

长期护理保险与养老服务供给*

——基于新增市场主体视角的检验

陈璐 王璐

摘要:本文利用国家企业信用信息公示系统(NECIPS)2010—2020年发布的22469家养老护理服务机构数据,在双固定效应模型的框架下,采用交叠DID系统评估了中国长期护理保险制度试点对养老服务供给的影响。研究发现:长期护理保险显著扩大了养老服务供给,相比于非试点城市,增加了试点城市年度新增养老护理服务机构数量约13个,其中对机构所在地为城市地区以及对于“集中入住式”养老护理服务机构数量的促进作用更大;以“失能老人”和“养老服务”的百度指数作为中介变量进行机制分析发现,长期护理保险通过激发社会化养老护理服务需求,推动了养老服务供给的提升;通过企业生存分析方法,研究发现长期护理保险有效降低了养老护理服务机构的退出风险。本文研究为发挥长期护理保险制度优势,挖掘养老护理服务资源,推动养老产业发展,实现“老有所护”“老有所养”提供决策参考。

关键词:长期护理保险 养老服务供给 养老护理服务机构 交叠DID

一、引言

2024年1月17日,国家统计局发布的2023年中国经济运行情况数据显示,截至2023年末,中国60岁及以上老年人口达29697万人,占全国人口比重的21.1%,其中65岁及以上人口21676万人,占全国人口比重的15.4%。在老年人口总量和比重上升的同时,“长期带病生存”成为了我国“长寿时代”的健康挑战。中国老龄科学研究中心发布的《中国老龄产业发展报告(2021—2022)》数据显示,截至2022年末,我国60岁及以上人口中失能、半失能人口约有4400万人,这相当于每6位老年人中就有1位是失能老人。失能老人规模的增加客观上带来了更高的养老护理服务需求,而随着家庭规模逐渐小型化、家庭内部结构出现“少子老龄化”,导致家庭代际经济支持和照护支持减少,弱化了中国传统的家庭养老功能(辜胜阻等,2017)。此外,由于工业化和城市化发展,中国人口居住地发生剧烈空间移位,造成部分子女和父母的居住地形成空间断裂,产生大量缺乏家庭照料的空巢老人(贾玉娇、范家绪,2022)。2015年第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查数据显示,中国空巢老人已突破1亿人。

人口老龄化是关系经济社会长远发展的战略问题。近年来,党和政府高度重视应对人口老龄化工作。2020年10月,十九届五中全会提出“实施积极应对人口老龄化国家战略”,首次将积极应对人口老龄化上升到国家战略高度。2021年11月,中共中央国务院发布《关于加强新时代老龄工作的意见》(国务院公报2021年第34号),开篇就提出有效应对人口老龄化“事关亿万百姓福祉,事关国家发

* 陈璐、王璐,南开大学金融学院,邮政编码:300350,电子邮箱:chenlu@nankai.edu.cn, wanglu_beixianer@126.com。基金项目:国家社会科学基金项目“基于经济价值评估视角的家庭老年照料支持政策研究”(21BRK003)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

展全局,事关社会和谐稳定,对于全面建设社会主义现代化国家具有重要意义”,同时提出通过健全养老服务体系、完善老年人健康支撑体系等一系列举措来推动养老事业高质量发展,走出一条中国特色积极应对人口老龄化道路。2022年10月,党的二十大报告中再次提出“实施积极应对人口老龄化国家战略”,明确“发展养老事业和养老产业,优化孤寡老人服务”,从而“实现全体老年人享有基本养老服务”。2023年5月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于推进基本养老服务体系建设意见》(国务院公报2023年第16号),更是明确提出“十四五”时期重点聚焦老年人面临家庭和个人难以应对的失能、残疾、无人照顾等困难时的基本养老服务需求,将“提高基本养老服务供给能力”“提升基本养老服务便利化可及化水平”作为落实基本养老服务体系建设的工作重点。

扩大养老服务供给是健全基本养老服务体系,发展养老事业和养老产业,有效满足老年人多层次、多样化的养老服务需求,应对人口老龄化的关键举措之一。早在2013年,中共中央国务院印发的《关于加快发展养老服务业的若干意见》(国发〔2013〕35号)中就提出,通过支持社会力量举办养老机构、办好公办保障性养老机构、开展公办养老机构改制试点的方式大力加强养老机构建设,满足老年人持续增长的养老服务需求。随后又相继出台了《关于鼓励民间资本参与养老服务业发展的实施意见》(民发〔2015〕33号)、《关于推进养老服务发展的意见》(国办发〔2019〕5号)、《民政部关于进一步扩大养老服务供给 促进养老服务消费的实施意见》(民发〔2019〕88号)等政策,推动养老服务供给结构不断优化,增强养老服务市场有效供给。2024年1月国务院办公厅印发《关于发展银发经济增进老年人福祉的意见》(国办发〔2024〕1号)聚焦扩大养老产品供给,提升养老质量水平,提出包括培育银发经济经营主体、推进产业集群发展、提升行业组织效能、推动品牌化发展、开展高标准领航行动、拓宽消费供给渠道的六个方面的举措。《中华人民共和国2022年国民经济和社会发展统计公报》数据显示,截至2022年末,全国养老机构4.0万个,养老服务床位822.3万张,社区服务中心2.9万个,社区服务站50.9万个。

研究表明,长期护理保险制度以年老、疾病、伤残等原因导致丧失生活自理能力的人员为保障对象,向其提供基本生活照料及与基本生活密切相关的医疗护理服务或资金保障,制度的推行能够有效改善失能人群的健康水平和生活质量(Imai et al., 2008; Lei et al., 2022),减轻家庭照料者的照护负担(朱铭来、何敏, 2021),降低医疗、护理服务支出(Sungje et al., 2021; 王贞、封进, 2021),转变失能人群的护理模式(蔡伟贤等, 2021)。2016年全国15个城市正式启动了长期护理保险制度试点。作为应对人口老龄化的重要制度安排,长期护理保险制度被定位为中国社会保险制度的“第六险”。国家医保局公布数据显示,截至2023年6月,长期护理保险制度累计参保人数超1.76亿人,累计享受待遇人数达225万人,年人均减负约1.4万元。

