

隔代照料、生产活动对农村老年人健康的影响

诸艳霞, 王皓东, 朱雅丽

摘 要: 既从事农业生产活动又照料孙辈是我国农村老年人劳动供给的一个重要特征。本文利用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 的多轮调查数据, 采用排序 Probit 模型预测身体健康指数, 构建多层线性模型, 同时引入农业生产和隔代照料, 分析二者对农村老年人身体健康和认知功能的影响, 并采用倾向得分法, 构建权重变量进行了稳健性检验。研究发现, 农业生产的劳动强度对农村老年人健康影响的主效应显著, 即劳动强度越高越不利于健康; 隔代照料对健康的影响与农业生产的劳动强度相关, 在劳动强度较低时能在一定程度上改善农业生产活动对农村老年人健康的不利影响。本文进一步探讨了农业生产和隔代照料影响农村老年人健康的机制, 发现农业生产的劳动强度主要通过改变健康行为而影响农村老年人健康, 隔代照料可通过调节劳动强度对健康行为、家庭和社会支持的影响, 从而对农村老年人的健康产生影响。因此, 鼓励农村老年人在老龄阶段减轻农业生产的劳动强度并从事适量的隔代照料或其他家庭照料, 有利于改善农村老年人的健康状况。

关键词: 身体健康; 认知功能; 生产活动; 隔代照料; 调节中介效应

中图分类号: F323.89 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2022)04-0112-16

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2022.04.011

一、引 言

“家庭养老”一直以来都是农村传统养老的主要形式。家庭内隔代照料与子女养老交替, 隐含着照料孙辈的老人与提供家庭养老的成年子女之间的资源交换。为了这种交换的顺利进行, 隔代照料成为农村老年人的一种主动选择。近年来农村中青年劳动者外出务工的比例越来越高, 照料孙辈以及为子女料理家务的责任便落到了留守老年人的身上。据中国老龄科研中心的调查, 农村 70% 以上的孩子都是隔代照料^[1]。另一方面, 土地作为一种重要的补充养老形式, 也承担着部分养老保障功能, 农村许多已经超过退休年龄的老年人还在从事不同强度的农业生产活动, 总体退出劳动力市场的时间较晚。第六次人口普查显示, 农村居民养老收入中有 41% 为劳动收入^[2]。因此, 在我国当前农村的家庭结构和养老模式下, 一个普遍的现象是很多农村老年人既从事着农业生产活动又在照料孙辈, 这不仅提高了农村老年人的实际劳动参与率, 也增加了其成年子女的劳动供给^[3], 并形成我国农村老年人劳动供给行为的一个重要特征, 其也为农村中青年劳动力的非农转移的提供了重要保障。

基金项目: 国家社会科学基金项目“中国老年照料劳动力需求及应对策略研究”(17BRK019)

作者简介: 诸艳霞, 中国地质大学 (武汉) 经济管理学院副教授, zhu-li2002@163.com (湖北 武汉 430074); 王皓东, 正大集团北方区管理培训中心讲师 (内蒙古 呼和浩特 010020); 朱雅丽, 中国地质大学 (武汉) 资源环境经济中心副教授

致谢: 感谢华中科技大学经济学院张卫东教授提出的宝贵意见!

兼顾农业生产和隔代照料的双重职能,意味着农村老人即使到了退休年龄,甚至大大超过退休年龄仍然担任着重要的家庭责任,那么,这种超龄工作行为是否具有不利的健康后果?如果有的话,是通过何种机制作用于健康的?是否可以通过一些政策措施进行调控,以达到最有效率的状态?由于这些问题直接关系到农村老年人的福利状态,同时对城市老年人问题具有很大的参考价值,因此,在人口老龄化的背景下,对于这些问题的研究,具有重要的理论与现实意义。

农业生产和照料孙辈分别属于社会生产和家庭生产两种不同类型的劳动。目前关于停止工作对健康影响的文献认为,对于体力劳动者而言,继续参与劳动会对其健康产生消极影响。不过,这一观点只关注了社会生产劳动一个因素的作用,如果进行社会生产的同时又照料孙辈,这一照料行为使照料者获得了情感上的满足,可能反而会改善体力劳动者的健康水平。因此,本文研究农业生产活动和隔代照料对农村老年人健康的影响,试图回答三个问题:农业生产活动和隔代照料是否对农村老年人健康具有显著影响,如果有,影响程度如何;而且,这种影响是否存在性别差异;最后,这种影响的机制或路径是什么。

本文后续内容的安排如下:第二部分在现有研究的基础上进行理论分析,提出本文的研究假设;第三部分介绍本研究的数据来源、提取的变量以及构建的多层次线性回归模型;第四部分对回归结果进行分析和解释,并加入由倾向得分构建的权重变量进行稳健性检验,分析农业生产和隔代照料对健康影响的主效应与协同效应;第五部分进一步引入中间变量,分析农业生产和隔代照料影响农村老年人健康的机制;最后是研究结论和政策建议。

二、文献综述与研究假设

关于农业生产活动与隔代照料对农村老年人健康的影响,现有文献并没有将二者联系起来进行研究,而是将二者分离开来,分别研究了它们各自对健康的效应。

农业生产活动对农村老年人健康的影响可归入停止工作(退休)对健康影响这一大的研究领域。由于我国目前尚不存在针对农村从业者的正式退休制度,故国内现有研究只关注了停止工作对城镇老年人健康的影响,而没有考察农村老年人到了退休年龄以后停止工作或继续工作的健康效应。但是相对于强制退休年龄下的城镇职工退休行为,农村老年人的劳动参与行为更好地体现了个体在效用最大化目标的约束下内生退休年龄或劳动供给的决策特征,从而更能反映社会成员在自然条件下的真实社会福利状态^[2]。本文将农村老年人作为研究对象纳入研究范围,研究其社会劳动参与和家庭生产行为对健康的影响,有助于拓展这一领域的文献。

就停止工作对健康影响而言,目前的研究成果虽然较为丰富,但尚未形成一致意见。例如,Bonsang等使用美国HRS数据和固定效应的工具变量法(FE-IV),认为停止劳动对认知功能具有不利影响^[4];Coe等使用欧洲SHARE数据和工具变量法,结论显示停止工作对认知功能没有显著影响,对身体健康具有积极作用^[5];Godard同样使用SHARE数据,采用FE-IV法,认为停止工作对肥胖具有不利影响^[6]。Nishimura等通过更换数据或研究方法重复了相关研究,最终将研究结论上的差异归咎于研究者们采用的数据和研究方法的不同^[7]。但从观点各异的文献中仍然可以提炼出一个共识:停止工作对健康影响的异质性与个体的工作类型相关,且对于体力劳动者而言,停止工作会增进健康。Coe等发现蓝领工人的退休时长会改善后期的认知能力^[8]。Mazzonna等发现,对于偏体力的工作者而言,停止工作能迅速促进身体健康、精神健康和认知功能^[9]。这两个研究分别从长期和短期,论证了停止工作对体力劳动者健康的积极影响。换言之,从事劳动生产对体力劳动者的健康具有消极影响。

我国关于停止工作对健康影响的研究结论也存在着较大的分歧^{[10][11][12]},但一个共同点是研究

者们认为这一影响存在着性别异质性。例如,刘生龙等认为停止工作对城镇男性的健康影响不显著,但对女性的健康具有积极影响^[10];Lei等则认为停止工作对我国城镇男性的认知功能具有积极影响,但对女性的影响则相反^[11]。前者从男性和女性停止工作后不同的健康行为来解释这一性别差异,后者则将其归因于制度导致的不同性别的退休年龄差异。笔者认为,这两种解释都有道理,但都缺乏足够的理由,如果没有加入男性和女性退休后的隔代照料行为差异,并从总体和边际两个维度对两种类型的劳动与个体总精力进行比较,是无法得到真正解释的。

