

长期护理保险对老年家庭照料的影响*

朱震宇

【摘要】如何缓解家庭照料压力、弥补老年照护人力资源短缺是中国积极应对人口老龄化国家战略面临的重大现实问题。文章使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011、2013、2015、2018年数据,并与相应年份地区统计年鉴数据匹配形成四期面板数据,采用渐进双重差分方法考察长期护理保险对家庭照料的影响。研究表明:(1)长期护理保险显著挤出了家庭提供的老年照料时间,使试点地区失能老人家庭提供的日均照料时间下降44.8%,显著缓解了家庭照料服务的压力。(2)从动态效应看,长护险的政策效应表现出一定程度的滞后性,且随时间变化呈增强趋势。(3)长护险对缓解重度失能老人的家庭照料压力更为显著,城镇地区的政策效应强于农村地区。(4)长护险对家庭照料时间的挤出并没有伴随着家庭转移支付的显著下降,但减少了子女提供的陪伴和情感联络。(5)长护险对家庭照料时间的挤出并没有以损害中老年人的健康为代价,且降低了其医疗服务的利用,一定程度上改善了中老年人的健康。文章认为,长期护理保险制度在缓解家庭照料压力的基础上,应重视对家庭照料功能的支持,促进子女对老年父母的陪伴和情感联络。随着长护险制度不断扩面,着重推动农村地区失能老人对专业化护理服务的利用有利于缓解农村家庭照料压力。

【关键词】长期护理保险 家庭照料服务压力 挤出效应 动态效应

【作者】朱震宇 中国人民大学劳动人事学院、中国人民大学中国社会保障研究中心,博士研究生。

一、引言

老年照护的人力短缺是老龄化程度不断加深、生育率持续低迷背景下中国面临的严峻挑战。2015年民政部第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查数据表明,60岁及以上老年人口中,失能、半失能老人合计4 063万人,占18.3%。据预测,失能老年人数将从2020年的2 485.2万人增长到2050年的5 472.3万人,届时重度与极重度失能

* 本文为中国人民大学2021年度拔尖创新人才培育资助计划成果。

老年人在 2050 年预计达到 1 888.1 万人(廖少宏、王广州,2021)。根据第七次全国人口普查数据,截至 2020 年 11 月 1 日,中国 60 岁及以上老年抚养比为 29.52%,家庭户均人口数则下降为 2.62 人,老年照料的压力持续攀升。

当前,家庭成员提供照料服务仍是老年照护保障的首道防线(宗庆庆等,2020),子是多数失能老人照料的主要提供者(刘二鹏、张奇林,2018)。面对日常照料与经济赡养的双重责任,家庭成员面临巨大的压力。有研究表明,提供家庭老年照料服务显著降低了子女的劳动力市场参与率与工资水平(刘柏惠,2014),尤其对于女性,从事家庭老年照料活动使劳动参与率显著下降 12.46%(陈璐、范红丽,2016),每月劳动收入减少 7.21%(陈璐等,2016)。有预测结果显示,农村照护成本将从 2020 年的 5 088.73 亿元上升至 2035 年的 12 907.46 亿元,人均相对照护成本压力将从 2020 年的 7.76%攀升至 2035 年的 14.37%(胡宏伟、李延宇,2021)。针对老年照护服务与经济的双重压力,建立社会化的照护保障机制,不仅是提升老年人福利的关键举措,也是缓解家庭照料者负担,提高家庭照料者劳动参与的重要制度安排。

党的二十大报告提出要优化人口发展战略,实施积极应对人口老龄化战略。作为老年保障的重要方面,荷兰、德国、日本等先后建立了长期护理保险制度,以化解因失能造成的经济损失风险。建立长期护理保险制度也是中国政府为应对人口老龄化和实现可持续发展目标而提出的民生保障政策之一,人口老龄化程度加剧、家庭人口结构小型化和核心化、家庭长期护理负担能力不足是构建长期护理保险制度的动力源(曹信邦,2018)。为评估长期护理保险试点的政策效果,考察长期护理保险制度是否缓解了家庭照料压力具有重要意义。

本文整合中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011~2018 年数据和历年地区统计年鉴数据,采用渐进双重差分方法评估长期护理保险对老年家庭照料的影响,以期深化理解正式照料和非正式照料的关系,以及长期护理保险制度实施效果。本文的边际贡献主要有以下 4 个方面:第一,现有研究主要采用经典双重差分法考察某一时期的长护险对老年家庭照料的影响,本文进一步对不同时期长护险政策的整体平均处理效应、动态效应和时期异质性进行考察,拓展了研究视角。第二,本文采用异质性—稳健估计量修正了使用多期双重差分法因处理异质性而存在的负权重问题,并对城市层面特征加以控制,使估计结果更加接近真实值。第三,现有研究主要考察国家试点地区的政策效果,对自主试点地区关注不够,本文同时考虑国家试点和地区自主试点,丰富了相关政策意涵。第四,现有研究主要考察家庭内部代际交换的影响机制,对长护险政策效应的价值探讨不足,本文进一步从代际支持、健康效应等角度探讨长护险政策效应的价值,丰富了政策实施效果意涵,为长护险的顶层设计和政策实施提供决策依据。

二、文献综述与政策背景

（一）长期护理保险对家庭照料的影响

关于正式照料与家庭非正式照料的关系主要存在三种观点,挤出理论认为当社会护理服务能够满足失能老人的需求时,家庭提供的支持会减少,正式照料能有效减轻家庭照护者的负担,替代非正式的家庭照料(Arntz 等,2011;Kumamoto 等,2006),同时对被照料者与照料者的健康均有显著促进作用(Stabile 等,2006;Schmitz 等,2015)。与之相反,挤入理论认为正式照料为家庭非正式照料提供了较好的技能支持,能够促进家庭成员提供照料服务(Kunemund 等,1999;Schaffer,2015)。互补理论从专业化分工的视角,认为正式照料和非正式照料在老年照料中扮演不同角色,正式照料提供了专业性更高的服务,而家庭则提供其他简单的一般性服务,因此,家庭偶尔提供零散的服务会增加,但在照料上花费的时间会减少(Brandt,2013)。接受社会照料服务可以减轻家庭照料负担,但二者并非线性关系,而是因社会照料类型、老年人健康状况及家庭经济资源禀赋的不同具体表现为替代或补充的关系(纪竞垚,2020)。

