

# 子女照料对老年人健康的影响

——基于倾向得分匹配(PSM)的反事实估计

贾仓仓<sup>1</sup>,何微微<sup>2</sup>

(1. 南京大学 政府管理学院, 江苏 南京 210093; 2. 西南政法大学 经济学院 新结构经济学研究中心, 重庆 401120)

**摘要:**基于中国老年人健康长寿影响因素调查(CLHLS)2017—2018年数据,运用倾向得分匹配(PSM)方法实证分析了子女照料对老年人健康的影响效应,比较了影响效应在不同年龄、性别和城乡下的组群差异。研究表明:子女照料对老年人自评健康和生活满意度有显著提升,分别提升7.2%—8.2%和5.2%—6.0%。组群差异分析表明,相较于低龄、女性、城市老人,子女照料对高龄、男性和乡村老人健康的影响效应更高。为有效化解老年人长期照料风险,在充分发挥非正式照料支持作用的同时,应加快完善正式照料体系。

**关键词:**子女照料;老年人健康;倾向得分匹配方法

**中图分类号:**C916.3

**文献标志码:**A

**文章编号:**1002-0292(2020)06-0125-11

## 一、引言

人口老龄化是21世纪各国共同面临的一项重要挑战,亦是我国开启全面建设社会主义现代化国家新征程的基本国情。截至2019年底,我国60周岁及以上人口约2.54亿,占总人口的18.1%。据民政部预测,“十四五”期间我国老年人口将突破3亿,从轻度老龄化社会迈入中度老龄化社会。此外,由于膳食营养结构调整、居民收入水平增长和医疗卫生条件改善,我国人口预期寿命不断延长,人口老龄化程度将会进一步加剧。在老龄人口规模不断增长、老龄化程度持续加深的背景下,老龄人口面临的健康问题日趋突出,照料需求随之上升。现阶段,由于我国社会化、市场化的老年长期护理体系发育不足<sup>[1]</sup>,社会照料资源相对匮乏,家庭成员尤其是成年子女

仍然是老年人日常照料的重要主体。研究显示,有照料需求的老人中,家庭成员提供的照料占92.71%,其中子女及其配偶提供的照料比重超过50%<sup>[2]</sup>。在国际上,超过八成的老年人将子女照料列为无法自理时的首要选择<sup>[3]</sup>。

作为非正式社会支持的主要形式,子女照料对老年人健康状况具有重要影响。目前,学术界关于子女照料对老年人健康的影响研究尚未达成一致结论,大体可分为积极影响和消极影响。子女生活照料对老年人健康的积极作用已经得到广泛共识。研究显示,成年子女对老年人提供生活照料,有利于改善生活质量、降低抑郁水平<sup>[4]</sup>,对老年人的心理健康、身体健康及生活满意度具有显著的促进效应<sup>[5,6]</sup>。在照料过程中,子女与父母的言语互动和沟

**作者简介:**贾仓仓,男,南京大学政府管理学院博士研究生,主要研究方向为人口老龄化与健康经济;何微微,女,西南政法大学经济学院,经济学博士,讲师,主要研究方向为农业经济、劳动经济。

**基金项目:**教育部人文社科规划项目“乡村振兴背景下新生代农民工涉农创业意愿与行为研究”(项目编号:19YJA790044),重庆市社会科学规划项目“乡村振兴进程中城乡要素市场化配置长效保障机制研究”(项目编号:2019YBJJ046),2020年重庆市教育委员会人文社会科学研究规划项目“乡村振兴背景下农业转移人口就近市民化路径及保障机制研究”(项目编号:20SKGH006)。

通,有利于缓解老年人的心理焦虑<sup>[7]</sup>,提升其心理健康状况<sup>[8]</sup>。对于退出劳动力市场的老年人而言,子女提供的生活照料会强化老年人“老有所养”的心理预期,使其产生积极的自我老化态度<sup>[9]</sup>。日常照料的不足,会降低老年人的福利水平,对老年人的心理和精神健康造成不利影响<sup>[10]</sup>。消极方面,一些学者认为子女生活照料的增加在一定程度上会导致老年人健康状况恶化。对于健康状况较好的老年人而言,子女生活照料的增加会破坏老年人生活的独立性<sup>[11]</sup>、自信心及认知能力<sup>[12]</sup>,对老年人的心理健康具有消极影响。过多的子女生活照料对男性老年人的主观健康状况尤为不利<sup>[13]</sup>。与成年子女同住的老年人,在获得子女生活照料的同时,私密空间会受到侵犯,生活满意度降低,情感健康受到损害<sup>[14]</sup>。在亲子同住的居住模式下,老年人可能会承担一些家务劳动或孙子女照料责任,以作为对子代支持的回馈和补偿<sup>[15]</sup>,这会在一定程度上挤压老年人的闲暇时间,对其心理健康产生负面影响<sup>[16]</sup>。对于失能、失智老人而言,长期的生活照料可能会降低子女照料失能父母的积极性,导致老年人的照料需求无法得到满足,进而影响老年人的身心健康。

纵观已有文献可知,学者们普遍认可子女生活照料对老年人健康的作用,但尚未就子女照料对老年人健康的影响达成一致结论。在现有研究中,有些研究仅局限于某个特定区域,有些研究仅关注某一特定群体(如高龄老人、失能老人、农村老人等),因此难以就子女照料对不同特征老年人健康的影响构建一个完整的解释框架。基于此,本文从两个方面推进了以往研究:一是基于国家层面的代表性数据,通过倾向得分匹配的反事实研究框架,探讨子女照料对老年人健康的影响效应;二是通过对比子女照料对老年人健康的年龄、性别和城乡组群差异,系统评估子女照料对老年人健康的影响效应差异,丰富老龄健康的组群差异研究。

