

责编意见：上一轮编辑部审稿中，您认为该文呼应了新出台的长护险政策，因此有发表的必要性，但文章创新性一般，结构及篇幅存在加大问题。修改后结构和篇幅都有了较大改善，但仍然存在一些具体问题，我在文中已批注，请定夺。

长期护理保险的健康溢出效应：来自低龄老年照护者的经验证据

薛诗睿* 马琦峰

中国人民大学人口与健康学院，北京 100872

【摘要】目的：在“老老照护”日益普遍的背景下，聚焦60—74岁低龄老年照护者，评估长期护理保险（长护险）是否会对原定政策目标以外的低龄老年照护者产生健康溢出效应，并识别其作用机制和异质性表现。方法：基于2014—2023年中国老年社会追踪调查的5期数据，构建三重差分模型，识别长护险对低龄老年照护者多维健康的影响。结果：长护险对低龄老年照护者多维健康具有显著正向溢出效应，这集中体现为抑郁水平降低和社会适应提升；这种效应主要通过缓解照护压力、促进社交娱乐2条路径发挥作用；社会经济地位较低，以及处于经济、医疗相对欠发达地区的低龄老年照护者获益更大。结论：长护险能够通过溢出效应改善低龄老年照护者健康状况，并在一定程度上发挥促进健康公平的政策功能。未来应在完善正式照护供给的同时，将家庭照护者纳入支持框架，强化喘息服务和健康促进安排，并加大对弱势群体和欠发达地区的倾斜投入，以提升制度公平性和普惠性。

【关键词】长期护理保险；溢出效应；多维健康；老年人；低龄老年照护者
中图分类号：R197；C913.6 文献标识码：A

Health Spillover Effects of Long-Term Care Insurance: Empirical Evidence from Younger-Old Caregivers

Xue Shirui Ma Qifeng

School of Population and Health, Renmin University of China, Beijing 100872, China

【Abstract】Objective: As population ageing accelerates, caregiving by older family members has become increasingly common. This study focuses on younger-old caregivers aged 60–74 and assesses whether long-term care insurance (LTCI) generates health spillover effects for this group beyond its intended beneficiaries. We further examine the mechanisms and heterogeneity of these effects. Methods: Using five waves of panel data from the China Longitudinal Aging Social Survey (CLASS) covering 2014–2023, we apply a Difference-in-Difference-in-Difference (DDD) design to estimate the impact of LTCI on multidimensional health outcomes among younger-old caregivers. Results: LTCI is associated with significant positive spillover effects on younger-old caregivers’ multidimensional health, primarily reflected in fewer depressive symptoms and better social adaptation. These effects operate mainly through two pathways, reduced caregiving-related stress and increased social and leisure engagement. The benefits are larger for younger-old caregivers with lower socioeconomic status and for those living in economically and medically less developed areas. Conclusions: LTCI can improve the health of younger-old caregivers through spillover effects and may contribute to health equity. Future reforms should strengthen formal care provision while explicitly incorporating family caregivers into the policy support framework. This includes expanding respite services and health-promotion provisions, and prioritizing support for disadvantaged groups and less developed areas to improve equity and access.

【Key Words】Long-Term Care Insurance; Spillover Effect; Multidimensional Health; Older Adults; Younger-Old Caregivers

1 问题提出

伴随老龄化程度加深，我国失能老人规模持续扩大，长期照护需求快速攀升。与此同时，少子化、家庭小型化削弱了家庭照护能力，进一步加剧了照护供需矛盾。^[1]长期护理保险（以下简称“长护险”）作为应对失能风险、分担家庭照护责任的制度安排，已成为完善我国老年照护保障体系的重要政策工具。既有研究围绕长护险政策效果进行了较多讨论^{[2][3][4]}，但多聚焦失能老人这一直接待遇享受对象。^{[5][6]}然而，长护险通过提供正式照护服务，在改善失能老人照护状况的同时，也可能间接缓解家庭照护者压力。尤其是在老龄化与长寿化并进的背景下，“老老照护”现象日益普遍，即老年人为配偶、父母或配偶父母等其他老年家庭成员提供照护。^[7]国内调查显示，在报告自己父母或配偶父母存在照护需求的低龄老年群体中，97.3%的老年人实际承担了照护责任^①。这表明，低龄老年人不仅是照护服务的潜在需求者，也是家庭照护的重要供给者。长期照护责任可能挤占他

** 基金项目：中国人民大学2026年度拔尖创新人才培养资助计划成果作者简介：薛诗睿（1999年-），女，博士研究生，主要研究方向为老龄政策。E-mail: shirui.xue@ruc.edu.cn
通讯作者：马琦峰。E-mail: ruc_maslow@163.com

① 相关数据来自2023年中国老年社会追踪调查的统计分析结果。

们休息、社交和健康管理的时间，并通过身心压力等路径影响其健康状况。^[8]因此，长护险是否会对低龄老年照护者产生健康溢出效应，仍有待进一步检验。

基于此，本文以60—74岁的低龄老年照护者为研究对象，使用2014—2023年的5期中国老年社会追踪调查数据，构建三重差分模型，考察长护险是否会对低龄老年照护者产生健康溢出效应。在长护险全面建制和“老老照护”日益普遍的时代背景下，本文将低龄老年照护者纳入政策评估框架，识别长护险对非直接待遇享受对象的健康溢出效应及其作用机制，以期完善照护者健康支持政策、提升长护险家庭支持功能提供经验证据。

2 理论分析

从政策逻辑出发，长护险虽然不直接服务于健康的低龄老年照护者，却有望通过疏解“一人失能、全家失衡”的照护困境，间接对这一群体产生健康层面的溢出效应。具体言之，我国49个试点城市普遍采取以服务给付为主的保障模式，通过统一购买正式照护服务，为失能家庭构建专业化外部支持体系，同时超过70%的地区辅以现金给付，以护理津贴或亲情照护补贴等形式，弥补正式照护资源供给不足。^[9]在这一制度设计下，长护险可能会通过以下2条路径，对低龄老年照护者的生理、心理及社会等多维健康产生积极影响：

