提高其孙子女健康水平。结合上文分析，本文认定新农保通过增加老年人对其孙子女的转移支付进而提高儿童健康水平这一路径的确存在。

表8 城乡老年人领取养老金对儿童健康水平的影响

	城镇老年人	农村老年人
老年人是否领取养老金	-0.0056 (0.0622)	-0.1082*** (0.033)
个体特征变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	0.8626* (0.4766)	-0.1461 (0.1660)
N	2094	8746
Pseudo R ²	0.0843	0.0467
LR χ^2	218.12	497.68
Log likelihood	-1184.8156	-5078.613

注：括号中数字为标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著；限于篇幅，老年人和儿童个体特征变量回归结果没有报告；在农村样本回归中，老年人是否领取养老金即为老年人是否领取新农保养老金。

为验证新农保通过增加老年人对其孙子女的照顾时间影响儿童健康水平的路径，本文首先对老年人照顾孙子女时间变量进行如下设定：如果孙子女白天和晚上都不由老年人照顾则赋值为1，白天或晚上主要由老年人照顾赋值为2，白天和晚上都由老年人照顾赋值为3，然后以其为被解释变量进行Order Probit回归，结果如表9所示。从表9看，对于农村老年人，老年人是否领取养老金变量在1%水平上显著，且系数为正，说明农村老年人在领取新农保养老金后显著提高了其对孙子女的照顾时间，这与李琴、周先波（2018）的研究结论一致。本文对城镇样本也进行了回归估计，结果显示，老年人是否领取养老金变量在1%水平上显著，且系数为正，说明城镇老年人在领取养老金

^① 由于机制分析涉及城镇居民，本文对中国家庭追踪调查数据库数据重新进行数据筛选，追回了城镇居民样本数据，并按照与前文农村居民样本同样的处理程序对其进行数据处理，最终保留城镇居民有效样本量为2094。

后同样显著提高了其对孙子女的照顾时间。研究表明，养老金通过增加老年人对其孙子女的照顾时间影响儿童健康水平这一作用路径无论城乡均普遍存在。

表 9 城乡老年人领取养老金对照顾孙子女时间的影响

	城镇老年人	农村老年人
老年人是否领取养老金	0.2189*** (0.0620)	0.1445*** (0.0311)
个体特征变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	2094	8754
Pseudo R ²	0.0779	0.0491
LR χ^2	225.91	589.66
Log likelihood	-1337.6914	-5708.4039

注：括号中数字为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；限于篇幅，老年人和儿童个体特征变量回归结果没有报告；在农村样本回归中，老年人是否领取养老金即为老年人是或否领取新农保养老金。

综上所述，新农保通过增加老年人对其孙子女的转移支付和照顾时间提高儿童健康水平的两条路径均现实存在，其中增加照顾时间这一路径在城镇同样存在，而增加转移支付为新农保独有。

七、结论和政策启示

在中国城乡二元结构尚未完全消除的背景下，农村儿童健康状况依然不容乐观。消除贫困和提高照顾质量是改善农村儿童健康状况的关键因素，而针对隔代照顾普遍存在的实际情况，新农保的实施有望在以上两个方面提供支持。本文在对老年人领取新农保养老金增加隔代转移支付和照顾时间进而提高儿童健康水平的作用机制进行理论分析的基础上，运用 2016 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据进行了检验。本文研究的主要结论如下：第一，老年人领取新农保养老金总体上显著提高了其孙子女的健康水平。第二，这种提升效果依老年人照顾时间和孙子女性别存在差异：一方面，老年人参与隔代照顾时间越长，新农保提升其孙子女健康水平的作用越大；另一方面，老年人领取新农保养老金对女孩健康水平的提升作用显著高于男孩。第三，老年人领取新农保养老金通过增加对孙子女的转移支付和照顾时间提升孙子女健康水平的两条路径均现实存在，其中增加照顾时间这一路径在城乡均适用，而增加转移支付这一路径为新农保独有。

以上研究结论表明，新农保不仅提高了农村老年人的消费能力，增加了闲暇时间，而且还产生了明显的“溢出效应”，即老年人领取新农保养老金显著提高了其孙子女健康水平。因此，在隔代照顾普遍存在的现实背景下，进一步加大农村老年人社会保障程度也是改善农村儿童生存现状的可行方法之一。