对正式照料与非正式照料关系的研究多集中于社会养老保险对家庭照料的影响,研究发现获得新农保养老金收入对农村老年人获得的私人转移支付具有挤出效应(张川川、陈斌开,2014),降低了老年人对子女照料的依赖(程令国等,2013)。对长期护理保险的实证研究大多支持上述挤出理论的观点。例如,有研究通过对日本介护保险的评估,发现这一举措有助于减轻家庭照护者的负担,提高家庭照护者的劳动参与,预期将促进快速老龄化背景下日本经济的发展(Arai 等,2011;Fu 等,2017)。目前对中国长护险试点的评估研究较少,且已有研究支持了不同的理论观点。例如,Lei 等(2022)对 2015~2017 年的试点进行评估,朱铭来和何敏(2021)对 2016 年国家试点进行评估,均发现长护险对家庭非正式照料存在挤出效应。Chen 等(2022)研究发现,长护险不仅降低了失能老人利用非正式照料的概率,也降低了非失能老人的家庭照料时间,在非失能老人中表现出溢出效应。与上述观点相反,舒展和韩昱(2022)研究发现,长护险增加了子代照料时间,但对子代经济支持产生了挤出效应,蔡伟贤等(2021)研究也发现长护险使子女对父母进行代际转移支付的可能性降低。

综上,已有研究为理解长护险对老年家庭照料的影响奠定了基础,但在研究内容和实证策略方面还需要进一步深化和改进。在研究内容方面,一是受评估试点范围限制,已有研究大多仅考察单一时期长护险的政策效应,仅能揭示长护险实施后短期的政策效应;对于这种政策效应在长护险实施后多久会凸显、随时间怎样变化、不同时期试点的政策效应是否存在异质性问题,仍有待进一步研究探讨。二是已有研究在论证长护险对家庭照料的影响时较少关注政策效应的后续影响,长护险的政策效应是否带来了

其他积极或消极影响、如何影响老年人健康还需要进一步探讨。在实证策略方面,一是已有研究大多仅考察国家试点,但江苏徐州、浙江嘉兴、山西临汾及山东省诸多城市也先后自主推行的长护险制度则未被纳入研究范畴。在统一的长护险制度未定型的情况下,需要考虑自主试点地区的政策效应,否则将这些自主试点地区视为对照组会使估计结果有偏。二是在采用多期双重差分法时需要考虑处理的异质性问题,由于是否实施长护险制度这一处理非完全随机,可能受城市特征的影响,需要尽可能控制城市层面的特征变量。鉴于此,本文整合微观数据和地区层面统计年鉴数据,采用渐进双重差分方法对 2018 年 7 月以前所有长护险试点地区进行评估,并采用异质性—稳健估计量,估计了较长时间内长护险对老年家庭照料时间的整体平均处理效应及其动态特征,考虑了不同时间和组别政策效应的异质性,并进一步从代际支持、老年人健康、医疗服务利用等方面探讨长护险政策效应的价值。

(二) 长期护理保险制度的政策背景

中国长护险制度的试点最早于 2012 年在青岛市城镇地区开展^①,2015 年青岛市将长护险制度推广到农村地区^②;其间,上海市于 2013~2015 年在全市范围内试点高龄老人医疗护理计划^③,2017 年起全面推广长护险制度^④。2016 年,人社部办公厅《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》确定了首批国家层面的试点城市 15 个,同时将吉林省和山东省作为长护险试点重要省份;同一时期部分城市自主推行了长护险制度,表 1 整理了 2012 年 7 月至 2018 年 7 月期间全国范围的试点地区。2020 年国家医保局、财政部《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》确定了国家层面的第二批试点地区 14 个^⑤。截至 2022 年底,国内试点地区共 62 个。

考虑到制度覆盖在地区间的平衡,国家在东部、西部、南部等地区的部分省份均确立了试点,而非集中某一地区。但福利政策的出台通常受需求、效率等多重因素的影响(吕宣如、章晓毅,2022),老龄化程度高、经济和资源禀赋较发达的地区往往更可能较早成为长护险试点城市(吴光芸等,2022)。由于长护险建立的背景之一是逐渐涌现的“以

① 参见《青岛市人民政府办公厅转发市人力资源社会保障局等部门关于建立长期医疗护理保险制度的意见(试行)的通知》(青政办〔2012〕91 号)。

② 参见《青岛市社会医疗保险办法》(青岛市人民政府令第 235 号)。

③ 上海市在正式实施长护险以前已经开始试点医疗护理计划,对城镇职工老年人的护理费用进行补偿,在作用机制上等同于后期正式实施的长护险,可以视为长护险的早期试验。参见上海市人力资源和社会保障局等八部门印发《关于本市开展高龄老人医疗护理计划试点工作的意见》(沪府办〔2013〕38 号)。

④ 参见上海市政府关于印发《上海市长期护理保险试点办法》的通知(沪府发〔2016〕110 号)。

⑤ 其中北京市石景山区于 2018 年 3 月在鲁谷街道、八角街道、八宝山街道率先试点,于 2020 年 11 月全域实施。

表 1 2012 年 7 月至 2018 年 7 月中国长护险试点地区

实施时间	试点地区	覆盖群体
2012 年	山东省青岛市	职工医保参保者、城镇居民医保参保者(2015 年 1 月覆盖所有基本医保参保者)
2013 年	上海市	职工医保参保者(2017 年 1 月覆盖所有基本医保参保者)
2014 年	山东省东营市	职工医保参保者(2018 年 3 月覆盖所有基本医保参保者)
2015 年	山东省日照市	职工医保参保者
	吉林省长春市	职工医保、城镇居民医保参保者
2016 年	山东省济南市、江西省上饶市、河北省承德市	职工医保参保者
	吉林省松原市、吉林市	职工医保、城镇居民医保参保者
	江苏省南通市、湖北省荆门市	职工医保、城乡居民医保参保者
2017 年	安徽省安庆市、江苏省徐州市、四川省成都市、广东省广州市、山东省临沂市、聊城市、泰安市、山西省临汾市、黑龙江省齐齐哈尔市、重庆市、浙江省宁波市	职工医保参保者(江苏省徐州市 2018 年 1 月覆盖所有基本医保参保者)
	吉林省梅河口市、通化市、白山市	职工医保、城镇居民医保参保者
	新疆生产建设兵团石河子市、浙江省嘉兴市、江苏省苏州市	职工医保、城乡居民医保参保者
2018 年	山东省滨州市、淄博市、菏泽市、枣庄市、烟台市、威海市	职工医保参保者