其一，长护险有望通过服务给付和现金给付2种方式，减轻低龄老年照护者的照护负担。根据压力过程模型，照护实践对健康的影响并不只来自照护任务本身，也来自由此引发的时间挤压、角色冲突和经济压力。^[10]服务给付通过引入专业照护资源，能够部分替代家庭成员原本承担的非正式照护任务，提升其照护技能水平，这有助于缓解低龄老年照护者的照护负担。^[11]现金给付则可在一定程度上补偿照护相关支出及其机会成本，这有助于缓冲因长期照护产生的经济压力。^{[12][13]}由此，长护险可通过降低多重照护负担改善低龄老年照护者的健康状况。

其二，长护险有望释放低龄老年照护者被束缚的时间和资源，从而促进其参与更多社交娱乐活动。社会支持理论认为社会互动和社会参与是个体获取情感支持、工具性支持和身份认同的重要来源。^[14]长护险通过正式照护服务减少低龄老年照护者的日常照护投入，通过现金给付缓解经济压力，使低龄老年照护者更可能参与社区文娱、邻里交往、老年教育等活动，拓展社会网络，提升社会互动频率，从而在照护角色之外获得更多情感支持和工具性支持，缓冲长期照护压力对其健康状况的负面影响。^{[15][16]}

基于上述分析，本文就长护险影响低龄老年照护者的总体影响和作用机制，提出如下假设：

假设1：长护险能够改善低龄老年照护者的多维健康。

假设2：长护险能够通过缓解照护压力，改善低龄老年照护者的多维健康。

假设3：长护险能够通过促进社交娱乐，改善低龄老年照护者的多维健康。

作为一种制度性风险分担安排，长护险的健康溢出效应可能因个体社会经济地位和区域发展水平而异。根据边际效用递减理论，个体原有资源禀赋越低，新增资源带来的边际收益越大。^[17]从个体层面来看，对于低学历、农村、无养老金保障或家庭经济状况较差的低龄老年照护者，其经济资本和社会支持网络相对有限，更可能从长护险的正式服务替代和现金补偿中释放相应的时间和资源，实现健康改善。^[18]类似地，在经济发展较为滞后、医疗资源相对匮乏的地区，正式照护体系建设较为薄弱，家庭照护承担主要责任，照护负担更易累积为健康风险。长护险引入的正式照护资源可以提高服务可及性、降低家庭在寻找服务、对接机构与安排照护过程中投入的时间和精力，从而更有效地缓解低龄老年照护者负担，改善其健康状况。^[19]基于此，本文提出以下假设：

假设4：长护险的健康溢出效应对社会经济地位较低的低龄老年照护者影响更大。

假设5：长护险的健康溢出效应在经济水平和医疗资源相对欠发达地区影响更大。

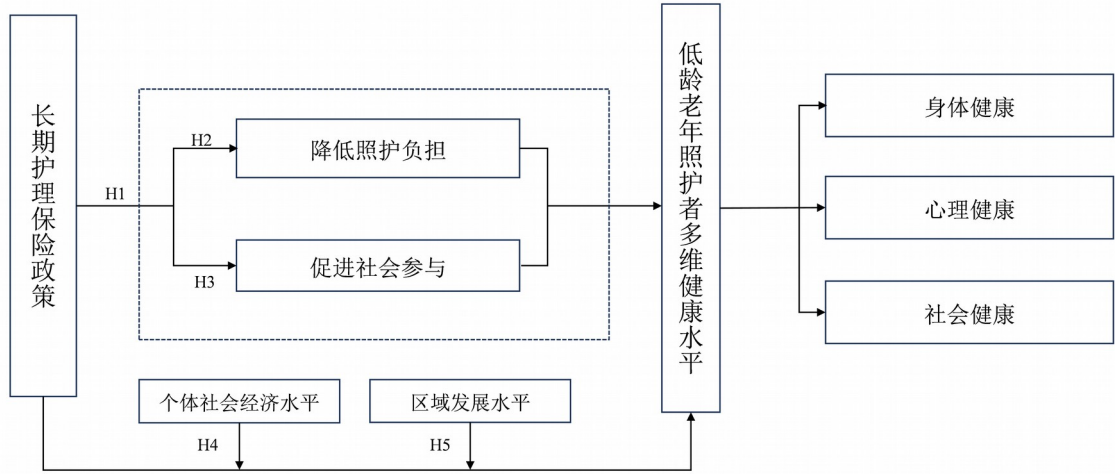


图 1 理论分析图

3 研究设计

3.1 数据来源

中国老年社会追踪调查（China Longitudinal Aging Social Survey, CLASS）由中国人民大学组织实施，调查覆盖除海南、新疆、西藏以及港澳台地区以外的 28 个省（自治区、直辖市）、134 个县（区）的 60 岁及以上老年人口。本文使用 2014—2023 年的 5 期调查数据，初始样本量为 57 461，涉及受访者 27 055 人。本文进行如下筛选：第一，结合世界卫生组织发布的年龄划分标准，仅保留 60—74 岁的低龄老年群体，剔除 75 岁及以上的中高龄样本观测值合计 16242 个；第二，鉴于本文关注非长护险待遇享受人群，故剔除基础性日常生活活动能力存在至少 1 项功能障碍的失能样本观测值合计 4 465 个；第三，剔除因变量及控制变量信息缺失样本观测值合计 1 349 个，最终保留有效样本观测值 35 405 个，对应受访者 18 328 人。

