



# 长期护理保险对中老年人门诊利用和医疗费用的影响

马广博, 许 昆

安徽财经大学财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233030

**摘要:**随着人口老龄化的不断加剧,失能人群的增加,医疗费用无序扩张等问题危及医疗保障体系的可持续发展。文章基于中国健康养老与追踪调查2011年、2013年、2015年和2018年四期数据,采用双重差分法探究长期护理保险对门诊利用和医疗费用的影响。结果表明,长期护理保险可以显著减少自付医疗费用和门诊次数。异质性分析发现,相比城市职工医疗保险人群,长期护理保险对城乡居民医疗保险参保人群影响更大;长期护理保险降低了中高收入家庭医疗费用,而对低收入家庭影响甚微。这些结论验证了长期护理保险的实施价值,并为新一轮医疗改革和试点范围的扩大提供了有益参考。

**关键词:**长期护理保险;门诊利用;医疗费用;双重差分法

中图分类号:C913.7

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2023)01-038-009

doi:10.7655/NYDXBSS20230107

本文关注长期护理保险对中老年人门诊利用及医疗费用的影响。在人口高龄化和生育率大幅下降的背景下,老年人口照料是今后长期面临的难题。数据显示,2010—2020年,60岁及65岁以上人口比重分别上升了5.44%和4.63%,在中老年人健康状况不断改善的环境下,截至2016年仍有接近20%老年人处于失能状态,由此带来的家庭照护压力进一步增大<sup>[1]</sup>。在老年人“长寿不健康”、医疗费用无序扩张等现实的桎梏下,着力构建“预防、治疗、照护”三位一体的新型健康支撑体系迫在眉睫。在此背景下,旨在长期为失能人群提供持续的护理服务、实现“健康老龄化”的长期照护体系应运而生。2021年9月,国务院在《“十四五”全民医疗保障规划》中提出要稳步推进长期护理保险制度的有效运行,着力构建医养康养相结合的养老服务新模式。截至2021年底,长期护理保险49个试点城市参保人数超过1.4亿人,享受待遇人数超过100万人,定点服务机构和护理人员呈稳定上升态势。然而,长期护理保险是否会对医疗费用产生影响,是否在不同收入阶层家庭和参加不同医保类型人群中存在差异,还有待研究。

于新亮等<sup>[2]</sup>以首批试点的青岛市为样本,发现在实施长期护理保险制度后,人均医疗费用呈现波动上升趋势,且上升幅度较大。但该研究采用市级层面分析,扰动因素较多,无法得出长期护理保险的净效应。阳义南<sup>[3]</sup>着重考察非正式照护对老年人健康状况的影响,但较少文献从个体角度出发,分析长期护理保险对医疗费用和健康的影响。

为积极应对人口老龄化带来的老年人健康<sup>[4-5]</sup>、照护压力<sup>[6-7]</sup>等问题,中国于2017年推行长期护理保险试点政策,而对于长期护理保险和医疗费用之间的关系,学术界一直未形成统一的结论。一方面,部分学者认为长期护理保险能够通过提升被护理者健康水平,减少压床患者等现象<sup>[8-10]</sup>,从而产生“替代效应”来降低医疗费用<sup>[11]</sup>。例如,Forder<sup>[12]</sup>验证了护理费用与医疗费用之间的替代性关系,即每增加1英镑的护理费用,相应的医疗费用便会下降0.35英镑。王贞等<sup>[13]</sup>采用双重差分法阐释了长期护理保险对医疗费用的降低作用,并发现居家护理补贴和机构护理补贴对医疗费用的效用并不相同。

另一方面,也有学者指出长期护理保险并不会降低医疗费用或效果并不明显。Mcknight<sup>[14]</sup>发现居

**基金项目:**教育部人文社会科学青年基金项目“我国长期护理社会保险不同模式政策仿真与优选研究”(18YJCZH123)

**收稿日期:**2022-09-05

**作者简介:**马广博(1979—),男,河南宁陵人,博士,副教授,研究方向为长期护理保险与社会保障,通信作者,120081436@aufe.edu.cn。

家护理费用支出抵消了一部分的自付医疗费用支出,因此并没有达到医疗控费的目的。长期护理保险政策的实施,同样产生了知识效应,即被护理者的健康意识增加,从而增加更多的就医行为<sup>[15]</sup>。造成事实差异性的重要原因在于长期护理保险实施的医疗市场背景<sup>[16-17]</sup>、政策环境的显著区别<sup>[18-19]</sup>等。

