

社会养老保险、家庭隔代抚养与老年人健康

余靖雯 麦东仁 龚六堂*

摘 要: 本文考察了以“新农保”为代表的社会养老保险对老年人隔代抚养行为的影响。研究发现, 领取养老金会显著降低老年人的隔代抚养参与率, 该负向影响在女性老年人和孙辈数量更多的老年人中更为明显。机制分析表明, 养老金对隔代抚养参与率的影响渠道在于代际间联系的弱化, 养老金不仅减少了老年人与子女同居的可能性, 还会对子女的经济支持产生挤出效应。隔代抚养会提高老年人的抑郁水平, 而领取养老金可在一定程度上减弱该负面作用。

关键词: 社会养老保险; “新农保”; 隔代抚养

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2023. 01. 07

一、引 言

随着中国经济的快速崛起, 老年人口占总人口的比重也在不断上升。2020 年第七次全国人口普查数据显示, 中国 60 岁及以上人口比重已达到 18.70%, 其中 65 岁及以上人口比重达到 13.50%, 早已超过了 7% 的人口老龄化标准。在老龄化程度不断加深的同时, 隔代抚养行为广泛存在于家庭生活中。Chen et al. (2011) 指出, 45% 的祖辈会与 0—6 岁的孙辈居住在一起, 同居的祖辈平均每周照顾孙辈的小时数达到 23.09 小时, 几乎与孙辈母亲的平均周照顾小时数相当。邹红等 (2018) 发现, 大约有 33.6% 的 60 岁老年人在被调查时表示最近 6 个月帮助过子女照看孙辈。国家卫生计生委 (现为国家卫生健康委员会) 发布的《中国家庭发展报告 2016》也显示, 在 1—5 岁少儿中, 隔代抚养占比达到 41.1%, 祖辈分担了相当大一部分幼儿照料的责任。

尽管隔代抚养普遍存在于我国家庭中, 然而随着经济社会的发展, 祖辈拒绝抚养孙辈的现象也变得越发常见。钟晓慧和郭巍青 (2017) 调查发现, 访谈中的十个家庭有七个家庭的祖辈都曾以直接或者暗示的方式向子女表示不愿意再带孙辈。李芬和风笑天 (2016) 利用 2015 年在全国 12 个城市的调查数据也发现, 如果子女再生育, “双方老人都不愿意带”的比例达到了 35.7%。隔代抚养作为减轻儿童照顾压力的家庭策略, 对家庭成年子女的生育意愿起着决定性作用。在当前生育率低迷的情况下, 如果祖辈撤出隔代抚养的意愿愈加强烈, 无疑会进一步加剧生育率的下降, 从而影响未来的劳动力供

* 余靖雯, 北京外国语大学国际商学院; 麦东仁, 北京大学光华管理学院; 龚六堂, 北京工商大学国际经管学院, 北京大学光华管理学院, 北京大学数量经济与数理金融教育部重点实验室。通信作者及地址: 余靖雯, 北京市海淀区西三环北路 19 号北京外国语大学国际商学院, 100089; 电话: (010) 88816499; E-mail: yujingwen@bfsu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (71973017) 和北京外国语大学卓越人才支持计划的资助。感谢编辑部及匿名审稿人的宝贵意见和建议。文责自负。

给。那么，什么因素会影响祖辈隔代抚养决策？

一个很重要的影响因素在于养老金等公共转移支付项目的实施。由于养老金放松了老年人的财务约束，因此会改变代际关系，从而对代际行为产生影响。事实上，隔代抚养行为是代际的一种转移支付，老人通过对子女转移自身的时间禀赋从而放松了子女的时间约束，影响了家庭的经济决策（Cardia and Ng, 2003）。一方面，养老金减轻了老年人的经济负担，使得老年人有更多的时间和精力去关心和帮助子女，替子女照顾孙辈；另一方面，养老金也会淡化代际联系，老年人对家庭养老的依赖性降低，从而转向参与其他活动而不再愿意照料孙辈。因此，养老金很可能会影响老年人的隔代抚养决策，但影响的方向不确定。

2009年9月，新型农村社会养老保险（以下简称“新农保”）在全国范围内启动试点。“新农保”的实施为考察社会养老保险对老年人隔代抚养决策的影响提供了一个很好的政策实验。本文使用CHARLS数据，采用断点回归方法，考察了“新农保”对祖辈隔代抚养行为的影响，试图回答以下几个问题：在老龄化的大趋势下，社会养老保险如何影响祖辈的隔代抚养行为？作用机制是什么？人口生育政策的调整是否会对这种影响产生冲击？隔代抚养和养老金会对老年人的健康水平产生影响吗？这些问题的答案有助于在老龄化的大背景下更好地设计人口和社会保障政策以发挥家庭隔代抚养的作用。

本文发现，领取养老金会显著降低老年人的隔代抚养参与率，但对已在隔代抚养的老年人而言，领取养老金对隔代抚养时间投入并不具有明显的影响。异质性分析表明，该负向作用在女性老年人和孙辈数量更多的老年人中更为明显。机制分析表明，领取养老金对隔代抚养参与率的负向影响并不是因为养老金影响了老年人的劳动供给和闲暇社交活动，而是因为养老金弱化了代际联系，具体体现在养老金不仅减少了老年人与子女同居的可能性，还会对子女的经济支持产生显著的挤出效应。进一步地，本文还探究了隔代抚养和养老金对个人健康的影响，发现隔代抚养会提高老年人的抑郁水平，而养老金可以在一定程度上减弱隔代抚养的负面影响，带来健康效应。

本文的贡献主要体现在以下三个方面：第一，本文不仅从实证上检验了养老金收入等公共转移支付对老年人隔代抚养决策的影响，还对其影响机制、异质性效应以及对老年人健康的影响进行了识别以及深入分析。对于公共转移支付和私人转移支付之间关系的研究，现有文献大多考察的是养老金收入如何影响代际子女对父母的向上流动的转移支付。然而，代际转移支付除了子女对父母的向上流动的转移支付以外，还包括父母对子女的时间转移支付（如隔代抚养），但关注养老金收入如何影响后者的文献还相当有限。本文考察了公共转移支付对隔代抚养的影响及作用机制，弥补了已有文献的不足。

