

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

薛惠元^{1,2}, 张永高²

(1. 武汉大学 社会保障研究中心, 湖北 武汉 430072; 2. 武汉大学 政治与公共管理学院, 湖北 武汉 430072)

摘要:长期护理保险是健全社会保障体系的重要制度安排,完善长期护理保险对推进健康中国战略实施具有重要意义。区别于过往研究对长期护理保险健康效应的路径机制解释不足以及研究数据的滞后,文章采用 2011—2020 年五期 CHARLS 最新数据实证分析了长期护理保险对老年人多维健康的影响,并运用 Grossman 健康需求理论模型检验了其背后的传导机理。研究发现,长期护理保险显著地提升了老年人的身体健康和心理健康,机制分析表明长期护理保险通过增加家庭消费和减轻子女照料负担,满足老年人的需求并增加健康投资,进而改善老年人的健康。异质性分析表明长期护理保险更有利于提升高龄、女性、受教育程度较低和收入较低等弱势地位老年人群体的健康水平,具有倾向弱势群体的健康促进效应。基于此,建议完善顶层设计,逐步扩大试点范围和参保对象覆盖范围,建立护理救助精准识别机制,提升困难群体补贴力度,加强基层公共卫生设施建设,促进基本公共服务均等化。

关键词:长期护理保险;老年人;身体健康;心理健康

文章编号:2095-5960(2025)03-0020-11; **中图分类号:**F842.6; **文献标识码:**A

一、引言

人口老龄化是 21 世纪面临的国际性问题,由联合国和社会事务部公布的《2022 年世界人口发展报告》指出“2022 年全球有 7.71 亿 65 岁或以上的老年人口,预计 2030 年达到 9.94 亿,2050 年将达到 16 亿”。人口老龄化面临的重大挑战是如何实现健康老龄化,提升老年人的身心健康和生命质量。适当的社会经济、健康行为和医疗卫生等被认为是提升老年人健康的重要举措,因此,改善老年人的健康是各国公共卫生和社会政策中的重要任务。《2024 年国民经济和社会发展统计公报》数据显示,2024 年我国 65 岁及以上人口 22023 万人,占全国人口的 15.6%。国家卫健委数据显示,2021 年我国失能失智人数约为 4500 万。伴随着老龄人口的比例增加和失能失智人群的扩大,我国医疗卫生资源的负担剧增,并带来财政压力加大、家庭照料负担加重等问题。在此背景下,长期护理保险(以下简称“长护险”)制度开始试点。2016 年,《人力资源社会保障部办公厅关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》的出台标志着我国正式开始试点长护险。长护险作为为失能人员的基本生活照料和医疗护理提供资金或服务保障的社会保险制度,试点已超过八年,其是否有助于增进老年人健康水平?长护险作用于老年人健康的机制是什么?其异质性如何?上述一系列问题仍需进一步明晰。

国内外的研究主要有两部分:一部分文献研究了长护险的影响和效应,认为其具有强烈的外部性。社会层面,研究表明长护险能够提升医疗资源利用效率和节约医保基金支出,使患者的总医疗费用、住院时间、次数和费用均有所下降,显著减轻了受益人的医疗费用负担。^[1-4]家庭层面,研究发现长护险有助于减轻家庭照护负担,促进家庭成员就业和生育,提高家庭消费和收入。^[5-10]个人层面,长护险有助于提升

收稿日期:2024-07-25

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“养老保障制度促进共同富裕的路径机制与改革策略研究”(编号:22JJD630014)、教育部人文社会科学重点研究基地自设课题“新业态灵活就业人员适应性失业保险制度构建研究”(编号:23JJDZS02)。

作者简介:薛惠元(1982—),男,山东沂南人,博士,武汉大学社会保障研究中心副主任,武汉大学政治与公共管理学院副教授、硕士生导师,研究方向为养老保险、社会保险精算和长期护理保险;张永高(2001—),男,安徽阜阳人,武汉大学政治与公共管理学院研究生,研究方向为长期护理保险。

中老年人主观幸福感、生活满意度,增强个体的健康意识和促进居民健康预防。^[11-13]另一部分文献研究了老年健康,国内外文献认为老年健康应该是一个多维概念,包括自评健康、躯体健康、心理健康和认知功能等多个维度,受到老年人自身经济状况、社会支持、养老模式、养老保险、医疗保险、教育水平、社会交往、受教育水平、隔代照料、代际支持、居住方式、社会经济地位、社会活动参与、互联网使用、社会资本和社区居家养老服务等多因素的影响。^[14-19]

已有文献为本文提供重要思路,但仍存在进一步研究之处:首先,国内外文献有关长护险对老年人健康影响的研究较少,对于长护险健康绩效的检验尚不充分。其次,已有研究对于长护险如何影响老年人的健康尚不清晰,缺乏长护险作用于老年人健康的综合分析框架和路径机制探讨。最后,由于第一批长护险试点城市开始试点时间主要分布在2017—2018年,已有研究受数据限制,更多采用2018年及之前的数据,可能无法准确衡量长护险政策的实施效果和更为长远的健康绩效。本文可能的边际贡献主要有:第一,实证分析了长护险对老年人这一特定群体多维健康的影响;第二,将Grossman健康需求理论模型运用于长护险影响老年人健康的分析框架,并检验了其背后的传导机理,丰富了健康经济学的应用;第三,采用CHARLS最新发布的包含2020年在内的五期面板数据,相比以往多采用2018年及以前的数据,能够更为检验反映长护险的健康绩效。

二、政策背景

我国长护险的建设可分为三个阶段,第一阶段是初步探索阶段,时间跨度为2012—2016年。2012年,青岛率先在城镇地区开始试点长护险,探索实施“家庭病床”“老年护理”等多种失能保障模式。第二阶段为正式试点阶段,时间跨度为2016—2020年,人社厅发〔2016〕80号文件确定了河北省承德市、吉林省长春市等第一批15个国家试点城市^①和吉林和山东两个重点联系省份。第三阶段为扩大试点阶段,时间跨度为2020年至今。2020年,国家医保局会同财政部出台《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》,新增北京市石景山区等14个试点城市^②。

长期护理服务体系主要包含居家护理、社区照料和机构护理三种形式。当前我国试点城市中基本已经涵盖居家护理和机构护理,但是社区日间照护较为缺乏,除上海和青岛外,大部分城市未将社区日间照护纳入长护险的服务范围。长期护理内容包括以下几类:基础生活照料、非治疗性护理、治疗性护理、功能性护理和精神慰藉等。