注：试点地区的实施时间和覆盖群体依据各地政府部门发布的政策文件。笔者通过“北大法宝”法律法规数据库检索各地有关长护险实施的政策文件，同时结合各地政府部门网站（医保局、人社部门等）发布的政策文件进行信息补充。限于篇幅，此处未展示试点地区的具体实施时间。

医代养”现象导致的过度医疗(马超等,2019),地区医疗资源水平也是试点选取考虑的因素之一。因此,不论是国家遴选还是自主实施,长护险试点并非完全随机,试点选取通常会考虑地区老龄化程度和经济发展水平,以及医疗资源等代表老年医疗、护理服务资源禀赋的城市层面因素。

试点地区通常采取按比例支付或定额支付的方式对参保者所发生的护理费用予以补偿,并提供养老机构护理、居家上门护理等多种形式的专业化服务。在待遇水平方面,按比例支付的水平通常在 70%~90%,并设有最高限额。其中,上饶、荆门、成都、石河子等地区也对由亲属提供的自主护理给予现金补助。从制度设计考虑,试点地区的长护险制度在不同程度上可以缓解家庭照料服务压力和经济压力。截至 2021 年,国家层面的 49 个试点城市长护险参保人数达 14 460.7 万人,享受待遇人数 108.7 万人,长护险定点护理服务机构 6 819 个,专业化护理服务人员数达 30.2 万人^①。

① 数据来自《2021 年全国医疗保障事业发展统计公报》。

三、数据与实证策略

(一) 数据

本文使用 CHARLS 数据库 2011、2013、2015、2018 年四期追踪数据,并整合《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》有关城市和省份层面的数据进行匹配,形成四期面板数据^①。使用 CHARLS 数据库追踪数据的优势在于:第一,长护险的受益对象主要是中老年人,CHARLS 是专门针对 45 岁及以上中老年人的调研数据,符合本研究的要求。第二,本文主要研究长护险对家庭成员提供照料的影响,在 CHARLS 中有专门针对被访者接受家人提供的照料时间以及获得的家庭经济支持的问题。第三,本研究中受政策干预的各试点地区的政策实施时间均在 2012~2017 年,CHARLS 数据库 2011、2013、2015、2018 年四期数据的时间节点能够满足研究需求,适合构建双重差分模型。

(二) 实证策略

本文利用长期护理保险在不同地区的试点作为准“自然实验”构建双重差分模型,由于各试点地区的政策实施时间不同,采用渐进 DID 方法,回归模型设定如下:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + X'_{it}\gamma + Z'_{ct}\delta + \tau_t + \omega_i + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, Y_{ict} 是个体层面代表家庭照料的结果变量,采用以下两个指标:(1)家庭照料时间:过去一个月平均每天接受家庭成员照料的时间(小时);(2)家庭经济支持:过去一年获得来自非同住家庭成员的转移支付(元)^②,家庭成员包括配偶;父母、岳父母、公婆;子女、儿媳/女婿、(外)孙子女;兄弟姐妹及其配偶、子女;配偶的兄弟姐妹及其配偶、子女等亲属。 $Treat_{it}$ 为长护险变量,若个体 i 所在地区在 t 期已经实施了长期护理保险试点制度,且个体被制度覆盖,则取值为 1,否则为 0。由于本文评估的试点地区的政策实施时间不统一,对于青岛市城镇样本,2013 年及以后为处理后;对于上海市城镇职工样本、青岛市农村样本,2015 年及以后为处理后;对于济南市等其他试点地区样本,2018 年为处理后。

在控制变量选取方面,本文从家庭照料的微观影响因素出发,参考已有文献的做法(朱铭来、何敏,2021;蔡伟贤等,2021),控制了个体基本特征,家庭经济水平和老年人健康水平。 X'_{it} 为一组个体层面的协变量,包括被访者性别、年龄、户口、婚姻状况、受教育

① 由于 CHARLS 数据并未完全覆盖上述 2012 年 7 月至 2018 年 7 月所有长护险试点地区,因此本文评估的试点地区不包括东营、日照、长春、南通、松原、石河子、梅河口、通化、泰安、白山、淄博。其次,CHARLS2018 年调研是在 7~9 月,由于政策效应会存在一定滞后,因此,本文评估的试点地区仅截至 2018 年 1 月,山东省滨州市为评估的试点中最晚实施长护险的地区。

② 家庭照料时间和转移支付变量均采用数值 +1 取对数的方式处理,其他控制变量取对数的处理方式相同。

水平、患慢性病数量、自理能力水平(IADL)^①、心理健康水平(用 CESD-10 抑郁量表测量)^②、自评健康^③、家庭人均年收入(取对数)。从地区层面的影响因素来看,为了尽可能排除地区其他政策因素的影响,同时考虑长护险试点选取的影响因素,本文控制地区老龄化程度、经济发展水平和医疗资源水平。 Z'_{ct} 为一组城市层面代表人口老龄化程度、经济发展水平、医疗资源水平的控制变量,包括 65 岁及以上老年人口比重、人均 GDP(取对数)、医院床位数(取对数)。 τ_t 为年份固定效应, ω_i 为个体固定效应,以控制不随时间变化的个体层面不可观测因素的干扰, ε_{ict} 为扰动项,标准误聚类至城市层面。在以上方程中,本文关注的系数是 β_1 ,若得到的估计值小于 0,则表明长期护理保险挤出了家庭照料,缓解了家庭照料的压力。

(三) 数据描述

剔除基本变量缺失或不同年份回答存在逻辑错误的样本后,剩余有效样本 25 759 个^④,4 期数据观测值共 71 618 个。具体变量的描述信息和处理前后的组间差异检验如表 2 所示。

由于试点地区的政策实施时间不同,对于所有试点地区,本文根据政策实施时间,按照是否接受处理进行分组汇报,对于始终没有接受处理的地区按照不同年份分组汇报。从表 2 可以发现,多数试点地区家庭提供的照料时间在处理前均有所下降,而转移支付有所提高,且家庭照料时间和转移支付在处理前后的差异在 10%的水平上显著,而其他非试点地区家庭照料时间在 2011~2018 年没有显著下降趋势。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文首先按照式(1)从整体上识别长护险是否减轻了老年家庭照料的压力,结果如表 3 所示。根据模型 1 的回归结果,总体上长护险的实施使试点地区失能老人家庭平均每天提供的老年照料时间比未实施长护险的地区少 3.083 小时^⑤,取对数后的模型 2 回

① 自理能力水平变量根据 CHARLS 问卷中的日常工具性行为量表的分值计算得出,该量表由 21 个选项级别设计一致的问题构成(情况最不好到最好分别赋值为 1~4,总分为 21~84),分值越高表示老年人生活自理能力水平越高。