长期护理保险发挥保障作用的主要方式之一是为使用居家上门服务或机构养老服务的失能人群提供待遇给付,这也为长期护理保险与养老服务供给之间建立了联系。一方面,长期护理保险提供的待遇给付能够降低社会护理模式的使用成本,促进正式护理的使用,满足失能老人对社会化养老护理服务的现实需求。同时,长期护理保险制度试点也会引起民众对失能老人及其养老服务方式的关注,一定程度上激发社会化养老护理服务的潜在需求。现实需求的满足和潜在需求的激发都会促进资金、人才、技术等资源向养老服务业聚集,提升养老服务供给能力。另一方面,在长期护理保险制度试点进程中,政府的主导和监管有利于引导社会资金进入养老护理服务行业,有利于加强对定点护理机构准入、管理和服务质量评估,有利于规范养老服务业发展,促进养老服务体系完善和发展。基于以上分析,本文通过收集国家企业信用信息公示系统(National Enterprise Credit Information Publicity System, NECIPS)2010—2020年发布的22469家养老护理服务机构的数据,以“年度新增养老护理服务机构数量”代表养老服务供给,在双固定效应模型的框架下,采用交叠双重差分法(Staggered DID),实证检验中国长期护理保险制度试点对养老服务供给的影响。

二、制度背景与文献综述

(一) 制度背景

青岛市是我国首个长期护理保险制度试点城市,2012年青岛市医保局发布了《关于建立长期医疗护理保险制度的意见(试行)的通知》(青政办字[2012]91号),开创中国长期护理保险制度试点的先河。随后,东营、潍坊、聊城等城市也于2014—2016年相继试点长期护理保险。2016年6月,人力资源和社会保障部颁布《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》(人社厅发[2016]80号),选取包括青岛市在内的全国15个城市作为首批试点城市,吉林和山东作为试点的重点联系省份,正式在全国范围内启动长期护理保险制度试点工作。在经历了四年的试点探索后,2020年9月,国家医保局会同财政部发布《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》(医保发[2020]37号),新增14个国家长期护理保险试点城市,并对互助共济、责任共担的多渠道筹资机制进行了进一步的细化说明。为了使各试点城市享受长期护理保险制度待遇的人群具有统一、明确的准入标准,国家医保局办公室、民政部办公厅于2021年8月发布了《长期护理失能等级评估标准(试行)》(医保办发[2021]37号),将其作为评估失能人员失能状况的关键工具,失能等级评估标准的出台标志着我国长期护理保险制度建设迈出了关键一步。

通过检索各城市政府网站、人力资源和社会保障局网站以及医疗保障局门户网站,本文共整理出截至2020年末,全国试点长期护理保险制度的城市共66个,其中35个第一批国家试点城市、9个第二批国家试点城市,以及22个地方自行试点城市。试点开始年份和城市名称见图1。

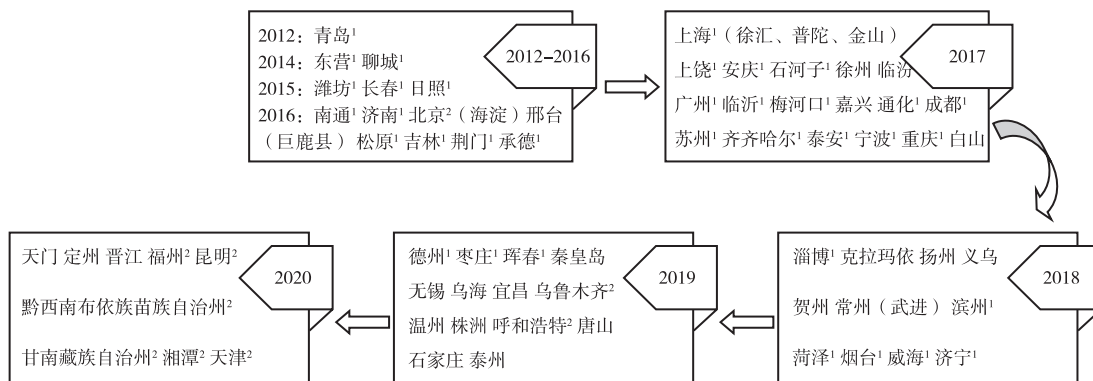


图1 长期护理保险制度试点历程

注:上角标1表示第一批国家试点城市,上角标2表示第二批国家试点城市,未标明上角标表示自行试点城市;开始试点时间以该城市或该城市辖区(县)首次发布的试点文件为准。

(二) 文献综述

既往文献中针对长期护理保险制度实施效果的研究主要涉及三个方面:一是对个体生活质量、健康状况、医疗负担等方面的福利效应;二是对非正式护理和医疗资源的替代或互补效应;三是对养老服务供给数量的提升作用和服务质量的改善效应。

从个体福利的角度,多数研究关注长期护理保险制度对失能老年人福利的改善作用。在健康方面,Imai et al.(2008)利用日本九州地区长期护理保险(介护保险)制度的调查数据,使用健康指数量表(ED-5Q),研究发现长期护理保险提供的日常家庭护理服务能够显著提升服务使用者与健康相关的生活质量。Lei et al.(2022)利用2015—2017年中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)数据,研究发现长期护理保险试点制度减少了老年人未满足的照护需求,改善了自评健康。Fan et al.(2023)利用CLHLS数据进一步发现长期护理保险制度通过提高失能老人的护理需求满足度和自评健康水平,提升了其主观幸福感。在经济方面,Sungje et al.(2021)使用韩国国民健康保险局的老年人数据库,

研究发现在老年痴呆患者中,长期护理保险参保者相较于非参保者医疗总支出显著减少22%。Costa-Font & Vilaplana-Prieto(2017)利用2004年、2006年、2011年和2013年欧洲健康、老龄和退休调查(The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, SHARE)中的西班牙数据,研究发现长期护理保险制度提供的现金补贴显著减少了75岁以上老年人的预防性养老储蓄。此外,也有研究从失能老人家庭的视角发现长期护理保险制度缓解了长期护理费用支出对家庭非医疗消费的抑制作用(Iwamoto et al., 2010)。

从护理方式和医疗资源的角度,部分研究发现长期护理保险降低了失能老人对家庭照料等非正式护理的依赖程度,提高了正式护理的使用率。朱铭来和何敏(2021)利用中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)2011—2018年数据,研究发现长期护理保险制度降低了老年人的月均家庭照护时间。蔡伟贤等(2021)同样使用CHARLS2011—2018年数据,研究发现参保长期护理保险使失能家庭选择社会照护的概率提高了23.3%,选择家庭照护的比例降低了20.5%,但二者尚未形成完全替代关系。除此之外,不同护理方式使用率的差异还受到失能程度、制度补贴形式的影响。Kim & Lim(2015)采用韩国长期护理保险和国家健康保险的数据,研究发现对于失能程度较低的个体,长期护理保险制度提供的居家护理补贴能够提高居家护理服务的使用率,但对于失能程度较高的个体,机构护理的补贴不仅会相应提高机构护理的使用率,还会形成机构护理对居家护理的替代。还有部分研究发现长期护理保险对医疗服务利用产生影响。马超等(2019)利用CHARLS2011—2015年数据,研究发现长期护理保险降低了中老年居民月均门诊费用、月均门诊次数、年均住院费用和年均住院次数,有效节约了医保基金支出。王贞和封进(2021)采用2013—2017年上海市基本医疗保险参保人员医疗服务利用调查数据,研究发现居家护理补贴会替代医疗资源使用,减少医疗支出,而机构护理补贴对医疗费用影响较小。也有研究从政府公共长期护理支出的角度,研究发现地方政府该类支出的减少使得65岁及以上老年人急诊就诊次数、就诊概率和急诊费用支出均显著增加,并导致急诊病人在7天内再次就诊和住院的比例增加(Crawford et al., 2021)。