长护险基金支付根据失能水平和服务类型按不同的标准进行定额报销或比例报销。就不同地区而言,东部试点城市长护险的居家和机构护理报销限额整体要高于中西部地区。居家护理方面,东部居家护理报销限额从南通的8元/日到广州的3150元/月不等,中部居家护理报销限额从安庆的15元/日到荆门的80元/日不等,西部居家护理报销限额从黔西南州的200元/月到昆明的2419元/月不等。机构护理方面,东部机构护理报销限额从广州的200元/月到3600元/月不等,中部机构护理报销限额从齐齐哈尔的25元/床日到荆门的150元/床日不等,西部机构护理报销限额从石河子的375元/月到成都的3196元/月不等。就不同群体而言,职工的报销比例和限额整体要高于居民,职工比居民报销比例高5%—10%左右,如长春职工报销比例80%,居民报销比例70%;广州职工报销比例为75%—90%,居民报销比例为70%—75%。报销额度方面,第一批试点城市如青岛职工报销额度为660—1500元/月,居民报销额度为450—1050元/月。第二批试点城市如开封职工报销额度为900—1900元/月,居民报销额度为540—1300元/月;呼和浩特职工报销额度为750—1800元/月,居民报销额度为600—1350元/月;乌鲁木齐职工报销额度为1435—2160元/月,居民报销额度1291—1728元/月。总体而言,长护险通过专业的护理服务和基金支付,极大地缓解和减轻了失能家庭的经济压力和照护负担。^[20]

三、理论分析

Grossman的健康需求模型是健康经济学领域的重要理论之一,广泛应用于理论研究和实证分析中。^[21]健康需求模型假设健康是个人的选择,健康作为一种耐用的资本,受到健康初始禀赋、投资和折旧

①河北承德市、吉林长春市、黑龙江齐齐哈尔市、上海市、江苏南通市和苏州市、浙江宁波市、安徽安庆市、江西上饶市、山东青岛市、湖北荆门市、广东广州市、重庆市、四川成都市、新疆生产建设兵团石河子市。

②北京市石景山区、天津市、山西省晋城市、内蒙古自治区呼和浩特市、辽宁省盘锦市、河南省开封市、广西壮族自治区南宁市、贵州省黔西南布依族苗族自治州、云南省昆明市、陕西省汉中市、甘肃省甘南藏族自治州、新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市。

的共同影响。假定存在一个消费者,其跨期效用函数为(式 1):

$$U = (\varphi_0 H_0, \dots, \varphi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (1)$$

其中 H_0 为初始资本存量, φ_i 是单位健康资本所产生的收益, H_i 是第 i ($i=0, 1, \dots, n$) 个时期累计健康资本存量, Z_i 是第 i 个时期除健康外消费的其他商品数量, n 为消费者的寿命。随着对健康的投资以及其本身的折旧,消费者的健康资本存量在不同的时期会发生变化(式 2):

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \quad (2)$$

$$I_i = I_i(M_i; TH_i; E_i); Z_i = Z_i(X_i; TZ_i; E_i) \quad (3)$$

其中, I_i 为第 t 期对健康资本的投资, δ_i 为第 t 期健康资本的折旧率,该变量随着年龄而变化。 M_i 和 TH_i 分别为第 i 期个人为提升其健康进行的医疗保健等方面投资和改善健康的时间投入, E_i 为人力资本存量。 X_i 和 TZ_i 分别为个人所消费的其他商品和生产其他商品的时间投入。消费者面临的预算和时间约束见式(4)和式(5)。^[22]

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i T W_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (4)$$

$$T W_i + T H_i + T L_i + T Z_i = \Omega \quad (5)$$

其中, P_i 和 V_i 别为对应商品的价格, W_i 是工资率, $T W_i$ 为工作时间, A_0 和 r 分别表示初始财富水平和利率。 $T L_i$ 为由于身体健康问题所造成的时间损失, Ω 为消费者一生中的总时间。基于 Grossman 健康需求模型,老年人的健康被视为其初始健康状况、收入水平、健康投资(医疗和长期护理)和其他因素的综合结果,其中长期护理服务的使用有助于改善老年人的健康。基于此,本文提出研究假设 1:

假设 1:长护险有助于改善老年人的健康。

根据上述老年人健康决定因素,可以构建出老年健康决定模型(式 6)。

$$H = H(MC^*; LTC^*; H_0; \bar{Y}; X) \quad (6)$$

$$\text{Max } U(C, H, L^C) \quad (7)$$

$$\text{s. t. } C + P_{MC} MC + P_{LTC} LTC = \bar{Y} + W^C (L^{*C} - L^C) \quad 0 \leq L^C \leq L^{*C} \quad (8)$$

其中, MC^* 和 LTC^* 分别为医疗和长期护理最优的健康投入, $\bar{Y}$ 为老年人平均收入水平。 C 为老年人的消费, L^C 为子女休闲的时间, L^{*C} 为子女闲暇时间。在利他主义的假定下,老年人效用的最大化不仅取决于消费(C)和健康(H),同样和子女休闲的时间(L^C)密切相关(式 7)。

一方面,子女的休闲时间作为子女闲暇时间的一部分,与为老年人提供医疗或长期护理支持的时间相关;另一方面,微观经济学的“成本—效用”理论认为子女具有消费效用,即子女能在休闲时间为父母提供快乐源泉和享受天伦之乐的效用。假定医疗服务的价格为 P_{MC} ,长期护理服务的价格为 P_{LTC} ,子女闲暇时间的影子工资率为 W^C ,子女供养老人相关的时间为 $L^{*C} - L^C$,则子女给予老年人的供养支持为 $W^C (L^{*C} - L^C)$ 。从上述理论分析可知,老年人的效用取决于健康投入、消费水平以及子女的休闲时间。已有文献表明,长护险可以减少老年人的医疗费用,包括门诊费用和年均住院费用;^[3]显著提高了试点城市的家庭总消费和家庭食物消费;^[23]同时,减轻了子女的照护负担,促进了家庭成员尤其是女性的就业。^[8]据此,本文提出长护险改善中老年人健康绩效的两点假设:

假设 2:长护险具有“减支”效应,通过增加家庭消费以更好满足老年人需求,进而改善老年人的健康。

假设 3:长护险具有“增收”效应,通过减少子女照料负担,增加子女劳动时间和家庭收入,进而增加老年人健康投资。

四、数据来源、模型设定与变量选取

(一)数据来源

本文使用的数据库为 CHARLS 数据,CHARLS 于 2011—2020 年开展五轮全国调查,采集的信息涵盖社会经济状况和健康状况等多维度的信息,符合本研究要求。本文中老年人指的是 60 岁及以上的群体,本研究中受政策干预的各试点地区的政策实施时间均在 2012—2018 年,CHARLS 五期数据的时间节点能够满足研究需求。研究将 CHARLS 的五期面板数据与地级市层面宏观数据进行匹配,形成个体—城市配对的面板数据,并排除了无法识别参保状态和变量数据缺失的数据,最后得到最终的样本量 38543 (2011 年 5617 个,2013 年 7515 个,2015 年 8345 个,2018 年 8392 个,2020 年 8674 个),其中实验组、控制组样本量分别是 1432 个和 37111 个。

(二)模型设定

本文主要研究我国长护险对老年人健康的影响,即评估长护险政策实施后的健康绩效。鉴于参加长护险属于自愿行为,充分利用长护险试点的“准自然实验”条件,采用多时点双差分模型,可以较为准确识别长护险与老年人健康的因果效应,并有效解决内生性问题。回归模型设定如下:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 LTCI_{ct} + \theta X_{ict} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (9)$$

其中, Y_{ict} 表示城市 c 中个体 i 在 t 年的健康水平; β_1 为核心解释变量的估计系数,衡量了长护险对中老年人健康产生的平均处理效应 $LTCI_{ct}$,表示城市 c 在 t 年是否正式进行长护险试点的虚拟变量(是为 1,否为 0); X_{ict} 表示个体、家庭和地区等一系列控制变量; λ_i 和 λ_t 分别表示个体和年份固定效应, ε_{ict} 为随机扰动项。

(三)变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量包含身体健康和心理健康 2 个变量。身体健康(*Physical_Health*)主要反映老年人躯体日常功能活动能力,根据国际通用 KATZ 量表^[24],观察老年人在吃饭等 6 项 ADL 指标及做家务等 5 项 IADL 指标是否需要帮助,以此判断老年人的身体健康状态。采取评价得分方式,将 11 项指标回答中“无法完成”“有困难,需要帮助”“有困难但仍可以完成”“没有困难”按顺序赋值为 0~3 分,得到 0~33 分的连续性变量,得分越高说明老年人的身体健康状态越好。心理健康(*Mental_Health*)选取流调中心 CES—D 抑郁量表的 10 个问题进行测量,该量表要求被试根据自身在自调查之日起过去 1 周内出现的实际情况或感受的频率进行自评,将问题中“很少或根本没有(<1 天)”“不太多(1~2 天)”“有时或者有一半时间(3~4 天)”和“大多数时间(5~7 天)”按顺序分别赋值为 0~3 分^①。将 10 个问题加总,得到 0~30 分的连续性变量,得分越高表示老年人的心理健康状态越差。^[25,26]

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为城市 c 在 t 年是否正式开展长护险试点的虚拟变量($LTCI_{ct}$)(是为 1,否为 0)。本文选取的长护险试点城市为首批试点的 15 个城市,由于 CHARLS 数据库中不包含南通市、长春市和石河子市的受访者信息,处理组的选择受到一定限制,本文将除南通市、长春市和石河子市外的 12 个试点城市为实验组,CHARLS 覆盖的除上述城市以外的城市作为对照组,如果个体 i 所在城市 c 在调查年 t 进行了长护险试点,则赋值为 1,反之赋值为 0。

3. 控制变量

借鉴既有研究^[25,26],本文选取个人、家庭和地区三个层面作为控制变量,各变量的具体定义详见表 1。个人层面,主要包括性别、年龄、婚姻、家庭收入、受教育水平、子女数目、养老金等个人特征以及抽烟、喝酒和锻炼身体等个人健康习惯;家庭层面,主要包括家庭卫生情况;地区层面,主要包括不同地区的发展差异。

表 1

变量含义和设定

变量标识	名称	基本含义与设定
<i>Physical_Health</i>	身体健康	取值范围为 0—33 分,得分越高表示老年人的身体健康状态越好
<i>Mental_Health</i>	心理健康	取值范围为 0—30 分,得分越高表示老年人的心理健康状态越差
<i>gender</i>	性别	取值为 0 或 1 分别表示女性或男性
<i>age</i>	年龄	取值为受访者实际年龄、
<i>marital</i>	婚姻	取值为 0 或 1 分别表示无配偶(未婚、离异、丧偶)或有配偶
<i>ln_income</i>	家庭收入	取值为家庭总收入的对数
<i>edu</i>	受教育水平	取值为 1—3 按顺序分别表示受教育水平为小学及以下、初中至高中、中专及以上
<i>child_num</i>	子女数目	取值为老年人现存子女数量
<i>smoke</i>	是否吸烟	取值为 0 或 1 分别表示不吸烟或吸烟
<i>alcohol</i>	是否喝酒	取值为 0 或 1 分别表示不喝酒或喝酒
<i>exercise</i>	锻炼身体	取值为 0 或 1 分别表示不锻炼或锻炼
<i>clear</i>	家庭卫生	取值为 1—5 按顺序分别表示为不整洁、一般、整洁、很整洁、非常整洁
<i>chronic_disease</i>	慢性病	取值为老年人慢性病数量
<i>ln_pension</i>	月养老金收入	取值为月养老金收入的对数
<i>district</i>	地区	取值为 0—2 按顺序分别表示西部、中部、东部

①研究将“我对未来充满希望”和“我很愉快”两个正向问题进行反向得分操作。

五、实证结果分析

(一)描述性统计

表 2 汇报了主要变量的描述性统计结果。全样本中,老年人身体健康的均值为 28.052,老年人心理健康的均值为 6.702。实验组的身体健康水平要高于对照组,但心理抑郁指数低于对照组。控制变量方面,男女性别比例基本一致,年龄均值为 68 岁,有配偶的老年人占比较高,在各个控制变量方面,大部分控制变量在实验组和控制组之间相差不大。