② 心理健康水平变量根据 CHARLS 问卷中的抑郁量表分值计算得出,该量表由有关个体上周的感觉及行为(如烦恼、情绪低落等)的 10 个选项级别设计一致的问题构成(情况最不好到最好分别赋值为 1~4,总分为 10~40),分值越高表示老年人心理健康水平越高。

③ 自评健康变量从“非常差”到“非常好”分为 5 个等级,分别赋值 1~5。

④ 由于现实中只可观测到失能老人的家庭照料时间(CHARLS 问卷中关于家庭照料时间的问题只有失能的受访者才能回答),在未主观筛选样本的基础上,本文使用全部可观测数据用于分析。

⑤ 以平均每天家庭照料时间变量的均值 4.474 小时为基准,处理变量 $Treat_{it}$ 一个标准差变化所引起的失能老人家庭照料时间的变化相对于其均值的大小约为 8.45%。

表 2 主要变量分组描述性统计

变 量	家庭照料时间对数		家庭转移支付对数	
	均值(标准差)	样本量	均值(标准差)	样本量
2012 年试点地区(青岛市城镇样本)				
处理前	1.735(1.094)	5	4.742(5.642)	62
处理后	1.167(0.644)	24	6.440(4.030)	230
2013~2015 年试点地区(上海市城镇职工样本、青岛市农村样本)				
处理前	0.693(—)	1	2.937(4.535)	67
处理后	1.253(0.460)	4	4.973(4.385)	62
2016 年及后试点地区				
处理前	1.473(0.783)	158	4.257(4.291)	2115
处理后	1.296(0.801)	99	6.036(3.819)	796
其他非试点地区				
2011 年	1.438(0.734)	1957	2.879(3.795)	16539
2013 年	1.306(0.726)	1349	6.062(3.952)	17190
2015 年	1.332(0.755)	2759	6.587(3.444)	15928
2018 年	1.308(0.762)	3319	6.600(3.416)	18120

表 3 长期护理保险对家庭照料影响的基准回归结果

被解释变量	照料时间	照料时间	照料时间对数	转移支付
		对数	考虑非失能样本	对数
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$Treat_{it}$	-3.083 ^{**} (1.338)	-0.373 ^{**} (0.152)	-0.035 [*] (0.018)	0.067(0.352)
户口	-1.061(0.809)	-0.066(0.110)	0.001(0.020)	0.203(0.210)
婚姻状况	0.624(0.664)	0.065(0.081)	0.010(0.017)	0.380 ^{***} (0.108)
家庭人均年收入	-0.043(0.058)	-0.002(0.007)	0.001(0.001)	0.047 ^{***} (0.010)
慢性病数量	0.133(0.129)	0.016(0.016)	0.019 ^{***} (0.003)	0.077 ^{***} (0.021)
自理能力水平	-0.040 ^{**} (0.019)	-0.008 ^{***} (0.002)	-0.027 ^{***} (0.001)	0.004(0.004)
心理健康水平	0.027(0.018)	0.003(0.002)	0.002 ^{***} (0.001)	-0.009 ^{***} (0.003)
自评健康	0.066(0.200)	0.004(0.027)	-0.005(0.004)	-0.018(0.030)
老年人口比重(65 ⁺)	-0.429 [*] (0.232)	-0.034(0.028)	0.006(0.005)	-0.014(0.073)
人均 GDP	-1.369(1.203)	-0.111(0.146)	0.013(0.030)	-0.736 ^{***} (0.271)
医院床位数	-1.196(1.397)	-0.125(0.179)	0.002(0.029)	0.163(0.262)
观测值	7023	7023	55445	55721
R ²	0.016	0.021	0.149	0.305
聚类数量	124	124	124	124

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;年份和个体固定效应均已控制。

归结果在 5%的水平上依然显著,表明长护险的实施使失能老人家庭提供的日均老年照料时间下降 37.3%,有效缓解了老年家庭照料服务的压力。这一结论支持了挤出理论的观点,与 Lei 等(2022)的研究发现一致。由于长护险不仅会影响确定的受益对象,对于潜在受益者,即非失能老人家庭而言也是一种政策信号,但非失能老人的家庭照料时间不可观测,本文假设非失能老人的家庭照料时间为 0,采用全部中老年人样本进行回归,考虑非失能样本情况下的结果在 10%的水平上显著,表

明从试点地区全部中老年人范围看,长护险的这一政策效应为 3.5%。但长护险的实施并没有使家庭转移支付显著下降。以往多数研究发现,长护险的实施显著挤出代际的经济支持(蔡伟贤等,2021;舒展、韩昱,2022),本文实证分析结果显示,从家庭整体看,经济支持并没有被显著挤出或挤入,家庭经济支持与照料时间之间不存在显著的替代关系,这与朱铭来、何敏(2021)的研究结果一致。这可能是因为长护险的意义主要在于提高老年人专业化护理服务的可及性,专业化护理部分替代了家庭照料,有效缓解了家庭照料的时间成本高、压力大的问题;但面对长护险的实施,家庭经济支持表现并不敏感。

控制变量的回归结果基本符合预期,如模型 2 和模型 4 所示,自理能力水平越高,家庭照料时间越少,自理能力水平每提高 1 分,家庭照料时间减少 0.8%。有配偶的中老年人比无配偶的家庭转移支付高 38.0%,且人均家庭年收入越高,家庭成员的转移支付越高。患慢性病数量多的中老年人和心理健康水平较差的中老年人的家庭转移支付也相对更高。

对于多期政策,现实情况下通常很难满足处理效应无组间和不同时间之间异质性的假设,Goodman-Bacon(2021)指出,使用双向固定效应模型(TWFE)估计多期 DID 本质是多个不同处理效应的加权平均,存在较早接受处理的样本成为较晚处理样本的控制组的情况,因不同时间或组别处理效应的异质性,存在负权重问题,从而带来估计偏误。本文采用 Sun 等(2021)提出的计算组别一时期平均处理效应加权平均得到的 IW (Interaction-Weighted Estimator)异质性一稳健估计量,估计的无偏平均处理效应结果如表 4 所示,照料时间的无偏平均处理效应在 1%的水平上显著,且符号与基准回归结果一致,这一结果相对而言更接近真实值,表明长护险的实施使失能老人家庭提供的日均老年照料时间下降 44.8%。

表 4 采用 Sun 等(2021)提出的方法解决处理异质性的估计结果(N=3383)