从养老服务供给的角度,现有文献主要涉及两个方面:一是使用宏观数据,分析长期护理保险制度对养老服务供给数量的影响。Feng et al.(2020)利用民政部公布的数据,通过梳理中国长期护理保险制度试点的发展,对比2008—2018年中国护理机构数量和床位数变化,得出政府通过税收减免和财政补贴等激励措施使长期护理机构和床位大幅度增加,但由于护理设施不足、护理质量较低等原因,私营护理机构的床位使用率偏低。二是基于长期护理保险制度差异或护理机构所有制差异,检验长期护理保险制度对护理服务供给数量和质量的影响。Kim et al.(2022)比较了日本和韩国在长期护理保险制度建立后,护理机构的主体和经营绩效的差异,研究发现日本长期护理以居家护理服务为主导,韩国则是机构护理占主导。在护理机构供给数量和服务质量上,虽然两个国家的每千人床位数指标相近,但韩国护理机构的护理质量更高。Yoshioka et al.(2010)利用日本长期护理保险(介护保险)的索赔数据,研究发现公立护理机构的护理服务质量优于私营护理机构,但公立护理机构的长期护理服务利用率较低,原因是居住在公立护理机构的老年人相对年轻,长期护理服务需求较低。

通过文献梳理可以发现,长期护理保险改善了失能参保人的健康水平和生活质量,降低了与失能相关的医疗和护理服务支出,减轻了家庭成员的照料负担,带动了非正式护理向正式护理转移,但不同护理方式的使用率会因政策规定或个人选择的补贴方式而存在差异。在现有文献的基础上,本文的边际贡献在于:第一,基于养老服务业新增市场主体的视角,聚焦长期护理保险对养老服务供给的影响,拓宽了长期护理保险制度实施效果的研究链条;第二,以民众关注度为渠道,检验了社会化养老护理服务需求在长期护理保险影响养老服务供给中发挥的作用机制,为促进养老护理服务机构建设和发展提供新思路;第三,拓展研究长期护理保险对养老护理服务机构存续的作用,为发展养老服务业所面临的机遇和挑战提供了实证证据。

三、研究设计

(一)模型设定

考虑到长期护理保险制度试点的推进具有渐进性,试点城市在不同的时间点开始制度的实施,因此,本文在双向固定效应模型的框架下,采用交叠双重差分法(Staggered DID)识别长期护理保险对养老服务供给的影响。模型设定如下:

$$New_num_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LTCI_{it} + X_{it}'\lambda + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下角标 t 代表年份, i 代表城市。 New_num_{it} 为年度新增养老护理服务机构数量,表示第 t 年城市 i 新成立的、从事养老、护理服务的机构(以下简称“养老护理服务机构”)的年度数量加总,本文以此代表养老服务供给。 $LTCI_{it}$ 为长期护理保险变量,若试点城市 i 在第 t 年开始试点长期护理保险制度,则第 t 年及以后的年份设定为 1,否则为 0。估计系数 α_1 的显著性和系数大小是本文所关注的长期护理保险对养老服务供给的影响。 X_{it} 为一系列控制变量,包括地区生产总值、第三产业增加值占地区生产总值比重、城市年末户籍人口数、地方财政预算内支出、医院和卫生院数量等。 η_i 和 μ_t 分别为城市层面的个体固定效应和年份层面的时间固定效应,分别控制不随时间变化的城市特征和随时间变化的不可观测因素。 α_0 为常数项, ε_{it} 为随机误差项。

(二)变量选取与数据说明

1. 被解释变量:年度新增养老护理服务机构数量。该变量来源于国家企业信用信息公示系统(National Enterprise Credit Information Publicity System, NECIPS)。该系统记录了全国 31 个省(市、自治区)的企业信息,包括企业名称、企业类型、统一社会信用代码、成立日期、注册资本以及经营范围等方面的基本信息,针对已吊销或已注销的企业还提供了注销日期、注销原因等方面的企业经营异常信息。由于本文研究对象为养老护理服务机构,因此,纳入筛选的机构包括以下两类:(1)从事居家养老服务、机构养老服务、社区养老服务的相关公司或机构,包括养老服务公司、养老中心、养老社区、日间照料中心、养老院以及敬老院等;(2)从事老年护理服务的相关公司或机构,包括护理站、护理院、疗养院、养护服务公司、养老康复公司以及为半自理、完全不能自理的老年人提供护理服务的老年中心、老年公寓、照护之家等。我们将筛选后的养老护理服务机构根据注册日期和所在城市进行年度加总后得到养老护理服务机构的年度新增数量,即本文的被解释变量。最终,筛选出注册日期在 2010—2020 年的 22469 家养老护理服务机构,进一步根据“所在城市—成立年份”进行加总,并与地级市层面控制变量匹配,在剔除缺失值后,共计保留 265 个地级市。

2. 核心解释变量:长期护理保险。该变量设定方式见模型(1)。针对实验组我们还进行了如下处理:(1)考虑到制度实施对养老服务供给产生影响需要一个过程,因此,本文仅将 2020 年 7 月及以前试点长期护理保险制度的城市纳入实验组,将 2020 年 7 月以后试点长期护理保险制度的城市归为控制组,包括晋江市(2020.8)、黔西南布依族苗族自治州(2020.11)、湘潭市(2020.12)、天津市(2020.12)、福州市(2020.12)和昆明市(2020.12)。(2)虽然部分试点城市首次试点的范围仅限定在市内的部分区(县),如北京市(海淀区)、上海市(徐汇区、普陀区和金山区),本文仍将这些城市整体设定为实验组。此外,本文删除了由于控制变量存在缺失值的 5 个试点城市,最终纳入实验组的试点城市为 55 个,包括 35 个国家级试点城市和 20 个自行试点城市,其余 210 个城市为控制组。

3. 控制变量。本文控制变量包括地级市层面控制变量,分别为地区生产总值、第三产业增加值占地区生产总值比重、城市年末户籍人口数、地方财政预算内支出、医院和卫生院数量、医院和卫生院的床位数,以上变量来自 2011—2021 年《中国城市统计年鉴》。此外,研究中还纳入了省级层面控制变量,包括各省 65 岁以上老年人口数占总人口比重和各省医保基金累计结余,分别来源于 2011—2021 年《中国人口和就业统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