表 2 变量描述性统计

变量名称	全样本		实验组		对照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>Physical_Health</i>	28.052	7.153	29.114	6.436	27.952	7.209
<i>Mental_Health</i>	6.702	6.617	6.616	6.127	6.710	6.662
<i>gender</i>	0.498	0.500	0.499	0.500	0.498	0.500
<i>age</i>	68.256	6.506	68.129	6.342	68.268	6.521
<i>marital</i>	0.800	0.400	0.814	0.389	0.799	0.401
<i>ln_income</i>	8.373	3.063	8.743	2.982	8.339	3.068
<i>edu</i>	1.282	0.542	1.218	0.497	1.288	0.545
<i>child_num</i>	3.007	1.496	2.791	1.494	3.028	1.495
<i>smoke</i>	0.456	0.498	0.447	0.497	0.457	0.498
<i>alcohol</i>	0.321	0.467	0.342	0.475	0.319	0.466
<i>exercise</i>	0.598	0.490	0.581	0.493	0.600	0.49
<i>clear</i>	2.973	1.084	3.044	1.050	2.966	1.087
<i>chronic_disease</i>	2.060	1.818	2.046	1.816	2.062	1.819
<i>ln_pension</i>	1.972	3.085	2.020	3.157	1.968	3.078

(二)基准回归结果

本文采用逐步回归方式汇报了长护险对老年人身体健康和心理健康影响的回归结果(见表 3),*Province* 和 *Year* 分别表示地区和年份固定效应。身体健康方面,模型(1)和模型(3)的结果显示,长护险在 1% 统计水平上显著提高了老年人的身体健康,加入控制变量前使老年人身体健康提高了 2.538 分,加入控制变量后使老年人身体健康提高了 2.494 分。心理健康方面,模型(2)和模型(4)的结果显示,长护险在 1% 统计水平上显著提高了老年人的心理健康,加入控制变量前使老年人的抑郁指数降低了 0.664 分,加入控制变量后使老年人的抑郁指数降低了 0.673 分。综上所述,长护险对老年人的身体健康存在正向促进效应,对老年人抑郁程度存在负向抑制效应,这为假设 1 提供了证据。

表 3 长期护理保险对老年人健康影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Mental_Health</i>	<i>Physical_Health</i>	<i>Mental_Health</i>	<i>Physical_Health</i>
<i>LTCI_ct</i>	2.538 *** (0.199)	-0.664 *** (0.159)	2.494 *** (0.197)	-0.673 *** (0.151)
<i>_cons</i>	27.958 *** (0.036)	6.727 *** (0.029)	26.825 *** (0.474)	11.535 *** (0.0364)
控制变量	否	否	是	是
<i>Province</i>	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是
<i>N</i>	38543	38543	38543	38543
<i>R</i> ²	0.070	0.309	0.089	0.373

备注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 显著性水平,括号内为标准误,下同。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分识别策略须满足平行趋势这一关键假设,本文通过事件研究法检验长护险试点政策实施前的平行趋势,模型构建如下:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \sum_{k=-3}^2 \beta_k Treat_c \times D_k + \theta X_{ict} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (10)$$

其中,系数 β_k 反映了不同时期长护险试点政策对实验组和对照组中老年健康的影响效果, $Treat_c$ 表示城市 c 是否为实施长护险的城市(是为 1, 否为 0), D_k 表示不同相对时期的虚拟变量。本文借鉴现有文献的处理方法^[9], 将政策实施的前一期作为基准期, 其余变量与基准模型的设定相同。图 1 报告了身体健康和心理健康的平行趋势检验结果。事后动态效应检验结果显示, 身体健康和心理健康的回归系数的置信区间均与 0 相交, 说明在试点政策正式实施前, 实验组和对照组老年人的健康绩效无显著差异, 说明 DID 模型的平行趋势假定成立, 研究样本通过了平行趋势检验。事后动态效应检验结果显示, 老年人身体健康和心理健康估计系数在政策实施后的第二期达到最大, 表明长护险的健康绩效具有一定时滞, 因此, 未来应进一步完善长护险政策, 增强民众对政策的理解程度。

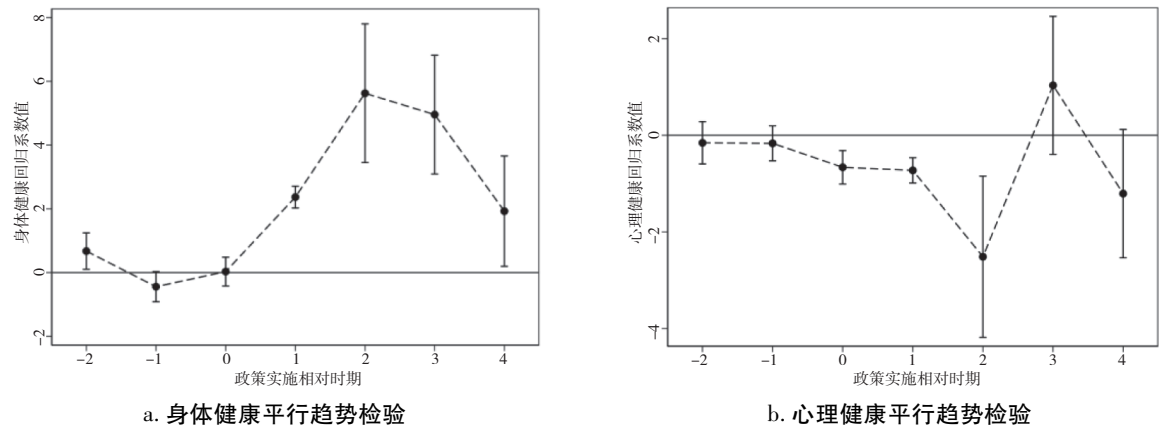


图 1 平行趋势检验结果

2. PSM - DID、平衡面板与替换被解释变量

为尽可能减少样本选择偏误, 研究首先利用 PSM - DID 方法进行稳健性检验。为尽量获得相似城市, 本文选取可能同时影响处理状态和老年人健康水平的城市层面特征变量, 本文选取不放回 1:1 近邻匹配的方法对实验组和对照组进行匹配, 结果表明匹配后的平衡性检验结果表明实验组和对照组之间的差异较小。表 4 模型(1)和模型(2)是倾向得分匹配后的模型回归结果, 与前文的基准回归结果基本一致, 并且系数均在 1% 显著性水平显著, 说明模型稳健有效, 可信度较高。其次, 进行平衡面板检验。鉴于 CHARLS 追踪调查数据中, 可能存在部分个体在某些调查年份未接受访问的情况, 为了排除因样本结构差异而导致估计偏误的可能性, 本文仅保留了五期均有观测值的样本, 平衡面板数据模型(3)和模型(4)的回归结果显示, 系数估计与使用非平衡面板数据的基准模型相对较为接近, 说明模型稳健有效, 可信度较高。此外, 为进一步检验研究结论的稳健性, 本文采用自评健康 (*Self_Health*) 和生活满意度 (*Satisfied*) 作为老年人健康的替代变量, 由于上述两个变量均为排序数据, OLS 无法对其进行有效估计。为此, 本文采用有序 Probit 模型进行估计^[27], 模型如下:

$$Y_{ict} = F(\beta LTCI_{ct} + \gamma X_{ict} + \varepsilon_{ict}) \tag{11}$$

其中 Y_{ict} 为被解释变量 *Self_Health* 和 *Satisfied*, $LTCI_{ct}$ 和 X_{ict} 与前文的解释变量和控制变量相同。 $F(\cdot)$ 为某非线性函数, 具体为:

$$F(y_i^*) = \begin{cases} 1 & y_i^* < \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < y_i^* < \mu_2 \\ \dots & \dots \\ J & y_i^* > \mu_{J-1} \end{cases} \tag{12}$$

$$y_i^* = \beta LTCI_{ct} + \gamma X_{ict} + \varepsilon_{ict} \tag{13}$$

其中, y_i^* 是 y 的背后存在不可观测的连续变量, $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3 < \dots < \mu_{J-1}$ 称为切点, β 为待估参数。从表 4 模型(5)和模型(6)的回归结果可以发现, 长护险对老年人自评健康和满意度具有正向促进作用, 与上文回归结果基本一致, 印证了研究结论的稳健性。

表 4 PSM – DID、平衡面板和替换被解释变量稳健性检验

	PSM – DID		平衡面板		替换被解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Physical_Health</i>	<i>Mental_Health</i>	<i>Physical_Health</i>	<i>Mental_Health</i>	<i>Self_Health</i>	<i>Satisfied</i>
<i>LTCI_{ict}</i>	2.785 *** (0.260)	-0.657 *** (0.208)	2.142 *** (0.411)	-0.649 ** (0.316)	0.583 *** (0.029)	0.315 *** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>Province</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	6330	6330	10960	10960	38543	38543

3. Goodman – Bacon 分解

已有文献讨论的多时点双重差分估计在双向固定效应(TWFE)可能存在偏误。^[28,29] 本文参考 Goodman – Bacon 的 DID 估计量分解法^[30],进行多时点双重差分偏误估计。研究结果显示,将从未处理组作为控制组进行估计的部分权重最大,合适处理效应的贡献为 99.7%,这说明已经受到政策干预的组别不会给 DID 估计结果带来较大偏误。同时,由于 *Physical_Health* 的 DID 估计量为正值,*Mental_Health* 的 DID 估计量均为负值,与本文核心结论一致,可认为较为稳健^①。

4. 安慰剂检验

除上述检验外,本文还利用 Bootstrap 技术分别对试点城市和试点年份进行随机化处理,用伪处理组与伪时间虚拟变量的交互项替换原解释变量,并重复上述过程 500 次(图 2)。结果表明长护险政策的影响系数呈近似正态分布,多集中在 0 附近,说明在随机实验中,构造的长护险政策的回归系数显著为正和显著为负的占比均较小,说明基准模型捕捉到的长护险的健康效应并非不可观测因素所致,即政策的虚假处理效应并不存在,上述结果在很大程度上为长护险改善了老年人的健康提供了支持。

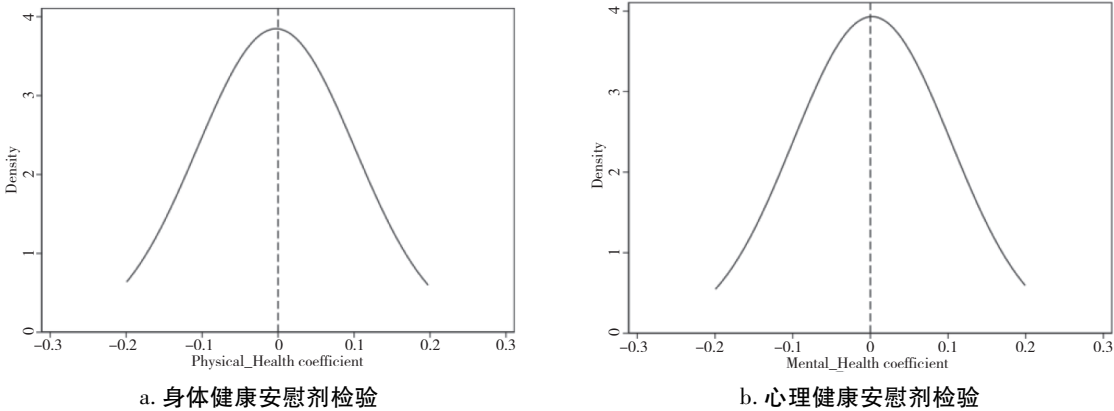


图 2 安慰剂检验结果

六、作用机制与异质性分析

(一) 作用机制

通过前文分析可知,长护险主要通过“减支”和“增收”两种路径对老年人健康绩效产生影响。基于此,本文主要从家庭消费(*ln_family_consumption*)和子女照料负担(*ln_care_burden*)等变量考察长护险对老年人健康的影响机制,以期完善长护险制度提供参考依据。借鉴相关研究^[31],构建长护险对老年人健康影响机制的检验模型,表 3 已经表明长护险有利于提升老年人健康。基于此,本文进一步考察长护险对中介变量的影响和长护险与中介变量对老年人健康的影响,中介效应检验具体如式(14)–(16)所示:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 LTCI_{ict} + \beta_2 X_{ict} + \varepsilon_{ict} \quad (14)$$

$$M_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 LTCI_{ict} + \gamma_2 X_{ict} + \varepsilon_{ict} \quad (15)$$

$$Y_{ict} = \delta_0 + \delta_1 LTCI_{ict} + \delta_2 M_{ict} + \delta_3 X_{ict} + \varepsilon_{ict} \quad (16)$$

假设 2 认为长护险通过“减支”效应,能够减少老年人医疗等费用,将其用于增加家庭消费以更好满足老年人需求,进而改善老年人的健康。受 2020 年 CHARLS 医疗支出数据缺失限制,且长护险能够减少