农业生产活动属于体力劳动,在这种体力劳动中具有较强体力的个体具有较大的优势,性别差异非常明显。到了退休年龄而继续从事需要很大体力的生产活动,如果任何一种活动或者各种活动的总和超出了人体的承受限度,必然会因为体力不支或过劳而损害健康,且不同性别的影响有所不同。不过,无论对于何种性别,这种损害都会随着总体劳动强度的提升而强化。结合上述研究中的两个共识,我们可以提出本文研究的第一个假设。

假设1:从事农业生产活动不利于农村老年人的健康,农业生产活动的劳动强度越高,对农村老年人健康的不利影响越大;且同时存在着性别差异。

另一方面,目前越来越多的研究开始重视老年人在家庭生产中的作用,其中一个研究问题就是隔代照料对健康影响。在这一问题的研究中,“角色抑制(Role Strain)”和“角色促进(Role Enhancement)”两种作用力的较量导致了积极、消极或无影响等多样化的研究结论。“角色抑制”理论认为隔代照料这一角色带来的责任会导致祖父母的压力增加。当压力大到超过祖父母的身体或心理承受能力时,会对祖父母的健康产生不利影响。因此,如果祖父母只是偶尔协助其子女照料孙辈,理论上并不会对其健康产生不利影响,而且可能起到一种心理调节作用而有利于健康。但如果从事的是高强度的照料活动,例如祖父母成为孙辈的主要照料者,或者从事全天候照料工作,这一角色带来的责任和压力会急剧增加,如果还与其他角色交织在一起,就会对祖父母的健康产生不利影响。“角色促进”理论则认为,隔代照料角色能够加强祖父母和外界的联系,尤其是能促进祖父母和其成年子女的情感交流,从中祖父母能获得更多的社会和家庭支持,并获得情感上的满足。除此之外,照料孙辈也会使祖父母的生活方式更加健康。总体上因为新增的社会和家庭支持、情感满足以及更健康的生活方式能抵消对健康的不利影响,并改善祖父母的福利状况。

基于这两种理论,现有文献纳入了多样化的文化情境因素,包括隔代照料中的动机^[13]、社会期望和要求^[14]、照料强度^{[15][16][17][18][19]}以及照料中的居住模式^[15]等,以讨论这些因素的健康效应。其中照料强度是讨论最多的一个因素,但在照料强度如何影响健康的问题上,学者们得出的结论却不一致。例如,宋璐等认为高强度照料活动比低强度照料活动对农村祖辈认知的保护作用更大^[16];Chen等认为在共同居住的家庭中高强度幼儿照料活动会加剧祖辈健康下降的步伐,而轻度的照料活动则对祖辈的健康具有保护作用^[15];Gessa等认为无论照料强度高还是低,隔代照料对老年人的健康都具有促进作用^[17]。

显然,在这些讨论中,照料活动是有利于健康还是有害于健康,取决于照料强度,同时还取决于照料之外的其他活动的强度。本文不同于现有研究的一个特色是,不是单独分析生产劳动或隔代照料对健康的影响,而是同时纳入农业生产活动和隔代照料活动,分析二者对农村老年人健康的影响。我们认为,现有研究虽然论证了农业生产活动对农村老年人健康的不利影响,但在隔代照料的健康效应上尚未形成一致观点,这只有纳入农业生产活动之后,才能解决。因为只有纳入农业生产活动,才有可能知道一个老年人在一段时间内的总的活动强度,由此才能分析其带来的健康效应。但是,在同时考虑农业生产活动和隔代照料活动之后,又产生了如下问题:二者的组合是否会产生协同健康效应?隔代照料对农村老年人健康的影响是否与农业生产强度相关?由于相对于农业生产活动而言,隔代照料活动消耗的体力更少,且照顾者可从中获得情感满足、家庭和社会支持,因

此,我们可以在假设 1 的前提下提出本文的第二个假设。

假设 2:隔代照料活动和农业生产活动会对农村老年人健康产生协同效应,隔代照料活动可调节并改善农业生产活动对农村老年人健康的不利影响,但这一调节和改善作用受农业生产劳动强度的制约。

三、数据、变量与模型构建

(一) 数据

本文的数据来自中国健康与养老追踪调查 (CHARLS)。CHARLS 旨在收集一套代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和高个人的高质量微观数据,涉及受访者基本信息,家庭结构和经济支持,工作、退休和养老金,健康状况,收入和消费,等等。2011 年基线调查共覆盖约 1 万户家庭中的 1.7 万个个体,后续进行了 2013、2015 和 2018 年的追踪调查。CHARLS 数据具有很好的代表性,能为研究隔代照料和劳动参与对健康的影响提供重要的数据支持。

在样本具体筛选上,由于受访者失联或去世等因素,每轮都会产生部分样本流失,但每轮也会有新受访者加入。由于文中关注受访者健康发展的轨迹或趋势,需要获取调查持续时间较长的个体数据,因此这里选取四轮调查均参与的农业生产者,剔除不足四轮 of 个体。进一步,选取调查时正从事自家农业生产活动或农业打工者,或最近工作中曾从事自家农业生产活动或农业打工者;在年龄上,选取 1961 年及之前出生的受访者,首次调查时,他们 50 岁以上。最后得到 1 202 个受访者的平衡面板,其中男性 640 人,女性 562 人,共 4 808 个观测值。

(二) 变量

1. 身体健康。身体健康和认知功能是反映健康状况的两大重要指标。身体健康是文中因变量之一。较多研究采用自评健康这个指标来反映个体身体健康状况^{[7][15][20]}。但由于个体对身体健康的感知存在差异,自评健康指标存在较大的异质性。因此,只使用自评健康作为身体健康的评价指标是存在主观性缺陷的^[9]。且除了自评健康,CHARLS 中还包含很多其他反映身体健康的信息。为了将这些健康信息囊括进来并合并为一个统一的身体健康指数,即身体健康良好概率。 β 是回归系数向量,根据 Coe 等^[8]和 Mazzonna 等^[9],在每一轮调查数据中,构建排序 Probit 模型:

$$SRH_i = \beta' H_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, SRH_i 指在人体 i 的自评健康等级。CHARLS 将自评健康等级分为五个等级,等级顺序包括“极好、很好、好、一般、不好”和“很好、好、一般、不好、很不好”两种。 H_i 代表其他健康指标,包括是否残疾、是否使用辅助工具、是否存在五官问题、抑郁风险程度、行为能力、慢性疾病情况、身体疼痛程度、与上一次调查相比的健康评价变化以及 15 岁前的身体状况等。 ε_i 是回归误差。

在自评健康调查中,CHARLS 将受访者随机分为两组,在健康部分的开头和结尾对两组受访者按上述两种等级顺序进行交叉提问。这里忽略等级对应内容的差异,按五个等级分别赋值为 1~5,分别采用开头和结尾的自评健康指标对模型 (1) 进行回归,预测自评健康小于等于 3 的概率,最后将预测的两个健康状况良好概率的均值作为身体健康指数。身体健康指数取值在 0 到 1 之间,该值越高,反映个体身体健康状态越好。根据表 1,样本身体健康指数平均为 54%,男性平均高出女性近 10 个百分点。