基于此,本文以长期护理保险政策试点城市这一准自然实验切入,构建双重差分模型识别长期护理保险对门诊利用及医疗费用的因果效应。本文可能的边际贡献:将实施长期护理保险政策的城市设定为实验组,未实施长期护理保险政策的城市设定为对照组,运用双重差分法考察政策冲击对医疗费用的影响,克服已有文献在解决内生性问题上的不足,进一步检验是否能够达到控费效果的同时,有效地提升中老年人健康水平。从异质性角度,探讨该影响是否在不同参保类型和不同阶层家庭收入两个维度存在差异性。

## 一、研究设计

### (一)数据样本

本文使用中国健康养老与追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)四期数据(2011年、2013年、2015年和2018年)进行长期护理保险效应研究。原因在于:①数据库由北京大学多个调查组织采用科学的调查方法,以45岁以上中老年人作为主要调查对象,内容包括个人基本特征、门诊次数、医疗费用等,符合本文研究对象和研究主题的需要。②政策文件明确指出,长期护理保险实现地市级统筹,而CHARLS是高质量的市层面微观个体追踪调查数据库,信息完整度较高,可有效减少长期护理保险政策效应估计产生的偏误。③长期护理保险政策是在2017年开始试点,而CHARLS数据库于2011年开展全国范围内追踪调查,所选四期数据具有时效性且符合双重差分时间节点要求。最终得到门诊次数37 292个、自付医疗费用36 878个有效样本。

### (二)变量定义与数据描述

本文关注的被解释变量是医疗费用。具体而言,借鉴解垩<sup>[20]</sup>、齐良书等<sup>[21]</sup>的观点,以门诊次数和自付医疗费用两个指标衡量。门诊次数使用问卷中“过去一个月门诊次数”衡量个体门诊次数情况;自付医疗费用包括自付住院费用、自付门诊费用和自付自我医疗费用,其中,自付门诊费用和自付自我医疗费用均为月数据,对其年化处理,虽易降低自付医疗费用估算误差,但不会影响因果关系的统计分析,同时对自付医疗费用取对数处理,使其符合正态性。

本文解释变量为长期护理保险政策是否实施

的虚拟变量(treat)。由于CHARLS统计期为当年的7—9月,如果长期护理保险政策与统计期相差半年以内,则受到政策影响。本文将济南市、上饶市、安庆市、成都市、广州市、临沂市、齐齐哈尔市、承德市的职工基本医疗保险参保人员,荆门市、吉林市的职工基本医疗保险及城镇居民医疗保险参保人员,苏州市、徐州市的职工医疗保险及城乡居民医疗保险参保人员作为实验的处理组,将2017年前未实施长期护理保险的城市作为对照组,最终选择13个城市的个体数据进行分析。对于时间变量(after),将城市在2017年实施了长期护理保险政策设为1,2011年、2013年和2015年数据取值为0。

就控制变量而言,根据安德森医疗服务利用模型<sup>[22]</sup>,通过设置包括先决变量(predisposing factors)、需要变量(needs-based factors)和使能变量(enabling factors)三个维度的指标体系,尽量减少遗漏变量导致的误差。先决变量包括性别、年龄、婚姻状况、居住地;需要变量包括自评健康、日常生活能力得分(activities of daily living, ADL)、自评抑郁得分(center for epidemiological studies-depression, CESD)、是否有慢性病;使能变量包括受教育年限、健在子女数量、家庭总收入、领取养老金。变量具体定义见表1。

表1 变量定义

变量类型/变量名称	变量定义
被解释变量	
自付医疗费用	过去一年自付医疗费用,取对数
门诊次数	过去一个月门诊次数
主要解释变量	
after	2016年之后=1,否则=0
treat	实施长期护理保险政策的城市=1,否则=0
控制变量	
年龄	受访者年龄的连续变量
性别	男性=1,女性=0
居住地	农村=1,城镇=0
婚姻状况	配偶健在且共同居住=1,否则=0
受教育程度	未读过书=0,小学=6,初中=9,高中及中专=12,大专=15,本科=16,硕士及以上=19
自评健康	非常差=1,差=2,中等=3,好=4,非常好=5
日常生活能力得分	0~6分,分数越高,越不健康
自评抑郁得分	0~30分,分数越高,抑郁程度越高
是否有慢性病	是=1,否=0
是否正式退休	是=1,否=0
子女数量	健在的子女数量
家庭总收入	家庭总收入取对数
是否隔代抚育	是=1,否=0
是否有养老金	是=1,否=0

表2给出了主要变量的描述性统计。其中,门诊次数的均值为0.404,标准差为1.379,最小值为0,最大值为31。自付医疗费用均值是3 441.649,标准差为8 466.092,最小值为0,最大值为55 800。一方面,这与LIU等<sup>[23]</sup>运用相同数据库围绕医疗费用、门