第二，已有的与隔代抚养相关的研究基本上都是从子女的视角出发，考察隔代抚养对其劳动供给的影响（卢洪友等，2017；邹红等，2018；Dimova and Wolff, 2011）。鲜有文献从老年人自身的角度出发，对老年人的社会价值和家庭贡献（如参与隔代抚养）的影响因素进行考察。在隔代抚养中，祖辈投入了大量时间，承担了大量儿童生理性抚育和家庭照料工作，其照料行为具有很强的不可替代性。但是，当前老年人撤出隔代抚养的意愿也变得越来越强烈。因此，要发挥隔代抚养的作用，除了关注隔代抚养对子女的影响以外，还应当关注作为参与主体的祖辈在实施隔代抚养行为中受到了哪些因素的影响，以及隔代抚养对祖辈其他方面（如个人健康等）可能产生的影响。

第三, 相比于以往只采用了 OLS 或其他估计方法的研究, 本文使用断点回归的方法考察养老金对隔代抚养的影响, 得出的因果关系和结论更为稳健可靠。

本文其余部分安排如下: 第二部分为制度背景与理论分析, 第三部分介绍了识别策略和数据, 第四部分报告实证结果以及进行模型设定检验, 第五部分进行异质性和机制分析, 第六部分进一步探讨隔代抚养和养老金对老年人的健康效应, 第七部分是全文总结。

二、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

2009 年 9 月, “新农保” 正式在全国范围内启动试点。“新农保” 的基础养老金为每人每月最低 55 元, 由国家财政全部保证。年满 16 周岁、未参加城镇职工基本养老保险的农村居民, 都可以在户籍地自愿参加“新农保”。2014 年, 政府将基础养老金提高到每人每月最低 70 元。尽管基础养老金收益还不能完全覆盖老年人的最低生活保障, 但参加“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。对于农村老年人来说, 这笔收入产生的经济效益是不可忽视的 (Cheng et al., 2018)。

“新农保” 的实施以县级为单位, 自实施以来, 覆盖范围不断扩大。作为中央政府大力推行的社会养老保险, “新农保” 客观上为考察社会养老保险对隔代抚养的影响提供了很好的政策实验。试点县的选择主要由中央和省级政府决定, 尽管县级政府在一定程度上可能会影响上级政府的决策, 但“新农保” 的实施无论是对家庭还是个人来说都是外生的。

(二) 理论分析

隔代抚养本质上是父母对子女提供的时间转移支付。养老金收入等公共转移支付如何影响代际转移支付主要取决于个人动机。一部分文献认为, 代际私人转移支付的动机是利他的 (Becker, 1974; Barro, 1974), 家庭成员间发自内心地关心对方的福利水平。另一部分文献认为, 代际私人转移支付是出于交易动机 (Bernheim et al., 1986; Cox, 1987), 家庭成员间进行转移支付是为了未来能得到回报。由于不同的动机假设会导致不同的政策结果, 大量文献通过考察养老金如何影响子女对父母的转移支付来检验两种动机假设。Jensen (2004) 利用南非的数据发现父母领取养老金会降低子女对父母的转移支付。陈华帅和曾毅 (2013) 发现, 老人领取的养老金每增加 1 元时, 其子女提供的代际支持将减少 0.808 元。张川川和陈斌开 (2014) 也发现了类似的结论。然而, 也有部分实证研究得到了相反的结论。例如, 解垚 (2013) 利用中国的数据发现公共转移支付会增加私人转移支付。

除了检验养老金收入怎么影响向上流动的转移支付以外, 也有文献转而关注养老金怎么影响父母对子女的向下流动的转移支付, 但这类文献较少。Deindl and Brandt (2011) 利用欧洲数据发现, 养老金会使得 64 岁以上父母更多地从金钱上帮助子女, 但不会更多地提供其他方面的帮助。Li et al. (2018) 涉及了养老金对隔代抚养时间投入的影响, 发现村庄实施“新农保” 试点会增加老年人的隔代抚养时间投入, 但他们只是

对此进行了探索性的分析,并没有对其影响渠道、异质性效应和其他可能产生的影响展开深入的研究。封进和韩旭(2017)考察了与城镇社会养老保险相关的强制退休对隔代抚养的影响,但并没有将养老金收入等公共转移支付和隔代抚养直接相联系。

通过梳理以上文献,可以发现大部分文献探讨的私人转移支付都是子女对父母的向上流动的转移支付,忽略了父母对子女的向下流动的转移支付。养老金会改变代际关系从而对代际行为产生影响。其中,隔代抚养是代际的一种时间转移支付,是本文关注的重点。理论上,老年人的隔代抚养也存在着“利他动机”和“交易动机”两种可能。一方面,养老金收入减轻了老年人的经济负担,从而使得老年人有更充裕的时间和精力从事其他活动。如果老年人出于利他动机发自内心地关心子女,他们会将这部分养老金的时间收益与子女分享,从而表现为替子女照顾孙辈。另一方面,老年人进行隔代抚养也可能是出于“交易动机”。由于隔代抚养的负担非常沉重,相当一部分老年人可能会更倾向于将其看作是工作以换取子女对自己的赡养。在这种情况下,由于养老金收入会降低老年人对子女养老的依赖性,淡化代际联系(程令国等,2013;张川川和陈斌开,2014),老人提供隔代抚养以换取子女赡养的机制被削弱,对孙子女的照料会减少。因此,养老金收入如何影响祖辈的隔代抚养行为是不确定的,在不同的动机假设下会得到截然相反的结论,影响的方向、效果和作用机制都需要实证上的检验。

三、识别策略和数据介绍

(一) 识别策略

本文利用“新农保”这个政策实验,采用断点回归(RD)的方法考察当存在外生的养老金收入冲击时,老年人隔代抚养行为的变化。

根据“新农保”的政策规定,年满60岁的参保人才可以领取养老金,即:

$$D_i = \begin{cases} 1 & x_i \geq 60 \\ 0 & x_i < 60 \end{cases}, \quad (1)$$

其中, D_i 为处置变量,等于1表示个体领取养老金,反之则为0。 x_i 为分组变量,表示个体的年龄,年龄大于或等于60被分到处置组,反之则被分到控制组。若式(1)被满足,则可以用局部线性回归对以下方程进行估计:

$$\min_{(\alpha, \beta, \delta, \gamma)} \sum_{i=1}^n K[(x_i - c)/h] [y_i - \alpha - \beta(x_i - c) - \delta D_i - \gamma(x_i - c)D_i]^2, \quad (2)$$