## 二、研究设计

### (一)理论机制与研究假设

利他主义是影响子女为老年人提供照料的重要诱因,体现在子女会将老年人健康纳入其效用函数<sup>[17]</sup>。当一个家庭内部成员目标一致时,往往基于家庭效用最大化原则配置家庭资源,这时老年人健康状况越差,越能得到子女照料。子女照料可以促使老年人更好地恢复、保持和促进基本日常行为能

力<sup>[18]</sup>,扩大社交活动<sup>[19]</sup>,减轻获取医疗服务的障碍,增强就医可及性<sup>[20]</sup>,积极从事健康促进行为<sup>[21]</sup>,更主动地配合药物治疗(比如按时服用药物、完成简单康复训练)<sup>[22]</sup>,降低健康和未来不良健康状况的可能性(比如摔跤、干重活)<sup>[23]</sup>。此外,子女为老年人提供照料有利于良好代际关系的维护,老年人能够得到个性化的情感需求和人文关怀,增强生活安全感和对未来的信心,减少抑郁等不良精神状态,真正地安享晚年。由此,本文提出假设一。

假设一:子女照料正向显著影响老年人健康。

根据生命历程理论,老年人在晚年生活的不同阶段,对子女存在差异化的照料需求。在刚步入老年阶段时,低龄老人仍具有一定的劳动能力和财富积累,对子女照料的依赖度不高,如果从子女那里接受过多的照料,将会使其产生无能感、失败感和负疚感。另外,低龄老人(特别是农村低龄老人)囿于社会角色和传统家庭分工,只要身体条件允许就会继续工作并以“劳动收入”作为主要生活来源,且承担一部分日常家务和提供隔代照料等,从各方面支持子女生活。随着年龄的增长,一方面,衰老、退行性疾病等对身体机能的影响不断增加,高龄老人的各项器官、组织功能快速衰退,日常独立生活能力严重受损;另一方面,受社会地位下降和经济来源减少等因素影响,高龄老人与其他经济主体进行均衡交换的能力大大降低<sup>[24]</sup>。这时高龄老人对子女照料需求迅速增加<sup>[25]</sup>,有研究发现高龄老人因体弱多病需要子女照料的比例是低龄老人的5倍左右<sup>[26]</sup>,子女照料成为保障高龄老人健康的重要支撑。由此,本文提出假设二。

假设二:与低龄老人相比,子女照料对高龄老人健康的促进效应更高。

根据策略性遗产赠予模型,老年人与子女之间存在利益冲突,老年人希望获得的照料要多于子女愿意提供的照料,而老年人可以通过支配遗产的方式影响子女照料行为<sup>[27]</sup>。这意味着老年人的社会经济地位越高,在获得子女照料上就能占有较大优势。鉴于我国传统文化中“男主外、女主内”、“男尊女卑”的思想根深蒂固,男性老人往往拥有着较高的社会经济地位和更多可供子女交换的资源<sup>[28]</sup>,相较于女性老人,男性老人在家庭决策中具有较大的话语权<sup>[29]</sup>,从而造成家庭照料资源向男性老人倾斜。由此,本文提出假设三。

假设三:与女性老人相比,子女照料对男性老人

健康的促进效应更高。

以户籍制度为核心的制度安排和政策导向造成城乡社会割裂,城乡老年人在养老观念、社会经济地位、社会保障、公共服务等方面存在较大差异,而这些差异会极大地影响城乡老年人对子女的照料需求。我国孝习俗更为强烈,在正式照料体系不健全的乡村地区,由于老人经济收入来源单一且普遍较低,经常以非正式照料的方式从子女处寻求生活照料,传统的家庭代际关系是子女照料老年人的“反哺模式”,这种基于传统伦理所形成的“养儿防老”观念是维系中国乡村家庭经济共同体持续的重要方式。因此,乡村老人健康显著依靠子女照料,具体表现为子女提供更多生活、生病照料和情感关怀<sup>[30]</sup>。城市地区现代化水平较高,各项制度体系建设较为健全,服务业发达,加之城市老人有着更高的财富积累,养老理念更为开放、多元。面对健康逐渐下滑的情况,城市老人对子女照料的依赖可以部分地由社会化照料所取代。由此,本文提出假设四。

假设四:与城市老人相比,子女照料对乡村老人健康的促进效应更高。

## (二)子女照料的反事实研究框架

### 1. 子女照料方程与老年人健康方程

根据微观经济学的随机效用决策模型,设置变量  $U_{it}$  和  $U_{0it}$ , 分别表示子女  $i$  提供照料时的效用与未提供照料时的效用;将  $M_i^*$  定义为二者之间的差值,即  $M_i^* = U_{it} - U_{0it}$ 。根据理性人假设,子女在预算约束下追求效用极大化,如果  $M_i^* > 0$ , 表示子女提供照料;如果  $M_i^* < 0$ , 表示子女不提供照料。根据上述理论分析,将子女照料方程的形式设定为:

$$M_i^* = \psi(X) + \varepsilon \quad (1)$$

式中,  $M_i^*$  为被解释变量;  $X$  为影响子女照料提供的外生解释变量向量,包括老年人个体特征变量和家庭特征变量;  $\varepsilon$  为随机误差项。另外,为了测量子女照料对老年人健康的影响效应,将老年人健康方程的形式设定为:

$$Y_i^* = \phi(Z) + \lambda M_i^* + \delta \quad (2)$$

式中,  $Y_i^*$  为老年人健康潜变量;  $Z$  为影响老年人健康的外生解释变量向量;  $M_i^*$  为子女提供照料变量;  $\delta$  为随机扰动项。鉴于子女照料可能会受某些不可观测因素影响,而这些不可观测因素或许与老年人健康相关,从而造成子女照料和随机扰动项相关。如果直接对方程进行回归分析可能导致计量结