被解释变量	照料时间	照料时间对数
无偏平均处理效应	-3.979*** (1.125)	-0.448*** (0.122)
R ²	0.496	0.512
聚类数量	122	122

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;个体特征和城市层面的变量均已控制。

(二) 动态效应分析与平行趋势检验:事件分析法(ESA)

双重差分法一个重要的前提假设是处理组与控制组的家庭照料时间的变化趋势在处理前应该是平行的,本文采用事件分析法(Event Study Approach)估计动态效应并验证平行趋势假设。图中汇报了采用两种估计量估计的长护险对家庭照料时间(取对数)的动态效应^①,其中,j 表示长护险实施后的年份,系数 β_j 表示处理组和控制组家庭照料时间的差异,选取长护险开始实施的前 1 年作为基准期,纵轴表示 β_j 系数值及其 95%置

① 图中空心点表示当期数据缺失,通过线性插补得到的系数值。

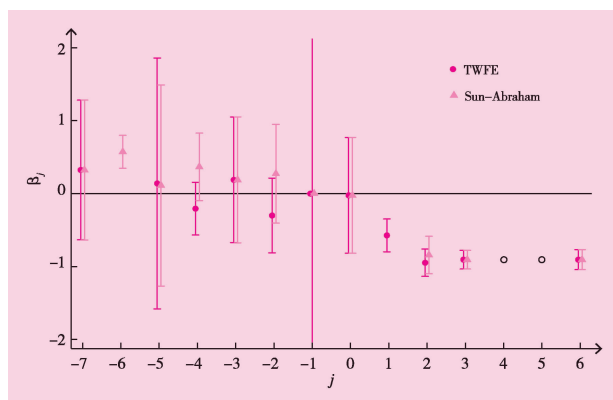


图 长护险对家庭照料时间的动态效应：
两种估计量的对比

信区间,可以发现,IW估计量的各期估计值与采用TWFE的结果较为接近,当 $j < -1$ 时, β_j 变化相对平稳,且采用TWFE估计的系数值的95%置信区间均包含0值,表明在处理前,实施长护险地区与未实施长护险地区间家庭照料时间没有显著差异,平行趋势假设成立。当 $j > -1$ 时, β_j 开始出现下降趋势,实施长护险的当年这种政策效应在经济意义上表现为降低了试点地区失能老人的家庭照料时间,

从长护险实施的第一年开始,试点地区与非试点地区的家庭照料时间具有显著差异,且随后可观测的数据年份都表现出显著的政策效应,表明长护险的政策效应具有一定滞后性,且随时间变化具有增强趋势(见图)。

(三) 稳健性分析

1. 筛选控制组

为了避免试点非随机性引起的内生性问题,本文选取国家层面的第二批试点城市(北京、天津、晋城、呼和浩特、盘锦、福州、开封、湘潭、南宁、黔南布依族苗族自治州、昆明、汉中、甘孜藏族自治州13个地区)作为控制组做DID,回归模型设定如下:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + D_i + X'_{it}\gamma + Z'_{ct}\delta + \tau_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中, D_i 表示处理组虚拟变量,由于CHARLS调查并未覆盖上述所有13个地区,因此,如果个体 i 居住在本研究的试点地区则取值为1,如果居住在13个第二批试点地区,则取值为0。这13个地区在2011~2018年没有实施长护险,在2020年被选为长护险的新试点城市,因此,用这13个地区作为控制组,仅因为其长护险制度的实施相对晚了若干年,可以认为这13个城市整体上在老龄化趋势及养老、护理服务的发展方面与试点地区类似,且筛选后的控制组与处理组样本量接近,有助于避免因处理组与控制组样本量差距过大造成的估计偏误。回归结果如表5模型5所示,选取国家层面第二批13个试点地区作为控制组后,DID结果依然稳健。

2. 严格进入处理组样本的条件

试点地区的长护险制度均规定,城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险(包括新农合)的参保者自动参加长期护理保险。在试点期间,全国基本医疗保险的覆盖率稳定在95%以上,但为了分析的严谨性,本文进一步选取参加基本医疗保险的样本作为处理组。回归结果如表5模型6所示,结果依然稳健。

3. 考虑不同处理时期

本文的基准回归结果表示的是 2012 年 7 月至 2018 年 1 月 CHARLS 调查所覆盖的所有长护险试点地区的政策效应,考虑到处理异质性,本文分别考察实施长护险时间较早的青岛市和其他试点时间相对较晚地区的政策效应。对于青岛市的样本,用 2011、2013 和 2015 年 CHARLS 数据做 DID 分析;对于除青岛市以外的其他试点地区样本,本文将青岛市样本剔除后用 CHARLS 四期数据做 DID,结果如表 6 所示。不同时期长护险试点的政策效应均显著,但青岛市长护险的政策效应要大于其他试点地区,印证了长护险政策具有累积效应,随着时间推移,长护险的政策效应会增强。

(四) 安慰剂检验

1. 虚构处理组

为了检验长护险的政策效应是否由城市层面不可观测的因素驱动,本文进一步将国家层面的第二批试点城市(北京、天津、晋城、呼和浩特、盘锦、福州、开封、湘潭、南宁、黔南布依族苗族自治州、昆明、汉中、甘孜藏族自治州 13 个地区)作为虚构的处理组($Treat_i$),分别假设 2013 年及以后、2015 年及以后、2018 年及以后为处理后拟合 DID 模型,结果如表 7 所示, $Treat_{it}$ 的系数在 10%的水平上均不显著。

表 7 选取国家层面的第二批 13 个试点地区作为处理组的 DID 结果(N=7245)

被解释变量	照料时间对数		
	设定 2013 年及以后为处理后	设定 2015 年及以后为处理后	设定 2018 年及以后为处理后
$Treat_{it}$	0.008(0.167)	0.231(0.147)	0.045(0.117)
R ²	0.019	0.021	0.019
聚类数量	124	124	124

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制。

表 5 筛选控制组和严格进入处理组样本的条件的 DID 结果

被解释变量	照料时间对数	
	筛选控制组 模型 5	严格进入处理组样本的条件 模型 6
$Treat_{it}$	-0.224*(0.125)	-0.332**(0.135)
样本量	493	7023
R ²	0.126	0.021
聚类数量	25	124

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量均已控制;模型 5 控制年份固定效应和处理组虚拟变量,模型 6 控制年份和个体固定效应。