其中, $K(\cdot)$ 为核函数, c 为断点处的数值, $(x_i - c)$ 表示把断点的数值设置在0处,但本文为了直观解释,后文依然以政策规定的年龄为断点进行说明。 δ 的回归估计量 $\hat{\delta}$ 则为断点处的平均因果效应(LATE)。

上述估计的断点回归为精确断点回归(Sharp RD),其特征为个体接受处置的概率在断点处从0变为1。然而很多时候个体是否接受处置并不完全由分组变量决定,还可能受到其他因素的干扰,个体在断点处接受处置的概率不同,即:

$$D_i = D(T_i, \varepsilon_i), T_i = 1(x_i \geq 60), P[D = 1 | T = 1] \neq P[D = 1 | T = 0]. \quad (3)$$

这种情况可以采用模糊断点回归(Fuzzy RD)处理,即依次估计以下两个方程:

$$\min_{(\alpha_y, \beta_y, \delta_y, \gamma_y)} \sum_{i=1}^n K[(x_i - c)/h] [y_i - \alpha_y - \beta_y(x_i - c) - \delta_y T_i - \gamma_y(x_i - c)T_i]^2. \quad (4)$$

$$\min_{(\alpha_D, \beta_D, \delta_D, \gamma_D)} \sum_{i=1}^n K[(x_i - c)/h] [D_i - \alpha_D - \beta_D(x_i - c) - \delta_D T_i - \gamma_D(x_i - c)T_i]^2. \quad (5)$$

断点处的平均因果效应为 $\hat{\delta} = \hat{\delta}_y / \hat{\delta}_D$ 。在本文的研究背景下, 由于样本包含的不仅是参保人, 更合理的假定应该是 60 岁及以上的居民领取养老金的概率更大, 即采用模糊断点回归更适合。

在 RD 的估计中, 一个重要的参数是带宽。利用局部线性回归, 只要带宽足够小, 线性回归函数都将是条件期望函数很好的近似。但带宽小意味着样本量少, 估计方差大, 估计精度下降。因此需要权衡偏差和方差从而选择合适的带宽进行估计。Imbens and Lemieux (2008) 提出了使拟合的均方误差最小的最优带宽选择方法。本文采用了这种方法计算的最优带宽, 并使用不同带宽进行稳健性检验。

(二) 数据

本文采用的数据主要来自 2011、2013、2015 和 2018 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS)。CHARLS 是由北京大学国家发展研究院实施的一项全国性调查项目, 覆盖了全国 150 个县级单位, 450 个村级单位, 约 1 万户家庭中的 1.7 万人, 具有很好的全国代表性。CHARLS 的调查对象为 45 岁及以上的中老年人, 调查开展的时间覆盖了“新农保”从试点到全覆盖的阶段, 非常适合本文的研究。

样本筛选方面, 本文剔除了参加其他养老保险项目和城镇户籍的样本, 还剔除了没有子女和没有孙子女的样本。本文也剔除了所在地未开展“新农保”试点的样本。此外, 为了实现较小的带宽, 样本限制在了 50—70 岁的年龄段。值得注意的是, 我们没有只包含参加“新农保”的人, 这是因为“新农保”是自愿选择参加的, 只包含参保人可能会带来很严重的自选择问题。

本文主要关注的结果变量为隔代抚养行为。在 CHARLS 中, 关于隔代抚养的问题主要是“过去一年, 您或您配偶是否花时间照看了您的孙子/孙女?”和“过去一年, 您和您配偶大约花几周, 每周花多少时间来照看这个子女的孩子?”因此, 选取了两个指标度量隔代抚养行为, 分别为是否照顾孙子女 (是=1, 否=0) 和平均照顾每个孙子女的周小时数。¹协变量包括了是否完成初中教育、婚姻状态和子女数量等代表个人特征的具有较强外生性的变量。表 1 的第 (1)、(2) 列汇报了本文主要变量的统计性描述。为了进行断点两侧的对比, 表 1 第 (3) 至第 (7) 列展示了主要变量在断点前后 5 年带宽内的比较分析。

¹ 值得说明的是, 进行隔代抚养的周小时数只有在隔代抚养发生以后才有记录。因此采用周小时数进行回归时的样本都是已经参与隔代抚养的样本。

表 1 主要变量的统计性描述

变量	全样本		断点左侧（-5）		断点右侧（+5）		均值差
	观测值	均值	观测值	均值	观测值	均值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
是否照顾孙子女	12 996	0.529	3 782	0.578	3 666	0.497	0.082
平均照顾每个孙子女的周小时数	6 622	54.830	2 101	55.353	1 751	53.226	2.127
是否领取新农保	13 002	0.404	3 783	0.074	3 666	0.810	-0.736
年龄（季度）	12 985	59.976	3 783	58.290	3 666	63.138	-4.848
是否完成初中教育	12 927	0.244	3 769	0.272	3 650	0.166	0.106
是否在婚姻状态	13 002	0.864	3 783	0.901	3 666	0.834	0.068
子女数量	12 801	2.737	3 762	2.547	3 642	2.906	-0.358
性别	13 002	0.460	3 783	0.459	3 666	0.486	-0.027
未成年孙辈数量	7 947	2.944	2 065	3.052	2 202	3.398	-0.346
是否农业就业	12 998	0.678	3 783	0.716	3 664	0.682	0.034
是否非农就业	13 002	0.182	3 783	0.191	3 666	0.145	0.046
是否与子女同居	12 993	0.457	3 781	0.479	3 666	0.418	0.060
子女经济支持（对数）	6 032	7.795	1 488	7.835	1 816	7.738	0.097

四、实证结果

（一）图形分析

图 1 显示的是年龄与领取养老金的关系。可以看出，在 60—61 岁的年龄段之间存在着明显的断点，年龄断点之后领取养老金的可能性明显增大。断点的发生并不完全在政策规定的 60 岁这个年龄，可能的解释是养老金的发放或许存在着一定的时间滞后。借鉴张川川和陈斌开（2014）的做法，我们把年龄的计算精确到了季度，只要跳跃点落在 60—61 岁的年龄段之间就认为是合理的。根据后文的回归结果，本文把断点定为 60.75 岁。