3.2 变量测量

3.2.1 被解释变量

本文的被解释变量为多维健康。参照既有研究^{[20][21]}，从 3 个维度构建变量：身体维度，自评健康是个体基于自身整体健康状况作出的主观评价，已被证明与慢性病患率、功能受限程度及死亡风险高度相关，能够有效表征生理健康^[22]，本文将其处理为取值 1—5 的连续变量，得分越高代表身体健康状况越好；心理维度，认知衰退和抑郁情绪是我国老年群体面临的主要健康挑战，对其生活质量及日常功能发挥产生了显著影响^[23]，故本文选取认知能力和抑郁水平 2 项指标。前者采用简版 MMSE 量表测量，取值 0—16，得分越高表示认知功能越强，后者采用 9 项简版 CES-D 量表（3 点计分）测量，取值 0—18，得分越高表示抑郁程度越高；社会维度，健康体现为个体与社会环境之间的适应性互动^[24]，故本文采用 8 项社会适应能力量表（4 点计分）测量，取值 0—32，得分越高表示社会适应越好^①。

在此基础上，在此基础上，本文采用主成分分析方法，对自评健康、认知能力、抑郁水平、社会适应 4 项指标进行降维处理，以构建多维健康指数（表 1）。需要额外说明的是，若按照“特征值大于 1”的经验准则保留第一主成分，其方差解释率仅为 39.17%，这意味着超 60% 个体健康差异信息将被舍弃。进一步考察载荷结构可知，第二主成分在认知能力和社会适应上载荷高度集中，第三主成分则在自评健康上载荷突出，2 个主成分特征值虽略低于 1，却分别捕捉了心理认知、社会适应及身体健康侧面的关键增量信息，而这些内容恰为本文多维健康框架中的重要结构性维度^②。鉴于多维健康框架对结构完整性的理论要求，本文最终提取前 3 个主成分，累计方差解释率达 82.49%。随后，我们用各主成分得分乘以对应方差贡献率并加总，再经极差标准化处理，最终构建出取值范围为 0—1 的多维健康指数，得分越高表示健康状况越好。

提取 3 个因子并进行加权及标准化处理，构建出取值范围 0—1 的多维健康指数，得分越高

① 上述受限于文章篇幅，正文未汇报正交旋转后的主成分载荷系数矩阵，留存备索。CLASS 问卷中的量表 Cronbach's α 系数均大于 0.7，表明其具备良好的内部一致性。

② 上述 CLASS 问卷中的量表 Cronbach's α 系数均大于 0.7，表明其具备良好的内部一致性。

表示健康状况越好。

表 1 主成分分析的特征值和方差解释

主成分	特征值	特征值差	方差解释比	累积方差解释比
第 1 主成分	1.567	0.641	39.17%	39.17%
第 2 主成分	0.926	0.120	23.16%	62.33%
第 3 主成分	0.806	0.106	20.16%	82.49%
第 4 主成分	0.700	-	17.51%	100.00%

注：KMO 检验测度值为 0.820，高于常规接受标准，且 Bartlett 球形检验的卡方值为 7037.72，达到显著水平（ $PP < 0.01$ ），证明各变量相关性较强，适用于主成分分析。

3.2.2 解释变量

本文的解释变量为是否属于试点地区（是=1，否=0）、试点实施时间（实施后=1，实施前=0）和是否为低龄老年照护者（是=1，否=0）的三重变量交互项。其中，如果受访者至少需要照护其配偶、父母或配偶父母中的 1 人、并在过去 1 个月内至少提供了不少于 1 小时的实际照护，即视为低龄老年照护者。

3.2.3 机制变量

本文的机制变量包括两组：（1）个人照护压力，包括 2 个测度变量，一是照护时长，即低龄老年照护者过去 1 个月内的实际照护时长（小时）。二是照护困境，即低龄老年照护者是否面临身体吃不消、时间不够、开支太大、自己不太会照料、距离太远等现实照护困难，若没有任何困难，即视为不存在照护困境赋值为 0，反之则存在照护困境，并赋值为 1；（2）社交娱乐参与，同样包括 2 个测度变量，即低龄老年照护者在过去 1 年时间里参与学习提升活动（老年大学/培训课程）和休闲娱乐活动（打麻将/下棋/打牌等）的频率，由低至高依次为“没有参加”“1 年几次”“每月至少 1 次”“每周至少 1 次”和“几乎每天”，本文将其处理为取值范围 0—4 的连续变量，数值越大，代表参与频率越高。

3.2.4 控制变量

参考既有研究^{[21][25]}，本文控制变量涵盖个体和城市 2 个层面。其中，个体层面包括受访者的年龄、性别、受教育程度、城乡类型、婚姻状况、子女数量、家户规模、疾病负担、工作状况、养老金状况、家庭经济水平和家庭资产，城市层面则包括受访者所在城市的经济水平与医疗水平^①。各变量赋值详情及描述统计结果见表 2。总的来看，清理后的样本特征分布与初始样本分布基本吻合，证实数据清理并未导致明显的样本分布偏差。

表 2 变量赋值及描述统计结果

变量类型	变量名称	变量赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量	多维健康	主成分分析构建的多维健康指数（分）	0.656	0.159	0	1
	自评健康	个人健康状况的主观打分（分）	3.512	0.885	1	5
	认知能力	简版 MMSE 量表得分（分）	13.614	3.342	0	16
	抑郁水平	简版 CES-D 量表得分（分）	6.393	3.340	0	18
	社会适应	社会适应能力量表得分（分）	16.729	4.484	0	32
自变量	长护险试点覆盖	调查当期未被覆盖=0，已被覆盖=1	0.228	0.420	0	1
	低龄老年照护者	不符合=0，符合=1	0.082	0.274	0	1
机制变量	照护时长	过去 1 个月内的实际照护时长（小时）	1.784	11.065	0	168
	照护困境	不存在=0，存在=1	0.050	0.217	0	1
	学习提升	活动参与频率（分）	0.144	0.591	0	4
	休闲娱乐	活动参与频率（分）	1.132	1.439	0	4
控制变量	年龄	日历年龄（年）	67.195	3.994	60	74
	性别	女=0，男=1	0.520	0.500	0	1
	受教育程度	接受教育的总时长（年）	6.593	4.163	0	16
	城乡类型	农村=0，城镇=1	0.577	0.494	0	1
	婚姻状况	不在婚=0，在婚=1	0.817	0.387	0	1
	子女数量	存活子女数量（人）	2.225	1.183	0	10
	家户规模	同吃同住的家庭成员规模（人）	2.748	1.417	1	17
	疾病负担	患有慢性病数量（种）	1.405	1.427	0	22
	工作状况	非工作=0，工作=1	0.271	0.445	0	1
	养老金状况	未享有=0，享有=1	0.785	0.411	0	1
	家庭经济水平	家庭人均消费支出（元）的对数值	6.469	0.940	0	11.848
	家庭资产	拥有房产数量（套）	1.037	0.526	0	65
	城市经济水平	所在城市当期人均 GDP（元）的对数值	10.961	0.579	9.432	12.082
	城市医疗水平	主成分分析构建的城市医疗水平（分）	0.235	0.234	0	1