诊次数的描述性统计结论基本相似。另一方面,也表明医疗费用在样本期内存在较大差异,部分控制变量如家庭总收入、自评健康、日常生活能力得分等均在较大范围内浮动,这也为探讨长期护理保险政策对医疗费用的影响提供了研究基础。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
门诊次数	37 292	0.404	1.379	0	31
自付医疗费用	36 878	3 441.649	8 466.092	0	55 800
年龄(岁)	37 292	61.017	8.918	45	108
性别	37 292	1.528	0.499	0	1
受教育程度	37 292	4.733	4.601	0	19
婚姻状况	37 292	0.833	0.373	0	1
居住地	37 292	0.644	0.479	0	1
自评健康	37 292	3.008	0.950	1	5
日常生活能力(分)	37 292	0.353	0.934	0	6
子女数量	37 292	2.703	1.374	0	11
家庭总收入	37 292	38 508	57 699	0	2 838 760
是否退休	37 292	0.139	0.347	0	1
是否有养老金	37 292	0.342	0.475	0	1
自评抑郁得分(分)	37 292	8.254	6.240	0	30
是否有慢性病	37 292	0.768	0.422	0	1

(三)识别策略与模型设定

本文运用双重差分法, DID估计长期护理保险政策对医疗费用的影响效果。参考 Moser<sup>[24]</sup>、周茂<sup>[25]</sup>、宋弘<sup>[26]</sup>、黄炜<sup>[27]</sup>等的研究,模型设计如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{after}_t + \beta_2 \text{treat}_i + \beta_3 \text{after}_t + \beta \text{control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $Y_{it}$  为被解释变量,包括自付医疗费用和门诊次数;  $\text{treat}_i$  是城市分组变量,长期护理保险政策试点城市为1,非试点城市为0;  $\text{after}_t$  为时间分组变量,即2018年取1,2011、2013、2015年取0;  $\text{control}_{it}$  为一系列控制变量;  $\mu_i$  为不随时间变化的个体固定效应;  $\lambda_t$  为时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。具体而言,主要观察  $\text{treat}_i$  和  $\text{after}_t$  的交互项系数  $\beta_1$  来估计长期护理保险对医疗费用的因果效应。

二、实证结果与稳健性检验

(一)DID模型回归结果:长期护理保险与医疗费用

为验证长期护理保险对医疗费用的影响,本文采用DID法进行实证检验。表3显示,在控制了双向固定效应,并引入先决、需要和使能三个维度的控制变量,在实施长期护理保险政策之后,试点城市自付医疗费用、门诊次数分别在1%、5%的显著性水平上呈现下降效果,实验组的自付医疗费用、门诊次数比对照组分别降低了32.7%、11.4%,这说明长期护理保险政策对医疗费用有显著的“替代效

应”,即长期护理保险对居家或机构护理的补贴,使得在医院中护理的患者转为居家或在机构接受护理服务,从而减少医疗服务利用。

表3 DID模型回归结果

变量	自付医疗费用	门诊次数
DID	-0.327*** (0.005)	-0.114** (0.017)
常数项	8.138 (0.233)	2.759 (0.323)
其他控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	36 878	37 292
$R^2$	0.054	0.011

括号内数值为P值,\*\*\*、\*\*分别表示1%、5%的显著性水平。

(二)稳健性检验

1. DID模型适用的前提条件:平行趋势检验

使用DID法的前提是在长期护理保险政策实施之前实验组和对照组的医疗费用保持相对稳定的变动趋势,由此才能得到政策的净效应,这一过程被称为平行趋势检验<sup>[28]</sup>。具体而言,借鉴钱雪松等<sup>[29]</sup>的观点,在回归中同时引入  $\text{treat} * \text{after}$ 、 $\text{treat} * \text{year2013}$  及  $\text{treat} * \text{year2015}$  变量(剔除首年以避免多重共线),其中  $\text{year2013}$  在2013年取值为1,其他年份取值为0;  $\text{year2015}$  在2015年取值为1,其他年份取值为0。结果如表4所示:  $\text{treat} * \text{year2013}$  与  $\text{treat} * \text{year2015}$  系数均不显著。这表明在长期护理保险政策实施之前,试点城市与非试点城市自付医