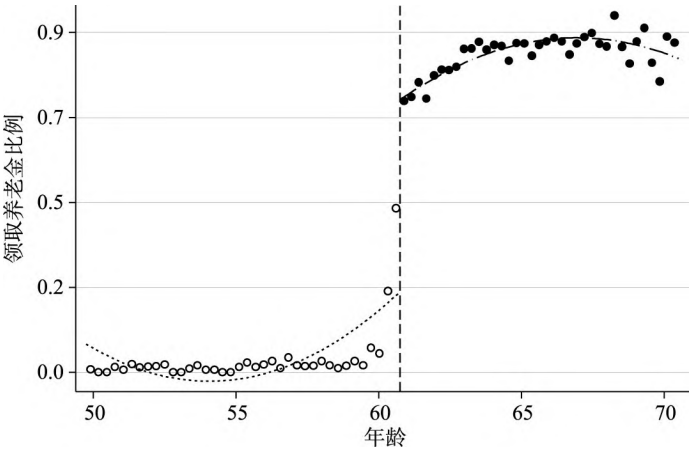


图 1 年龄与是否领取养老金关系

图 2 绘制了年龄与是否照顾孙子女的关系。从图形可以看出,在 60.75 岁的年龄断点以后,祖辈照顾孙辈的可能性明显下降,养老金收入可能会对隔代抚养的参与造成显著负向影响。

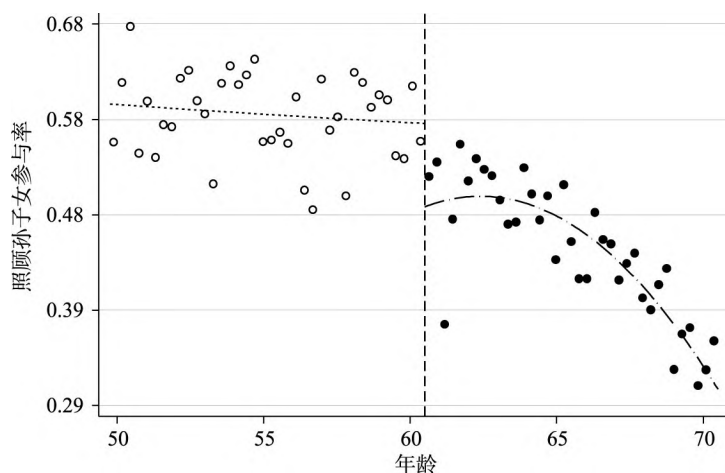


图 2 年龄与是否照顾孙子女关系

图 3 显示的是年龄与平均照顾每个孙子女的周小时数的关系。隔代抚养的时间投入并没有明显的断点,领取养老金可能并不会对隔代抚养的时间投入产生影响。

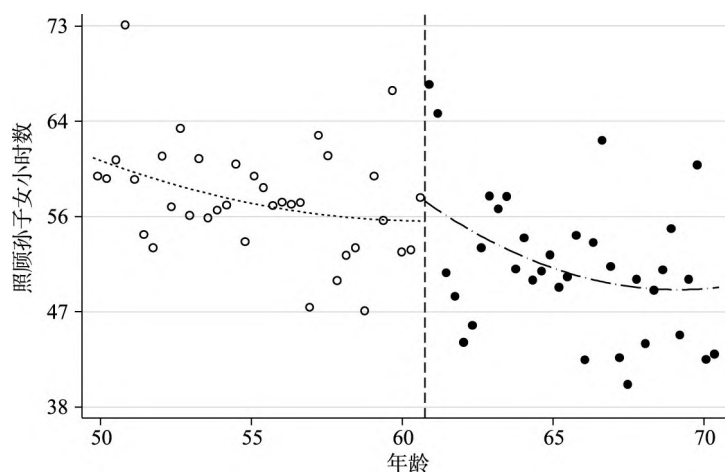


图 3 年龄与照顾每个孙子女周小时数关系

上述的图形分析初步支持了 RD 的识别条件。图形分析表明,养老金会降低祖辈参与隔代抚养的可能性,但对隔代抚养的时间投入并没有产生明显影响。

(二) 回归分析

表 2 展示了结果变量为是否照顾孙辈时的回归结果。考虑到最优带宽与 3 年非常接近,并且现有文献基本上都是以 3 年的整年带宽作为最小带宽进行估计(张川川和陈斌开, 2014; 解垚, 2015), 本文取年龄带宽为 3 年进行回归, 结果在第 (1) 列中汇报。²

² 不同方法得出的最优带宽基本在 2.478—2.802 年之间。

在第一阶段中，控制了协变量以后的回归结果表明，年龄在断点右侧的样本领取养老金的概率会显著增加，增加的幅度大约为 46.2%。第二阶段的回归结果显示，领取养老金显著降低了老人照顾孙子女的可能性。当祖辈领取养老金时，照顾孙辈的概率会降低 15.7%。表 2 的第（2）、（3）列分别取 4 年和 5 年的带宽作为稳健性检验，估计结果并没有发生本质上的改变。这些结果表明，领取养老金会降低祖辈隔代抚养参与率。

表 2 RD 的回归结果（是否照顾孙子女）

第一阶段		结果变量：领取养老金		
带宽	3 年	4 年	5 年	
	(1)	(2)	(3)	
年龄≥60.75	0.462*** (0.024)	0.532*** (0.020)	0.576*** (0.017)	
第二阶段		结果变量：照顾孙子女		
带宽	3 年	4 年	5 年	
	(4)	(5)	(6)	
领取养老金	-0.157** (0.063)	-0.157*** (0.048)	-0.133*** (0.040)	
控制变量	是	是	是	
有效样本数	4 539	5 900	7 226	
样本数	12 705	12 705	12 705	

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

表 3 汇报了结果变量为平均照顾每个孙子女的周小时数的回归结果。与表 2 不同的是，回归结果显示，虽然领取养老金的系数为正，但无论在何种带宽下都不显著，说明养老金并不会对已经参加隔代抚养的老年人在隔代抚养时间投入上造成影响。可能的解释是，养老金对隔代抚养的影响更多在于“广延边际”（extensive margin）而非“集约边际”（intensive margin）。隔代抚养时间投入的主动权更多地掌握在被照顾方手中，例如祖辈接送孙辈上下学的时间投入并不是祖辈能完全决定的，更多地是祖辈根据孙辈上下学的需要而调整，这种照顾一旦开始投入就难以退出，退出成本很高，涉及家庭寻求替代性的孙辈照料方式。所以，对已在隔代抚养的祖辈来说，若已开始隔代抚养，即使领取养老金，祖辈也并不能够主动调整时间投入。³