① 为精简评估模型，本文选取“每万人医院数”“每万人床位数”及“每万人医生数”3 项指标，通过主成分分析将其合成为 1 个取值 0—1 的城市医疗水平指数，得分越高，代表城市医疗水平越高。

注：自评健康、认知能力、抑郁水平、社会适应是构成多维健康的4个具体指标，长护险试点覆盖为是否属于试点地区和试点实施时间的变量交互项；为排除价格变动带来的影响，对所有以货币单位计量的变量，均采用以2014年为基期的居民消费价格指数进行平减处理。

3.3 研究方法

参照既有研究^{[26][27]}，本文采用三重差分法（Difference-in-Difference-in-Difference, DDD）并结合双向固定效应构建因果识别模型，基准模型设定详情如下：

$$Healthy_{itc} = \alpha + \beta_1 LCTI_{tc} \times care_{it} + \beta_2 LCTI_{tc} + \beta_3 care_{it} + \gamma_0 X_{it} + \gamma_1 Y_{tc} + \nu_t + \omega_c + \varepsilon_{itc} \quad (1)$$

$Healthy_{itc}$ 为时点 t 下现居城市 c 的老年人个体 i 的多维健康指数； $LCTI_{tc}$ 为受访者调查当期是否被长护险试点覆盖的二元虚拟变量， $care_{it}$ 是识别低龄老年照护者身份的虚拟变量， $LCTI_{tc} \times care_{it}$ 为三重变量交互项（以下简称 DDD）。 X_{it} 和 Y_{tc} 分别代表个体和城市层面的控制变量； ν_t 和 ω_c 分别代表时间和地区固定效应； α 为截距项， ε_{itc} 为随机误差项， β_1 、 β_2 、 β_3 、 γ_0 和 γ_1 为各变量的待估参数，其中， β_1 是本文关注的核心系数。

4 研究结果

4.1 基准回归

表3呈现了长护险影响低龄老年照护者多维健康的基准回归结果。列（1）仅纳入双向固定效应，列（2）—（3）依次加入个体与城市控制变量。可以发现，核心解释变量估计系数始终在0.1%的统计水平上显著为正，且数值较为稳定。其中，列（3）的回归结果显示，长护险总体促使低龄老年照护者的多维健康指数上升约0.023分，增幅约3.51%（0.023/0.656），这证实了长护险存在健康溢出效应。在此基础上，本文也考察了这种溢出效应在不同健康指标中的表现，列（4）—（7）的回归结果显示，长护险能够降低低龄老年照护者的抑郁水平（ $p < 0.01$ ）并促进社会适应（ $p < 0.001$ ），虽然也会对其自评健康和认知能力产生正向影响，但不具有显著的统计学意义在5%的统计水平上并不显著。

表3 基准回归结果

	多维健康 (1)	多维健康 (2)	多维健康 (3)	自评健康 (4)	认知能力 (5)	抑郁水平 (6)	社会适应 (7)
DDD	0.025*** (0.007)	0.023*** (0.006)	0.023*** (0.006)	0.045 (0.036)	0.092 (0.130)	-0.403** (0.132)	1.360*** (0.187)
个体控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.658*** (0.001)	0.605*** (0.017)	0.312*** (0.067)	2.250*** (0.386)	5.001*** (1.398)	2.277 (1.427)	4.595* (2.015)
样本量	35 405	35 405	35 405	35 405	35 405	35 405	35 405
R ²	0.136	0.236	0.236	0.180	0.247	0.215	0.132

注：*、**、***分别表示 $p < 0.05$ ， $p < 0.01$ ， $p < 0.001$ ；括号内数值为标准误。

4.2 稳健性检验

为验证基准回归结果稳健性，本文采用平行趋势检验、逆概率加权处理等方法，再次评估了长护险对低龄老年照护者多维健康的影响，具体内容如下，相关结果详见图2、图3及表4：

4.2.1 平行趋势检验

参照既有研究采用的三重差分平行趋势检验处理方法^[27]，本文依托事件研究法，检验长护险冲击前处理组和对照组的差异变动趋势。为缓解部分年份样本观测值较少引致的估计偏误，本文分别将试点实施前5年及更早、试点实施后5年及更晚的时期进行归并处理，并以试点实施前1年作为基准期。如图2所示，试点实施前所有系数估计值的95%置信区间内均包含0，表明对照组和处理组趋势不存在显著差异，而在试点实施后的第2年起出现显著分化，支持了模型设定的合理性。

10.12201/bmr.202608.00034V1

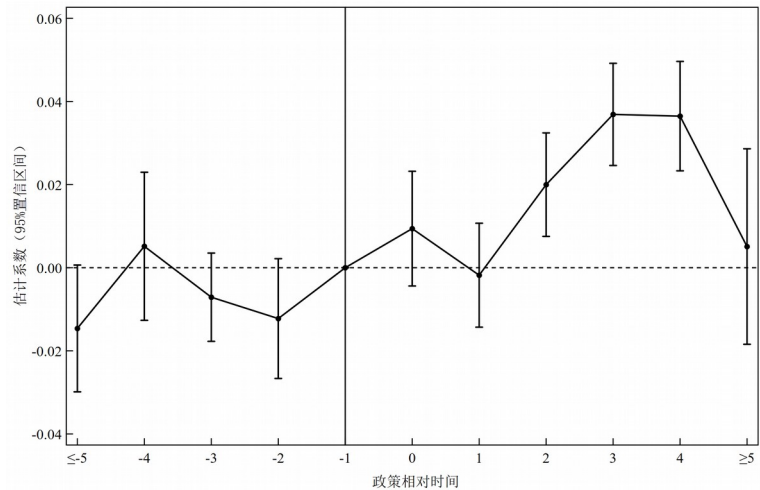


图2 平行趋势检验

4.2.2 逆概率加权处理

是否成为长护险试点可能受到当地经济条件、医疗资源等因素的潜在影响。为缓解由此可能产生的样本自选择偏误，本文对样本数据进行逆概率加权处理，通过 Probit 模型计算倾向得分，该方法能够为各样本观测值赋予不同权重，强化共同支撑假设。表4列（1）的回归结果显示，在进行逆概率加权处理后，被解释变量的估计系数仍然保持正向显著。