表 6 不同处理时期的政策效应

被解释变量	照料时间对数	
	青岛市样本	其他试点地区样本
$Treat_{it}$	-0.980*** (0.086)	-0.321** (0.148)
样本量	4348	7004
R ²	0.022	0.021
聚类数量	124	123

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制。

表 8 虚构处理时间为 2012 和 2014 年的 DID 结果

被解释变量	照料时间对数	
	假设处理时间为 2012 年	假设处理时间为 2014 年
$Treat_{it}$	1.284(0.808)	-0.308(0.358)
样本量	2582	4338
R ²	0.093	0.021
聚类数量	122	123

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制。

表 9 长期护理保险政策效应的异质性分析结果

被解释变量	照料时间对数
考虑个体健康水平的异质性	
自理能力水平得分 <63	-0.516**(0.235)
自理能力水平得分 ≥63	-0.176(0.231)
考虑国家试点和地区试点的异质性	
国家试点	-0.414*(0.217)
地区试点	-0.346*(0.198)
考虑城乡的异质性	
城镇	-0.451**(0.193)
农村	-0.241(0.219)
考虑地区医疗水平的异质性	
千人医院床位数 <4	-0.587*** (0.119)
千人医院床位数 ≥4	-0.342(0.230)

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制;限于篇幅,此处仅展示 $Treat_{it}$ 的系数结果。

服务的可及性,而重度失能老人更有可能选择专业化的护理服务,从而有效替代家庭照料。其次,本文的基准回归结果是包括国家试点和地区自主试点的整体政策效应,相对于国家试点,地区试点在制度设计和实施方面的自主性更强,也更有可能受到不可观测因素的影响,需要考虑两类试点政策效应的差异^①。分组回归结果显示,国家试点地区和自主试点地区均有显著的政策效应,国家试点地区的政策效应略强于自主试点地区,表明试点制度不一给制度的实施效果带来差异,地区自主试点的政策效应相对较弱;随着长护险试点的推进,应提高制度统筹层次并加强对地区试点的监管。再次,从

2. 虚构处理时间

由于本文处理组的处理时间不同,无法虚构一个统一的处理时间。本文将青岛市的样本剔除,剩余样本的真实处理时间基本都在 2016 年及以后,假设剩余所有试点地区的处理时间分别为 2012、2014 年,处理时间假设为 2012 年时,用 2011 和 2013 年 CHARLS 数据做 DID 分析;处理时间假设为 2014 年时,用 2011、2013 和 2015 年 CHARLS 数据做 DID 分析,结果如表 8 所示。可以发现,虚构处理时间为 2012 和 2014 年的 DID 结果在 10%的水平上均不显著。

(五) 异质性分析

由于不同失能程度的老年人对护理服务的利用可能存在差异,本文首先对不同失能程度的老年人分组进行 DID 回归。从表 9 的回归结果可以看出,长护险对缓解重度失能老人的家庭照料压力更显著,实施长护险提高了社会化照护

① 国家试点包括 2016 年人社部办公厅发文中确立的 15 个地区,自主试点包括除上述国家试点以外的徐州、嘉兴、临汾、吉林、济南、临沂、聊城、滨州 8 个地区。

城乡差异看,长护险的政策效应在城镇样本中更显著,表明农村地区长护险的政策效果弱于城镇地区,这可能是因为目前试点地区多仅覆盖城镇职工或城镇居民,农村地区覆盖相对滞后;此外,农村地区不论是护理服务的可及性还是服务质量方面都要弱于城镇,因此,农村地区的政策效应相对较弱符合制度的实践逻辑。不过考虑到,农村养老面临更大困境,长护险制度应向农村地区扩面,并提高农村地区护理服务的可及性和服务质量。此外,从医疗资源水平看,长护险的政策效应在医疗资源相对欠发达的地区样本中更显著,这可能是因为医疗资源相对欠发达的地区意味着失能老人需要更多依赖家庭照料或专业化的护理服务,家庭照料的服务压力更大,也更有可能会选择专业化的护理服务。因此,各地在推行长护险的同时,也要促进专业化护理服务资源的充分供给。

五、进一步讨论

(一) 对子代支持的探讨

从家庭照料提供者的角度考虑,长护险在减轻家庭照料压力的同时,也可能会减少家庭成员提供的情感支持,从而带来负面影响。本文用过去一个月非同住子女看望自己的频率和非同住子女与自己联系(通过电话、短信、微信等)的频率作为因变量^①进行DID回归,控制变量同基准回归,结果如表10所示,长护险的实施使子女看望和联系父母的频率均显著下降,表明长护险对家庭照料的影响存在溢出效应,挤出了中老年家庭中子代和父母的情感联络。进一步从子代经济支持的变化看,本文基准回归发现,长护险的实施并没有显著挤入来自家庭的转移支付;分成员看,来自子女的转移支付也未出现显著上升或下降,表明长护险在降低家庭照料时间的同时并没有伴随着子女经济支持行为的显著变化,但子女对父母提供的陪伴与情感联络一定程度上有所减少。从这一角度来看,长护险应在减轻家庭成员照料负担的基础上对家庭进行支持,维护家庭功能,尤其是子女通

过与父母的情感联络实现对父母的精神慰藉;为此,部分试点地区的长护险制度规定对由亲属提供的自主护理给予现金补助。

表 10 长期护理保险对子代情感联络和经济支持的影响

被解释变量	过去一个月非同住子女 来看望自己的频率	过去一个月非同住子女 与自己联系的频率	过去一年非同住子女 转移支付金额对数
$Treat_{it}$	-0.492** (0.240)	-1.486** (0.725)	0.159 (0.407)
样本量	47562	43596	47660
R ²	0.153	0.326	0.293
聚类数量	124	124	124

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制。

① 两个变量通过对频率赋值表示频率的高低,从“几乎从来没有”到“差不多每天”分为 9 个等级,分别赋值 1~9,计算所有子女的总分值,分值越高表示看望或联系的频率越高。

(二) 对健康效应的探讨

从老年人健康的角度考虑,如果长护险对家庭照料的挤出导致老年人健康水平的下降,则这一结果并非理想的政策目的。本文用慢性病数量、生活自理能力水平、心理健康水平、自评健康作为因变量,其他控制变量同基准模型,进行 DID 回归,结果如表 11 所示。 $Treat_{it}$ 的系数在 10% 的水平上均不显著,表明长护险的实施并没有使试点地区中老年人的健康水平显著下降,长护险对家庭照料的挤出并没有以损害中老年人的健康为代价。此外,有研究也发现实施长护险能够提高专业化护理服务的利用,进而降低失能老人的死亡率(谢宇菲、封进,2022)。