(三)描述性统计

本文研究共选取 265 个地级市,设定为 11 期平衡面板数据。表 1 汇报了变量的描述性统计结果。从整体样本均值来看,平均年度养老护理服务机构新增约为 7.15 家,试点城市平均年度养老护理服务机构新增约 32.43 家,比非试点城市多 26.95 家。这一差异是否由长期护理保险制度试点带来,我们将在后文实证分析中做进一步验证。此外,与非试点城市相比,试点城市的国民生产总值、第三产业增加值占国民生产总值比重、城市年末户籍人口数、地方财政预算内支出、医院和卫生院数量、医院和卫生院床位数、65 岁以上老年人口比重以及基本医疗保险基金累计结余均更高。

表 1 主要变量描述性统计

变量	总样本		试点城市		非试点城市		差异
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
年度新增养老护理服务机构数量(个)	7.15	0.30	32.43	37.53	5.48	11.55	***
地区生产总值(万元)的对数	16.57	0.96	17.58	0.99	16.50	0.92	***
第三产业增加值占地区生产总值比重(%)	41.83	10.12	50.82	10.24	41.24	9.83	***
城市年末户籍人口数(万人)的对数	5.88	0.72	6.32	0.76	5.85	0.71	***
地方财政预算内支出(万元)的对数	14.86	0.79	15.73	0.90	14.80	0.75	***
医院和卫生院数量(个)的对数	4.89	0.80	5.04	0.78	4.88	0.80	***
医院和卫生院床位(张)数的对数	9.63	0.75	10.27	0.82	9.59	0.72	***
65 岁以上老年人口占比	0.10	0.02	0.14	0.02	0.10	0.02	***
医保基金累计结余(万元)的对数	5.98	0.93	6.95	0.61	5.92	0.92	***

注:***、**和*分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

四、实证分析

(一)基准回归

表 2 汇报了长期护理保险制度试点影响养老服务供给的估计结果。其中列(1)仅加入核心解释变量长期护理保险,列(2)和(3)在列(1)的基础上分别加入了控制变量和时间固定效应、城市固定效应。本文以列(3)作为基准模型估计结果。结果显示,长期护理保险变量在 1% 水平上显著为正,系数大小为 13.3049,说明相比于非试点城市,试点长期护理保险制度增加了试点城市年度新增养老护理服务机构数量约 13 家。这占样本期间试点城市平均年度养老护理服务机构新增数量 32.43 的 41.03%,表明在样本期间试点城市相较于非试点城市年度新增养老护理机构增加量的 49.37% 可以由试点长期护理保险制度来解释。

控制变量的估计结果表明,地区生产总值、第三产业增加值占地区生产总值比重、医院和卫生院数量的对数、65 岁以上老年人口占比均显著提升了养老服务供给。

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
长期护理保险	26.6550*** (4.3626)	14.3666*** (4.0943)	13.3049*** (4.2042)
地区生产总值的对数		2.1186* (1.1005)	11.1401** (4.7133)
第三产业增加值占地区生产总值比重		0.2722*** (0.0547)	0.2330* (0.1403)
城市年末户籍人口数的对数		1.3674 (0.9792)	-2.7481 (2.8761)
地方财政预算内支出的对数		3.9970*** (1.4299)	0.9271 (2.5915)

续表2

变量	(1)	(2)	(3)
医院和卫生院数量的对数		1.8119** (0.7505)	4.7108*** (1.0712)
医院和卫生院床位数的对数		-2.7910 (1.8503)	2.5440 (3.2605)
65岁以上老年人口占比		222.9283*** (25.0163)	326.9459*** (54.3580)
医保基金累计结余的对数		-0.0853 (0.7882)	0.2677 (4.9430)
常数项	5.5026*** (0.3877)	-112.5103*** (17.2927)	-269.0580*** (56.2092)
时间固定效应	未控制	未控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	控制
观测值	2915	2915	2915
Within R ²	0.1751	0.3753	0.1451

注:括号中为城市聚类标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下同。

(二)交叠DID估计的有效性分析

1. 双向固定效应模型中交叠DID的异质性处理效应问题。在双向固定效应模型的框架下进行交叠DID估计的一个重要前提是处理效应同质,即同一政策对不同处理组的影响以及处理组随时间推移产生的处理效应是相同的。当处理效应在组别和时间维度上存在异质性时,交叠DID可能存在估计偏误(De Chaisemartin & D’Haultfoeu, 2020; Goodman-Bacon, 2021; 刘冲等, 2022)。为检验前文基准回归结果是否受到异质性处理效应的影响,本文首先使用Goodman-Bacon分解法将长期护理保险估计量拆分成若干个 2×2 -DID组合,并计算不同组别对应的处理效应和权重。理论上,异质性处理效应造成估计偏误的主要来源是不同实验组处理效应的组内差异(Within)得到的DID估计量所占权重,若该权重很小,则证明使用双向固定效应模型进行交叠DID估计的结果是可信的(Goodman-Bacon, 2021; 张琛等, 2023)。研究结果显示,不同试点城市处理效应的组内差异占长期护理保险总效应的权重为7.34%,虽然这一比重较小,但不排除前文DID估计量会受到异质性处理效应的影响。为此,本文进一步参照De Chaisemartin & D’Haultfoeu(2020)的检验方法,通过计算系数估计值除以权重的标准差是否接近0,判断是否存在异质性处理效应。结果显示,本文交叠DID估计中有180个正向权重,无负权重,度量DID估计量在异质性处理效应下稳健性的指标远大于0,表明本文使用双向固定效应模型进行交叠DID估计并不存在严重的异质性处理效应问题,能够验证基准回归结果的稳健性。

2. 平行趋势检验和动态效应分析。平行趋势假设也是使用交叠DID进行估计的重要前提,其要求政策发生前实验组和对照组不存在明显差异。前文已经证实本文使用双向固定效应模型进行交叠DID估计并不存在严重的异质性处理效应问题,故本部分采用标准的事件研究法(event study)进行平行趋势检验,同时考察长期护理保险影响养老服务供给的动态效应。我们以试点城市实施长期护理保险制度的前1年作为基期,对比考察制度实施的前5年、实施当年和后4年的政策效果。图2刻画了95%置信区间下长期护理保险变量的估计系数,可以看出,在试点长期护理保险制度前,试点城市和非试点城市年度新增养老护理服务机构数量的时间变化趋势不存在明显差异,满足平行趋势假设。

动态效应检验结果显示,在试点长期护理保险制度的当年和后1年,长期护理保险对年度新增养老护理服务机构数量不存在显著的提升作用,从试点后的第2年开始,长期护理保险逐渐提高了试点城市年度新增养老护理服务机构数量,扩大了养老服务供给,并且这一作用随试点时间的延长而逐渐增加,说明长期护理保险对养老服务供给的提升作用具有持续性。