疗费用和门诊次数的差异均没有显著变化,从而满足双重差分法的平行趋势假设。

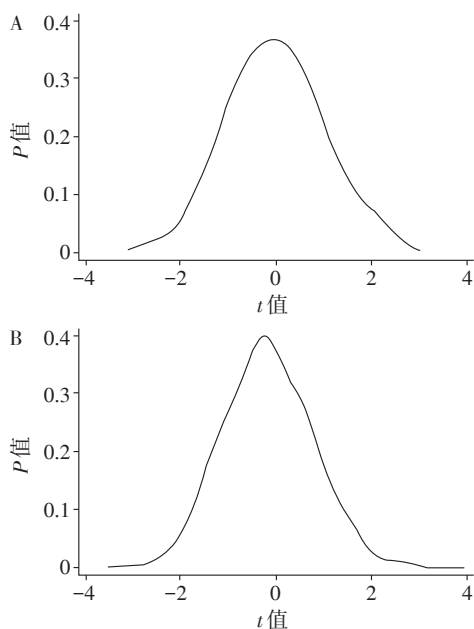
表4 平行趋势检验

变量	自付医疗费用	门诊次数
DID	-0.341 <sup>***</sup> (0.019)	-0.176 <sup>***</sup> (0.003)
treat*year2013	-0.107(0.466)	-0.065(0.280)
treat*year2015	0.117(0.354)	-0.083(0.111)
常数项	8.714(0.201)	2.796(0.317)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	36 878	37 292
R <sup>2</sup>	0.057	0.012

括号内数值为P值,\*\*\*、\*\*分别表示1%、5%的显著性水平。

### 2. 安慰剂检验

为进一步排除其他外生事件(如大病医疗保险等医疗卫生改革措施)影响,确保本文所得结论是由长期护理保险所导致的,需要进行安慰剂检验。具体而言,借鉴相关学者<sup>[30-33]</sup>观点,进行1 000次随机抽样挑选实验组与对照组,具体核密度分布结果如图1所示,多数抽样估计系数*t*的绝对值都在2以内,且P值都在0.1以上,说明长期护理保险政策在这些1 000次的随机抽样中均没有显著效果,也表明长期护理保险政策对试点城市的医疗费用的影响与其他卫生政策等(如大病医疗保险)未知因素的因果关系不大。



A:自付医疗费用,带宽=0.236;B:门诊次数,带宽=0.225。X轴为所估计得出的treat\*after系数的*t*值,Y轴为P值,曲线即核密度估计分布。

图1 安慰剂检验

### 3. PSM-DID估计

DID方法容易存在“选择性偏差”,在大样本情形下个体差异显著,为进一步解决长期护理保险政策实施内生性而导致的估计偏误,借鉴相关学者的观点<sup>[34-37]</sup>,利用倾向得分匹配(PSM,采用半径卡尺匹配)方法进一步检验长期护理保险的实施效应。PSM-DID结果显示(表5),长期护理保险政策实施后,试点城市仍然显著降低了自付医疗费用、门诊次数,此结果分别在10%、5%水平下显著,表明本文所得结论仍具有稳健性。

为确保倾向得分匹配结果的有效性,需要进行平衡性检验和共同支撑检验。平衡性检验结果(图2)反映匹配后所有协变量的标准化偏差都小于10%,且所有协变量不存在显著差异;共同支撑检验结果反映匹配后实验组和对照组绝大部分样本均在共同取值范围内,重合度较高,而不在范围内的样本倾向匹配得分值较为极端。由此可见,平衡性检验和共同支撑检验都已经通过。

表5 PSM-DID模型估计

变量	自付医疗费用	门诊次数
DID	-0.258 <sup>*</sup> (0.056)	-0.137 <sup>**</sup> (0.013)
其他控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	36 802	37 230
R <sup>2</sup>	0.060	0.016

括号内数值为P值,\*\*、\*分别表示5%、10%的显著性水平。

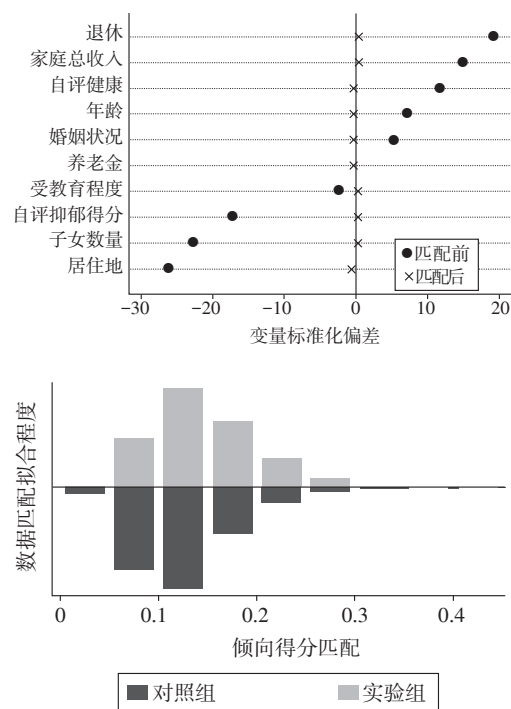


图2 平衡性检验与共同支撑检验

#### 4. 反事实检验

使用双重差分法的前提是要保证实验组与控制组具备可比性,即在政策实施之前,与对照组相比,实验组的医疗费用没有发生显著变化,故可以有效排除其他事件的干扰。借鉴 Moser 等<sup>[24]</sup>等的研究,分别将 2012 年和 2014 年作为假设长期护理保险政策开始实施时间,进行同主回归一致的双向固定 DID 检验。具体而言,设置时间变量 year2012 与