2. 认知功能。根据 CHARLS 认知部分的问卷内容,这里采用字词回忆 (Word Recall) 和智力完好程度 (Mental Intactness) 作为衡量认知功能的因变量。字词回忆^{[8][9]}、口语流畅性 (Verbal Fluency)^[9]和计算能力 (Numeracy)^{[8][9][21]}是衡量认知功能普遍使用的指标。CHARLS 四轮调

查都测量了字词回忆，要求受访者对 10 个单词进行即时和延时回忆，但部分轮的调查未测量口语流畅性和计算能力，无法建构这两个指标的平衡面板数据，因此只有字词回忆可以作为衡量认知功能的因变量。变量取值为即时回忆和延时回忆得分之和，在 0~20 之间。另一方面，CHARLS 四轮调查都包含简易智力状态检查（Mini Mental State Exam, MMSE），MMSE 得分也可以作为衡量认知功能的因变量，即为智力完好程度^[11]，取值在 0~11 之间。

从表 1 可以看到，字词回忆的平均得分仅为 5.89，男性比女性平均高 0.92；而智力完好程度得分则较高，平均为 7.73，男性比女性平均高 1.46；字词回忆的变异系数是智力完好程度的 1.82 倍。由于相对于智力完好程度，字词回忆在衡量认知功能中更普遍地被使用，且离散程度更大，因此字词回忆在衡量认知功能上更具有代表性。

3. 隔代照料行为。隔代照料行为指标包括是否从事隔代照料和隔代照料强度。如果在过去一年中受访者声称花时间照看了孙子女，变量“是否从事隔代照料”赋值为 1，没有则赋值为 0。CHARLS 中询问了过去一年中照看孙辈的周数和每周时长数，通过这些信息得到过去一年从事隔代照料总时长。根据相关文献，如果照料时长与身体健康之间呈现非线性关系，那么把照料时长变量作为连续变量会导致估计结果偏差^[22]，因此这里将照料时长由连续型数值变量转换为类别型隔代照料强度变量。将隔代照料强度划分为 3 个等级，如果总时长达到或超过 1 500 小时，隔代照料强度赋值为 3，小于 1 500 小时且等于或大于 900 小时，赋值为 2，从事隔代照料但照料总时长小于 900 小时赋值为 1，如果没有隔代照料行为，隔代照料强度则赋值为 0。另一方面，设置二分隔代照料强度变量，照料总时长达到或超过 900 小时为高强度，赋值为 1；小于 900 小时或者未从事隔代照料为低强度，赋值为 0。从表 1 可以看出，高强度隔代照料占比较高。

表 1 变量的描述性统计

	总体 均值或比例	男性 均值或比例	女性 均值或比例
性别 (Gender)	0.532	—	—
身体健康指数 (Health_in)	0.540 (0.244)	0.586 (0.231)	0.488 (0.249)
字词回忆 (Word_r)	5.891 (3.690)	6.320 (3.645)	5.396 (3.681)
智力完好程度 (Ment_in)	7.729 (2.662)	8.407 (2.406)	6.952 (2.728)
是否从事隔代照料 (Care)	0.410	0.367	0.457
隔代照料强度 (Care_in=3)	0.569	0.527	0.607
隔代照料强度 (Care_in=2)	0.115	0.126	0.105
隔代照料强度 (Care_in=1)	0.316	0.347	0.288
隔代照料强度是否高 (Care_h)	0.270	0.229	0.316
是否从事农业生产 (Farm)	0.739	0.805	0.664
劳动强度 (Work_in=3)	0.389	0.420	0.346
劳动强度 (Work_in=2)	0.174	0.169	0.181
劳动强度 (Work_in=1)	0.438	0.411	0.474
是否从事高强度劳动 (Work_h)	0.414	0.473	0.346
受教育程度 (Educ=4)：中专、高中和大专	0.055	0.075	0.031
受教育程度 (Educ=3)：初中	0.127	0.189	0.056
受教育程度 (Educ=2)：小学及以下	0.446	0.534	0.347
受教育程度 (Educ=1)：未受过教育	0.372	0.202	0.566
年龄（第一轮）(Age)	60.9 (5.734)	61.2 (5.588)	60.6 (5.880)
婚姻状况：已婚且共同居住 (Marr)	0.567	0.695	0.421

注：括号内为标准差。

4. 农业生产活动。农业生产活动指标包括是否从事农业生产活动和劳动强度。如果受访时声称过去一年从事农业生产经营或农业打工 10 天以上都属于存在农业生产活动,变量“是否从事农业生产活动”赋值为 1,否则赋值为 0。通过从事农业生产的月数、每周工作天数和每天工作小时数获得过去一年从事农业生产的总时长。同样地,以 900 和 1 500 小时为划分标准,将劳动强度划分为 3 个等级,没有从事农业生产赋值为 0。以 900 小时为标准,设置二分劳动强度变量,从事农业生产总时长达到或超过 900 小时为高强度,赋值为 1;否则为低强度,赋值为 0。表 1 显示,我国农村老年人有 74% 都在从事农业生产活动,在从事农业生产的群体中,高劳动强度比例达到 38.9%,65 岁以下群体的这一比例更高,为 43.4%。

5. 控制变量。根据相关研究,控制变量一般纳入性别、职业、年龄、婚姻、受教育程度和收入等^{[8][10][11]}。由于农村老年人的收入包括农业生产或务工收入、新农保收益以及家庭转移收入,其中农业生产收入和家庭转移收入缺失值较多,难以反映农村老年人真实的收入水平,因此这里未将收入引入。本文的控制变量包括性别、年龄、受教育程度和婚姻状况。由于年龄对健康的影响呈现非线性的特征^[9],因此年龄采用二次函数形式引入。受教育程度界定为四种类型,1 到 4 分别表示未受过教育,小学及以下,初中,中专、高中和大专及以上学历。如果是在婚且共同居住则取值为 1,否则取 0。

(三) 模型构建

采用多层次线性回归模型(HLM)来估计农业生产活动和隔代照料行为对个体内和个体间健康影响的轨迹。面板数据有两个水平,层一嵌套于层二,层一代表了个体被解释变量随时间推移的发展函数,层二代表了组间差异对层一的调节作用。通过两种方式将隔代照料、生产活动以及年龄三者之间的交互项纳入模型。第一种与 Chen 等^[15]和宋璐等^[16]相似,构建个体增长曲线模型,层 1 为年龄、年龄平方项、隔代照料强度、劳动强度^①、婚姻和受教育程度以及隔代照料、农业生产和年龄的交互项对健康的影响。虽然也尝试考虑三维交互项,但结果并不显著,因此这里只引入二维交互项。层 2 考虑层 1 中截距和年龄系数的随机变化。

具体的 HLM 模型为:

Level 1:

$$Health_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}Age_{it} + \beta_{2i}Age_{it}^2 + \beta_{3i}Care_in_{it} + \beta_{4i}Work_in_{it} + \beta_{5i}Care_in_{it} \times Farm_{it} + \beta_{6i}Work_in_{it} \times Care_{it} + \beta_{7i}Care_in_{it} \times Work_in_{it} + \beta_{8i}Care_in_{it} \times Age_{it} + \beta_{9i}Work_in_{it} \times Age_{it} + \beta_{10i}Educ_{it} + \beta_{11i}Marr_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Level 2:

$$\beta_{0i} = \gamma_{00} + \mu_{0i} \quad (3)$$

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \mu_{1i} \quad (4)$$

将层 2 的式(3)和式(4)模型带入层 1 的式(2),得到混合模型如下:

$$Health_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10}Age_{it} + \beta_{2i}Age_{it}^2 + \beta_{3i}Care_in_{it} + \beta_{4i}Work_in_{it} + \beta_{5i}Care_in_{it} \times Farm_{it} + \beta_{6i}Work_in_{it} \times Care_{it} + \beta_{7i}Care_in_{it} \times Work_in_{it} + \beta_{8i}Care_in_{it} \times Age_{it} + \beta_{9i}Work_in_{it} \times Age_{it} + \beta_{10i}Educ_{it} + \beta_{11i}Marr_{it} + (\epsilon_{it} + \mu_{0i} + \mu_{1i}Age_{it}) \quad (5)$$