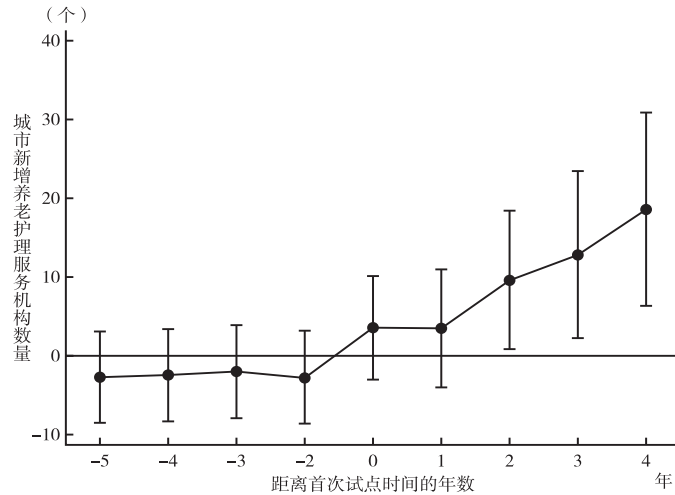


图2 平行趋势检验与动态效应分析

注:0表示制度实施当年,1表示制度实施后的第1年,-2表示制度实施的前2年,以此类推。

(三)排除性检验

模型(1)的估计策略还可能面临两方面的挑战:一是实验组不完全随机;二是除长期护理保险制度试点外,可能存在其他因素(如人口老龄化水平)和相关政策影响试点城市和非试点城市的养老服务供给。针对以上可能存在的问题,我们将从三方面进行排除性检验:

1. 剔除不完全随机的实验组。本文所使用的试点城市中包含了20个地区自行试点城市,自行试点的决策可能是当地政府结合地方经济水平、医保基金结余和地区老龄化水平等方面的考虑所做出的决定,导致本文选取的试点城市可能不完全随机。此外,虽然在2016年颁布《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》中将青岛市、长春市和上海市列为国家试点城市,山东省和吉林省列为政策试点的重点联系省份,但青岛市、长春市、东营市、聊城市、潍坊市和日照市在2016年以前就由地方政府牵头自主开展了长期护理保险试点工作。上海市则是在2013年于浦东、杨浦、闵行、徐汇、普陀和长宁6个区实施了高龄老人护理计划。综上所述,以上27个试点城市的选取可能不完全随机。为此,本文剔除上述试点城市重新进行回归,回归结果见表3第(1)列。结果显示,长期护理保险变量在1%水平上显著为正,说明实验组可能不完全随机,并未对前文结果造成影响。

2. 基于不同老龄化水平进行分组检验。人口老龄化会引起养老护理服务需求增加,从而对养老护理服务机构供给数量和供给结构产生影响(Hashimoto & Tabata, 2010; 汪伟等, 2015)。因此,为解决人民群众“急难愁盼”的问题,满足老年人形式多样的养老服务需求,在响应国家政策方针的同时,地方政府还会根据当地人口老龄化水平出台惠及老年群体的相关政策,如长期护理保险(青岛市、潍坊市等)、养老服务专项计划(北京市)、高龄老人护理计划(上海市)等,进一步提升养老护理服务供给能力。因此,地区老龄化水平是同时影响长期护理保险试点城市选取和城市养老服务供给的重要因素。为此,本文尝试采用分组检验的方法,将样本按照第七次人口普查数据中的城市65岁及以上老年人口比重平均划分为三个城市群组(分别为低老龄化组、中老龄化组和老龄化组),在老龄化水平相近的城市内分析长期护理保险对养老服务供给的影响。这一做法虽然未能消除人口老龄化对长期护理保险试点城市选取和城市养老服务供给的影响,但同组别城市的老龄化水平相近,增强了实验组和控制组之间的可比性,分组检验结果见表3列(2)(3)(4)。结果表明,无论在老龄化水平为何种程度的城市群组中,均能得出与老龄化水平相近的非试点城市相比,实施长期护理保险制度能够促进试点城市养老服务供给的结论。同时,还验证出在老龄化水平较高的城市中试点长期护理保险对养老服务供给的提升作用更大。

表3 剔除不完全随机实验组和基于不同老龄化水平进行分组检验

变量	剔除不完全随机的实验组	低老龄化组	中老龄化组	高老龄化组
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期护理保险	18.3532*** (6.2808)	4.0867*** (1.1496)	12.0027*** (2.2428)	16.6455*** (1.8395)
常数项	-258.6894*** (55.3370)	-256.4850*** (32.2061)	-404.2752*** (101.3470)	-176.0206*** (65.8503)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2618	979	968	968
Within R ²	0.1614	0.2276	0.1774	0.1291

3. 剔除影响养老服务供给的其他政策。本文还筛选了三项可能影响养老服务供给的相关政策。一是2014年8月,民政部办公厅、国家发展改革委办公厅发布了《关于开展养老服务业综合改革试点工作的通知》(民办发[2013]23号)(以下简称政策一),选取北京市西城区等42个地区为全国养老服务业综合改革试点地区,通过健全试点地区养老服务体系、引导社会力量参与养老服务、强化城市养老服务设施布局、创新养老服务供给方式、培育养老服务产业集群等做法促进试点地区率先建成功能完善、规模适度、覆盖城乡的养老服务体系,为全国养老服务业发展提供示范经验。二是民政部、财政部发布的《关于中央财政支持开展居家和社区养老服务改革试点工作的通知》(民函[2016]200号)(以下简称政策二),通过鼓励社会力量管理运营居家和社区养老服务设施、支持城乡敬老院、养老院等养老机构开展延伸服务等方式促进试点地区完善养老服务体系,引领带动全国居家和社区养老服务发展。该通知首次发布于2016年,并在2016—2020年分别发布了五批居家和社区养老服务改革试点地区名单,共涉及全国203个地区。三是原国家卫生计生委办公厅、民政部办公厅发布的《关于确定第一批国家级医养结合试点单位的通知》(国卫办家庭函[2016]644号)、《关于确定第二批国家级医养结合试点单位的通知》(国卫办家庭函[2016]1004号)(以下简称政策三),选取北京市东城区等90个市(区)作为国家级医养结合试点单位,进而扩大地区医养结合服务供给和提高医养结合服务能力。两个通知均发布于2016年,共涉及全国82个城市。以上三个政策可能对地区养老服务供给具有提升作用,干扰前文基准回归结果。为此,本文将政策相关试点城市与样本城市匹配,分别剔除了政策一中所涉及的25个全国养老服务业综合改革试点城市,政策二中所涉及的152个居家和社区养老服务改革试点城市,以及政策三中所涉及的70个医养结合试点城市重新进行回归,回归结果见表4。结果显示,长期护理保险变量均在1%水平上显著为正,说明排除了三项政策的干扰后,依然能够验证前文结果的稳健性。