year2014,对于变量 year2012,在 2012 年之后取值为 1,否则为 0,对于变量 year2014,在 2014 年之后取值为 1,否则为 0。表 6 显示,将长期护理保险政策试点时间提前到 2012 年或 2014 年,其关键交互项的系数均不显著,这表明在长期护理保险政策实施之前,与对照组相比,实验组的医疗费用没有发生显著变化,从而排除了政策实施之前因素引发本文结果的可能,前文结论具有较强的稳健性。

表 6 反事实检验

变量	2012 年		2014 年	
	自付医疗费用	门诊次数	自付医疗费用	门诊次数
DID	-0.045(0.753)	-0.107(0.142)	-0.061(0.614)	-0.136(0.568)
样本量	36 878	37 292	36 878	37 292
R <sup>2</sup>	0.032	0.010	0.032	0.010

括号内数值为 P 值。

#### 5. 缩尾处理

在回归分析时,数据中的异常值极有可能会对回归结果产生影响,甚至扭曲真实结果。因此,为降低数据极端值对结果的影响,对连续变量在 1% 和 99% 百分位上进行了缩尾处理。重复模型(1)进行回归,发现交互项系数仍然显著为负(表 7),表明结果具有稳健性。

表 7 缩尾处理

变量	自付医疗费用	门诊次数
DID	-0.361*** (0.002)	-0.073** (0.029)
常数项	5.286(0.440)	1.620(0.407)
其他控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	36 878	37 292
R <sup>2</sup>	0.040	0.013

括号内数值为 P 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

### 三、异质性检验

前文结果显示,长期护理保险可以显著降低自付医疗费用和门诊次数。需要指出的是,长期护理保险是针对不同人群开展的选择性政策并逐

步推广,在此背景下,不同类型参保人群、不同收入家庭受到选择性政策的影响可能存在差异。具体而言,为进一步探究长期护理保险影响医疗费用的运作机制,本文从不同类型参保人员(重点分析城市职工医疗保险和城乡居民医疗保险人群)和家庭收入异质性两个维度切入,采用分组回归的方法考察长期护理保险政策影响医疗费用的横截面差异。

#### (一) 不同类型医保人群异质性分析

为确定不同参保类型影响的异质性,本文重点关注城市职工医疗保险和城乡居民医疗保险两类人群进行子样本分析,具体结果见表 8。

就城市职工医疗保险人群而言,长期护理保险降低自付医疗费用的幅度为 10.1%,门诊次数的降低幅度为 3.3%,该效应分别在 1% 和 10% 水平上显著;对城乡居民医疗保险人群,长期护理保险降低自付医疗费用的幅度为 16.2%,门诊次数的降低幅度为 7.1%,该效应分别在 1% 和 5% 水平上显著。由此可见,长期护理保险对城乡居民医疗保险参保人群影响相比于城市职工医疗保险人群更大。此结果与学者李华等<sup>[38]</sup>分析基层首诊对不同医保类型差异性的研究结论基本一致。

表 8 长期护理保险政策实施效应参保异质性分析

变量	自付医疗费用		门诊次数	
	城市职工医疗保险	城乡居民医疗保险	城市职工医疗保险	城乡居民医疗保险
DID	-0.101*** (0.006)	-0.162*** (0.009)	-0.033* (0.012)	-0.071** (0.018)
其他控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	19.913(0.211)	5.357(0.540)	-0.252(0.970)	3.795(0.286)
样本量	4 115	11 212	4 115	11 212
R <sup>2</sup>	0.037	0.062	0.014	0.013

括号内数值为 P 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二)长期护理保险政策实施效应收入异质性分析  
借鉴Liu等<sup>[39]</sup>的观点,本文以家庭总收入分位数

的25%与75%为节点,依次将样本划分为低收入家庭、中等收入家庭和高收入家庭。并对三组样本进行同主回归一致的OLS-DID估计,具体结果见表9。

表9 长期护理保险政策实施效应收入异质性分析

变量	自付医疗费用			门诊次数		
	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
DID	-0.619(0.146)	-0.207(0.259)	-0.566*(0.053)	-0.096(0.579)	-0.196**(0.010)	-0.191(0.134)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	8.261(0.689)	14.826(0.191)	16.844(0.344)	9.212(0.251)	1.236(0.792)	0.375(0.962)
样本量	9 198	1 846	9 219	9 322	18 647	9 323
R <sup>2</sup>	0.050	0.064	0.053	0.021	0.015	0.007