其中,因变量 $Health_{it}$ 代表身体健康指数、字词回忆和智力完好程度三个指标。为更好地解释年龄对健康的影响,这里通过中心化形式引入年龄和年龄的平方项, γ_{10} 和 β_{2i} 分别指年龄每增加 1 岁减去平均年龄和年龄每增加 1 岁减去平均年龄的平方对健康的平均影响。

第二类模型为完整模型,在层 1 中不引入是否从事农业生产活动与隔代照料强度以及是否从事

① 劳动强度指农业生产活动的劳动强度。

隔代照料与劳动强度的交互项，在层 2 中将是否从事农业生产活动和是否从事隔代照料作为衡量组间差异的变量，分别将它们引入到照料强度和劳动强度斜率参数的随机模型中，即在隔代照料强度斜率的随机模型中加入是否从事生产活动组间差异变量 (M_farm_i)，在劳动强度斜率的随机模型中加入是否从事隔代照料组间差异变量 (M_care_i)。

具体的 HLM 模型如下：

Level 1:

$$Health_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}Age_{it} + \alpha_{2i}Age_{it}^2 + \alpha_{3i}Care_in_{it} + \alpha_{4i}Work_in_{it} + \alpha_{5i}Age_{it} \times Care_in_{it} + \alpha_{6i}Age_{it} \times Work_in_{it} + \alpha_{7i}Work_in_{it} \times Care_in_{it} + \alpha_{8i}Educ_{it} + \alpha_{9i}Marr_{it} + \zeta_{it} \quad (6)$$

Level 2:

$$\alpha_{0i} = \pi_{00} + \nu_{0i} \quad (7)$$

$$\alpha_{3i} = \pi_{30} + \pi_{31}M_farm_i + \nu_{3i} \quad (8)$$

$$\alpha_{4i} = \pi_{40} + \pi_{41}M_care_i + \nu_{4i} \quad (9)$$

将层 2 中的式 (7) 到式 (9) 带入层 1 式 (6)，得到完整模型如下：

$$Health_{it} = \pi_{00} + \alpha_{1i}Age_{it} + \alpha_{2i}Age_{it}^2 + \pi_{30}Care_in_{it} + \pi_{40}Work_in_{it} + \pi_{31}Care_in_{it} \times M_farm_i + \pi_{41}M_care_i \times Work_in_{it} + \alpha_{5i}Age_{it} \times Care_in_{it} + \alpha_{6i}Age_{it} \times Work_in_{it} + \alpha_{7i}Work_in_{it} \times Care_in_{it} + \alpha_{8i}Educ_{it} + \alpha_{9i}Marr_{it} + (\nu_{0i} + \nu_{3i}Work_in_{it} + \nu_{4i}care_in_{it}) \quad (10)$$

四、回归结果及其解释

(一) 回归结果的解释

表 2 展示了因变量为身体健康指数的回归结果，表 3 和表 4 的因变量分别为字词回忆和智力完好程度。各表中不仅报告了两类 HLM 模型，即模型 (5) 和 (10) 的回归结果，前文假设回归结果中可能存在较大的性别差异，因此表中也报告了模型 (10) 分性别的回归结果。比较模型 (5) 和 (10)，可以发现，无论在回归系数显著性水平和估计值大小上，还是在随机效应的方差分解上，二者并不存在较大差异。例如，当因变量为身体健康指数时，模型 (5) 和 (10) 只在劳动强度、劳动强度与是否从事隔代照料的交互项上存在明显的差异。虽然这两个回归系数在两个模型中的显著性判定不同，但显著性水平相差并不大。因此从整体上看，模型 (5) 和模型 (10) 的回归结果是比较接近的。

以模型 (10) 为主模型对回归结果进行解释。从表 2、表 3 和表 4，可以发现：

表 2 模型 (5)、模型 (10) 及其分性别的回归结果 (因变量：身体健康指数)

	模型 (5)	模型 (10)	分性别	
			男	女
Fixed effects				
Gender	0.077 2*** (0.011 7)	0.074 7*** (0.011 9)		
Age	−0.034 7** (0.012 5)	−0.034 9** (0.012 1)	−0.029 3* (0.016 0)	−0.024 1 (0.019 0)
Age ² /100	0.031 5*** (0.000 1)	0.031 5*** (0.009 2)	0.027 2** (0.012 1)	0.022 7 (0.014 6)
Care_in	0.004 3 (0.032 9)	−0.015 6 (0.033 3)	0.015 8 (0.046 1)	−0.039 2 (0.048 4)

续表 2

	模型 (5)	模型 (10)	分性别	
			男	女
<i>Work _in</i>	-0.052 8 (0.035 7)	-0.066 9* (0.037 0)	-0.036 9 (0.049 0)	-0.105 1* (0.057 9)
<i>Work _in</i> × <i>Care</i>	-0.011 9* (0.007 0)	0.012 5 (0.008 1)	-0.002 1 (0.010 1)	0.031 4** (0.013 2)
<i>Care _in</i> × <i>Farm</i>	0.031 4*** (0.007 3)	0.044 0*** (0.010 8)	0.005 3 (0.016 0)	0.070 6*** (0.014 1)
<i>Care _in</i> × <i>Work _in</i>	-0.007 3* (0.003 9)	-0.009 6*** (0.003 0)	-0.004 0 (0.004 3)	-0.015 0*** (0.004 1)
<i>Care _in</i> × <i>Age</i>	-0.000 2 (0.000 5)	-0.000 1 (0.000 5)	-0.000 3 (0.000 7)	0.000 1 (0.000 7)
<i>Work _in</i> × <i>Age</i>	0.000 7 (0.000 6)	0.000 9 (0.000 6)	0.000 04 (0.000 7)	0.001 4 (0.000 9)
<i>Educ</i>	0.049 2*** (0.006 1)	0.050 2*** (0.005 8)	0.045 6*** (0.007 3)	0.057 3*** (0.009 6)
<i>Marr</i>	-0.012 9 (0.009 5)	-0.014 2 (0.009 6)	-0.019 4 (0.013 4)	-0.007 3 (0.013 7)
Random effects-variance components				
	Variance	χ^2	Variance	χ^2
Level 2: in intercept	0.024 3	2 283.1***	0.029 2	843.1***
Level 2: in slope, <i>Work _in</i>	0.000 0	1 181.3	0.000 2	543.8
Level 2: in slope, <i>Care _in</i>		0.000 7	552.6*	
Level 1: within-person	0.033 0		0.032 7	
			0.031 7	0.034 8

注：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。分性别回归中，层 2 斜率随机系数的设定存在自由度问题，因此只包含截距系数的随机性。下同。

表 3 模型 (5)、模型 (10) 及其分性别的回归结果 (因变量：字词回忆)