4.2.3 排除公共卫生新冠疫情事件冲击

作为重要外生冲击，2019 年末爆发的全球公共卫生事件新冠疫情可能会对老年人的身心健康产生普遍影响，进而干扰长护险健康溢出效应估计的准确性。为此，本文剔除 2020 年的样本观测值后重新进行模型估计。表4列（2）的回归结果显示，在排除新冠疫情干扰后，核心解释变量的系数大小与显著性均与基准回归结果基本一致，表明本文的主要发现并非由新冠疫情这一特殊事件所驱动。

4.2.4 纳入个体固定效应

为避免大规模单期样本观测值损失可能引致的统计效度下降，本文在基准回归模型中仅纳入了地区和时间固定效应。然而，为更严格地控制不随时间变化的个体异质性，本文也在稳健性检验中进一步纳入个体固定效应。表4列（3）的回归结果显示，即使在纳入更为严格的个体固定效应后，被解释变量的估计系数依然显著为正。

4.2.5 纳入交互固定效应

尽管基准回归模型已控制了一系列可观测变量及双向固定效应，但仍可能存在随时间和地区同时变动的遗漏变量问题。为此，本文在模型中进一步加入了时间与地区的交互固定效应，以吸收此类系统性混杂因素的影响。表4列（4）的回归结果表明，在控制时间与地区交互效应后，核心解释变量的系数依然显著为正，说明本文的主要结论对不可观测的混杂因素并不敏感。

4.2.6 调整被解释变量测度方式

为检验不同多维健康指数构建方式是否会对估计结果造成显著影响，本文调整了主成分分析中提取的因子数量，仅提取前 2 个主成分（累计方差贡献率为 62.3%），并据此重新生成多维健康指数再次进行估计。表4列（5）的回归结果显示，在更换被解释变量的测度方式后，长护险对低龄老年照护者多维健康的正向影响依然显著，表明基准结果对不同健康指标聚合方法具有稳定性。

4.2.7 排除竞争性政策干扰

2016 年我国还推行了医养结合、居家和社区养老服务改革 2 项重要试点政策，这些政策可能对低龄老年照护者的多维健康产生类似影响。为尽可能排除竞争性政策的干扰，本文将上述 2 项试点政策的实施情况作为控制变量依次加入模型。表4列（6）—（7）的回归结果显示，在控制这些政策变量后，长护险对低龄老年照护者健康的影响系数仍保持显著为正。

表4 稳健性检验

	逆概率加权 估计 (1)	剔除 2020 年样本 (2)	纳入个体固 定效应 (3)	纳入交互固 定效应 (4)	提取 2 个主 成分 (5)	排除医养结 合试点 (6)	排除养老服 务改革试点 (7)
DDD	0.015* (0.007)	0.024** (0.008)	0.022** (0.009)	0.028*** (0.006)	0.017** (0.006)	0.023*** (0.006)	0.022*** (0.006)

10.12201/bmr.202608.00034V1

控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.342 (0.255)	0.326*** (0.083)	0.392*** (0.097)	0.448*** (0.119)	0.406*** (0.068)	0.339*** (0.067)	0.296*** (0.067)
样本量	35 405	28 191	25 405	35 405	35 405	35 405	35 405
R ²	0.291	0.243	0.611	-	0.245	0.239	0.237

注：*、**、***分别表示 $PPp < 0.05$ ， $PPp < 0.01$ ， $PPp < 0.001$ ；括号内数值为标准误。

4.2.8 安慰剂检验

本文也通过随机生成“伪长护险试点”进行安慰剂检验。具体言之，在样本中随机抽取与真实试点数量相同的城市作为“伪处理组”，并重复该过程 1 000 次，得到一系列伪政策影响的估计系数。图 3 结果显示，这些随机生成的系数集中分布在 0 值附近，且其显著性水平与随机预期一致，表明基准模型中观察到的健康改善效应确由长护险引致，而来自非其他不可观测因素。

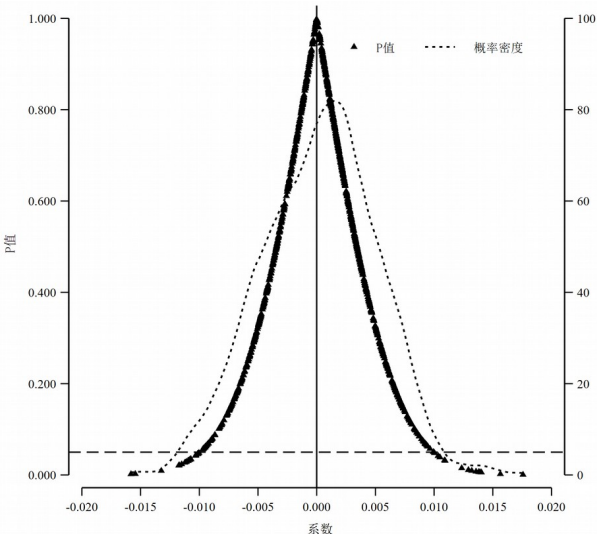


图 3 安慰剂检验

4.3 机制分析

基于前文理论分析，本文进一步对长护险影响低龄老年照护者多维健康的 2 种潜在作用路径进行检验，机制分析结果详见表 5。

4.3.1 缓解照护压力

为检验长护险是否能够通过缓解照护压力进而改善低龄老年照护者的多维健康，结合 CLASS 问卷题目设置，本文生成了 2 个测度变量，一是照护时长变量，即低龄老年照护者过去 1 个月内的实际照护时长（小时）；二是照护困境变量，即低龄老年照护者是否面临身体吃不消、时间不够、开支太大、自己不太会照料、距离太远等现实照护困难，若没有任何困难，即视为不存在照护困境并赋值为 0，反之则视为存在照护困境，并赋值为 1。列（1）—（2）的回归结果显示，长护险显著降低了他们的照护时长和面临照护困境的概率，表明长护险能够缓解低龄老年照护者的照护压力。