表4 排除其他影响政策

变量	(1)	(2)	(3)
长期护理保险	11.5516*** (3.8741)	12.9527*** (4.9087)	7.3424*** (1.6046)
常数项	-256.6906*** (59.3658)	-246.4636*** (53.5544)	-193.0961*** (35.4207)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
观测值	2640	1243	2145
Within R ²	0.1510	0.1291	0.1103

(四)其他稳健性检验

除上述检验外,我们还进行了其他六个方面的稳健性检验:

第一,剔除年度新增养老护理服务机构数量较低的城市。考虑到可能由于数据收集、城市规模较小等原因导致部分城市在2010—2020年累计年度新增养老护理服务机构数量极少,为防止极端值对前文估计结果造成影响,我们剔除了11期累计年度新增养老护理服务机构数量小于10个的城市重新进行回归,回归结果见表5列(1)。

第二,剔除2020年7月1日以后试点长期护理保险制度的城市。基准回归中,我们将2020年7月1日及以前试点长期护理保险制度的城市设定为实验组,将未试点长期护理保险制度和2020年7月1日以后试点长期护理保险制度的6个城市设定为控制组。为避免这6个城市^①短期内实施长期护理保险制度可能对养老服务供给产生一定的影响,我们将其剔除重新进行回归,回归结果见表5列(2)。

第三,单独考察经营范围包括护理服务的企业。长期护理保险是以长期处于失能状态的人群为待遇享有群体,因此,我们保留了仅从事护理服务的机构(如为失能、半失能老人提供综合性养老护理服务机构、护理站等)重新进行回归,结果见表5列(3)。以上检验结果均显示,长期护理保险变量在1%水平上显著为正,验证了基准回归结果的稳健性。

第四,采用两阶段DID方法。尽管前文我们验证了基准回归结果并不受到异质性处理效应的严重影响,但仍存在长期护理保险制度的试点效果随时间变化的问题,可能导致使用交叠DID无法精准测度处理效应(周文义、陶一桃,2022)。为此,我们使用能够剔除组别效应和时间效应的两阶段DID方法重新进行回归,结果见表5列(4)。结果表明,在长期护理保险制度试点交错且可能存在异质性处理效应的前提下,长期护理保险变量仍在1%的水平上显著为正,系数大小与前文接近,再次证明了基准结果的稳健性。

表5 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
长期护理保险	13.5612*** (4.3401)	15.7899*** (4.1734)	7.3877*** (1.7211)	13.9872*** (4.2867)
常数项	-268.9078*** (61.8120)	-131.5237** (57.2393)	-134.9127*** (37.3471)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2607	2871	2915	2915
Within R ²	0.1371	0.1152	0.1247	

注:两阶段DID未汇报常数项和拟合优度。

第五,安慰剂检验。为验证本文基准回归结果并非由于特定试点城市产生或偶然产生,我们通过随机分配试点城市进行安慰剂测试。具体方法为从全样本中随机抽取与真实试点城市数量相同的虚拟试点城市,并为虚拟试点城市构建与真实试点城市试点时间相一致的虚拟试点发生时间,按上述方法重复进行了500次随机抽样,再应用模型(1)进行回归。图3汇报了500次随机抽样后回归结果的估计系数和对应的p值。结果表明,长期护理保险的估计系数呈现出以零为均值的正态分布,说明安慰剂检验符合随机化要求,并且随机抽样回归后的长期护理保险政策试点系数均小于前文基准回归系数(图3虚线所在位置),说明年度新增养老护理服务机构数量的相对增加的确是由试点长期护理保险制度所引起,而不是由于其他年份一城市层面的不可观测因素驱动的。

^①6个城市中,由于晋江市和黔西南布依族苗族自治州不在本文所使用的样本范围内,因此我们在本部分稳健性检验中实际剔除了4个城市,分别为湘潭市、天津市、福州市和昆明市。

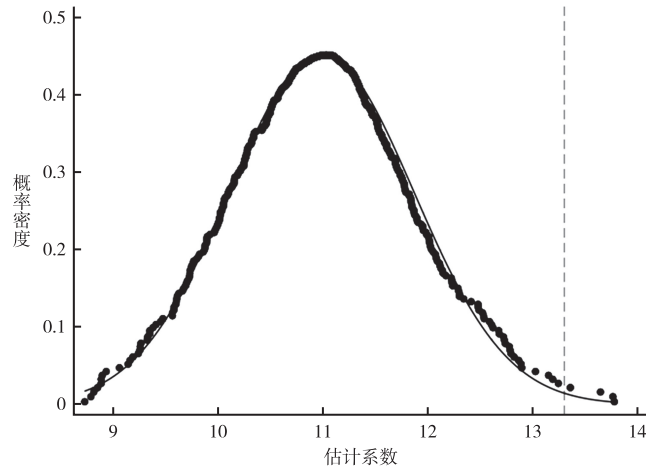


图3 安慰剂检验

第六, 遗漏变量的敏感性分析。基准回归中我们分别控制了地级市层面控制变量、省级层面控制变量、时间固定效应和城市固定效应。但由于数据可得性, 我们无法纳入更多影响城市养老服务供给的因素, 如城市现有养老服务业规模、地方政府对养老服务业的财政支持等。考虑到基准回归可能受到遗漏变量的影响, 我们借鉴 Cinelli & Hazlett(2020)的方法, 在模型(1)基础上将医院和卫生院数量作为与被解释变量相关度(即强度)较大的对比变量进行遗漏变量的敏感性分析。从医养结合、医疗资源空间分布的视角, 医院和卫生院数量与养老护理服务机构相关度较强(汪斌等, 2022)。表6结果显示, 医院和卫生院数量的 R_{YZ}^2 和 R_{DZ}^2 均小于 R_{YD}^2 , 表明遗漏变量小于医院和卫生院数量的1倍、2倍和3倍强度时, 基准回归估计结果有效。同时, R_{DZ}^2 大于 R_{YZ}^2 , 说明即使是遗漏变量解释了被解释变量全部剩余方差的情况下, 前文估计结果也是有效的。以上结果表明, 遗漏变量要达到推翻基准回归结果的强度十分困难, 遗漏变量问题对本文研究的影响较小, 能够稳健性地证明长期护理保险扩大了养老服务供给结论。

表6 遗漏变量的敏感性分析

核心解释变量	系数	标准误	t值	R_{YD}^2	稳健性值
长期护理保险政策试点	13.3049	1.0750	12.3764	0.0550	0.2139
对比变量	系数	标准误	t值	R_{YZ}^2	R_{DZ}^2
医院和卫生院数量的对数 ₁	12.2274	1.0723	11.4037	0.0007	0.0012
医院和卫生院数量的对数 ₂	11.1307	1.0692	10.4105	0.0013	0.0024
医院和卫生院数量的对数 ₃	10.0138	1.0660	9.3942	0.0020	0.0036