果存在偏误。与传统线性回归方法相比,PSM方法不需要事先假定函数形式、参数约束及误差项分布,亦不要求解释变量严格外生,能够有效克服有偏估计和样本“自选择”导致的“选择偏差”,为此本文采用PSM方法实证检验子女照料对老龄健康的影响。

### 2. 基于倾向得分匹配的子女照料反事实研究框架

参照经典的反事实研究框架,设置二值虚拟变量  $D_i = \{0, 1\}$  表示老年人  $i$  是否获得子女照料,即  $D_i = 1$  表示老年人  $i$  获得子女照料,  $D_i = 0$  表示老年人  $i$  未获得子女照料。对于老年人  $i$ , 其未来健康水平  $y_i$  可能会有两种状态,即  $y_{1i}$  表示老年人  $i$  获得子女照料的未来健康状态,  $y_{0i}$  表示老年人  $i$  未获得子女照料的未来健康状态。

反事实研究框架分析步骤如下:首先,计算倾向得分。应尽可能地将同时影响子女照料与老龄健康的因素纳入到概率预测模型中,运用Logit模型计算老年人获得子女照料的倾向得分值。其次,进行倾向得分匹配,包括匹配方法选择、共同支撑假设和平衡性检验。选择  $k$  近邻匹配、卡尺匹配、卡尺内  $k$  近邻匹配、核匹配、局部线性回归匹配和样条匹配 6 种匹配方法,如果估计结果基本一致,说明计量结果是稳健的<sup>[31]</sup>。共同支撑假设要求处理组和对照组的倾向得分存在重叠区域,这是使用匹配法的前提条件。平衡性检验要求匹配后各变量在处理组和对照组之间实现统计学意义上的数据平衡。再次,计算平均处理效应。本文探究子女照料对老龄健康的影响效应,聚焦于获得子女照料的老年人健康状态变化,因此选用处理组的平均处理效应(ATT)进行分析,表达式为:

$$\begin{aligned} ATT_{PSM} &= E(y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1) \\ &= E(y_{1i} | D_i = 1) - E(y_{0i} | D_i = 1) \end{aligned} \quad (3)$$

ATT表示老年人  $i$  获得子女照料的健康状态  $E(y_{1i} | D_i = 1)$  与如果不获得子女照料的健康状态  $E(y_{0i} | D_i = 1)$  的差异。实际上,  $E(y_{0i} | D_i = 1)$  是无法观测的,PSM方法的优势在于为实际获得子女照料的老年人  $i$  找到有效的对照组  $E(y_{0i} | D_i = 0)$  代替  $E(y_{0i} | D_i = 1)$ , 从而实现所谓的“反事实”估计。

## 三、数据来源与变量定义

### (一)数据来源

研究数据来源于2017—2018年北京大学健康



老龄与发展研究中心组织实施的“中国老年人健康长寿影响因素调查”(Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)。CLHLS基线调查与追踪调查共涉及全国23个省(直辖市、自治区),样本区域代表了中国85%以上的总人口,数据的代表性、普适性较强,数据质量较高。2017—2018年追踪调查共访问15 771名65岁及以上老年人,调查内容主要包括老年人的健康状况、医疗服务利用状况、经济水平、家庭结构、生活习惯以及生活照料等。基于以老年人口为研究主体的需要以及对数据质量的要求,剔除了年龄小于65岁及关键变量缺失的样本,最终整理得到10 338个微观样本,其中处理组为7 373人,控制组为2 965人。

## (二)变量定义

### 1. 被解释变量

自评健康是对老年人个体健康状况的综合测量,既能反映老年人的身心健康状况,也能体现老年人对子女的差异化照料需求。本文使用自评健康衡量老年人健康水平,根据CLHLS问卷“您觉得现在您自己的健康状况怎么样”测量,回答“很不好”为1、“不好”为2、“一般”为3、“好”为4、“很好”为5,得分越高代表老年人健康状况越好。为了使研究结果更具稳健性,还选取了生活满意度作为老年人健康水平的代理变量,根据CLHLS问卷“您觉得您现在的生活怎么样”测量,回答“很不好”为1、“不好”为2、“一般”为3、“好”为4、“很好”为5,得分越高代表老年人生活满意度越高。

### 2. 核心解释变量

本研究的核心解释变量为子女照料。根据CLHLS问卷“当您身体不舒服时或生病时主要是谁来照料您”和“如果您遇到问题和困难,最先想找谁解

决”两个问题构建子女照料虚拟变量。若受访者至少有一项的回答是子女及其配偶,则该变量取值为1,否则为0。

### 3. 控制变量

根据研究需要,本文选取老年人的年龄、性别、教育、户口、日常生活能力、工具性日常生活能力、子女数量、居住安排、家庭总收入作为控制变量。其中,前7个变量属于老年人个体特征变量,后2个变量属于家庭特征变量。需要说明的是“日常生活能力”、“工具性日常生活能力”和“家庭总收入”三个变量。关于日常生活能力,采用日常生活能力(ADL)量表测量,ADL量表包括洗澡、穿衣、上厕所、室内活动、控制大小便、吃饭六项,回答“完全不能独立完成”为0分,“需要部分帮助”为1分,“完全独立完成”为2分,取值范围为0—12分,得分越高说明老年人日常生活能力越好。关于工具性日常生活能力,采用工具性日常生活能力(IADL)量表测量,IADL量表包括独自串门、外出购物、做饭、洗衣服、连续走两公里、提起十斤重物、连续蹲站三次、乘坐公共交通八项,回答“完全不能独立完成”为0分,“有一定困难”为1分,“完全独自完成”为2分,取值范围为0—16分,得分越高说明老年人工具性日常生活能力越好。关于家庭总收入,采用“您全家去年全年总收入是多少”测量,为连续性变量,为消除极端值影响,对家庭总收入取对数再进行实证分析。另外,鉴于不同地区可能存在不可观测或难以度量的影响因素,本研究还控制了地区虚拟变量。