	模型 (5)	模型 (10)	分性别	
			男	女
Fixed effects				
<i>Gender</i>	0.106 0 (0.1542)	0.119 4 (0.54 2)		
<i>Age</i>	0.550 7** (0.194 7)	0.553 2*** (0.194 7)	0.535 0** (0.267 3)	0.682 4** (0.270 3)
<i>Age</i> ² /100	−0.539 1*** (0.147 8)	−0.541 9*** (0.001 5)	−0.495 7** (0.002 0)	−0.677 8*** (0.206 9)
<i>Care _in</i>	0.042 3 (0.494 5)	0.161 1 (0.512 4)	0.321 0 (0.781 3)	−0.103 5 (0.705 4)
<i>Work _in</i>	−2.033 7*** (0.538 8)	−2.371 9*** (0.548 4)	−1.626 5** (0.753 2)	−2.925 2*** (0.811 7)
<i>Work _in</i> × <i>Care</i>	0.006 5 (0.108 8)	0.317 8*** (0.121 1)	0.474 1*** (0.157 1)	0.081 3 (0.179 6)
<i>Care _in</i> × <i>Farm</i>	0.270 9** (0.114 2)	0.089 0 (0.159 2)	0.206 9 (0.263 2)	−0.011 5 (0.198 9)
<i>Care _in</i> × <i>Work _in</i>	−0.144 7** (0.057 9)	−0.133 1*** (0.045 5)	−0.217 1*** (0.065 9)	−0.030 0 (0.065 6)

续表 3

	模型 (5)	模型 (10)	分性别					
			男	女				
<i>Care _in</i> × <i>Age</i>	−0.000 4 (0.007 5)	−0.001 2 (0.007 5)	−0.003 7 (0.011 3)	0.002 7 (0.010 6)				
<i>Work _in</i> × <i>Age</i>	0.036 8*** (0.008 3)	0.040 9*** (0.008 4)	0.029 3** (0.011 5)	0.049 9*** (0.012 4)				
<i>Educ</i>	1.061 4*** (0.083 9)	1.082 1*** (0.083 7)	1.033 2*** (0.112 8)	1.163 0*** (0.130 0)				
<i>Marr</i>	0.577 6*** (0.135 1)	0.576 3*** (0.135 5)	0.579 3*** (0.196 9)	0.490 4** (0.188 9)				
Random effects-variance components								
	Variance	χ^2	Variance	χ^2	Variance	χ^2	Variance	χ^2
Level 2: in intercept	2.905 6	1 864.4***	3.428 8	692.3***	2.841 2	1 340.2***	3.282 0	1 312.8***
Level 2: in slope, <i>Work _in</i>	0.005 0	1 410.2***	0.044 2	519.2				
Level 2: in slope, <i>Care _in</i>			0.090 9	507.0				
Level 1: within-person	8.487 7		8.402 4		8.803 9		8.172 3	

表 4 模型 (5)、模型 (10) 及其分性别的回归结果 (因变量: 智力完好程度)

	模型 (5)	模型 (10)	分性别					
			男	女				
Fixed effects								
<i>Gender</i>	0.9958*** (0.121 5)	1.020 3*** (0.120 7)						
<i>Age</i>	0.273 7** (0.136 6)	0.275 8** (0.137 2)	0.342 3* (0.179 9)	0.350 9* (0.211 8)				
<i>Age</i> ² /100	−0.325 4*** (0.105 2)	−0.327 7*** (0.105 5)	−0.356 3** (0.137 5)	−0.410 2** (0.163 2)				
<i>Care_in</i>	−0.179 3 (0.371 5)	0.082 7 (0.385 3)	−0.031 4 (0.536 6)	−0.019 3 (0.580 3)				
<i>Work_in</i>	−1.424 1*** (0.375 8)	−1.417 3*** (0.371 9)	−1.236 6** (0.500 6)	−1.200 9** (0.591 1)				
<i>Work_in</i> × <i>Care</i>	0.078 3 (0.065 6)	−0.035 2 (0.077 1)	0.097 9 (0.093 2)	−0.222 4* (0.127 0)				
<i>Care_in</i> × <i>Farm</i>	−0.186 7** (0.080 6)	−0.413 8*** (0.108 6)	−0.198 8 (0.151 0)	−0.575 4*** (0.150 4)				
<i>Care_in</i> × <i>Work_in</i>	0.032 6 (0.039 4)	0.060 6* (0.032 3)	−0.034 0 (0.042 6)	0.157 4*** (0.049 0)				
<i>Care_in</i> × <i>Age</i>	−0.003 5 (0.005 7)	0.002 0 (0.005 8)	−0.003 5 (0.007 8)	0.003 1 (0.008 9)				
<i>Work_in</i> × <i>Age</i>	0.023 7*** (0.005 8)	0.023 6*** (0.005 8)	0.021 5*** (0.007 8)	0.019 4** (0.009 2)				
<i>Educ</i>	0.596 2*** (0.059 1)	0.600 1*** (0.058 7)	0.456 5*** (0.080 3)	0.807 5*** (0.087 6)				
<i>Marr</i>	0.436 9*** (0.104 2)	0.451 4*** (0.104 3)	0.451 5*** (0.145 3)	0.371 2** (0.147 9)				
Random effects-variance components								
	Variance	χ^2	Variance	χ^2	Variance	χ^2	Variance	χ^2
Level 2: in intercept	2.394 4	2 227.3***	3.735 3	814.5***	2.305 7	2 118.2***	2.021 2	1 370.6***
Level 2: in slope, <i>Work_in</i>	0.005 3	1 447.8***	0.083 9	562.8**				
Level 2: in slope, <i>Care_in</i>			0.056 2	590.2***				
Level 1: within-person	3.785 7		3.779 1		3.259 1		4.674 6	—

1. 当因变量为身体健康指数时,农业生产劳动强度的主效应显著,且与隔代照料强度的交互效应显著,显示生产活动的劳动强度增加会对农村老年人身体健康产生不利影响,且隔代照料强度提高会加剧这一不利影响。当不从事隔代照料时,劳动强度每增加一个等级,身体健康良好概率平均下降 0.067,当隔代照料强度为 1,2 和 3 时,劳动强度每增加一个等级,身体健康良好概率分别平均下降 0.077,0.086 和 0.096。另一方面,隔代照料强度的主效应不显著,但与是否从事生产活动的交互效应显著。结合隔代照料强度和劳动强度的交互项,可以发现,当从事低强度农业生产活动时,隔代照料强度越大反而有利于促进身体健康;但劳动强度的增加会缩减其积极效果。如果农村老年人由不从事农业生产活动转变到劳动强度为 3,此时隔代照料强度每增加一个等级,身体健康良好概率平均增加的幅度就从 0.044 下降到 0.015。

2. 当因变量为代表认知功能的字词回忆和智力完好程度时,与上述结果相比,一个相同之处在于主效应基本一致,即农业生产劳动强度的主效应显著,而隔代照料强度的主效应不显著;劳动强度越高越不利于农村老年人健康。当劳动强度每增加一个等级,字词回忆和智力完整程度分别平均下降 2.37 和 1.42。除此之外,比较多个交互项,另一个相同之处在于,当因变量为字词回忆时,在生产活动中加入低强度隔代照料有利于改善健康,且随着隔代照料强度增加,这一改善作用呈下降趋势。当隔代照料强度为 1 到 3 时,隔代照料对字词回忆的改善作用由 0.18 下降到 -0.08。不同之处则在于,隔代照料的改善作用在因变量为智力完好程度中并未发现,从事隔代照料会加剧劳动强度对智力完整程度的不利影响。