4.3.2 促进社交娱乐

为检验长护险是否能够通过促进社交娱乐进而改善低龄老年照护者的多维健康，结合 CLASS 问卷题目设置，本文生成了 2 个测度变量，即低龄老年照护者在过去 1 年时间里参与学习提升活动（老年大学/培训课程）或和休闲娱乐活动（打麻将/下棋/打牌等）的频率，由低至高依次为“没有参加”“1 年几次”“每月至少 1 次”“每周至少 1 次”和“几乎每天”，本文将其处理为取值范围 0—4 的连续变量，数值越大，代表参与频率越高。列（3）—（4）的回归结果显示，长护险显著增加了他们参与学习提升和休闲娱乐活动的概率，表明长护险能够促进低龄老年照护者参与社交娱乐活动。

表 5 机制分析

	照护时长 (1)	照护困境 (2)	学习提升 (3)	休闲娱乐 (4)
DDD	-8.040*** (0.410)	-0.129*** (0.007)	0.166*** (0.030)	0.221** (0.071)
控制变量	YES	YES	YES	YES

固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-6.756 (4.425)	0.018 (0.075)	3.082*** (0.481)	5.153*** (1.131)
样本量	35 405	35 405	21 320	21 320
R ²	0.312	0.484	0.131	0.189

注：*、**、***分别表示 $PP_p < 0.05$, $PP_p < 0.01$, $PP_p < 0.001$ ；括号内数值为标准误；由于早期调查数据信息缺失，列(3)—(4)仅覆盖 2018—2023 年数据。

4.4 异质性分析

为探究长护险对不同类型低龄老年照护者多维健康的影响是否存在显著差异，本文分别选取微观个体层面的受教育程度、城乡类型、养老金状况、家庭经济水平，以及宏观地区层面的城市经济水平和医疗水平合计 6 项指标，构建交互项模型进行异质性分析，结果详见表 6。

4.4.1 个体异质性

列（1）—（4）的回归结果显示，核心解释变量与个体指标的变量交互项均显著为负，表明受教育程度、现居城镇、享有养老金以及家庭经济水平均削弱了长护险的健康改善功能，即这种健康溢出效应在低学历、现居农村、无养老金保障、家庭经济状况较差等社会经济地位较低的低龄老年照护者群体中更为突出。

4.4.2 地区异质性

列（5）—（6）的回归结果显示，核心解释变量与地区指标的变量交互项均显著为负，表明城市经济水平和医疗水平均削弱了长护险的健康改善功能，即这种健康溢出效应在经济发展相对滞后、医疗资源相对有限的欠发达地区中更为突出。

表 6 异质性分析

	+ 教育 (1)	+ 城乡 (2)	+ 保障 (3)	+ 经济 (4)	+ 经济发展 (5)	+ 医疗资源 (6)
DDD	0.066*** (0.014)	0.050*** (0.012)	0.074*** (0.014)	0.125* (0.049)	0.268* (0.116)	0.050*** (0.011)
DDD × 受教育程度	-0.004*** (0.001)					
DDD × 城镇		-0.035** (0.013)				
DDD × 享有养老金			-0.060*** (0.015)			
DDD × 家庭经济水平				-0.015* (0.007)		
DDD × 城市经济水平					-0.021* (0.010)	
DDD × 城市医疗水平						-0.056** (0.018)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.307*** (0.067)	0.304*** (0.067)	0.300*** (0.067)	0.305*** (0.067)	0.297*** (0.068)	0.295*** (0.067)
样本量	35 405	35 405	35 405	35 405	35 405	35 405
R ²	0.237	0.237	0.237	0.237	0.237	0.237

注：*、**、***分别表示 $PP_p < 0.05$, $PP_p < 0.01$, $PP_p < 0.001$ ；括号内数值为标准误。

5 研究结论

本文使用 2014—2023 年中国老年社会追踪调查的 5 期数据，通过构建三重差分模型，探究长护险对低龄老年照护者健康状况的基准影响、作用机制及其异质性表现，研究发现：

5.1 长护险能够改善低龄老年照护者健康状况

长护险的确会对原定目标人群以外的低龄老年照护者产生健康溢出效应，这为既有研究关于长

护险促进全体老年人身心健康的结论提供了补充证据。^[28]进一步分析发现，这种健康溢出效应具有明显维度差异，其改善作用主要来自抑郁水平下降和社会适应能力提升。这可能是因为，低龄老年照护者的照护压力首先表现为情绪负担和角色紧张，当制度性照护资源介入后，其心理压力得到缓解，个人可支配时间增加，抑郁情绪和社会适应状态更易于在短期内改善。相较而言，长护险对自评健康和认知能力虽呈正向影响，但尚未达到统计显著水平，这可能与对应健康指标的改善路径有关：自评健康受到既往慢性病史和长期生活方式的影响，而长护险目前主要面向失能群体保障，尚未系统纳入对照护者的健康管理。认知能力提升则需依赖持续的外部刺激，仅凭照护负担短期缓解难以促成实质性改善。