参考文献

- 1.陈华帅、曾毅，2013：《“新农保”使谁受益：老人还是子女？》，《经济研究》第 8 期。
- 2.陈玥、赵忠，2012：《我国农村父母外出务工对留守儿童健康的影响》，《中国卫生政策研究》第 11 期。

- 3.陈在余, 2009:《中国农村留守儿童营养与健康状况分析》,《中国人口科学》第5期。
- 4.程杰, 2014:《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第10期。
- 5.段成荣、杨舸, 2008:《我国农村留守儿童状况研究》,《人口研究》第3期。
- 6.段丹辉、李林艳、朱明元、罗家有, 2011:《看护人营养行为对农村留守儿童膳食摄入的影响的调查》,《卫生研究》第5期。
- 7.富振英、何武、陈春明, 2000:《中国6岁以下儿童呼吸系统疾病与腹泻患病情况及经济损失》,《卫生研究》第5期。
- 8.何洪决、周钦, 2016:《“新农保”对农村居民主观福利的影响研究》,《保险研究》第3期。
- 9.何圆、王伊攀, 2015:《隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗?——基于CHARLS数据的实证分析》,《人口研究》第2期。
- 10.胡枫、李善同, 2009:《父母外出务工对农村留守儿童教育的影响——基于5城市农民工调查的实证分析》,《管理世界》第2期。
- 11.贾男、马俊龙, 2015:《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》,《管理世界》第9期。
- 12.李姣媛、方向明, 2018:《社会医疗保险对儿童健康和医疗服务消费的影响研究》,《保险研究》第4期。
- 13.李强、臧文斌, 2011:《父母外出对留守儿童健康的影响》,《经济学(季刊)》第1期。
- 14.李琴、周先波, 2018:《新型农村社会养老保险对农村老年人儿童照料时间的影响及机制研究》,《世界经济文汇》第5期。
- 15.李钟帅、苏群, 2014:《父母外出务工与留守儿童健康——来自中国农村的证据》,《人口与经济》第3期。
- 16.齐良书, 2006:《收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响》,《经济研究》第11期。
- 17.宋月萍, 2007:《中国农村儿童健康:家庭及社区影响因素分析》,《中国农村经济》第10期。
- 18.宋月萍、谭琳, 2008:《男孩偏好与儿童健康的性别差异:基于农村计划生育政策环境的考察》,《人口研究》第3期。
- 19.谭之博、张晓波, 2016:《独生子女政策的精神健康成本》,《经济研究》第2期。
- 20.田旭、黄莹莹、钟力、王辉, 2018:《中国农村留守儿童营养状况分析》,《经济学(季刊)》第1期。
- 21.解垚, 2015:《“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响》,《财经研究》第8期。
- 22.杨帆、杨成钢, 2016:《家庭结构和代际交换对养老意愿的影响》,《人口学刊》第1期。
- 23.叶敬忠、王伊欢、张克云、陆继霞, 2005:《对留守儿童问题的研究综述》,《农业经济问题》第10期。
- 24.岳爱、杨矗、常芳、田新、史耀疆、罗仁福、易红梅, 2013:《新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响》,《管理世界》第8期。
- 25.张川川、John Giles、赵耀辉, 2015:《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)》第1期。
- 26.张晔、程令国、刘志彪, 2016:《“新农保”对农村居民养老质量的影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 27.周广肃、樊纲、申广军, 2014:《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》,《管理世界》第7期。