3. 无论因变量为身体健康指数还是认知功能,也无论男性还是女性,一个共同的结论是,受教育程度对农村老年人健康具有显著的积极影响。如表 1 所示,农村老年人整体受教育程度不高,有超过 80% 的受访者为小学及以下学历,受教育程度每提高一个等级,身体健康良好概率平均提高 0.05 左右,字词回忆至少平均增加 1,智力完好程度平均提高 0.45~0.81。婚姻状况对身体健康不具有显著影响,但对认知功能具有积极作用。年龄对健康的影响显著,当年龄小于平均年龄时认知功能随年龄增长而提高,当年龄大于平均年龄时则随年龄增长而下降;身体健康随年龄的变化则与这一趋势相反。

4. 生产活动和隔代照料影响身体健康和智力完整程度的性别差异明显,但在影响字词回忆上未发现显著的性别差异。如前所述,相对于智力完好程度,字词回忆衡量认知功能更优,因此可以认为性别差异主要体现在对身体健康的影响上。总体上,影响农村男性老人身体健康的主要因素为受教育程度和年龄,而影响女性身体健康的因素不仅包含这两个因素还包括农业生产活动和隔代照料行为;无论男性还是女性,生产活动、隔代照料、年龄、受教育程度和婚姻状况都对他们的认知功能产生影响。换句话说,农村男性老年人的身体健康不受农业生产活动和隔代照料的影响,认知受二者影响;而农村女性老年人的身体健康和认知功能都与农业生产活动和隔代照料息息相关。

综合上述解释,可以发现,农业生产的劳动强度对农村老年人健康具有不利影响的主效应显著,隔代照料强度的主效应不显著;但比较隔代照料与农业生产活动的多重交互效应,结果显示隔代照料在农业生产活动影响健康上具有调节和改善作用,但隔代照料的影响以农业生产的劳动强度为条件,只有当劳动强度不高时,从事隔代照料才能改善劳动强度对身体健康和字词回忆的不利影响;男性和女性在这一影响上具有较大的差异。可见,本文提出的两个假定基本上都得到了验证,需要修正的是,性别的异质性不仅存在于假设 1 中,也存在于假设 2 中。

(二) 稳健性检验

模型 (5) 和模型 (10) 回归结果接近,这在一定程度上验证了上述结果的稳健性。除此之外,还需要进一步评估样本中可能存在的非随机选择问题,表现在,与偶尔从事农业劳动或者照料孙辈的农村老人相比,从事更高强度生产活动或隔代照料的农村老人更有可能源于他们自身健康状况更

好，进而导致高强度生产活动或高强度隔代照料行为很有可能是有选择性的。如果忽视这一问题可能会导致回归结果的偏误。

这里采用倾向得分加权方法来处理非随机样本选择问题。首先，鉴于农业生产的劳动强度变量无论对身体健康还是对认知功能都具有显著影响，这里使用“劳动强度是否高”这一二分变量作为处理变量，协变量则包括性别、受教育程度、婚姻状况、隔代照料强度是否高（二分）和年龄等。第一阶段回归中采用 Logistic 模型预测是否从事高强度劳动的条件概率，第二阶段分别以身体健康指数、字词回忆和智力完好程度为结果变量，生成它们的倾向得分。然后根据 Chen 等^[15]的权重公式构建权重变量，加入权重变量对模型（10）进行回归。

相应权重公式为：

$$w(t, x) = \frac{t}{\hat{e}(x)} + \frac{1-t}{1-\hat{e}(x)} \quad (11)$$

其中， $w(t, x)$ 为观测值对应的权重， x 为上述协变量， $\hat{e}(x)$ 为第二阶段回归预测的倾向得分，当观测值属于处理组时 $t=1$ ，对照组时 $t=0$ 。

表 5 为加入权重后因变量分别为身体健康指数、字词回忆和智力完好程度在模型（10）的回归

表 5 稳健性检验：倾向得分加权

	因变量					
	身体健康指数	字词回忆	智力完好程度			
Fixed effects						
Gender	0.071 6*** (0.012 1)	0.122 8 (0.156 8)	1.047 0*** (0.119 3)			
Age	−0.027 3** (0.013 0)	0.609 3*** (0.202 1)	0.305 8** (0.145 8)			
Age ² /100	0.025 7*** (0.000 1)	−0.575 6*** (0.154 5)	−0.352 3*** (0.112 0)			
Care_in	−0.017 8 (0.033 3)	0.104 5 (0.540 2)	0.077 4 (0.446 0)			
Work_in	−0.050 8 (0.037 9)	−2.034 3*** (0.557 3)	−1.378 0** (0.370 1)			
Work_in×Care	0.011 2 (0.008 4)	0.301 6** (0.127 0)	−0.032 2 (0.078 8)			
Care_in×Farm	0.041 5*** (0.010 6)	0.141 1 (0.161 5)	−0.382 9*** (0.116 3)			
Care_in×Work_in	−0.008 3*** (0.003 0)	−0.127 8*** (0.046 3)	0.052 7 (0.034 0)			
Care_in×Age	−0.000 1 (0.000 5)	−0.000 7 (0.007 9)	0.001 9 (0.006 6)			
Work_in×Age	0.000 6 (0.000 6)	0.034 7*** (0.008 6)	0.024 2*** (0.006 0)			
Educ	0.048 1*** (0.005 9)	1.101 5*** (0.086 6)	0.636 9*** (0.060 5)			
Marr	−0.011 9 (0.009 6)	0.602 9*** (0.137 5)	0.388 9*** (0.102 5)			
Random effects-variance components						
	Variance	χ^2	Variance	χ^2	Variance	χ^2
Level 2: in intercept	0.024 83	786.9***	2.673 6	662.6***	2.854 9	776.5***
Level 2: in slope, Work_in	0.000 2	556.1*	0.058 8	525.2	0.044 5	582.9**
Level 2: in slope, Care_in	0.000 7	575.0**	0.117 6	524.9	0.100 1	634.7***
Level 1: within-person	0.031 3		8.150 2		3.694 1	

结果。与表 2、表 3 和表 4 相比，除劳动强度和隔代照料强度的交互项在因变量为智力完好程度时不显著，其他回归系数的显著性几乎一致，回归系数估计值的大小也接近，未发现明显的较大差异。这充分说明上述结果是稳健的，样本非随机选择问题并不严重。

五、隔代照料、生产活动影响农村老年人健康的机制分析

根据上述分析的结论，农业生产的劳动强度影响农村老年人健康的主效应显著，而隔代照料强度的主效应不显著，因此这里将劳动强度作为影响农村老年人健康的主要解释变量；另一方面，隔代照料在劳动强度影响健康的过程中具有调节作用，因此这里将隔代照料强度设定为农业生产的劳动强度影响健康这一过程的调节变量，并纳入一系列中间变量，进一步探讨生产活动和隔代照料影响农村老年人健康的机制。