5.2 长护险能够缓解照护压力、促进社交娱乐

制度性照护支持介入，使低龄老年照护者原本承担的部分非正式照护任务得以替代或分担，从而改善其照护处境。一方面，长护险缩短了低龄老年照护者的实际照护时长，降低了陷入照护困境的可能性，这说明制度供给不仅在任务量上实现了替代，也提升了照护安排的稳定性和可控性。照护时间减少为低龄老年照护者创造了更多休息和自我照料的空间，有助于缓解其体力消耗和睡眠不足，而照护困境缓解则减少了突发压力和角色冲突的发生概率，有助于降低其情绪耗竭风险。另一方面，长护险显著提高了低龄老年照护者参与学习提升和休闲娱乐活动的频率，这说明政策介入对其社会参与状态产生了积极影响。对于长期处于照护情境的低龄老年照护者，活动频率提高意味着日常节奏恢复和社会身份重塑，而学习和娱乐带来的情绪刺激，也有助于增强其情绪调节能力和社会适应水平，从而缓解健康脆弱性^[29]，最终促进低龄老年照护者多维健康改善。

5.3 长护险的健康溢出效应具有资源补偿特征

长护险对低龄老年照护者的健康溢出效应在资源禀赋相对不足的个体和地区更为明显。在个体层面，高社会经济地位群体通常具备更强的资源动员能力，能够借助市场购买、社会网络等渠道分担照护任务，使照护安排更趋于外部化和专业化，政策介入带来的增量收益相对有限。低社会经济地位群体在正式照护资源获取方面处于相对劣势地位，照护责任多集中在家庭内部，照护困境更易累积，政策介入更可能转化为明显的健康改善。在地区层面，对于经济发展滞后、医疗资源匮乏的地区，原有正式照护体系和社区支持力量较为薄弱，长护险有效补充了照护供给缺口，使得照护投入减少和照护困境缓解更为明显。相比之下，在资源相对充足的地区，由于既有替代渠道较多，政策的增量效应相对有限。总的来看，长护险对低龄老年照护者的健康溢出效应，在一定程度上缩小了不同群体和地区之间的健康差距，有助于促进健康公平。

6 政策建议

基于上述结论，本文提出以下政策建议，旨在进一步释放长护险对低龄老年照护者的健康溢出效应，提升制度公平性和普惠性：

6.1 调整服务结构，强化家庭支持

长护险的健康溢出效应主要体现为改善抑郁情绪和社会适应能力，而对自评健康和认知功能的促进作用尚不显著，这提示在长护险全面建制过程中，需要积极推动制度从“单纯减负”向“持续健康支持”延伸。具体言之，一是要提高正式照护服务的可及性和连续性，重点发展居家上门、社区嵌入式服务和短期托养项目，健全服务标准、质量评估和支付激励机制，使制度支持有效转化为照护负担下降。二是要将家庭照护者纳入政策支持视野，建立专门的支持模块，将喘息服务、照护技能培训、心理疏导等纳入支付范围或由地方配套资金保障，形成兼顾照护替代和能力建设的综合性制度安排。三是应加强长护险与基层医疗卫生、慢病管理、康复服务等方面的衔接，为低龄老年照护者提供更多的健康管理和认知促进资源，促进其健康状况全面改善。

6.2 优化给付方式，促进养护衔接

长护险主要通过缓解照护负担、促进社交娱乐改善低龄老年照护者健康状况。基于此，制度建设应更加注重提升正式照护的替代效能和服务可及性。一方面，可依托长护险与地方养老服务体系的衔接机制，优先保障失能老人获得居家上门照护、日间照料等替代性较强的服务，并结合“15分钟养老服务圈”建设，优化服务网点布局，降低正式照护服务获取门槛。另一方面，可在不突破长护险支付边界的前提下，依托社区服务驿站、居委会等基层服务平台，在服务评估、服务告知和照护计划实施等环节，同步向照护者转介喘息服务、照护培训以及社区老年教育、文体活动、同伴互助和志愿陪伴等资源信息。通过建立“照护替代+社会参与”的服务递送链条，推动照护者在获得制度性照护支持的同时，有效恢复社会交往、日常参与和身份认同，增强其健康改善的可持续性。

6.3 聚焦弱势群体，增进健康公平

长护险的健康溢出效应在低社会经济地位群体和相对欠发达地区更明显，应在制度全面建制过程中将上述群体和地区作为重点支持对象。一方面，针对农村、低学历、无养老金等弱势群体，需建立主动识别和服务对接机制。可依托社区、村委会、基层医疗卫生人员和养老服务站点，建立潜在照护者台账和动态需求备案制度，同时通过简化申请流程、加强经办帮办代办、建设基层服务对接平台等方式，降低制度进入门槛，促进其更稳定地获得长护险支持。另一方面，针对经济和医疗相对欠发达地区，应探索因地制宜的灵活服务供给模式。在加大财政投入、优化基础服务布局的同时，可通过免费培训培育本地照护力量，发展邻里互助、互助养老等补充性支持网络，增强居家上门照护、社区照护和短期托养等服务的落地能力，提升资源薄弱地区的长护险实施效果。

作者贡献：薛诗睿负责文献梳理、撰写并修改论文；马琦峰设计研究方案、进行数据分析，撰写并修改论文。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参考文献