表 3 RD 的回归结果（平均照顾每个孙子女的周小时数）

第二阶段		结果变量：平均照顾每个孙子女的周小时数		
带宽	3 年	4 年	5 年	
	(1)	(2)	(3)	
领取养老金	5.223 (8.526)	7.411 (6.202)	5.108 (5.184)	
控制变量	是	是	是	

³ 将结果变量替换为老年人照顾孙子女的总照料时间得到的结果是类似的。

(续表)

第二阶段	结果变量: 平均照顾每个孙子女的周小时数		
	3 年	4 年	5 年
带宽	(1)	(2)	(3)
有效样本数	2 368	3 059	3 726
样本数	6 434	6 434	6 434

注: 控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

(三) 模型设定检验⁴

RD 的可信性建立在一系列的前提假设之上。我们将从以下几方面对模型设定进行检验。第一, RD 关键假设是假设在断点附近近似于完全随机化实验, 这就要求个体不能精确控制分组变量。第二, 为了符合 RD 的连续性假设, 把断点回归的效应归因于处置变量而不是其他协变量, 还需要对协变量的连续性进行检验。第三, 为了进一步检验结果的稳健性, 还可以虚拟伪断点和利用未试点地区进行安慰剂检验。除此之外, 我们还从断点的选择以及加入更多固定效应这些方面进行稳健性检验。

1. 分组变量的密度函数检验

RD 要求个体不能操纵分组变量。如果个体能控制分组变量, 这样在断点附近两边的个体就会出现较大的差异, 那么随机化假设就不再满足。因此, 一种检验方法是检验分组变量是否也有显著的断点。在本文中, 个体可能会为了养老金而谎报年龄从而导致年龄密度函数两侧密度分布显著不同。因此需要对断点两侧的分组变量的密度函数进行检验。图 4 展示了年龄密度函数检验的结果。从图形看, 年龄密度函数并没有明显断点, 密度统计量为 -0.24, p 值为 0.81, 也说明在断点处没有显著跳跃。

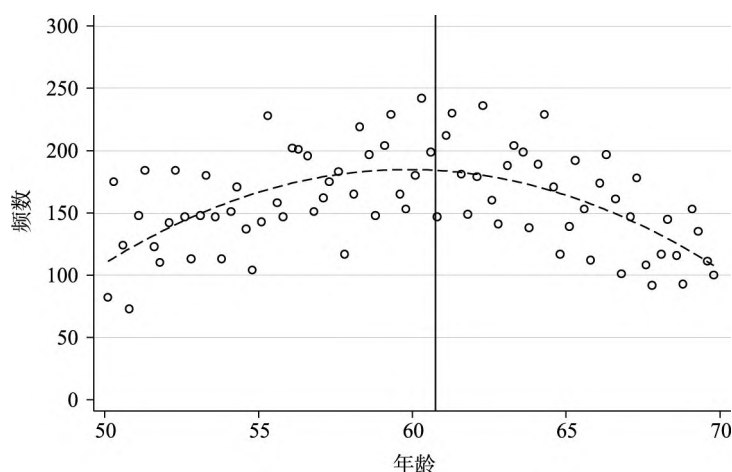


图 4 年龄密度

2. 协变量连续性检验

加入了协变量之后, 要把断点回归的效应归因于处置变量, 还要保证其他协变量在

⁴ 限于篇幅, 部分检验未汇报回归结果, 如有需要可向作者索取。

断点处是连续的。我们分别把结果变量改为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、是否居住在农村和子女数量等协变量，重新进行回归。我们发现，把协变量作为结果变量进行回归的系数都不显著，因此可认为协变量是连续的。

3. 伪断点检验

本文还进行了伪断点检验。由于外生冲击只发生在政策规定的断点处，那么在伪断点处的因果效应应该为0。如果在伪断点处系数也显著，则可能并不能把隔代抚养的降低归因于养老金，影响有可能是来自其他未观测到的变量。但有一个与前面不同的细节是，由于我们知道政策规定的年龄存在断点，因此我们在这些伪断点处进行估计时，带宽不能取太大（Imbens and Lemieux, 2008；雷晓燕等，2010）。为此，我们在进行伪断点检验时，都只取前文的3年带宽进行估计。从检验结果来看，无论是取55、57、59岁作为伪断点，还是61、63、65岁作为伪断点，伪断点处都没有显著效应，这说明隔代抚养参与率的下降的确只出现在政策规定的年龄左右，证实了本文识别的有效性。

4. 未试点地区的安慰剂检验

养老金会显著降低老年人参与隔代抚养的可能性。这也意味着，在未开展“新农保”试点的地区，我们应该看不到这种效应。因此，可以利用未试点地区的样本进行安慰剂检验。如果老年人隔代抚养参与的下降是由养老金造成的，那我们可以预期未试点地区样本的隔代抚养参与率不会出现明显的年龄断点。从回归结果来看，在不同的带宽设定下，年龄断点虚拟变量的系数都较小且不显著。因此，安慰剂检验进一步验证了本文的结论。

5. 其他稳健性检验

前文以60.75岁为年龄断点进行估计。为了得到更为稳健的结果，我们用60.25岁和60.5岁为断点重新进行回归。结果表明，无论采取哪种设定，都支持了领取养老金会降低隔代抚养参与的结论。此外，为了进一步排除其他因素可能造成的干扰，在基准回归的基础上，我们还加入年份和社区固定效应进行稳健性检验。无论在何种带宽下，养老金的估计系数依然显著为负。

五、异质性与机制分析

（一）异质性分析

女性由于被认为在家庭生产中存在着比较优势，育儿压力往往会更多地落在她们身上。这种差异很可能导致养老金对隔代抚养的影响也存在着性别差异。此外，随着生育政策的放开，许多家庭都面临着孩子数量增多的问题，这会产生对隔代抚养的需求。根据孙辈数量进行异质性分析可以为生育政策放开的影响提供一定程度的参考。因此，接下来我们分别从祖辈性别以及孙辈数量两方面进行异质性分析。

1. 性别异质性

从表4可以看出，养老金降低隔代抚养参与率的作用在女性祖辈中更为显著。这与隔代抚养的负担主要落在女性祖辈身上的事实相符。孙辈的实际照顾人更多的是女性祖辈，因此养老金对隔代抚养参与率的降低作用也更多地作用于女性。