①受篇幅限制,文中没有报告 Goodman – Bacon 分解结果,如有兴趣可向作者索取。

老年人的医疗费用得到了众多研究的支持^[1-4],故本文不再对老年人医疗支出进行检验。本文将家庭消费作为中介变量进行检验(见表5),模型(1)的回归结果表明长护险对家庭消费在1%的显著性水平下存在正向促进效应,模型(2)和模型(3)的回归结果表明长护险和家庭消费对老年人身体健康存在正向促进效应,并显著降低了老年人的抑郁指数。综上,长护险可以通过增加家庭消费对老年人身体健康和心理健康产生正向的促进作用,从而验证了假设2。

假设3认为长护险通过“增收”效应,减轻子女照料负担,增加子女劳动时间和家庭收入,进而增加老年人健康投资。已有研究表明长护险对劳动就业有显著正向促进效应,尤其能够促进家庭中女性成员的就业。^[8,9]因此,本文将子女照料负担作为中介变量进行检验(见表5),模型(4)的回归结果表明长护险对家庭照料时间在5%的显著性水平上存在负相关,模型(5)和模型(6)的回归结果表明家庭照料时间在1%的显著性水平上对老年人的身体健康和心理健康存在负向抑制效应。综上,长护险通过减少子女照料负担对老年人身体健康和心理健康产生正向的促进作用,从而验证了假设3。

表 5健康效应的机制分析

机制模型	增加家庭消费			减轻子女照料负担		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ln_family_consumption</i>	<i>Physical_Health</i>	<i>Mental_Health</i>	<i>ln_care_burden</i>	<i>Physical_Health</i>	<i>Mental_Health</i>
<i>LTCI_ct</i>	0.138 *** (0.027)	2.453 *** (0.197)	-0.655 *** (0.151)	-0.077 ** (0.035)	2.399 *** (0.192)	-0.633 *** (0.150)
<i>ln_family_consumption</i>	—	0.296 *** (0.037)	-0.130 *** (0.029)	—	-1.236 *** (0.028)	0.523 *** (0.022)
<i>_cons</i>	9.560 *** (0.065)	23.995 *** (0.592)	12.776 *** (0.455)	-1.452 *** (0.084)	25.030 *** (0.464)	12.295 *** (0.362)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>Province</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	38543	38543	38543	38543	38543	38543

(二)异质性分析

1. 年龄异质性

已有研究发现不同年龄的个体医疗服务利用和健康状况存在显著差异,老年人内部亦有较为年轻的老年人和较为年长的老年人,根据世界卫生组织(WHO)对老年人年龄的划分,研究将60~74岁视为年轻老年人,75岁以上视为较老的老年人。因此,有必要分年龄段探究该政策的异质性特征。表6回归结果中,身体健康方面,低龄老人的回归系数要高于高龄老人,表明长护险在提高老年人身体健康方面,低龄老人受益更大,进一步印证了长护险存在的预防保健作用。^[11]心理健康方面,高龄老人心理健康回归系数的绝对值高于低龄老人,表明长护险对于提升高龄老年人的心理健康的绩效要高于低龄老人。上述结果可能是由于高龄老人身体健康状况相对低龄老人更差,对于长期护理服务的利用水平要高于低龄老人,使得高龄老人受益更大。

2. 性别异质性

人口学研究表明,由于男性和女性的生物学差异,其在老年期存在健康差异,通常女性会比男性活得长。同时,老年男性和女性还可能面临不同的健康风险,对长期护理资源的分配和利用提出了不同的要求。因此,有必要分性别探究长护险的异质性特征。表6回归结果中,身体健康方面,男性老人的回归系数要高于女性老人,表明长护险在提高老年人身体健康方面,男性老人受益更大。心理健康方面,女性老人心理健康的回归系数的绝对值均高于男性老人,表明长护险对于提升女性老年人的心理健康的绩效要高于男性老人。上述结果可能是由于女性老人相对处于经济弱势地位,较难得到高质量的护理服务,而长护险通过减少护理服务产生的经济负担能够让更多女性老人享受到护理服务。此外,女性老人在社会参与方面可能面临更多的障碍,如家庭责任、社会角色等,长护险通过提供居家护理和机构护理等服务,一定程度上能够帮助女性老人保持独立生活能力,减少其孤独感,并为她们提供专业的医疗照护和心理支持,增加其社会参与,进而改善其健康状况。^[32]

3. 教育异质性

良好的教育有助于老年人更好地了解健康知识和生活方式,提高健康素养,同时也有助于老年人更好地利用医疗卫生资源,提高公共卫生服务的利用效率。因而,有必要按照受教育水平分样本进行研究。表6回归结果中,身体健康方面,受教育水平较低和较高的老人的身体健康均有显著改善,受教育水平较高的老年

人身体健康回归系数值小于受教育水平较低的老年人。心理健康方面,受教育水平较低的老年人心理健康得到显著改善,受教育水平较高的老年人改善效果则不显著。上述结果可能是由于受教育水平较低的老年人健康水平相对较差,缺乏相应的健康知识和管理技能的培训,导致其不知道如何正确应对疾病和预防疾病,从而不利于其身体健康。此外,文化程度较低也可能导致老年人生活方式和习惯存在一定的偏差,可能存在一些不良的健康行为,例如吸烟、酗酒、饮食不规律等,导致老年人容易患上疾病。^[16]

4. 收入异质性

收入是影响老年人健康的另一个重要因素,收入水平也决定了老年人对医疗保健和长期护理资源的支付能力,健康经济学大量研究表明个人贫富水平与健康状况密切相关。因此,有必要考察不同收入水平老年人的健康绩效。表 6 回归结果中,身体健康方面,不同收入老人的身体健康均得到显著改善,高收入老人的回归系数要高于低收入老人。心理健康方面,不同收入老人的心理健康均得到显著改善,低收入老人心理健康回归系数的绝对值高于高收入老人。上述结果可能是由于低收入老人相对处于经济弱势地位,医疗和长期护理资源的配置较差,从而对身体健康产生负面影响,而长护险通过减少护理服务产生的经济负担能够让更多低收入老人享受到护理服务,一定程度上有助于其心理健康的改善。^[33]