括号内数值为P值,\*\*、\*分别表示5%、10%的显著性水平。

对于低收入家庭,长期护理保险政策实施可以降低其自付医疗费用和门诊次数,但效应均不具有统计显著性。对于中等收入家庭,长期护理保险政策实施可以显著降低门诊次数,且该效应在5%显著性水平上显著。对于高收入家庭,可以显著降低自付医疗费用,且该效应在10%水平上显著。

综合长期护理保险对收入异质性的实施效应,长期护理保险政策降低了中高收入家庭医疗费用,而对低收入家庭影响甚微。从制度设计角度来看,受家庭预算收入水平影响,长期护理保险起付线对低收入家庭门槛设置相对较高,高成本导致护理供给不足<sup>[40]</sup>,易产生制度设计的“公平性”问题,因此需充分发挥医疗救助的“托底”机制<sup>[41]</sup>。对于中等收入家庭,较易达到长期护理保险起付水平,一定程度上满足其医疗服务需求,有利于产生“健康效应”。对于高收入家庭,由于受到预算约束较少,且具有相对合理的生活方式(定期体检、自我医疗等),对自付医疗费用影响较大。

#### 四、作用机制检验

前文研究表明,长期护理保险可以有效降低自付医疗费用和门诊次数,接下来一个问题是,能否在保障被护理者健康水平的前提下达到控费效果。本文采用自评健康、自评抑郁得分和日常生活能力得分作为因变量,进行DID回归,以探究长期护理保险对中老年人健康水平的影响。结果如表10所示,长期护理保险显著提升了中老年人自评健康,并降低了抑郁倾向。此外,长期护理保险也提高了中老年人的日常生活能力,虽然系数并不显著,但符号为负。这一结果与阳义南<sup>[3]</sup>研究结论基本一致。

进一步地,为阐释长期护理保险对医疗费用的作用机制,借鉴江艇<sup>[42]</sup>和温忠麟等<sup>[43]</sup>的研究方法,由逐步回归法进行分析,并通过了Sobel检验。具体

步骤如下:

$$Y_{i,t}=atreat+\sum(\beta_j \times control_{i,t})+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$M_{i,t}=btreat+\sum(\beta_j \times control_{i,t})+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Y_{i,t}=ctreat+dM_{i,t}+\sum(\beta_j \times control_{i,t})+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

假定 $Y_{i,t}$ 为自付医疗费用, $M_{i,t}$ 为健康水平,以ADL量表(逆向指标)衡量,treat为长期护理保险政策实施与否的哑变量,control<sub>*i,t*</sub>是一系列控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。具体地,在模型(2)成立的基础上,首先使用模型(3)检验长期护理保险与被护理者健康水平之间的关系,如果treat的回归系数 $a$ 显著为正,则说明长期护理保险政策显著提升了其健康水平;其次,在模型(4)中同时将是否实施长期护理保险政策与家庭总收入水平作为自变量对自付医疗费用进行回归,如果treat的回归系数显著性变化,则说明健康水平是长期护理保险政策影响医疗费用的作用机制(完全中介或部分中介)。

表11中介效应检验结果显示,长期护理保险显著提升了被护理者的健康水平,这一结果在10%水平上显著。上述发现印证了张晓杰<sup>[44]</sup>的观点,其认为医养结合的长期护理保险创新了养老模式,既满足被护理者的健康要求,也符合养老服务政策的时代趋势。为增强结论的可靠性,本文对长期护理保险政策与医疗费用的中介效应进行Sobel检验,发现Z值的系数在1%水平下显著,即中介效应通过了显著性检验,表明健康水平确实在长期护理保险与医疗费用之间发挥了中介作用。

#### 五、结论与建议

现阶段,如何合理控制医疗费用一直是学术界和社会共同关注的焦点话题。基于此,本文从长期护理保险政策实施这一准自然实验切入,考察长期护理保险对医疗费用的影响。发现长期护理保险可以有效降低试点城市的自付医疗费用门诊次数。同

表10 长期护理保险政策对健康的影响

变量	自评健康		自评抑郁得分		日常生活能力得分	
DID	0.078*** (0.003)	0.080*** (0.002)	-0.420** (0.011)	-0.436*** (0.008)	-0.003 (0.898)	-0.0020.934)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	2.991*** (<0.001)	3.415** (0.026)	8.326*** (<0.001)	19.999** (0.038)	0.285*** (<0.001)	-2.663* (0.077)
样本量	37 292	37 292	37 292	37 292	37 292	37 292
R <sup>2</sup>	0.003	0.007	0.009	0.012	0.014	0.014