(三) 对医疗服务利用的探讨

从长护险制度设计看,长护险的实施旨在促进老年人享受专业化的护理服务,避免老年人在失能护理方面对医疗资源的过度挤占。因此,在中老年人健康水平没有显著下降的同时,其医疗服务利用应该有所下降。本文用医疗费用的费用表示医疗服务的利用,将中老年人过去一个月门诊费用的自付部分(取对数)、过去一年住院费用的自付部分(取对数)分别作为因变量进行 DID 回归,以排除同期的医疗保险政策对医疗费用产生的影响。结果如表 12 所示,长护险的实施显著降低了试点地区中老年人的年住院费用,进一步印证了前述健康效应,长护险不仅没有损害中老年人的健康,反而使其医疗服务利用有所减少,一定程度上改善了其健康,这一结论支持了长护险的实施遵循“价值医疗”的观点(马超等,2019;Feng 等,2020;Lu 等,2020),居家护理补贴替代了中老年人医疗资源使用(王贞、封进,2021)。

表 11 长期护理保险对中老年人健康的影响

被解释变量	慢性病数量	生活自理能力水平	心理健康水平	自评健康
$Treat_{it}$	-0.007(0.070)	0.677(0.449)	-0.127(0.879)	0.048(0.043)
样本量	60260	66326	60246	63092
R ²	0.269	0.036	0.064	0.003
聚类数量	124	124	124	124

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制。

表 12 长期护理保险对中老年人医疗服务利用的影响

被解释变量	过去一个月自付部分门诊费用对数	过去一年自付部分住院费用对数
$Treat_{it}$	0.012(0.450)	-3.313*(1.902)
样本量	5208	2096
R ²	0.084	0.079
聚类数量	124	124

注:括号内为聚类至城市层面的标准误;*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;个体特征变量、城市层面变量、年份和个体固定效应均已控制。

六、结论与启示

本文运用 2011、2013、2015、2018 年四期中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据, 并与《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》有关城市和省份层面的数据进行匹配, 形成四期面板数据, 评估了长期护理保险对老年家庭照料的影响。主要得出以下结论: (1) 长期护理保险显著挤出了家庭成员提供的老年照料时间, 使试点地区失能老人家庭提供的日均照料时间下降 44.8%, 显著缓解了家庭照料服务的压力。 (2) 从动态效应看, 长护险的政策效应表现出一定程度的滞后性, 且随时间呈增强趋势。 (3) 长护险对缓解重度失能老人的效应更显著, 城镇地区的政策效应强于农村地区。 (4) 长护险对家庭照料时间的挤出并没有伴随着家庭转移支付的显著下降, 但减少了子女提供的陪伴和情感联络。 (5) 长护险对家庭照料时间的挤出并没有以损害中老年人的健康为代价, 且降低了其医疗服务利用, 一定程度上改善了中老年人的健康。

在中国老龄化程度日益加重, 生育率持续低迷的背景下, 家庭小型化使“一老一小”两个群体的照料成为家庭沉重的负担。本文研究结果表明, 长护险的实施能够在长期内显著缓解老年家庭照料服务的压力。虽然长期护理保险是一种经济补偿机制, 但从中国社会现实来看, 在护理服务市场并不发达的情况下, 多数失能老人家庭往往面临有养老金也买不到优质护理服务的困境; 与经济负担相比, 家庭照料的功能弱化、照料时间成本高昂是目前中国家庭面临的更加普遍的问题 (黄健元、常亚轻, 2020)。长期护理保险实施的意义不仅在于减轻家庭照料的经济成本, 更重要的是提高老年人专业化护理服务的可及性, 释放老年家庭照料压力, 为家庭提供社会服务是少子高龄化背景下社会保障制度改革的重点内容。

从节约家庭照料时间成本的角度考虑, 长护险的实施能够提高家庭成员的劳动参与率 (Fu 等, 2017), 而本文结果表明长护险实施使失能老人家庭提供的日均照料时间减少约 4 小时, 这一时间投入到劳动生产所带来的经济效益远大于长护险的实施成本。除成本一效益改进外, 实施长护险对家庭照料的挤出没有损害中老年人的健康, 且促进了专业化护理服务的利用, 减少了医疗服务利用, 有助于提高老年生活质量。但长护险的实施利弊共存, 本文揭示了长护险在缓解家庭照料压力的同时带来的负面影响, 长护险的实施挤出了家庭照料时间, 同时也使子女与父母的陪伴和情感联络减少, 这并非理想的政策目标。长护险挤出了家庭照料, 但并不完全替代家庭, 家庭养老偏好作为中华民族的传统文化基因, 需要融入现代化的社会保障制度中, 长护险的制度设计也要注重对家庭功能的支持。

本文研究结论具有以下 5 个方面的政策启示: (1) 从政策设计考虑, 长期护理保险制度应重视对家庭照料服务压力的缓解, 为家庭成员提供“喘息服务”, 解决家庭照料难

题。但从中国家庭养老的优良传统考虑,长护险制度应对家庭照料功能予以支持,在不损害老年人健康的基础上,通过提供家庭护理津贴、照护服务培训等形式强化家庭照料功能,促进子女对父母的陪伴和情感联络。(2)从政策实施的长期效果考虑,长护险是中国少子高龄化、老年照料需求不断攀升背景下的必要举措,而长护险政策效应表现出一定滞后性,因此,积极应对人口老龄化需要从长期考虑,尽早完善制度举措,在总结现行试点地区成功经验的基础上,向农村地区和老龄化程度较高地区拓展覆盖。目前,农村地区长护险相对滞后,且护理服务的可及性和质量远落后于城镇;随着长护险制度不断扩面,未来要注重促进农村地区失能老人专业化护理服务的利用,有效缓解农村家庭照料服务的压力。(3)在中央顶层设计暂未出台的情况下,各试点制度不一给制度实施的效果带来不确定性,加大了制度统一的困难;随着长护险试点的推进,要完善制度顶层设计,并加强对试点地区的监管。(4)各地在推行长护险的同时,也要加强高质量专业化护理服务资源的供给,优化护理资源配置。(5)面对中国生育率持续低迷的问题,长护险与老年家庭照料的关系也对中国提高生育率提供了政策启示,促进儿童福利的发展,提供普惠性托幼服务是缓解家庭儿童照料压力的可行之策。解决好“一老一小”两个群体的照料问题是中国中长期,尤其是“十四五”期间的关键举措。

参考文献:

1. 蔡伟贤等(2021):《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》,《经济学动态》,第10期。
2. 曹信邦(2018):《中国长期护理保险制度构建的理论逻辑和现实路径》,《社会保障评论》,第4期。
3. 陈璐、范红丽(2016):《家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗?——基于两阶段残差介入法的实证分析》,《人口研究》,第3期。
4. 陈璐等(2016):《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》,《经济研究》,第3期。
5. 程令国等(2013):《“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗?》,《经济研究》,第8期。
6. 胡宏伟、李延宇(2021):《中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究》,《中国人口科学》,第3期。
7. 黄健元、常亚轻(2020):《家庭养老功能弱化了吗?——基于经济与服务的双重考察》,《社会保障评论》,第2期。
8. 纪竞垚(2020):《中国居家老年人家庭-社会照料模型》,《人口研究》,第3期。
9. 廖少宏、王广州(2021):《中国老年人口失能状况与变动趋势》,《中国人口科学》,第1期。
10. 刘柏惠(2014):《我国家庭中子女照料老人的机会成本——基于家庭动态调查数据的分析》,《人口学刊》,第5期。
11. 刘二鹏、张奇林(2018):《失能老人子女照料的变动趋势与照料效果分析》,《经济学动态》,第6期。
12. 吕宣如、章晓懿(2022):《多重逻辑视角下政府购买居家养老服务政策扩散研究——基于中国省份数据的事件史分析》,《东北大学学报(社会科学版)》,第4期。
13. 马超等(2019):《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》,《中国工业经济》,第12期。

14. 舒展、韩昱(2022):《长期护理保险对失能老人家庭代际支持的影响研究》,《人口与发展》,第4期。
15. 王贞、封进(2021):《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》,《经济学(季刊)》,第2期。
16. 吴光芸等(2022):《政策创新扩散视阈下长期护理保险制度的时空演进》,《江西社会科学》,第4期。
17. 谢宇菲、封进(2022):《长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?》,《保险研究》,第10期。
18. 张川川、陈斌开(2014):《“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据》,《经济研究》,第11期。
19. 朱铭来、何敏(2021):《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》,《保险研究》,第12期。
20. 宗庆庆等(2020):《老年健康与照料需求:理论和来自随机实验的证据》,《经济研究》,第2期。
21. Arai Y., Zarit S.H.(2011), Exploring Strategies to Alleviate Caregiver Burden: Effects of the National Long-Term Care Insurance Scheme in Japan. *Psychogeriatrics*. 11(3): 183-189.
22. Arntz M., Thomsen S.L.(2011), Crowding out Informal Care? Evidence from a Field Experiment in Germany. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 73(3): 398-427.
23. Brandt M.(2013), Intergenerational Help and Public Assistance in Europe: A Case of Specialization?. *European Societies*. 15(1): 26-56.
24. Chen H., Ning J.(2022), Public Long-Term Care Insurance Scheme and Informal Care Use among Community-Dwelling Older Adults in China. *Health & Social Care in the Community*. 30(6): E6386-E6395.
25. Feng J., Wang Z., Yu Y.(2020), Does Long-Term Care Insurance Reduce Hospital Utilization and Medical Expenditures? Evidence from China. *Social Science & Medicine*. 258.
26. Fu R., Noguchi H., Kawamura A., et al.(2017), Spillover Effect of Japanese Long-Term Care Insurance as an Employment Promotion Policy for Family Caregivers. *Journal of Health Economics*. 56: 103-112.
27. Goodman-Bacon A.(2021), Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*. 225(2): 254-277.
28. Kumamoto K., Arai Y., Zarit S.H.(2006), Use of Home Care Services Effectively Reduces Feelings of Burden among Family Caregivers of Disabled Elderly in Japan: Preliminary Results. *International Journal of Geriatric Psychiatry*. 21(2): 163-170.
29. Kunemund H., Rein M.(1999), There Is More to Receiving Than Needing: Theoretical Arguments and Empirical Explorations of Crowding in and Crowding out. *Ageing and Society*. 19: 93-121.
30. Lei X., Bai C., Hong J., et al.(2022), Long-Term Care Insurance and the Well-Being of Older Adults and Their Families: Evidence from China. *Social Science & Medicine*. 296.
31. Lu B., Mi H., Yan G., et al.(2020), Substitutional Effect of Long-Term Care to Hospital Inpatient Care?. *China Economic Review*. 62.
32. Schaffer S.K.(2015), The Effect of Free Personal Care for the Elderly on Informal Caregiving. *Health Economics*. 24: 104-117.
33. Schmitz H., Westphal M.(2015), Short- and Medium-Term Effects of Informal Care Provision on Female Caregivers' Health. *Journal of Health Economics*. 42: 174-185.

34. Stabile M., Laporte A., Coyte P.C. (2006), Household Responses to Public Home Care Programs. *Journal of Health Economics*. 25(4):674-701.
35. Sun L.Y., Abraham S. (2021), Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects. *Journal of Econometrics*. 225(2):175-199.

The Effect of the Long-Term Care Insurance on Family Care for the Elderly

Zhu Zhenyu

Abstract: How to relieve the pressure of family care and solve the manpower shortage of elderly care? This has been a big challenge in China's national strategy to actively cope with population aging. Using the panel data of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) from 2011 to 2018 and the regional data from statistical yearbooks, this study examines the impact of the long-term care insurance on family care for the elderly with the time-varying difference-in-differences method. The results show that, firstly, the long-term care insurance reduces the average daily family caring time for the disabled elderly by 44.8% in pilot areas, which significantly relieves the pressure of family care for the elderly. Secondly, the effect of the long-term care insurance has a time lag, and it reinforces over time. Thirdly, the long-term care insurance plays a more significant role in relieving the pressure of family care for the severely disabled elderly, and the effect is stronger in urban areas than their rural counterparts. Fourthly, the long-term care insurance does not reduce family transfer payments, although it reduces the companionship and emotional contacts provided by children. Finally, the crowding-out effect of the long-term care insurance on family care time does not harm the health of the middle-aged and elderly people. To the contrary, it reduces the use of medical care services, and improves the health of the middle-aged and elderly people. The conclusive remark is made on the importance of paying attention to family care functions and the accompanying and emotional contacts between children and their elderly parents. And it is also important to promote the rural disabled elderly in using professional care services so as to relieve their family pressure in care providing.

Keywords: Long-Term Care Insurance; Pressure of Family Care Service; Crowding-out Effect; Dynamic Effect

(责任编辑:李玉柱)