5. 地区异质性

地区差异是影响老年人健康的重要因素之一,不同地区地理环境、经济发展和医疗资源等存在明显差距,有必要考察不同地区进行分样本研究。表 6 回归结果中^①,身体健康方面,东部地区老年人身体健康回归系数值最大,西部次之,中部最低。心理健康方面,西部地区老年人心理健康回归系数的绝对值要高于东部,中部地区的老年人心理健康改善

效果并不显著。上述结果可能是由于东部地区的经济发展水平较高,医疗和护理资源较好,老年人生存环境较好。西部地区老年人健康状况相对最差,其心理健康的提升效果相对更好。^[34]

表 6 长期护理保险异质性的回归结果

分组估计	样本量(N)	(1)	(2)
		Physical_Health	Mental_Health
低龄(Age < 75)	31631	2.534 *** (0.219)	-0.679 *** (0.167)
高龄(Age ≥ 75)	6912	2.151 *** (0.444)	-0.751 ** (0.353)
男性(Gender = 1)	19208	2.903 *** (0.305)	-0.627 *** (0.204)
女性(Gender = 0)	19335	2.036 *** (0.247)	-0.639 ** (0.220)
受教育水平较低(Edu = 1)	29417	2.429 *** (0.214)	-0.709 *** (0.173)
受教育水平较高(Edu > 1)	9126	2.993 *** (0.484)	-0.157 (0.311)
家庭收入较低(Group = 1)	19394	2.211 *** (0.297)	-0.626 ** (0.245)
家庭收入较高(Group = 2)	19149	2.619 *** (0.268)	-0.561 *** (0.189)
district = 0(西部)	11235	2.147 *** (0.412)	-1.037 *** (0.334)
district = 1(中部)	14191	2.134 *** (0.354)	-0.388 (0.278)
district = 2(东部)	13117	2.786 *** (0.293)	-0.711 *** (0.207)

注:各回归结果中均已加入上文的控制变量。

七、结论与政策建议

(一) 结论

本文基于 2011—2020 年五期 CHARLS 面板数据,采用多时点双重差分方法系统探讨了长护险对老年人健康的影响。相比以往研究,本文研究发现:第一,利用 CHARLS 最新发布的数据,研究表明长护险能够显著地提升老年人的身体健康和心理健康,在进行多种稳健性检验之后,研究结论依然成立。第二,长护险主要通过“减支”和“增收”两种效应显著地改善了老年人健康,可能的渠道是长护险通过增加家庭消费和减轻子女照料负担,从而满足老年人的需求和增加健康投资,进而改善老年人的健康水平。第三,长护险在不同年龄、性别、受教育程度、收入和地区的老年群体之间存在显著异质性,且具有倾向弱势群体的健康促进效应。长护险更有利于提升高龄、女性、受教育程度较低、收入较低等处于弱势地位老年人群体的健康水平,且能显著改善受教育水平和收入较高的老年群体的身体健康以及西部地区老年人的心理健康。

(二) 政策建议

一是完善顶层设计,逐步扩大长护险试点范围。当前长护险各地试点制度差异较大,尚未实现统一覆盖范围、统一评估标准、统一筹资政策、统一待遇水平、统一服务目录、统一定点管理和统一基金管理,鉴于长护险试点有利于提升老年人健康水平,为进一步发挥这项制度的优越性,助力健康中国战略的实

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省(市);中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西等 10 个省(区);西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 9 个省(区)。

施,建议在扩大试点的基础上进一步在全国推进长护险制度的实施,并分阶段实现省级和全国统筹,逐步建立覆盖全民的长护险制度,让人民都能享有公平的护理机会。

二是优化长护险制度,扩大长护险参保对象覆盖范围。当前试点城市中仍有部分城市未将城乡居民纳入长护险参保范围,一定程度上制约了城乡居民中有长期护理需求的群体寻求护理服务。各试点城市应以共同富裕为导向扩大长护险参保对象覆盖范围,根据当地实际情况,逐步覆盖城乡居民医保参保群体,将待遇享受逐步从重度失能人员扩大到中度失能人员,逐步从失能人员扩大到失智人员,让更多群体纳入长护险制度保障范围,使得有长期护理需要的群体应保尽保。

三是建立护理救助精准识别机制,提升困难群体补贴力度。研究表明长护险更有利于提升高龄、女性、受教育程度较低、收入较低等处于弱势地位老年人群体的健康福利水平,而这些经济和健康弱势群体往往难以获得优质的护理服务。目前,第一批和第二批试点城市仍有部分试点城市未对低收入等困难群体参与长护险进行相应补贴,不利于困难群体的保障。^[20]因此,长护险政策要重点识别特困人群、高龄老人、残疾人和低收入农村居民等群体,加大对这些弱势群体的政策支持力度,发挥财政兜底和再分配的职能,对特殊困难群体缴费给予适当资助,提供从事护理工作的免费培训,为困难群体参加老年照护需求评估提供补贴。

四是加强基层公共卫生设施建设,推动护理资源和财政资金向农村和中西部地区倾斜。当前,我国不同地区、城乡之间护理资源差异较大,由于地方财政收入有限,公办养老机构数量较少,尤其是中西部农村留守、空巢老人难以享受到相应的护理服务,失能老人的生活照料情况较差。政府应加大财政投入,积极拓宽筹资渠道,如引导社会资本投入农村和中西部地区的护理基础设施的建设,培育专业化的养老护理服务人员,进一步推进城乡和地区基本公共服务均等化,缓解城乡、地区之间发展不平衡的矛盾,让长护险惠及更多地区的人民群众。

参考文献:

- [1] Han N, Chung W, Kim R, et al. Effect of the Long-term Care Insurance Policy on Medical Expenditures for the Elderly [J]. Health Policy and Management (HPM), 2013, 23 (2): 132 ~ 144.
- [2] Woo J C, Eun-Cheol P, Gyu S L, et al. Does long-term care insurance reduce the burden of medical costs? A retrospective elderly cohort study. [J]. Geriatrics & gerontology international, 2018, 18 (12): 1641 ~ 1646.
- [3] 马超,俞沁雯,宋泽,等. 长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗[J]. 中国工业经济, 2019 (12): 42 ~ 59.
- [4] 刘晨,苏群,周春芳. 长期护理保险改善了医疗资源利用吗:来自 CHARLS 的证据[J]. 江西社会科学, 2023, 43 (06): 161 ~ 169.
- [5] Fu R, Noguchi H, Kawamura A, et al. Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers[J]. Journal of Health Economics, 2017, 56: 103 ~ 112.
- [6] 朱铭来,何敏. 长期护理保险会挤出家庭照护吗:基于 2011 ~ 2018 年 CHARLS 数据的实证分析[J]. 保险研究, 2021 (12): 21 ~ 38.
- [7] 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.
- [8] 于新亮,黄俊铭,康琢,等. 老年照护保障与女性劳动参与:基于中国农村长期护理保险试点的政策效果评估[J]. 中国农村经济, 2021 (11): 125 ~ 144.
- [9] 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 (4): 154 ~ 183.
- [10] 成前,陆杰华,郑保丰. 长期护理保险制度对中老年消费的影响探究:基于 CHARLS 追踪调查数据的检验[J]. 中国人口科学, 2023, 37 (3): 82 ~ 96.
- [11] 韩笑,吴宇凤. 长期护理保险与居民健康预防行为:来自中国试点城市的证据[J]. 天府新论, 2022 (3): 108 ~ 122.
- [12] 郭金龙,马凤娇,宛乐天. 我国长期护理保险制度的福利效应研究:基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 价格理论与实践, 2024 (2): 63 ~ 70; 222.
- [13] 张文娟,梅真. 长期护理保险对受益人他评生活满意度的影响研究[J]. 中国卫生政策研究, 2023, 16 (4): 9 ~ 17.
- [14] 刘宏,高松,王俊. 养老模式对健康的影响[J]. 经济研究, 2011, 46 (4): 80 ~ 93; 106.
- [15] 陶裕春,申昱. 社会支持对农村老年人身心健康的影响[J]. 人口与经济, 2014 (3): 3 ~ 14.
- [16] 王新军,郑超. 医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J]. 财经研究, 2014, 40 (12): 65 ~ 75.
- [17] 薛新东,葛凯啸. 社会经济地位对我国老年人健康状况的影响:基于中国老年健康影响因素调查的实证分析[J]. 人口与发展, 2017, 23 (2): 61 ~ 69.

- [18] Pedro B, Esperanza N, Ricardo P, et al. Relationship Between Mental Health and the Education Level in Elderly People: Mediation of Leisure Attitude. [J]. *Frontiers in psychology*, 2020, 11 522204.
- [19] 吕宣如, 章晓懿. 社区居家养老服务对老年人健康水平的影响[J]. *中国人口科学*, 2022(3): 111 ~ 125; 128.
- [20] 薛惠元, 张永高. 共同富裕目标下长期护理保险的发展困境与优化路径: 基于“路径 - 目标”理论的分析框架[J]. *学习与实践*, 2024(6): 117 ~ 129.
- [21] Grossman, M. On the concept of health capital and the demand for health [J]. *Journal of Political economy*, 1972, 80 (2), 223 ~ 255.
- [22] 赵广川. 老年健康需求视角下长期护理保险制度研究[D]. 南京大学, 2016.
- [23] 杨红燕, 蒋雯静. 长期护理保险对家庭消费的影响: 基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. *湘潭大学学报(哲学社会科学版)*, 2023, 47(5): 32 ~ 39.
- [24] Katz S C, Ford A B, Moskowitz R W, et al. . Studies of Illness in the Aged, the Index of ADL: A Standardized Measure of Biological and Psychosocial Function[J]. *Journal of the American Medical Association*, 1963, 185(12): 914 ~ 919.
- [25] 郑超, 王新军, 孙强. 城乡医保统筹政策、居民健康及其健康不平等研究[J]. *南开经济研究*, 2021(4): 234 ~ 256.
- [26] 汪连杰, 刘昌平. 城乡居民医保整合、农村老年人健康及其健康不平等研究[J]. *社会保障研究*, 2022(3): 46 ~ 62.
- [27] 连玉君, 黎文素, 黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究 [J]. *经济学(季刊)*, 2015, 14 (01): 185 ~ 202.
- [28] Baker A C, Lareker D F, Wang C C Y. How much should we trust staggered difference - in - differences estimates? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2022: 370 ~ 395.
- [29] 吕越, 张昊天, 薛进军, 等. 税收激励会促进企业污染减排吗: 来自增值税转型改革的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2023(2): 112 ~ 130.
- [30] Andrew G. Difference - in - differences with variation in treatment timing [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2): 254 ~ 277.
- [31] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *心理科学进展*, 2014, 22 (5): 731 ~ 745.
- [32] 王德文, 叶文振. 中国老年人健康状况的性别差异及其影响因素[J]. *妇女研究论丛*, 2006(4): 21 ~ 26.
- [33] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平: 基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 的实证分析[J]. *管理世界*, 2014(7): 12 ~ 21; 51; 187.
- [34] 杜本峰, 王旋. 老年人健康不平等的演化、区域差异与影响因素分析[J]. *人口研究*, 2013, 37(5): 81 ~ 90.

Research on the Impact of Long - term Care Insurance on the Health of the Elderly: Empirical Analysis Based on CHARLS

XUE Huiyuan^{1,2}, ZHANG Yonggao²

(1. Center for Social Security Studies, Wuhan University, Wuhan, Hubei 430072, China;

2. School of Political Science and Public Administration, Wuhan University, Wuhan, Hubei 430072, China)

Abstract: Long - term care insurance is an important institutional arrangement in the social security system, and improving it is of great significance for promoting the implementation of the Healthy China strategy. Different from the insufficient explanation of the path mechanism of the health effects of long - term care insurance and the lag of research data in previous studies, this paper empirically analyzes the impact of long - term care insurance on the multidimensional health of the elderly population using the latest CHARLS data from five periods from 2011 to 2020, and uses the Grossman's Model of Health Demand to test the underlying transmission mechanism. Research has found that long - term care insurance significantly improves the physical and mental health of the elderly. Mechanism analysis shows that long - term care insurance improves the health of the elderly by increasing household consumption and reducing the burden of child care, meeting their needs and increasing health investment. Heterogeneity analysis shows that long - term care insurance is more conducive to improving the health welfare level of vulnerable elderly groups such as the elderly, women, those with lower education levels, and those with lower incomes, and has a health promotion effect that tends towards vulnerable groups. Based on this, it is recommended to improve the top - level design, gradually expand the pilot scope and coverage of insured persons, establish a precise identification mechanism for nursing assistance, increase subsidies for disadvantaged groups, strengthen the construction of grassroots public health facilities, and promote equalization of basic public services.

Key words: Long - term care insurance; elderly people; physical health; mental health

责任编辑: 吴锦丹