- 28.周钦、蒋炜歌、郭昕, 2018:《社会保险对农村居民心理健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》,《中国经济问题》第 5 期。
- 29.邹红、喻开志, 2015:《退休与城镇家庭消费: 基于断点回归设计的经验证据》,《经济研究》第 1 期。
- 30.Alderman, H., 2012, “The Response of Child Nutrition to Changes in Income: Linking Biology with Economics”, *CEISifo Economic Studies*, 58(2): 256-273.
- 31.Behrman, J. R., 1996, “The Impact of Health and Nutrition on Education”, *The World Bank Research Observer*, 11(1): 23-37.
- 32.Case, A., D. Lubotsky, and C. Paxson, 2002, “Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient”, *American Economic Review*, 92(5): 1308-1334.
- 33.Case, A., 2005, “Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions”, *Perspectives on the Economics of Aging*. University of Chicago Press: 287-312.
- 34.Chen, Y., and H. Li, 2009, “Mother’s Education and Child Health: Is there a Nurturing Effect?”, *Journal of Health Economics*, 28(2): 413-426.
- 35.Dasgupta, P., and D. Ray, 1986, “Inequality as a Determinant of Malnutrition and Unemployment: Theory”, *The Economic Journal*, 96(384): 1011-1034.
- 36.Dawson, D. A., 1991, “Family Structure and Children's Health and Well-being: Data from the 1988 National Health Interview Survey on Child Health”, *Journal of Marriage and the Family*, 1991: 573-584.
- 37.De Onis, M., E. A. Frongillo, and M. Blössner, 2000, “Is Malnutrition Declining?: an Analysis of Changes in Levels of Child Malnutrition since 1980”, *Bulletin of the World Health Organization*, 78: 1222-1233.
- 38.Duflo, E., 2000, “Child Health and Household Resources in South Africa: Evidence from the Old Age Pension Program”, *American Economic Review*, 90(2): 393-398.
- 39.Duflo, E., 2003, “Grandmothers and Granddaughters: Old - age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa”, *The World Bank Economic Review*, 17(1): 1-25.
- 40.Gaudin, J. M., and R. Sutphen, 1993, “Foster Care vs. Extended Family Care for Children of Incarcerated Mothers”, *Journal of Offender Rehabilitation*, 19(3-4): 129-147.
- 41.Gibson, J., and S. Rozelle, 2002, “How Elastic is Calorie Demand? Parametric, Nonparametric, and Semiparametric Results for Urban Papua New Guinea”, *Journal of Development Studies*, 38(6): 23-46.
- 42.Grossman, M., 1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- 43.Hahn, J., P. Todd, and W. Van der Klaauw, 1999, “Evaluating the Effect of an Antidiscrimination Law Using a Regression-discontinuity Design”, *National Bureau of Economic Research, NO.w7131*.
- 44.Kirby, J. B., and T. Kaneda, 2002, “Health Insurance and Family Structure: The Case of Adolescents in Skipped-Generation Families”, *Medical Care Research and Review*, 59(2): 146-165.
- 45.Kramer, M. S., 1987, “Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta-analysis”, *Bulletin of*

the World Health Organization, 65(5): 663.

46.Lin, Q., P. Adab, and K. Hemming et al. 2015, “Health Allowance for Improving the Nutritional Status and Development of 3-5-year-old Left-behind Children in Poor Rural Areas of China: Study Protocol for a Cluster Randomised Trial”, *Trials*, 16(1): 361.

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

48.Preston, S. H., 1975, “The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development”, *Population Studies*, 29(2): 231-248.

49.Tian, X., and X. Yu, 2015, “Using Semiparametric Models to Study Nutrition Improvement and Dietary Change with Different Indices: The Case of China”, *Food Policy*, 53: 67-81.

50.Zhang, N., L. Bécares, and T. Chandola et al., 2015, “Intergenerational Differences in Beliefs about Healthy Eating among Carers of Left-behind Children in Rural China: A Qualitative Study”, *Appetite*, 95: 484-491.

51.Zhou, C., S. Sylvia, and L. Zhang et al., 2015, “China’s Left-behind Children: Impact of Parental Migration on Health, Nutrition, and Educational Outcomes”, *Health Affairs*, 34(11): 1964-1971.

(作者单位: 山东财经大学保险学院)

(责任编辑: 陈静怡)

New Rural Social Endowment Insurance, Intergenerational Care and Children’s Health

Yu Xinliang Shangguan Yiwen Liu Huimin

Abstract: It is of great theoretical value and practical significance to explore the impact of New Rural Social Endowment Insurance (NRSEI) on children’s health level and its mechanism. This article theoretically analyses the mechanism by which grandparents receive NRSEI to improve their grandchildren’s health level through increasing intergenerational transfer payments and time for grandchildren’s care. It carries out an empirical test by using the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2016. The results show that grandparents’ NRSEI can significantly improve their grandchildren’s health level. The effect of this improvement varies according to the amount of time devoted to grandchildren’s care and their grandchildren’s gender. The longer the time grandparents devote to intergenerational care, the greater the effect of NRSEI on improving their grandchildren’s health level. The improvement of girls’ health conditions appears greater than that of boys. The two ways of mechanism to improve grandchildren’s health level, namely, by increasing transfer payments to their grandchildren and increasing the time to take care of their grandchildren, are both effective.

Key Words: Children’s Health; New Rural Social Endowment Insurance; Intergenerational Care