表 4 性别异质性结果

带宽	结果变量：是否照顾孙子女					
	男性祖辈			女性祖辈		
	3 年	4 年	5 年	3 年	4 年	5 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
领取养老金	-0.049 (0.090)	-0.061 (0.071)	-0.045 (0.059)	-0.269*** (0.088)	-0.251*** (0.065)	-0.218*** (0.055)
控制变量	是	是	是	是	是	是
有效样本数	2 137	2 792	3 410	2 402	3 108	3 816
样本数	5 841	5 841	5 841	6 864	6 864	6 864

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

2. 孙辈数量异质性

孙辈数量可能也是影响祖辈是否参与隔代抚养行为的重要因素之一。目前，生育政策已逐渐放开。受限于数据，我们无法对政策的影响直接进行评估。但由于政策的放开必然会使得一些家庭的孙辈数量增多，可以预料到这也会对养老金的隔代抚养效应产生一定的影响。因此，我们可以采取替代性办法，根据祖辈的孙辈数量进行异质性分析，从而为生育政策的影响提供一定的参考。参考邹红等（2018）的做法，我们根据孙辈数量把样本分为两个子样本，分别进行回归。

表 5 显示，养老金对隔代抚养的负向影响会在祖辈有 2 个以上孙辈的情况下更明显。当孙辈的数量增多时，隔代抚养的需求加大，祖辈承受的压力更大，祖辈领取养老金后减少参与隔代抚养的可能性也越大。这表明，政府进一步放开生育政策有可能会加大社会养老保险对隔代抚养产生的负向冲击。

表 5 孙辈数量异质性结果

带宽	结果变量：是否照顾孙子女					
	未成年孙辈数量>2			未成年孙辈数量≤2		
	3 年	4 年	5 年	3 年	4 年	5 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
领取养老金	-0.165* (0.096)	-0.200*** (0.069)	-0.166*** (0.056)	-0.201 (0.134)	-0.140 (0.104)	-0.138 (0.088)
控制变量	是	是	是	是	是	是
有效样本数	1 493	1 896	2 330	1 031	1 406	1 774
样本数	3 842	3 842	3 842	3 808	3 808	3 808

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

（二）机制分析

实证结果表明，养老金会降低老年人隔代抚养的参与。那么养老金影响隔代抚养行为的渠道是什么？我们将从劳动供给、闲暇社交活动、居住安排以及子女经济支持四个方面进行机制分析。

1. 劳动供给

隔代抚养是老年人转移自身的时间禀赋给子女，时间禀赋是一定的，如果养老金使得老年人更多地参与劳动供给，便可能会挤占隔代抚养的参与。为了探究养老金是否会通过劳动供给的渠道影响隔代抚养，我们把老年人是否参与农业劳动和非农业劳动作为结果变量进行回归。表 6 展示了回归结果。从结果来看，现有证据不支持养老金是通过增加劳动供给的渠道减少隔代抚养参与。

表 6 劳动供给的回归结果

带宽	农业就业			非农就业		
	3 年	4 年	5 年	3 年	4 年	5 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
领取养老金	-0.004 (0.056)	0.005 (0.043)	-0.018 (0.036)	0.054 (0.048)	0.029 (0.036)	0.010 (0.030)
控制变量	是	是	是	是	是	是
有效样本数	4 539	5 899	7 225	4 540	5 901	7 227
样本数	12 705	12 705	12 705	12 705	12 705	12 705

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

2. 闲暇社交活动

养老金是否有可能使得老年人更多地参与其他的社交活动享受自己的闲暇时间而不是去参与隔代抚养呢？隔代抚养对老年人的精力要求较高，祖辈的育儿压力会比较大。钟晓慧和郭巍青（2017）等对一些隔代抚养的祖辈进行访谈发现，几乎所有访谈对象都反复强调服务强度高，时间投入太大，用老年人的话来说就是：“好像车轱辘不能停”“坐下来喘口气的时间都没有”“连生病的时间都没有”。不少老年人把隔代抚养称为“上岗”或“上班”，把休息时段称为“下岗”或“下班”。这些都表明，相当一部分老年人是把隔代抚养更多地看作是一种工作。那么当领取养老金削弱了老年人与子女间的代际联系时，老年人可能更愿意参与其他享受闲暇的社交活动而非隔代抚养。如果是这样，我们应当能看到养老金会提高老年人的社交活动参与。表 7 展示的是以是否参与社交活动对领取养老金的回归结果。结果显示，养老金并没有显著改变老年人参与社交活动的频率，这表明闲暇社交活动的渠道不成立。

表 6 是否参加社交活动的回归结果

带宽	结果变量：是否参加社交活动		
	3 年	4 年	5 年
	(1)	(2)	(3)
领取养老金	0.024 (0.099)	0.085 (0.075)	0.067 (0.062)
控制变量	是	是	是
有效样本数	1 491	1 923	2 356
样本数	4 313	4 313	4 313

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

3. 居住安排

养老金放松了老年人的财务约束，会改变代际关系从而对代际行为产生影响。文献表明，养老金收入提高了老年人的经济独立性，降低了老人在经济来源和照料方面对子女的依赖，老人在居住意愿和实际居住安排上与子女分开居住的可能性会有所增强（程令国等，2013）。一般来说，隔代抚养会更多地发生在祖辈和子女同住的家庭，因为这样照料的成本会相对更低。Compton and Pollak（2014）发现，子女和父母居住得越近，子女劳动供给的可能性就越大，原因就是居住的空间距离越小，父母为子女进行隔代抚养的可能性也越大。因此，领取养老金之所以会降低隔代抚养参与率很可能就是因为养老金提高了老年人的经济独立性，降低了老年人和子女居住在一起的可能性。为了验证这个渠道，我们把老年人是否与子女同住作为结果变量，考察领取养老金是否会降低老年人与子女同住的可能性。

表 8 汇报了回归结果。结果表明，养老金的确会降低老年人与子女同住的可能性，领取养老金的老年人比不领取养老金的老年人在与子女同住的可能性上会有 13%—21% 的下降，这个结果与程令国等（2013）的结论一致。养老金的确可能通过影响老年人的居住安排从而会影响其隔代抚养行为。

表 8 是否与子女同住的回归结果

带宽	结果变量：是否与子女同住		
	3 年	4 年	5 年
	(1)	(2)	(3)
领取养老金	-0.211** (0.083)	-0.175*** (0.062)	-0.138*** (0.050)
控制变量	是	是	是
有效样本数	4 286	5 636	6 971
样本数	12 701	12 701	12 701