括号内数值为P值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表11 中介效应检验

变量	自付医疗费用	健康水平	自付医疗费用
treat	-1.776*** (<0.001)	-0.170* (0.077)	-1.727*** (<0.001)
健康水平			-0.251*** (<0.001)
常数项	2.690*** (<0.001)	-0.622*** (<0.001)	2.834*** (<0.001)
观测值	36 878	36 878	36 878
Sobel 检验	0.044 9*** (Z=6.732)		
Goodman 检验 1	0.044 9*** (Z=6.732)		
Goodman 检验 2	0.044 9*** (Z=6.732)		
直接效应系数	-1.727		
中介效应系数	-0.251		
总效应系数	-1.776		
中介效应占比	0.244		

括号内数值为P值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。根据VIFs膨胀系数因子,不存在共线性问题。

时,长期护理保险对医疗费用的影响也表现出丰富的异质性,一方面,长期护理保险对城乡居民医疗保险参保人群影响相比于城市职工医疗保险人群更大。另一方面,收入越高的家庭长期护理保险对自付医疗费用的降低作用更大,而对门诊次数影响并不显著。

从长期护理保险制度设计的视角切入,提出如下建议。第一,大力推动长期护理保险体系的建设。由试点城市取得成功经验,探索出适合各城市特点的长期护理保险政策。如可通过“定额包干结算”等手段推动护理机构长效稳定发展,也可以参照青岛市的“家护”“巡护”等方式,充分发挥基层医疗分级诊疗的作用。第二,应树立正确的健康投资理念。既要注重基础医疗护理服务,也要强调日常生活照料的重要性。投资健康并不一定就要求加大对医疗基金的投入,医疗基金的无序扩张往往会带来资源的过度浪费,也背离了“重养轻医”的目标,将中老年人的就医需求逐步向护理需求过度无疑是一个切实可行的照护措施。

参考文献

[1] 王丹妮,沈忱,顾志峰,等. 长寿老人家庭照护者生活满意度的影响因素分析[J]. 南京医科大学学报(社会科学版),2022,22(3):236-241

[2] 于新亮,刘慧敏,杨文生. 长期护理保险对医疗费用的影响——基于青岛模式的合成控制研究[J]. 保险研

究,2019(2):114-127

[3] 阳义南. 照护还是医疗:老年人健康支出的产出效率比较[J]. 统计研究,2016,33(7):19-27

[4] 黄佳豪,孟昉. “医养结合”养老模式的必要性、困境与对策[J]. 中国卫生政策研究,2014,7(6):63-68

[5] 曹荣荣,郝磊. 人口老龄化背景下健康对中老年劳动供给的影响[J]. 经济问题,2018(10):33-40

[6] 孙鹃娟,田佳音. 新健康老龄化视域下的中国医养结合政策分析[J]. 中国体育科技,2020,56(9):58-65

[7] 蔡伟贤,吕函枰,沈小源. 长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估[J]. 经济学动态,2021(10):48-63

[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] 林宝. 中国长期护理保险筹资水平的初步估计[J]. 财经问题研究,2016(10):66-70

[10] PENROD J D, DEB P, DELLENBAUGH C, et al. Hospital-based palliative care consultation: effects on hospital cost[J]. J Palliat Med, 2010, 13(8):973-979

[11] GAUGHAN J, GRAVELLE H, SICILIANI L. Testing the bed-blocking hypothesis: does nursing and care home supply reduce delayed hospital discharges? [J]. Health Econ, 2015, 24(Suppl 1):32-44

[12] FORDER J. Long-term care and hospital utilisation by older people: an analysis of substitution rates [J].