1. 机制分析与中间变量的选取。停止工作后一系列健康行为的变化是生产活动的劳动强度影响健康的主要机制。停止工作（或退休）会改变个人的健康行为，而这些行为改变会直接对个体的身体健康和认知功能产生影响。越来越多研究将注意力转移到停止工作后的健康行为对健康的影响，这些健康行为主要包括吸烟、喝酒和身体锻炼行为等^{[20][23]}（见 Motegi 等对该领域研究的总结^[23]）。另一方面，基于“角色促进”和“角色抑制”两种理论，以及隔代照料中蕴含的老年人与成年子女之间的交换关系，在隔代照料影响健康的研究中，国内学者主要从情感交流的角度探讨这一影响机制。吴培材认为隔代照料能够显著增加中老年人与亲戚朋友的联系，会增加中老年人户外活动的可能性^[24]。宋璐等认为照料孙子女增加了老年人在家庭和社会活动中的参与程度，进而有助于老年人认知功能的保持或改善^[16]，而老年人在家庭和社会中的参与行为不仅能减少老年人的孤独感，降低抑郁的风险，也有利于老年人获得及时的社会支持，从而提高其健康水平^[25]。唐丹等认为照顾孙子女对老年人的家庭网络、朋友网络及心理健康均有积极作用，社会网络在偶尔照顾孙子女与老年人心理健康之间起完全中介作用^[19]。此外，也有研究在生产活动影响健康的机制中纳入社会网络（或社会参与）^[21]，在隔代照料影响健康的机制中考虑生活健康习惯的变化^[20]，收入也是一个常被纳入机制分析的因素^{[11][25]}。综合相关研究，这里将健康行为和情感交流的变化作为生产活动和隔代照料影响农村老年人健康的机制，并据此选取锻炼意愿、抽烟、饮酒、社会活动参与、与子女情感交流等作为中间变量。根据 Preacher 等的调节中介效应模型^[26]，将农业生产的劳动强度和隔代照料强度通过改变中间变量影响农村老年人健康的路径刻画如图 1 所示。其中，劳动强度通过改变中间变量对健康产生影响，而隔代照料强度则调节劳动强度对中间变量的影响进而影响健康。

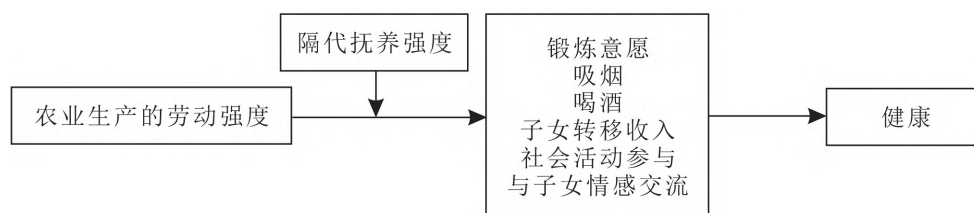


图 1 农业生产的劳动强度、隔代照料强度通过中间变量影响健康的路径

资料来源：作者绘制

2. 调节中介效应的估计。表 6 是使用 Bootstrapping 进行 500 次循环计算的调节中介效应估计值。只有在两种情形下调节中介效应不显著，这两种情形分别为没有隔代照料行为、中间变量为

“子女转移收入”，以及“与子女情感交流”为中间变量、字词回忆作为因变量。在其他所有因变量、中间变量和调节变量取值组合的情形下，调节中介效应均显著。可以发现：（1）锻炼意愿、子女转移收入、社会活动参与以及与子女情感交流的提高都能减少农业生产的劳动强度对健康的不利影响，不同之处在于锻炼意愿和与子女情感交流的调节中介效应随隔代照料强度的增加而下降，而子女转移收入、社会活动参与的调节中介效应随隔代照料强度的增加而增加；（2）吸烟数和喝酒频率的增加则会加剧农业生产的劳动强度对健康的不利影响，且随隔代照料强度的增加，调节中介效应幅度也随之提高；（3）由于农业生产的劳动强度的主效应显著，因此当中间变量为反映健康行为的变量，包括锻炼意愿和频率、吸烟数和喝酒频率时，这时调节中介效应更大，而当中间变量为社会活动参与、子女转移收入以及与子女的情感交流等情感因素时，对应的调节中介效应较小；（4）当中间变量为锻炼意愿时调节中介效应最大，与此相反，当中间变量为子女转移收入时，调节中介效应最小。锻炼意识体现了个体健康意识，而健康意识对健康的影响往往较大。收入变化作为中间变量时产生调节中介效应最小，这与刘生龙和郎晓娟的结论是一致的^[11]。总体上，农业生产的劳动强度主要通过改变健康行为进而影响农村老年人健康，隔代照料强度则通过调节劳动强度对健康行为、家庭和社会支持的影响，从而改善农业生产的劳动强度对健康的不利影响。

表6 调节中介效应估计

中间变量	调节变量取值	因变量		
		身体健康指数 (%)	字词回忆	智力完好程度
锻炼意愿（1=为健康和娱乐目的；0=为工作和其他目的）	0	-0.890 5***	-0.026 4**	0.031 8***
	1	-0.851 9***	-0.025 5**	0.030 7***
	2	-0.813 4***	-0.024 6**	0.029 6***
	3	-0.774 8***	-0.023 7**	0.028 6***
吸烟（0=不吸烟；1=戒烟；2、3和4分别为吸烟数（0，10]，（10，20]，和（20，+∞））	0	0.171 4***	0.008 3***	0.013 0***
	1	0.195 2***	0.009 7***	0.015 7***
	2	0.219 0***	0.011 1***	0.018 4***
	3	0.242 8***	0.012 6***	0.021 1***
喝酒（0=不喝酒；1=喝酒每月少于1次；2=喝酒每月超过1次）	0	0.241 0***	0.017 7***	0.024 1***
	1	0.246 3***	0.018 1***	0.025 1***
	2	0.251 6***	0.018 5***	0.026 1***
	3	0.256 9***	0.018 9***	0.027 1***
子女转移收入（元）	0	-0.010 7	-0.001 7	-0.001 5
	1	-0.019 3**	-0.003 5**	-0.002 6**
	2	-0.027 9**	-0.005 2**	-0.003 7**
	3	-0.036 5**	-0.007 0**	-0.004 9**
社会活动参与（0=不参与或不经常参与；1=参与，差不多每周；2=参与，差不多每天）	0	-0.095***	-0.048 2***	-0.025 8***
	1	-0.097***	-0.049 4***	-0.026 5***
	2	-0.098***	-0.050 6***	-0.027 2***
	3	-0.099***	-0.051 7***	-0.027 9***
与子女情感交流（看望或打电话的频率。0=几乎没有；1=每半年或每年；2=每三个月或每月；3=每半个月或每周；4=每天或共同居住）	0	-0.108 6***	-0.005 4*	-0.013 1***
	1	-0.091 7***	-0.004 7*	-0.011 5***
	2	-0.074 9***	-0.004 0*	-0.009 9***
	3	-0.058 0***	-0.003 3	-0.008 3**

注：表中值为调节变量隔代照料强度分别取0、1、2、3时的调节中介效应估计值，身体健康指数的调节中介效应估计值为百分数。

六、结论及政策意义

既从事生产活动又照料着孙辈是我国农村老年人劳动供给的一个重要特征,基于此,本文综合考虑生产活动和隔代照料之间的主效应和协同效应,研究了它们对我国农村老年人身体健康和认知功能的影响及其机制。本文的贡献在于:第一,将农村从业者纳入我国停止工作(退休)影响健康的研究对象中;第二,从我国农村老年人同时从事生产活动和隔代照料的现状出发,将两个独立领域的研究结合起来,既证实了农业生产的劳动强度对农村老年人健康的消极影响,也从另一个视角解释了隔代照料对健康影响的多样性,即这一影响以生产活动的劳动强度为条件;第三,界定农业生产的劳动强度为主要解释变量、隔代照料强度为调节变量,加入一系列中间变量,估计调节中介效应,进而探讨二者影响健康的机制和路径。