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

4. 子女经济支持

实证结果显示，领取养老金会显著降低老年人的隔代抚养参与率，表明老年人更可能是利用隔代抚养以换取子女赡养。由于养老金使得老年人提供隔代照料换取赡养的机制被削弱，在这种情况下，我们应该能观察到养老金会对子女的经济支持存在“挤出”效应。因此，本文考察领取养老金如何影响子女经济支持，进一步检验相应机制。

从表 9 的结果上看，领取养老金“挤出”了子女对老年人的经济支持。养老金收入淡化代际联系，弱化老年人的家庭养老观念，使得老年人对家庭养老的依赖性下降。“社会养老”对“家庭养老”的替代导致了老人提供隔代抚养以换取子女赡养的机制被削弱，减少了老年人隔代抚养行为。

表 9 子女经济支持的回归结果

带宽	结果变量：子女经济支持		
	3 年 (1)	4 年 (2)	5 年 (3)
领取养老金	-0.588* (0.349)	-0.540** (0.234)	-0.439** (0.180)
控制变量	是	是	是
有效样本数	2 039	2 651	3 264
样本数	5 889	5 889	5 889

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。有效样本数是指带宽内断点左右样本数之和。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为个体层面聚类标准误。

综合以上分析可知，养老金降低隔代抚养的参与率并不是因为养老金改变了老年人的劳动供给和闲暇社交活动，而是养老金弱化了代际联系，具体体现在养老金一方面减少了老年人与子女同居的可能性，另一方面还会对子女的经济支持产生显著的挤出效应。

六、进一步讨论

许多文献都表明，“新农保”对老年人的个人福利具有正向影响（郑晓东和方向明，2018）。此外，大量文献也表明，隔代抚养对祖辈的身心健康、生活满意度和认知功能等都会产生影响。一部分文献认为，由于隔代抚养给老年人产生了沉重的养育负担，占用了老年人的锻炼身体机会和看病时间，会严重损害老年人的身心健康（Baker and Silverstein, 2008; Chen and Liu, 2011）。但另一部分文献认为，抚育孙辈能给予祖辈情感慰藉，提高其生活满意度，从而祖辈的身心健康和认知功能都得到改善（宋璐等，2013）。因此，隔代抚养对祖辈健康的作用取决于积极和消极影响哪方面更占优势。为此，我们选取了自评健康、日常生活活动能力（ADL）、精神健康（CESD 分数）和认知能力等四个健康指标，在回归中加入隔代抚养与养老金的交互项，考察隔代抚养和养老金对个人健康的影响。⁵

表 10 展示了采用固定效应模型的回归结果。从结果来看，在四个指标中，隔代抚养会显著增加祖辈的 CESD 分数，即导致老年人抑郁水平上升。这个结果与本文认为隔代抚养加重了老年人育儿负担的分析是一致的。由于隔代抚养给老年人产生了沉重的养育负担，占用了老年人的锻炼身体机会和看病时间，长此以往会对祖辈的心理健康产生负面影响（Chen and Liu, 2011）。隔代抚养与养老金的交互项系数在 1% 的统计性水平

⁵ 身体健康程度会被分为五个等级：很好、好、一般、不好和很不好。如果受访者回答的是前三者的话，我们记自评健康为 1，否则记为 0。在衡量受访者的认知能力上，CHARLS 会让受访者进行五次减法运算，分别是 从 100 开始连续五次减去 7，受访者需要分别说出五次运算的结果，汇总五次运算正确的结果，次数越多说明认知能力越强。

显著为负，说明领取养老金可以削弱隔代抚养对老年人精神健康的负面影响。养老金在一定程度上对老年人的个人健康有显著的正向影响。⁶

表 10 隔代抚养和养老金对个人健康的影响

结果变量	ADL	自评健康	CESD	认知能力
	(1)	(2)	(3)	(4)
隔代抚养	-0.013 (0.043)	-0.011 (0.019)	0.050* (0.028)	0.025 (0.074)
领取养老金×隔代抚养	0.028 (0.064)	0.003 (0.026)	-0.101*** (0.039)	0.063 (0.105)
领取养老金	-0.098 (0.060)	-0.022 (0.024)	0.067 (0.044)	0.035 (0.091)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本数	10 563	10 688	12 154	11 326

注：控制变量为是否完成初中教育、是否在婚姻状态、子女数量。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为个体层面的聚类标准误。

七、结论与启示

“老龄化”进程的加快使得建立和完善社会养老保险制度变得十分迫切。然而，社会养老保险制度的建立有可能对老年人的隔代抚养行为产生冲击。本文探究了养老金收入如何影响祖辈的隔代抚养行为。结果发现，领取养老金会显著降低老年人的隔代抚养参与率，但对已在隔代抚养的老年人而言，领取养老金对隔代抚养时间投入并不具有明显的影响。养老金对隔代抚养参与率的影响在女性老年人和孙辈数量更多的老年人中更为明显。机制分析表明，领取养老金对隔代抚养参与率的负向影响并不是因为养老金增加了老年人的劳动供给，而是因为养老金弱化了代际联系，养老金不仅减少了老年人与子女同居的可能性，还会对子女的经济支持产生显著的挤出效应。进一步地，本文还探究了隔代抚养和养老金对个人健康的影响，发现隔代抚养会提高老年人的抑郁水平，而养老金可以在一定程度上减弱这种负面影响，带来健康效应。

本文的结论说明，在老龄化背景下政府在调整社会保障政策和人口生育政策时，应充分考虑到对中国特色的家庭隔代抚养的冲击。第七次全国人口普查数据显示，2020年中国育龄妇女总和生育率为1.3，已经处于较低水平。隔代抚养作为一种非正式的幼儿照料，能降低抚育成本，提高女性的生育意愿，同时促进子女的劳动供给。但隔代抚养行为也可能使老年人背上沉重的育儿负担，会对老年人的个人健康产生消极的影响。事实上，隔代抚养的代际合作模式之所以出现，很大一部分原因是当前儿童照料的市场化

⁶ 隔代抚养和个人健康变量之间可能还存在内生性问题，参考卢洪友等（2017）的做法，我们也使用了“受访者所在社区65岁及以上人口比重”作为隔代抚养的工具变量解决内生性问题，结果基本相同。