表1是主要变量的描述性统计结果。比较表1中处理组和对照组的统计结果不难发现,子女照料的提供确实存在明显的自选择性,说明本文使用PSM方法是必要的。

表1 变量描述性统计

变量名称		全样本(N=10338)		处理组(N=7373)		对照组(N=2965)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量:老龄健康	自评健康	3.443	0.903	3.438	0.896	3.454	0.920
	生活满意度	3.909	0.798	3.904	0.790	3.922	0.818
解释变量:子女照料	照料(=1)	0.713	0.452	1.000	0.000	0.000	0.000
控制变量	年龄(岁)	84.341	11.670	87.185	11.123	77.268	9.854
	性别(男性=1)	0.442	0.497	0.383	0.486	0.589	0.492
教育	文盲(=1)	0.464	0.499	0.536	0.499	0.284	0.451
	小学(=1)	0.332	0.471	0.313	0.464	0.378	0.485

续表 1

变量名称		全样本(N=10338)		处理组(N=7373)		对照组(N=2965)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
教育	初中(=1)	0.103	0.304	0.080	0.271	0.160	0.367
	高中及以上(=1)	0.101	0.302	0.070	0.256	0.178	0.383
户口(城镇户口=1)		0.303	0.460	0.274	0.446	0.377	0.485
日常生活能力		11.062	2.240	10.871	2.412	11.538	1.649
工具性日常生活能力		10.718	5.964	9.695	6.112	13.264	4.698
子女数量(个)		3.889	1.999	4.248	1.975	2.998	1.764
居住安排	独居(=1)	0.156	0.362	0.193	0.395	0.063	0.243
	与家人同住(=1)	0.811	0.391	0.775	0.417	0.901	0.299
	住养老院(=1)	0.033	0.179	0.032	0.175	0.037	0.188
	家庭总收入(取对数)	9.882	1.825	9.840	1.857	9.984	1.739
东部地区		0.510	0.500	0.493	0.500	0.553	0.497
中部地区		0.244	0.430	0.255	0.436	0.219	0.414
西部地区		0.245	0.430	0.252	0.434	0.228	0.420

#### 四、实证结果及分析

##### (一) 子女照料对老龄健康的影响效应测算

(1) 倾向得分估计。本文基于子女照料方程,把

同时影响子女照料和老龄健康的协变量都包含进来,利用 logit 模型预测老年人使用子女照料的条件概率,得到表 2 的回归结果。

表 2 倾向得分估计及匹配质量检验

变量	logit	匹配情况	均值		偏差率 (%)	偏差降低率 (%)	双 t 分布检验	
			T	C			t 值	p> t
年龄	0.062***	匹配前	87.176	77.271	94.2		42.07	0.000
	(0.003)	匹配后	87.176	87.451	-2.6	97.2	-1.46	0.144
性别	-0.608***	匹配前	0.383	0.590	-42.3		-19.44	0.000
	(0.054)	匹配后	0.383	0.385	-0.5	98.8	-0.32	0.751
小学	0.022	匹配前	0.313	0.378	-13.6		-6.28	0.000
	(0.064)	匹配后	0.313	0.323	-2.1	84.5	-1.30	0.194
初中	-0.018	匹配前	0.080	0.160	-24.8		-12.12	0.000
	(0.090)	匹配后	0.080	0.075	1.5	94.0	1.09	0.277
高中及以上	-0.329***	匹配前	0.070	0.179	-33.4		-16.75	0.000
	(0.097)	匹配后	0.070	0.068	0.7	98.1	0.51	0.613
户口	-0.299***	匹配前	0.274	0.379	-22.5		-10.52	0.000
	(0.064)	匹配后	0.274	0.277	-0.7	97.0	-0.43	0.666
日常生活能力	-0.031*	匹配前	10.872	11.535	-32.1		-13.69	0.000
	(0.018)	匹配后	10.872	10.872	0.0	100.0	0.01	0.995
工具性日常生活能力	-0.037***	匹配前	9.695	13.264	-65.5		-28.48	0.000
	(0.008)	匹配后	9.695	9.584	2.0	96.9	1.09	0.276

续表 2

变量	logit	匹配情况	均值		偏差率 (%)	偏差降低率 (%)	双 $t$ 分布检验	
			$T$	$C$			$t$ 值	$p >  t $
子女数量	0.202***	匹配前	4.249	2.994	67.0		29.97	0.000
	(0.016)	匹配后	4.249	4.076	9.2	86.2	4.91	0.000
与家人同住	1.353***	匹配前	0.775	0.900	-34.4		-14.80	0.000
	(0.089)	匹配后	0.775	0.753	6.1	82.4	3.14	0.002
住养老院	-1.581***	匹配前	0.032	0.037	-2.9		-1.37	0.171
	(.157)	匹配后	0.032	0.047	-8.3	-182.1	-4.71	0.000
家庭总收入	0.088***	匹配前	9.845	9.986	-7.9		-3.55	0.000
	(0.015)	匹配后	9.845	9.774	3.9	50.1	2.37	0.018
东部地区	-0.064	匹配前	0.493	0.553	-12.0		-5.49	0.000
	(0.063)	匹配后	0.493	0.462	6.3	47.2	3.83	0.000
中部地区	0.025	匹配前	0.254	.219	8.3		3.76	0.000
	(0.073)	匹配后	0.254	.261	-1.8	78.8	-1.03	0.301
常数项	-4.084***							
	(0.378)							