注: 稳健性值表示遗漏变量需要最少解释的核心解释变量与被解释变量之间剩余方差的百分比; 对比变量的下角标表示对比变量的强度; R_{YD}^2 、 R_{YZ}^2 和 R_{DZ}^2 分别表示在模型(1)中, 控制其他所有控制变量情况下, $LTCI_{it}$ 对 New_num_{it} 的偏 R^2 、遗漏变量 Z_{it} 对 New_num_{it} 的偏 R^2 和遗漏变量 Z_{it} 对 $LTCI_{it}$ 的偏 R^2 。

(五) 异质性分析

1. 机构所在地异质性。长期护理保险对养老服务供给的作用可能存在城乡差异。一方面是由于城市和农村的经济发展水平、老年人口数量和占比不同, 导致养老服务机构数量存在城乡差异; 另一方面是试点城市长期护理保险的覆盖范围存在差异, 从而导致养老护理机构的发展存在差异。部分试点城市仅覆盖城镇职工基本医疗保险参保人(如济南、承德、上饶等城市), 还有一部分试点城市的参保范围扩大到了城乡居民基本医疗保险参保人(如青岛、南通、荆门等城市)。据此, 我们根据养老护理服务机构所在地信息, 将机构划分为城市(所在地为市区)和农村(所在地为县、乡)重新整理、

分别计算城乡年度新增养老护理服务机构数量,按模型(1)进行回归,结果见表7列(1)(2)。结果显示,长期护理保险对城市地区和农村地区的养老服务供给均存在促进作用,但对城市地区促进作用更大。出现这一结果的原因可能是农村地区的养老服务业发展本就迟缓(陆杰华、沙迪,2019),加之制度试点本着“从职工基本医疗保险参保人群起步”的原则,造成目前对农村地区养老服务供给的带动作用暂时较弱。

2. 机构服务类型异质性。综合各试点城市长期护理保险制度的推行,主要的护理服务类型包括居家照护和机构照护,但也有部分城市将居家照护定义为社区居家照护,如上海市医保局印发《上海市长期护理保险社区居家和养老机构护理服务规程(试行)》(沪医保待[2020]130号)的通知中明确服务形式为社区居家照护和养老机构照护。考虑到社区照护是为失能人员提供居家上门护理服务,因此,本文将社区照护和居家照护合并,统一归类为社区居家照护。基于此,将养老护理服务机构按照数据库中主营服务形式的相关信息,划分为社区居家照护服务类机构和集中入住式养老护理服务机构,分别考察试点长期护理保险制度对这两类机构年度新增数量的作用,回归结果见表7列(3)(4)。结果显示,长期护理保险同时增加了社区居家照护服务机构和集中入住式养老护理服务机构的年度新增数量,但对集中入住式养老护理服务机构数量的提升作用更大。

表7 异质性分析

变量	机构所在地异质性		机构服务类型异质性	
	城市	农村	社区居家照护 服务类机构	集中入住式养老 护理服务机构
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期护理保险	12.1828*** (3.8083)	2.1386* (1.1513)	4.1049** (1.9259)	11.3221*** (3.5227)
常数项	-164.3844*** (49.7420)	-109.4556*** (26.3498)	-74.8401*** (22.1868)	-236.7516*** (55.0692)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2915	2915	2915	2915
Within R ²	0.1478	0.0683	0.0871	0.1331

五、机制检验和进一步分析

(一) 机制检验

本部分尝试检验长期护理保险制度试点通过提高社会化养老服务需求,从而对养老服务供给产生促进作用。根据前文分析,一方面,长期护理保险提供的待遇给付能够降低失能群体使用社会化照护服务的成本,激发失能老人及其家属对社会化养老服务的现实需求。另一方面,长期护理保险制度试点会提高民众对失能老人及其养老护理方式的关注度,激发社会化养老服务的潜在需求。现实需求和潜在需求的提升会吸引社会资本进入养老服务业,参与养老服务发展,推动养老服务业转型升级,促进社会化养老护理服务供给量的提高和结构性的调整(Dong & Ding, 2009; Momota, 2012)。为检验这一机制,我们将“失能老人”和“养老服务”的百度指数作为社会化养老服务需求的代理变量,使用逐步回归法进行中介效应检验(江艇,2022)。模型设定如下:

$$\text{lag_New_num}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LTCl}_{it} + X_{it}'\lambda + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Demand}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{LTCl}_{it} + X_{it}'\lambda + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$lag_New_num_{it} = \delta_0 + \delta_1 LTCI_{it} + \delta_2 Demand_{it} + X_{it}'\lambda + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

以上检验还需要考虑两方面因素:一是在百度中搜索“失能老人”和“养老服务”的除了老年人及其目前的照料者外,还有可能是异地子女,造成搜索地和需求地不一致。二是社会化养老服务需求与养老服务供给可能存在互为因果。除了前文提到的以需求为导向促进了养老服务供给外,还有可能存在养老服务供给的增加引致了更多的社会化养老服务需求。为解决上述问题,首先将中介变量 $Demand_{it}$ 设定为省级层面的“养老服务”和“失能老人”的百度指数,以尽可能地使搜索地和需求地一致。其次,将结果变量设定为滞后1期的新增养老护理服务机构数量 $lag_New_num_{it}$,以克服可能存在的互为因果问题。此外,由于本文只收集到2014年以后“失能老人”和“养老服务”的百度指数,因此,本部分样本期间为2015—2020年。考虑到采用滞后1期的年度新增养老护理服务机构数量会损失2015年的样本,为此,本文将新增养老护理服务机构数量和“养老服务”“失能老人”的百度指数均设定为以季度为单位进行加总,长期护理保险变量也根据试点时间按季度调整。

模型(2)中的 β_1 代表长期护理保险对养老服务供给产生的总效应。模型(3)中 γ_1 代表长期护理保险对社会化养老服务需求产生的影响。模型(4)中的 δ_1 代表长期护理保险对养老服务供给产生的直接效应。最终,通过计算 $\delta_2\gamma_1$ 的数值和显著性得出长期护理保险经由社会化养老服务需求对养老服务供给产生的中介(间接)效应。上述模型估计结果见表8前4列。结果显示,无论是总效应、直接效应还是间接效应均至少在5%水平上显著为正,能够证明存在“试点长期护理保险制度→激发社会化养老护理需求→促进养老服务供给”的传导机制。本文还采用非参数百分位 bootstrap 检验法对逐步回归法所得系数乘积进行检验。结果显示,bootstrap 检验结果均在5%水平上显著且置信区间不包含0,验证了逐步回归法进行中介效应检验结果的准确性。