服务不完善和公共儿童照料资源供给太少导致的。市场和公共资源的双重缺失使得家庭承担了过多的育儿负担。随着社会保险制度的不断完善、人口生育政策的不断放开和“去家庭化”趋势的不断发展,这种代际合作抚育幼儿的模式可能会逐渐瓦解,从而造成生育率的下降和劳动供给的减少。因此,政府应该加大公共儿童照料资源的供给,同时不断完善儿童照料的市场化服务,以减缓家庭对老年人隔代抚养的需求,这样才能更好地应对经济不断发展下老年人隔代抚养参与逐渐减少的现象,促进人口增长率和劳动供给的提升。

值得说明的是,本文虽然探讨了领取养老金通过哪些渠道影响隔代抚养,但考察的只是农村养老保险。考察城镇养老保险的养老金收入对隔代抚养的影响,并与农村养老保险的养老金效应进行比较,无疑是在数据完善时下一步要研究的方向。

参 考 文 献

- [1] Baker, L. A., and M. Silverstein, “Depressive Symptoms among Grandparents Raising Grandchildren: The Impact of Participation in Multiple Roles”, *Journal of Intergenerational Relationships*, 2008, 6 (3), 285-304.
- [2] Barro, R. J., “Are Government Bonds Net Wealth?”, *Journal of Political Economy*, 1974, 82 (6), 1095-1117.
- [3] Becker, G. S., “A Theory of Social Interactions”, *Journal of Political Economy*, 1974, 82 (6), 1063-1093.
- [4] Bernheim, B. D., A. Shleifer, and L. H. Summers, “The Strategic Bequest Motive”, *Journal of Labor Economics*, 1986, 4 (3), 151-182.
- [5] Cardia, E., and S. Ng, “Intergenerational Time Transfers and Childcare”, *Review of Economic Dynamics*, 2003, 6 (2), 431-454.
- [6] Chen, F., and G. Liu, “The Health Implications of Grandparents Caring for Grandchildren in China”, *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2011, 67 (1), 99-112.
- [7] Chen, F., G. Liu, and C. A. Mair, “Intergenerational Ties in Context: Grandparents Caring for Grandchildren in China”, *Social Forces*, 2011, 90 (2), 571-594.
- [8] 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, 第55—67页。
- [9] Cheng, L., H. Liu, Y. Zhang, and Z. Zhao, “The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China’s New Rural Pension Scheme”, *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46 (1), 53-77.
- [10] 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, 第42—54页。
- [11] Compton, J., and R. A. Pollak, “Family Proximity, Childcare, and Women’s Labor Force Attachment”, *Journal of Urban Economics*, 2014, 79, 72-90.
- [12] Cox, D., “Motives for Private Income Transfers”, *Journal of Political Economy*, 1987, 95 (3), 508-546.
- [13] Deindl, C., and M. Brandt, “Financial Support and Practical Help Between Older Parents and Their Middle-aged Children in Europe”, *Ageing & Society*, 2011, 31 (4), 645-662.
- [14] Dimova, R., and F. C. Wolff, “Do Downward Private Transfers Enhance Maternal Labor Supply? Evidence from Around Europe”, *Journal of Population Economics*, 2011, 24 (3), 911-933.
- [15] 封进、韩旭, “退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响”, 《世界经济》, 2017年第6期, 第145—166页。
- [16] Imbens, G. W., and T. Lemieux, “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 615-635.
- [17] Jensen, R. T., “Do Private Transfers ‘Displace’ the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa”, *Journal of Public Economics*, 2004, 88 (1), 89-112.
- [18] 雷晓燕、谭力、赵耀辉, “退休会影响健康吗?”, 《经济学》(季刊), 2010年第4期, 第1539—1558页。
- [19] Li, Q., Y. Wang, and Y. Zhao, “The Impact of China’s New Rural Pension Program on Elderly Labor, Grand-

- child Care, and Old-age Support”, *Feminist Economics*, 2018, 24 (2), 265-287.
- [20] 李芬、风笑天, “照料第二个孙子女?——城市老人的照顾意愿及其影响因素研究”, 《人口与发展》, 2016 年第 4 期, 第 87—96 页。
- [21] 卢洪友、余锦亮、杜亦讚, “老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于 CFPS 微观数据的分析”, 《财经研究》, 2017 年第 12 期, 第 4—16 页。
- [22] 宋璐、李亮、李树茁, “照料孙子女对农村老年人认知功能的影响”, 《社会学研究》, 2013 年第 6 期, 第 215—237 页。
- [23] 解垚, “挤入还是挤出? 中国农村的公共转移支付与私人转移支付”, 《人口与发展》, 2013 年第 4 期, 第 28—36 页。
- [24] 解垚, “新农保对农村老年人劳动供给及福利的影响”, 《财经研究》, 2015 年第 8 期, 第 39—49 页。
- [25] 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, 第 102—115 页。
- [26] 郑晓冬、方向明, “社会养老保险与农村老年人主观福利”, 《财经研究》, 2018 年第 9 期, 第 80—94 页。
- [27] 钟晓慧、郭巍青, “人口政策议题转换: 从养育看生育——‘全面二孩’下中产家庭的隔代抚养与儿童照顾”, 《探索与争鸣》, 2017 年第 7 期, 第 81—87 页。
- [28] 邹红、彭争呈、栾炳江, “隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二孩与延迟退休悖论”, 《经济学动态》, 2018 年第 7 期, 第 37—52 页。

Social Pension Program, Grandparenting and the Health of the Elderly

YU Jingwen*

(Beijing Foreign Studies University)

MAI Dongren

(Peking University)

GONG Liutang

(Beijing Technology and Business University; Peking University)

Abstract: We investigate how New Rural Pension affects grandparenting and find that grandparents who receive pension would participate less in grandparenting while the pension has no effect on their time investment of grandparenting. Female grandparents and grandparents who have more grandchildren are more likely to be affected. The effect of pension on grandparenting is achieved because the pension decreases the possibility of co-residence between parents and children and has a significant crowding-out effect on children's financial support. Grandparenting significantly increases the depression level of the elderly, while receiving pension can reduce the negative impact of grandparenting.

Keywords: social insurance program; new rural pension program; grandparenting

JEL Classification: H55, H31, D13

* Corresponding Author: Yu Jingwen, International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing 100089, China; Tel: 86-10-88816499; E-mail: yujingwen@bfsu.edu.cn.