注:括号内为对应的标准误; $T$ 、 $C$ 分别表示处理组和对照组;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。下同。

从个体特征看,年龄越高,越容易获得子女照料,这可能是由于老年人年龄越高,其独立生活能力越差,所面临的疾病风险也越高,越需要子女提供照料。性别在1%的统计水平上有显著负向影响,表明相较于男性老人,女性老人更容易获得子女照料。高中及以上在1%的统计水平上有显著负向影响,表明受教育程度越高,老年人对子女照料的依赖度就越低,可能老年人受教育程度越高,意味着其有着较高的社会地位和财富积累,对子女照料的需求可以在更大程度上由社会化照料所替代。户口在1%的统计水平上有显著负向影响,表明相较于城市老人,乡村老人更需要获得子女照料。日常生活能力和工具性日常生活能力分别在10%和1%的统计水平上有显著负向影响,表明日常生活能力和工具性日常生活能力越高,老年人对子女照料的依赖度越低。子女数量在1%的统计水平上有显著正向影响,表明子女越多,老年人越容易获得照料。

从家庭特征看,与家人同住在1%的统计水平上有显著正向影响,住养老院在1%的统计水平上有显著负向影响,表明相较于独居而言,与家人同住更容易获得子女照料,而住养老院最不容易获得子女照料。家庭总收入在1%的统计水平上有显著正向影

响,表明家庭总收入越高,子女在外出挣钱和为老年人提供照料之间的替代性越高,老年人也就更有可能获得子女照料。

(2)共同支撑假设。图1的共同支撑假设结果表明,两组样本的倾向得分存在较大范围的重叠区域,当然也有少量个体在共同支撑区域以外;并且两组老年人的倾向得分分布较为均匀。为满足共同支撑假设,在以下分析中只利用位于共同支撑区域的样本。

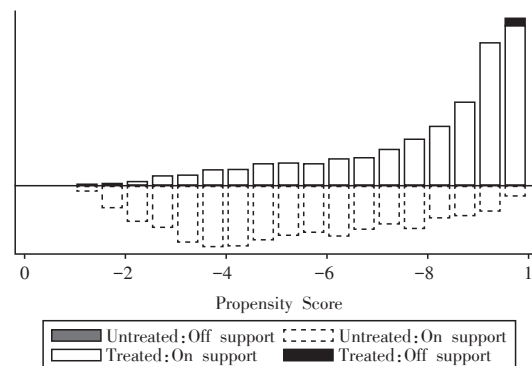


图1 共同支撑假设

(3)平衡性检验。匹配结果显示(见表2),匹配

后全部变量的标准化偏差小于10%，除住养老院以外，其他变量的偏差程度都降低了47%以上，t检验结果基本不能拒绝两个老年人样本组之间匹配变量差异为零的原假设。图2是匹配前后两组个体倾向得分值的核密度函数。发现匹配后两组的核密度方程曲线差距减小，走势趋于一致。根据上述分析，发现运用PSM方法确实减少了两组之间解释变量的分布差异，并消除样本自选择导致的估计偏误。

(4)影响效应测算。本文测算了子女照料对老年人自评健康和生活满意度的平均处理效应，估计结果显示(见表3)，利用6种不同匹配方法估计所得

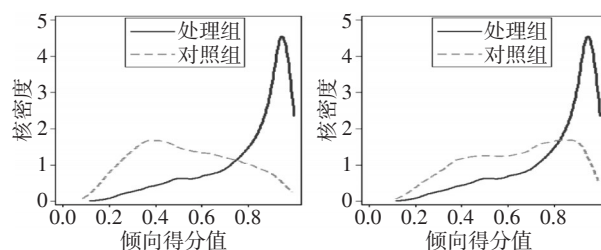


图2 匹配前(左图)与匹配后(右图)的核密度分布比较

到的计量结果基本趋于一致，表明样本数据具有良好的稳健性。

表3 倾向得分匹配的处理效应

匹配方法	自评健康				生活满意度			
	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误
<i>k</i> 近邻匹配	3.437	3.354	0.082**	0.035	3.904	3.859	0.044	0.031
卡尺匹配	3.437	3.364	0.072**	0.032	3.904	3.850	0.053*	0.029
卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.437	3.355	0.082**	0.035	3.904	3.859	0.044	0.031
核匹配	3.437	3.360	0.076**	0.031	3.904	3.848	0.056**	0.028
局部线性回归匹配	3.437	3.365	0.072*	0.042	3.904	3.844	0.060*	0.037
样条匹配	3.437	3.362	0.075***	0.024	3.904	3.851	0.052**	0.027

注:上述方法均在公共支撑领域的基础上采用匹配替代方法;为保证研究结果的稳健可靠,利用Bootstrap技术重复运行500次以确保得到稳定的估计结果。下同。

经过倾向得分匹配的反事实估计后,发现子女照料对老年人自评健康和生活满意度具有显著的促进效应。首先,子女照料正向显著影响老年人自评健康,影响的净效应在7.2%—8.2%之间;其次,子女照料正向显著影响老年人生活满意度,影响的净效应在5.2%—6.0%之间。上述分析表明,在考虑了子女照料的选择性偏差后,获得子女照料会促使老龄健康显著提高,假设一得以验证。