本文的研究结论包括:(1)农业生产的劳动强度对农村老年人健康不利影响的主效应显著,隔代照料强度的主效应不显著;(2)比较隔代照料与生产活动的多重交互效应,结果显示隔代照料在生产活动影响健康上具有调节作用,隔代照料强度能改善农业生产的劳动强度对身体健康和字词回忆的不利影响;(3)相对于男性,女性的身体健康更受生产活动和隔代照料的影响;(4)农业生产的劳动强度主要通过改变健康行为而影响农村老年人健康,而隔代照料主要通过调节生产活动对健康行为、家庭和社会支持的影响,从而改善农业生产的劳动强度对健康的不利影响。

这些结论的政策意义体现在:

1. 鼓励并引导农村老年人积极参与隔代照料。隔代照料的普遍性是我国特有的、长期存在的社会现象,也是影响我国人口生育意愿的一个重要的因素^[27]。隔代照料不仅有利于提高劳动参与率和人口生育率,也有利于改善农村老年人健康状况,因此地方政府和村集体应该对农村隔代照料行为给予支持和引导。从传统家庭文化出发,肯定祖辈照料孙辈对家庭的贡献,倡导成年子女从情感和经济上给予补偿;在政策上可以发放适量的“祖辈照料孙辈津贴”,对隔代照料行为予以鼓励;针对隔代照料中的弊端或不足,对这种模式进行积极引导,鼓励增加参与式隔代照料比重,树立父母在隔代照料中的主导地位,让隔代照料更具有生命力。

2. 在优化劳动供给的目标下构建农村养老保障政策的组合策略。养老保险是影响老年人劳动供给的重要因素。根据内生劳动供给理论,农村老年人从事生产活动和隔代照料的劳动投入应取决于可获得的社会、家庭和自我养老收入^[2],可见农村养老保障政策可通过改变三种养老收入进而影响老年人在社会生产和家庭生产之间的劳动分配,并进一步传导影响其成年子女的社会劳动供给。因此,可从系统的视角,在考虑三种养老收入之间替代效应以及政策变动的相互关系的基础上,构建多项农村养老保障政策以及养老服务政策的组合策略,鼓励农村老年人在老龄阶段减轻农业生产的强度并从事适量的隔代照料或其他家庭照料,在保障农村老年人社会福利的前提下提升农村老年人的实际劳动参与率,将有利于促进农村中青年社会劳动供给的增加及其向“非农”部门的转出,从而优化我国农村家庭劳动资源的配置。

参考文献

- [1] 穆光宗. 让隔代抚养回归慈孝之道[J]. 人民论坛, 2017(34).
- [2] 张熠. 内生退休年龄研究前沿[J]. 经济学动态, 2015(3).
- [3] 郭凯明, 余靖雯, 龚六堂. 退休年龄、隔代抚养与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2021(2).
- [4] Bonsang, E., S. Adam, S. Perelman. Does retirement affect cognitive functioning? [J]. *Journal of Health E-*

- conomics, 2012(3).
- [5] Coe, N. B., G. Zamorro. Retirement effects on health in Europe[J]. *Journal of Health Economics*, 2011(1).
- [6] Godard, M. Gaining weight through retirement? Results from the SHARE survey[J]. *Journal of Health Economics*, 2016, 45.
- [7] Nishimura, Y., M. Oikawa, H. Motegi. What explains the difference in the effect of retirement on health? [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2017(2).
- [8] Coe, N., H. Gaudecker, M. Lindeboom, et al. The effect of retirement on cognitive functioning[J]. *Health Economics*, 2012(8).
- [9] Mazzonna, F., F. Peracchi. Unhealthy retirement? [J]. *The Journal of Human Resources*, 2017(1).
- [10] 刘生龙, 郎晓娟. 退休对中国老年人口身体健康和心理健康的影响[J]. *人口研究*, 2017(5).
- [11] Lei, X., H. Liu. Gender difference in the impact of retirement on cognitive abilities: Evidence from urban China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018(4).
- [12] 雷晓燕, 谭力, 赵耀辉. 退休会影响健康吗? [J]. *经济学(季刊)*, 2010(7).
- [13] Hayslip, B., P. L. Kaminski. Grandparents raising their grandchildren: A review of the literature and suggestions for practice[J]. *The Gerontologist*, 2005(2).
- [14] 孙鹃娟, 冀云. 家庭向下代际支持行为对城乡老年人心理健康的影响——兼论认知评价的调节作用[J]. *人口研究*, 2017(6).
- [15] Chen, F., G. Liu. The health implications of grandparents caring for grandchildren in China[J]. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2012(1).
- [16] 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[J]. *社会学研究*, 2013(6).
- [17] Gessa, G. D., K. Glaser, A. Tinker. The health impact of intensive and nonintensive grandchild care in Europe: New evidence from SHARE[J]. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2016(5).
- [18] 韩保庆, 王胜今. 照料孙子女对中老年人健康的影响[J]. *人口研究*, 2019(4).
- [19] 唐丹, 孙慧, 徐瑛. 照顾孙子女对老年人心理健康的影响: 社会网络的中介作用[J]. *人口研究*, 2020(4).
- [20] Eibich, P. Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity[J]. *Journal of Health Economics*, 2015, 43.
- [21] Börsch-Supan, A., M. Schuth. Early retirement, mental health and social networks[A]. Wise, D. *Discoveries in the Economics of Aging*[C]. Chicago: University of Chicago Press, 2014.
- [22] Jacobs, J. C., A. Laporte, C. H. V. Houtven, et al. Caregiving intensity and retirement status in Canada[J]. *Social Science and Medicine*, 2014, 102.
- [23] Motegi, H., Y. Nishimura, M. Oikawa. Retirement and health investment behaviors: An international comparison[J]. *The Journal of the Economics of Ageing*, 2020, 16.
- [24] 吴培材. 照料孙子女对城乡中老年人身心健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究[J]. *中国农村观察*, 2018(4).
- [25] 陆杰华, 李月, 郑冰. 中国大陆老年人社会参与和自评健康相互影响关系的实证分析——基于 CLHLS 数据的检验[J]. *人口研究*, 2017(1).
- [26] Preacher, K. J., D. D. Rucker, A. F. Hayes. Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions[J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2007(1).
- [27] 于也雯, 龚六堂. 生育政策、生育率与家庭养老[J]. *中国工业经济*, 2021(5).

The Influence of Grandchild Care and Agricultural Work on the Health of Rural Elderly

ZHU Yan-xia, WANG Hao-dong, ZHU Ya-li

Abstract: It is common for the rural elderly acting as both agricultural producer and grandchild care giver. Using the data from China Health and Retirement Longitudinal Survey (2011, 2013, 2015, and 2018), this paper applies hierarchical linear model (HLM) to analyze the influence of agricultural work and grandchild care on the physical health and cognitive functioning of rural elderly after predicting physical health index with ordered Probit model. In robustness check, propensity score weighting is used to take into account potential selection bias. The results indicate that the labor intensity of agricultural work has significantly main effect on the health of the rural elderly; and the corresponding main effect of intensity of grandchild care is not found, but the effects of grandchild care on the health of the rural elderly are subjected to the labor intensity of agricultural work, which represents that grandchild care can improve the unbeneficial effect of labor intensity of agricultural work on the health of rural elderly to a certain extent when the labor intensity is kept low. Further analysis of moderated mediation effect is provided to explain the casual effect of labor intensity of agricultural work on the health of the rural elderly, which is mainly transmitted by the mediators, such as health investment behaviors, and moderated by grandchild care in the process of labor intensity of agricultural work affecting a range of mediators. Therefore, the rural elderly's health will be promoted if they are encouraged to alleviate the intensity of agricultural work and engage in moderate grandchild care or other family care in the aging stage.

Key words: physical health; cognitive functioning; agricultural work; grandchild care; moderated mediation effect

(责任编辑 周振新)