- 1[] 邓大松,李玉娇.健康中国战略下长期照护保险：制度理性、供需困境与路径选择[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2017,42(5):109-116.
- 2[] 朱震宇.长期护理保险对老年家庭照料的影响[J].中国人口科学,2023,37(3):97-114.
- 3[] 李佳,车田天.长期护理保险对住院费用支出的影响——来自发达国家的经验证据[J].社会保障研究,2022(6):95-103.
- 4[] 陈璐,王璐,文琬.长期护理保险提升中年人幸福感了吗——基于积极、消极情感的双向分析[J].社会保障研究,2023(2):15-32.
- 5[] 薛惠元,张永高.长期护理保险对老年人健康的影响研究——基于 CHARLS 数据的实证分析[J].贵州财经大学学报,2025(3):20-30.
- 6[] 谢宇菲,封进.长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗? [J].保险研究,2022(10):19-33.
- 7[] 颜国祥,颜瑾,袁文星.人口老龄化背景下老老照护面临的挑战与对策[J].护理学杂志,2023,38(10):117-120.
- 8[] WADA M, HANAOKA H. Aging in ~~place~~Place in Japan: ~~challenges~~Challenges and ~~facilitators~~Facilitators of ~~older~~Older-to-older ~~Older~~Caregiving [J]. Innovation in Aging, 2023, 7(Suppl 1): 899.
- 9[] 张文娟,梅真.长期护理保险与社会养老服务体系的协同发展策略——基于对长期护理保险试点经验的分析[J].北京行政学院学报,2024(6):118-125.
- 10[] LIN Z, DUAN H, HE J, et al. Caring for ~~parents~~Parents/~~in~~In-~~laws~~Laws and ~~cognitive~~Cognitive ~~functioning~~Functioning of ~~adult~~Adult ~~children~~Children in China[J]. Journal of Marriage and Family, 2025, 87(5): 2189-2200.
- 11[] FALZARANO F B, CIMAROLLI V, BOERNER K, et al. Use of ~~home~~Home ~~care~~Care ~~services~~Services ~~reduces~~Reduces ~~care~~Care-~~related~~Related ~~strain~~Strain in ~~long~~Long-~~distance~~Distance ~~caregivers~~Caregivers [J]. The Gerontologist, 2022, 62(2): 252-261.
- 12[] HONDA A, NISHIDA T, ONO M, et al. Impact of ~~financial~~Financial ~~burden~~burden ~~on~~on ~~family~~Family ~~caregivers~~Caregivers of ~~older~~Older ~~adults~~Adults ~~using~~Using ~~long~~Long-~~term~~Term ~~care~~Care ~~insurance~~Insurance ~~services~~Services [J]. SAGE Open Nursing, 2025, 11: 23779608251383386.
- 13[] ELLIOTT A F, BURGIO L D, DECOSTER J. Enhancing ~~caregiver~~Caregiver ~~health~~Health: ~~findings~~Findings from the ~~resources~~Resources for ~~enhancing~~Enhancing ~~alzheimer's~~Alzheimer's ~~caregiver~~Caregiver ~~health~~Health ~~ii~~II ~~I~~I-intervention [J]. Journal of the American Geriatrics Society, 2010, 58(1): 30-37.
- 14[] ROZARIO P A, MORROW-HOWELL N, HINTERLONG J. E. Role ~~e~~Enhancement or ~~role~~Role ~~strain~~Strain: ~~assessing~~Assessing the ~~impact~~Impact of ~~multiple~~Multiple ~~productive~~Productive ~~roles~~Roles ~~on~~on ~~older~~Older ~~caregiver~~Caregiver ~~well~~Well-~~being~~being [J]. Research on Aging, 2004, 26(4): 413-428.
- 15[] GELLERT P, HÄUSLER A, SUHR R, et al. Testing the ~~stress~~Stress-~~buffering~~buffering ~~hypothesis~~Hypothesis of ~~social~~Social ~~support~~support ~~in~~in ~~couples~~Couples ~~coping~~coping ~~with~~with ~~early~~Early-~~stage~~Stage ~~dementia~~Dementia [J]. PLOS One, 2018, 13(1): e0189849.
- 16[] 李放,饶丹,沈苏燕.城市老人子代照料者的压力过程机制与社会支持效果——非正式支持与正式支持的双调节作用[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2024,57(2):54-62+143.
- 17[] VARIAN H. R. Intermediate ~~microeconomics~~Microeconomics: ~~a~~A ~~modern~~Modern ~~approach~~Approach [M]. New York: W. W. Norton & Company. 2010: 65-66.
- 18[] BRANDT M, KASCHOWITZ J, QUASHIE N. T. Socioeconomic ~~inequalities~~Inequalities in the ~~wellbeing~~Wellbeing of ~~informal~~Informal ~~caregivers~~Caregivers across Europe [J]. Aging & Mental Health, 2022, 26(8): 1589-1596.
- 19[] CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. Handbook of ~~health~~Health ~~economics~~Economics [M]. North Holland: Elsevier, 2000.
- 20[] 祝灿,刘俊宇.药品集中采购对中老年人多维健康的影响研究——基于 CHARLS 数据的实证分析[J].社会保障研究,2025(4):43-60.
- 21[] 苏稳,马琦峰.智慧健康养老政策对老年人多维健康的影响研究[J].中国卫生政策研究,2025,18(11):57-65.
- 22[] 齐亚强.自评一般健康的信度和效度分析[J].社会,2014,34(6):196-215.
- 23[] 孙宇超,冯晶,雷子辉,等.中国中老年人群抑郁症状与认知功能关系 [J]. 中国公共卫生,2024,40(10):1206-1211.
- 24[] 陈勃.人口老龄化背景下城市老年人的社会适应问题研究[J].社会科学,2008(6):89-94+191.
- 25[] 陆杰华,汪斌.乡村振兴背景下农村老年人健康老龄化影响机理探究——基于 CLHLS2018 年数据[J].中国农业大学学报(社会科学版),2022,39(1):134-147.
- 26[] 陈飞,王若同.长期护理保险制度的共同富裕效应：基于照护决策与风险分担视角 [J]. 世界经济,2024,47(4):154-183.
- 27[] 杨红燕,邓智宇,周致远.服务或现金：长期护理保险如何影响子女劳动参与——基于三重差分法的效应识别分析[J].保险研究,2025(2):53-67.
- 28[] WANG L. The ~~impact~~Impact of ~~long~~Long-~~term~~Term ~~care~~Care ~~insurance~~Insurance ~~pilot~~Pilot on the ~~mental~~Mental ~~health~~Health of ~~older~~Older ~~adults~~Adults: ~~quasi~~Quasi-~~experimental~~Experimental ~~evidence~~Evidence from China [J]. SSM-Population Health, 2024, 25: 101632.
- 29[] 刘盼,吴文武.休闲娱乐活动参与缓解了我国老年人健康脆弱性吗? [J].南京医科大学学报(社会科学版), 2024,24(1):30-36+74.