## (二)子女照料对老龄健康影响的组群差异分析

### 1.基于年龄差异的分析

为检验假设二,参照联合国对老年人的划分标准,将样本群体划分为低龄老人(65—79岁)和高龄老人(80岁及以上)两个子样本,利用PSM方法分别估计子女照料对不同生命历程下老龄健康的影响效应,估计结果如表4所示。

表4 子女照料对老龄健康影响效应的年龄差异

匹配方法	自评健康				生活满意度				
	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误	
低龄老人	<i>k</i> 近邻匹配	3.428	3.483	-0.056	0.040	3.864	3.942	-0.078**	0.035
	卡尺匹配	3.428	3.463	-0.036	0.037	3.864	3.919	-0.056*	0.033
	卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.428	3.480	-0.053	0.040	3.864	3.935	-0.071**	0.035
	核匹配	3.428	3.461	-0.033	0.036	3.864	3.913	-0.049	0.032
	局部线性回归匹配	3.428	3.452	-0.024	0.046	3.864	3.907	-0.043	0.040
	样条匹配	3.428	3.468	-0.040	0.028	3.864	3.916	-0.053**	0.022

续表 4

匹配方法		自评健康				生活满意度			
		<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误
高龄老人	<i>k</i> 近邻匹配	3.440	3.249	0.191***	0.045	3.919	3.831	0.088**	0.041
	卡尺匹配	3.440	3.271	0.170***	0.040	3.919	3.807	0.112***	0.036
	卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.440	3.249	0.191***	0.045	3.919	3.832	0.088**	0.041
	核匹配	3.440	3.270	0.171***	0.040	3.919	3.807	0.112***	0.037
	局部线性回归匹配	3.440	3.261	0.180***	0.051	3.919	3.811	0.108**	0.047
	样条匹配	3.440	3.257	0.184***	0.032	3.919	3.808	0.112***	0.022

估计结果表明,子女照料对不同生命历程下老年人自评健康和满意度的影响具有显著差异。从自评健康看,子女照料对低龄老人自评健康的影响不显著;对高龄老人自评健康的影响显著为正,影响的净效应为17.0%—19.1%。表明子女照料对高龄老人自评健康的促进作用更大。从生活满意度看,子女照料对低龄老人生活满意度的影响显著为负,影响的净效应为-5.3%—-7.8%;对高龄老人生活满意度的影响显著为正,影响的净效应为8.8%—

11.2%。表明子女照料对高龄老人生活满意度的促进作用更大。根据上述分析,子女照料对高龄老人健康的促进作用更高,假设二得以证明。

## 2. 基于性别差异的分析

为检验假设三,本文根据老年人性别将样本群体划分为男性老人和女性老人两个子样本,利用PSM方法分别估计子女照料对不同性别老年人健康的影响效应,估计结果如表5所示。

表5 子女照料对老龄健康影响效应的性别差异

匹配方法		自评健康				生活满意度			
		<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误
男性老人	<i>k</i> 近邻匹配	3.489	3.403	0.086**	0.043	3.916	3.828	0.088**	0.038
	卡尺匹配	3.489	3.399	0.090**	0.041	3.916	3.831	0.085**	0.036
	卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.489	3.403	0.086*	0.043	3.916	3.828	0.088**	0.038
	核匹配	3.489	3.402	0.087**	0.040	3.916	3.837	0.080**	0.036
	局部线性回归匹配	3.489	3.395	0.094*	0.052	3.916	3.820	0.097*	0.046
	样条匹配	3.489	3.404	0.084*	0.048	3.916	3.830	0.087**	0.042
女性老人	<i>k</i> 近邻匹配	3.404	3.328	0.076*	0.047	3.898	3.868	0.030	0.043
	卡尺匹配	3.404	3.342	0.063	0.045	3.898	3.864	0.034	0.041
	卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.404	3.328	0.076*	0.047	3.898	3.868	0.030	0.043
	核匹配	3.404	3.342	0.062	0.044	3.898	3.865	0.033	0.040
	局部线性回归匹配	3.404	3.355	0.049	0.055	3.898	3.869	0.029	0.050
	样条匹配	3.404	3.343	0.061	0.062	3.898	3.869	0.029	0.037

估计结果表明,子女照料对不同性别老年人自评健康和满意度的影响存在显著差异。从自评健康看,子女照料对男性老人自评健康的影响显著为正,影响的净效应为8.4%—9.4%之间;对女性老人自评健康的影响显著为正,影响的净效应为

7.6%。表明子女照料对男性老人自评健康的促进作用更大。从生活满意度看,子女照料对男性老人生活满意度的影响显著为正,影响的净效应为8.0%—9.7%;对女性老人生活满意度的影响不显著。表明子女照料对男性老人生活满意度的促进作用更大。