- Health Econ,2009,18(11):1322-1338
- [13] 王贞,封进. 长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较[J]. 经济学(季刊),2021,21(2):557-576
- [14] MCKNIGHT R. Home care reimbursement, long-term care utilization, and health outcomes[J]. J Public Econ, 2006,90(1/2):293-323
- [15] BAILEY M J,GOODMAN-BACON A. The war on poverty's experiment in public medicine: community health centers and the mortality of older Americans [J]. Am Econ Rev,2015,105(3):1067-1104
- [16] COYTE P C,MCKEEVER P. Home care in Canada:passing the buck[J]. Can J Nurs Res,2001,33(2):11-25
- [17] 费太安. 健康中国 百年求索——党领导下的我国医疗卫生事业发展历程及经验[J]. 管理世界,2021,37(11):26-40,3
- [18] 高春兰,班娟. 日本和韩国老年长期护理保险制度比较研究[J]. 人口与经济,2013(3):104-110
- [19] 李运华,姜腊. 地方长期护理保险试点政策分析——基于政策工具视角[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版),2022,39(1):122-133
- [20] 解丕. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J]. 经济研究,2009,44(2):92-105
- [21] 齐良书,李子奈. 与收入相关的健康和医疗服务利用流动性[J]. 经济研究,2011,46(9):83-95
- [22] ANDERSEN R M,MCCUTCHEON A,ADAY L A, et al. Exploring dimensions of access to medical care [J]. Health Serv Res,1983,18(1):49-74
- [23] LIU H, HU T T. Evaluating the long-term care insurance policy from medical expenses and health security equity perspective: evidence from China [J]. Arch Public Health,2022,80(1):3
- [24] MOSER P, VOENA A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act [J]. Am Econ Rev, 2012,102(1):396-427
- [25] 周茂,陆毅,杜艳,等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济,2018(3):62-79
- [26] 宋弘,陆毅. 如何有效增加理工科领域人才供给?——来自拔尖学生培养计划的实证研究[J]. 经济研究,2020,55(2):52-67
- [27] 黄炜,张子尧,刘安然. 从双重差分法到事件研究法[J]. 产业经济评论,2022(2):17-36
- [28] ASHENFELTER O. Estimating the effect of training programs on earnings[J]. Rev Econ Stat,1978,60(1):47
- [29] 钱雪松,康瑾,唐英伦,等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济,2018(8):42-59
- [30] LA FERRARA E,CHONG A,DURYEA S. Soap operas and fertility:evidence from Brazil [J]. Am Econ J Appl Econ,2012,4(4):1-31
- [31] LIU Q, LU Y. Firm investment and exporting:evidence from China's value-added tax reform [J]. J Int Econ, 2015,97(2):392-403
- [32] 周茂,陆毅,符大海. 贸易自由化与中国产业升级:事实与机制[J]. 世界经济,2016,39(10):78-102
- [33] 陈浩耀,吴国维. 非参数模型合成控制法的应用[J]. 统计与决策,2021,37(13):15-19
- [34] 李宝军,罗剑朝. 农村劳动力流动对农户家庭多维贫困影响的实证[J]. 统计与决策,2022,38(8):22-26
- [35] 王璇,张俊飏,何可,等. 政府救助对农村减贫效应的影响——基于CFPS数据的PSM-DID估计[J]. 统计与决策,2021,37(5):15-19
- [36] WANG H, CHEN Z P, WU X Y, et al. Can a carbon trading system promote the transformation of a low-carbon economy under the framework of the porter hypothesis?—empirical analysis based on the PSM-DID method [J]. Energy Policy,2019(129):930-938
- [37] CHEN H, NING J. The impacts of long-term care insurance on health care utilization and expenditure: evidence from China [J]. Health Policy Plan,2022,37(6):717-727
- [38] 李华,徐英奇. 分级诊疗对居民健康的影响——以基层首诊为核心的实证检验[J]. 社会科学辑刊,2020(4):122-134
- [39] LIU Y L, HSIAO W C, EGGLESTON K. Equity in health and health care:the Chinese experience [J]. Soc Sci Med, 1999,49(10):1349-1356
- [40] 胡琳琳,胡鞍钢. 从不公平到更加公平的卫生发展:中国城乡疾病模式差距分析与建议[J]. 管理世界,2003(1):78-87
- [41] 林相森,艾春荣. 对中国医疗服务利用不平等问题的实证检验[J]. 中国人口科学,2009(3):86-95,112
- [42] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120
- [43] 温忠麟,侯杰泰,张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报,2005,37(2):268-274
- [44] 张晓杰. 医养结合养老创新的逻辑、瓶颈与政策选择[J]. 西北人口,2016,37(1):105-111

(本文编辑:姜 鑫)



## Effect of long-term care insurance on outpatient utilization and medical expenses in middle-aged and elderly people

MA Guangbo, XU Kun

School of Finance and Public Administration, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China

**Abstract:** A growing aging population, disabled population, and the disorder expansion of medical expenses threaten the sustainable development of the healthcare security system. Based on the data from China Health and Retirement Longitudinal Study in 2011, 2013, 2015, and 2018, this study used the Differences-in-Differences to explore the effect of long-term healthcare insurance on outpatient utilization and medical expenses. The results show that long-term healthcare insurance can significantly reduce out-of-pocket medical expenses and outpatient visits. The heterogeneity analysis showed that long-term healthcare insurance had a more significant impact on urban and rural healthcare insurance participants than that of the urban workers. At the income level, long-term healthcare insurance reduced medical costs for middle and upper-income families but had little effect on low-income families. These conclusions validated the value of long-term healthcare insurance and provided a meaningful reference for the new round of medical reform and the expansion of pilot scope in China.

**Key words:** long-term care insurance; outpatient utilization; medical expenses; Differences-in-Differences