根据上述分析,子女照料对男性老人健康的促进作用更高,假设三得以证明。

### 3. 基于城乡差异的分析

为检验假设四,本文根据户籍类型将样本群体

划分为城市老人和乡村老人两个子样本,利用PSM方法分别估计子女照料对老龄健康影响的城乡差异,估计结果如表6所示。

表6 子女照料对老龄健康影响效应的城乡差异

匹配方法		自评健康				生活满意度			
		<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误	<i>T</i>	<i>C</i>	<i>ATT</i>	标准误
乡村老人	<i>k</i> 近邻匹配	3.411	3.340	0.071*	0.042	3.856	3.756	0.099**	0.039
	卡尺匹配	3.411	3.349	0.062	0.039	3.856	3.760	0.096**	0.035
	卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.411	3.340	0.071*	0.042	3.856	3.756	0.099**	0.037
	核匹配	3.411	3.345	0.066*	0.038	3.856	3.761	0.095***	0.034
	局部线性回归匹配	3.411	3.349	0.062	0.050	3.856	3.760	0.095**	0.045
	样条匹配	3.411	3.346	0.065**	0.032	3.856	3.762	0.093**	0.037
城市老人	<i>k</i> 近邻匹配	3.503	3.411	0.092	0.061	4.028	4.091	-0.063	0.054
	卡尺匹配	3.503	3.391	0.113*	0.057	4.028	4.075	-0.047	0.051
	卡尺内 <i>k</i> 近邻匹配	3.503	3.411	0.092	0.061	4.028	4.092	-0.063	0.054
	核匹配	3.503	3.386	0.117**	0.056	4.028	4.066	-0.038	0.050
	局部线性回归匹配	3.503	3.397	0.106	0.073	4.028	4.067	-0.039	0.065
	样条匹配	3.503	3.406	0.097*	0.052	4.028	4.079	-0.051	0.042

估计结果表明,子女照料对城乡老人自评健康和生活满意度的影响存在显著差异。从自评健康看,子女照料对乡村老人自评健康的影响显著为正,影响的净效应为6.5%—7.1%;对城市老人自评健康的影响显著为正,影响的净效应为9.7%—11.7%。表明子女照料对城市老人自评健康的促进作用更大。从生活满意度看,子女照料显著提高了乡村老人的生活满意度,影响的净效应为9.3%—9.9%,对城市老人生活满意度的影响不显著。表明子女照料对乡村老人生活满意度的促进作用更大。根据上述分析,子女照料对乡村老人自评健康和满意度均呈现显著的促进作用,而仅对城市老年人自评健康呈现显著的促进作用。这在某种意义上也说明了获得子女照料对乡村老人健康显得更为重要,假设四得以证明。

### 五、总结与讨论

当前我国社会化照料体系尚未健全,子女承担了大部分照料老年人的责任,老年人健康也深受子女照料行为的影响。研究表明,子女照料显著正向影响老龄健康,对老年人自评健康和满意度影响的净效应分别为7.2%—8.2%和5.2%—

6.0%。组群差异分析结果表明,相较于低龄、女性和城市老人,子女照料对高龄、男性、乡村老人健康的影响效应更高。

本文研究结论具有一定的现实启示。

第一,子女照料对老龄健康具有显著的促进作用,表明除了从财力角度(比如发展长期照护保险)制定相关政策外,还应该从人力资源角度(提供照料)制定相关政策。尤其是相较于低龄、女性和城市的老年人,子女照料对提升高龄、男性和乡村老年人健康的作用更大。但一个不容忽视的事实是目前我国老年人的照料需求尚未得到真正、有效的满足<sup>[32]</sup>,且目前空巢老人、留守老人的照料缺失更为严重。面对我国日益弱化的子女照料功能,亟须出台子女照料支持政策以增加老年人照料供给,而本文研究从健康角度为这一政策的出台提供了经验支撑。

第二,相较于子女照料在老龄健康中的重要作用与贡献,我国现实中子女照料价值得不到社会大众的广泛承认,尤其是与发达国家对子女照料价值的承认以及子女照料支持政策相比<sup>[33]</sup>,我国对子女照料价值的社会认可程度较低,缺乏从照料支持者角度保障传统子女照料功能的举措。因此,呼吁社

会大众承认子女照料的社会价值是推行子女照料支持政策的关键,同时出台鼓励有意愿的子女提供照料的激励政策,比如经济补偿(例如社保补贴、税收优惠、带薪休假)、健康补偿(例如提供喘息式服务)、就业支持等。

第三,继续推进社会化照料体系,坚持“非正式照料与正式照料相结合”的基本原则,建立健全完整的长期照料社会支持政策体系。鼓励和支持子女照料对老年人长期照料的基本作用,当子女照料无法满足老年人长期照料需求或是难以承担对老年人长期照料责任时,再由国家和社会提供长期的正式照料。这种以充分发挥子女照料功能为前提的制度安排,应是健康老龄化社会中,老年人长期照料支持政策设计的关键之处。只有发挥以子女为基本单位的非正式照料功能,才能从整体上形成非正式照料与正式照料之间互补互促的良性关系,最终使老年人公平地、可持续地获得成本效益最好的长期照料服务。

#### 注释:

①关于 $k$ 近邻匹配,将 $k$ 设为4进行一对四匹配,以最小化均方误差。关于卡尺匹配,经测算将卡尺范围设为0.02。关于卡尺内 $k$ 近邻匹配,将卡尺范围设为0.02进行一对四匹配。关于核匹配,使用默认核函数(二次核)和带宽(0.06)。关于局部线性回归匹配,采用llr命令,使用默认的核函数(三三核)和带宽(0.8)。关于样条匹配,采用spline命令。

②在CLHLS问卷中,关于老年人受教育程度的测量是询问受教育年限。本文在构建老年人受教育程度变量时,当受教育年限为0年时,定义为文盲;受教育年限为1—6年时,定义为小学;受教育年限为7—9年时,定义为初中;受教育年限为10年及以上时,定义为高中及以上。

#### 参考文献:

[1]李运华,刘亚南.城镇失能老人子女照料的影响因素分析:来自CLHLS 2014的经验证据[J].调研世界,2019(1).

[2]杜鹏,孙鹃娟,张文娟,王雪辉.中国老年人的养老需求及家庭和社会养老资源现状:基于2014年中国老年社会追踪调查的分析[J].人口研究,2016(11).

[3]刘昊,李强.子女照料对农村失能老年人精神健康的影响:来自中国家庭的微观证据[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2020(3).

[4]彭华茂,尹述飞.城乡空巢老人的亲子支持及其与抑郁的关系[J].心理发展与教育,2010(6).

[5]左冬梅,李树茁.基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利:基于劳动力流入地和流出地的调查

[J].公共管理学报,2011(2).

[6]郑志丹,郑研辉.社会支持对老年人身体健康和生活满意度的影响:基于代际经济支持内生性视角的再检验[J].人口与经济,2017(4).

[7]CONG Z, SILVERSTEIN M. Intergenerational time-for-money exchanges in rural China: does reciprocity reduce depressive symptoms of older grandparents [J]. Research in Human Development, 2008, 5(1).

[8]MOEINI B, BARATI M, FARHADIAN M, et al. The association between social support and happiness among elderly in Iran [J]. Korean Journal of Family Medicine, 2018, 39(4).

[9]SUN R. Worry about medical care, family support, and depression of the elders in urban China [J]. Research on aging: An International Bimonthly Journal, 2004, 26(5).

[10]赵蒙蒙,罗楚亮.预期生活照料的可获得性与生活满意度:基于CHARLS数据的经验分析[J].劳动经济研究,2017(5).

[11]BLIESZNER R, MANCINI J A. Enduring ties: older adults, parental role and responsibilities [J]. Family Relations, 1987, 36(2).

[12]SEEMAN T E, BERKMAN L F. Structural characteristics of social networks and their relationship with social support in the elderly: who provides support [J]. Social Science and Medicine, 1996, 26(26).

[13]宋璐,李树茁.代际交换对中国农村老年人健康状况的影响:基于性别差异的纵向研究[J].妇女研究论丛,2006(6).

[14]任强,唐启明.中国老年人的居住安排与情感健康研究[J].中国人口科学,2014(4).

[15]MA S, WEN F. Who coresides with parents an analysis based on sibling comparative advantage [J]. Demography, 2016, 53(3).

[16]袁笛,陈滔.老年照料对子女心理健康的影响:基于时间、收入的中介效应分析[J].南方人口,2019(6).

[17]BECKER G S. Habits, addictions, and traditions [J]. Kyklos, 1992, 45(3).

[18]CHEUNG C K, NGAN R M H. Improving older adult's functional ability through service use in a home care program in Hong Kong [J]. Research on Social Work Practice, 2005, 15(3).

[19]MURAMATSU N, YIN H, HEDEKER D. Functional declines, social support, and mental health in the elderly: does living in a state supportive of home and community-based services make a difference [J]. Social Science

and Medicine, 2010, 70(7).

[20]余央央,封进.家庭照料对老年人医疗服务利用的影响[J].经济学(季刊),2018,17(03).

[21]GREENGLASS E, FIKSENBAUM L, EATON J. The relationship between coping, social support, functional disability and depression in the elderly[J]. Anxiety, Stress and Coping, 2006, 19(1).

[22]DIMATTEO M R. Social support and patient adherence to medical treatment: a meta-analysis[J]. Health Psychology Official Journal of the Division of Health Psychology American Psychological Association, 2004, 23(2).

[23]CHOI N G, WODARSKI J S. The relationship between social support and health status of elderly people: Does social support slow down physical and functional deterioration[J]. Social Work Research, 1996, 20(1).

[24]陈东升.长寿时代的理论与对策[J].管理世界, 2020, 36(4).

[25]MERZ E M, CONSEDINE N S. The association of family support and wellbeing in later life depends on adult attachment style[J]. Attachment and Human Development, 2009, 11(2).

[26]曾毅.中国人口老龄化的“二高三大”特征及对策探讨[J].人口与经济, 2001, (5).

[27]BERNHEIM B D, SHLEIFER A, SUMMERS L H. The strategic bequest motive[J]. Journal of Labor Economics, 1985, 93(6).

[28]亓昕,郝彩虹.性别视角下的高龄老人社会支持状况研究[J].人口与经济, 2010(4).

[29]陈欣欣,董晓媛.社会经济地位、性别与中国老年人的家庭照料[J].世界经济, 2011, 34(6).

[30]张钧,郑晓瑛.中国城乡老年健康及照料状况研究[J].人口与发展, 2010, 16(6).

[31]BECKER S O, ICHINO A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores[J]. Stata Journal, 2002, 2(4).

[32]ZHEN Z, FENG Q, GU D. The impacts of unmet needs for long-term care on mortality among older adults in China[J]. Journal of Disability Policy Studies, 2015, 25(4).

[33]张云英,王薇.发达国家和地区空巢老年人长期照护的经验与启示[J].社会保障研究, 2012(6).

## How Does the Children's Taking Care Affect the Elderly Health?

—Based on Propensity Score Matching (PSM) Counterfactual Estimate

Jia Cancang, He Weiwei

(1.School of Government, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu 210093;

2.School of Economics, Research Center of New Structural Economics, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120)

**Abstract:** Based on the 2017 to 2018 cross-sectional data from the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS), this paper uses the propensity score matching (PSM) method to empirically analyze the impact of children's taking care on the elderly health, and compare the group differences under varied ages, genders and urban-rural areas. The results show that the children's taking care will significantly increase the self-rated health and life satisfaction of the elderly by 7.2%~8.2% and 5.2%~6.0% respectively. The results of group differences show that compared with the younger, female and urban elderly, the children's taking care has a higher effect on the health of the oldest, male and rural elderly. In order to effectively alleviate the risks of long-term care for the elderly, while giving full play to the supporting role of informal care, the formal care system should be accelerated to improve.

**Keywords:** children's taking care; elderly health; propensity score matching method

(责任编辑 薛雯乔)