(二)养老护理服务机构的生存风险

前文已经验证了长期护理保险对试点城市平均年度新增养老护理服务机构数量有显著促进作用,但新进入市场的机构以及市场中的存量机构还面临着优胜劣汰的市场竞争环境,养老护理服务机构是否能够在长期护理保险制度的推动下,持续稳定经营,减少退出市场的风险呢?为此,本文进一步尝试从养老护理服务机构生存风险的角度,检验长期护理保险对养老护理服务机构持续经营的影响。检验步骤为:首先,根据前文筛选出的养老护理服务机构数据,通过成立年月、注销年月等企业信息,构造出养老护理服务机构的存续时间。其次,应用Cox比例风险模型检验长期护理保险是否降低了养老护理服务机构的退出风险。该方法考虑到了生存问题的特殊性,通过设定机构之间的相对风险,预测机构在未来不同时间点上退出市场的概率,同时还能解决部分养老护理服务机构在2020年结束时仍未退出市场导致的“右删失”问题。与前文设定不同的是,此处我们根据长期护理保险制度试点的“年一月”设定长期护理保险变量,回归结果见表8列(5)。结果显示,长期护理保险变量在1%水平上显著为负,说明长期护理保险显著降低了养老护理服务机构退出市场的风险,促进企业生存和持续发展。

表8 机制检验和养老护理机构的生存风险检验

变量	季度新增养老护理服务机构数量(滞后1期)		失能老人百度指数	养老服务百度指数	生存分析
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
长期护理保险	2.6091*** (0.8714)	2.5512*** (0.2175)	8.0572*** (2.8209)	6.4323** (3.2543)	-0.2453** (0.1117)
失能老人百度指数		0.0034** (0.0017)			
养老服务百度指数		0.0075*** (0.0021)			
常数项	-53.9502*** (20.4204)	-18.8190 (88.0555)	-327.6504*** (110.4694)	-51.2665*** (9.7688)	

续表 8

变量	季度新增养老护理 服务机构数量(滞后1期)		失能老人 百度指数	养老服务 百度指数	生存分析
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7420	7420	7420	7420	52503
Within R ² /Likelihood	0.0559	0.0237	0.0952	0.0586	-17827.24

注:列(1)—(4)的时间固定效应为季度层面的固定效应,列(5)的时间固定效应仍然为年度层面的固定效应。

六、结论与启示

在当前中国人口老龄化的背景下,扩大养老服务供给是发展养老事业和养老产业,解决人民群众“急难愁盼”问题,实现“老有所护”“老有所养”的关键。本文利用国家企业信用信息公示系统(NECIPS)在2010—2020年发布的22469家养老护理服务机构数据,在双向固定效应模型的框架下,采用交叠双重差分方法(Staggered DID),系统评估了中国长期护理保险制度试点对养老服务供给的影响。

研究发现:第一,长期护理保险显著扩大了养老服务供给,相比于非试点城市,增加了试点城市年度新增养老护理服务机构数量约为13个。这一结果排除了异质性处理效应问题,通过了平行趋势检验、排他性检验,以及安慰剂检验等6个其他方面的稳健性检验。同时,动态分析结果表明,从试点后的第2年开始,长期护理保险对养老服务供给逐渐产生促进作用,并具有一定持续性。第二,长期护理保险对城市地区和集中入住式养老护理服务机构的年度新增数量提升作用更大。第三,以“失能老人”和“养老服务”的百度指数作为中介变量进行机制分析,研究发现长期护理保险通过激发社会化养老护理需求,从而扩大了养老服务供给。第四,长期护理保险降低了现存养老护理服务机构退出市场的风险,促进了养老护理服务机构存续和发展。

本文结论具有以下政策启示:第一,继续发挥长期护理保险对养老护理服务产业的带动效应,适当结合国家和各地方政府出台的积极应对人口老龄化政策、养老服务业产业政策,打好政策“组合拳”,充分实现“老有所护”“老有所养”;第二,在稳步推进扩大长期护理保险制度试点覆盖范围的同时,着力引导养老护理服务资源向农村地区延伸,推动农村地区养老护理服务机构建设和发展;第三,随着长期护理制度的推进,兼顾新增机构和现有机构的发展,延长企业的生命周期,保持行业健康、稳定、持续发展。

本文研究还有以下不足:文章主要关注了中国长期护理保险对养老护理服务机构供给数量的影响,由于数据可得性的原因,未能探究其是否提升了养老护理服务机构提供服务的质量。护理服务质量是提升人民群众获得感、幸福感和安全感的重要途径,也是今后研究的重点方向。

参考文献:

- 蔡伟贤 吕函桢 沈小源,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。
- 辜胜阻 吴华君 曹冬梅,2017:《构建科学合理养老服务体系的战略思考与建议》,《人口研究》第1期。
- 贾玉娇 范家绪,2022:《空巢老人“孤独死”现象的形成及治理——基于结构化理论的视角》,《北京航空航天大学学报(社会科学版)》第2期。
- 江艇,2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
- 刘冲 沙学康 张妍,2022:《交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 陆杰华 沙迪,2019:《新时代农村养老服务体系面临的突出问题、主要矛盾与战略路径》,《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》第2期。

- 马超 俞沁雯 宋泽 陈昊, 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。
- 汪斌 武继磊 高云霞, 2022:《养老机构床位空置分布影响因素的空间分析:以北京市为例》,《人口与发展》第4期。
- 汪伟 刘玉飞 彭冬冬, 2015:《人口老龄化的产业结构升级效应研究》,《中国工业经济》第11期。
- 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。
- 张琛 马彪 彭超, 2023:《农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗》,《中国农村经济》第4期。
- 周文义 陶一桃, 2022:《智慧城市试点能推动经济增长吗? ——基于双重差分法的检验》,《中国经济学》第4期。
- 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。
- Cinelli, C. & C. Hazlett (2020), “Making sense of sensitivity: Extending omitted variable bias”, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 82(1):39–67.
- Costa-Font, J. & C. Vilaplana-Prieto (2017), “Does the expansion of public long-term care funding effect saving behaviour?”, *Fiscal Studies*, 38(3):417–443.
- Crawford, R. et al. (2021), “Long-term care spending and hospital use among the older population in England”, *Journal of Health Economics*, 88, No.102477.
- De Chaisemartin, C. & X.D’Haultfoeuille (2020), “Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964–2996.
- Dong, B. & Q. Ding (2009), “Aging in China: A challenge or an opportunity?”, *Journal of the American Medical Directors Association*, 10(7):456–458.
- Fan, H. et al. (2023), “The effect of a long-term care insurance program on subjective well-being of older adults with a disability: Quasi-experimental evidence from China”, *Journal of Applied Gerontology*, 42(3):438–446.
- Feng, Z. et al. (2020), “Long-term care system for older adults in China: Policy landscape, challenges, and future prospects”, *Lancet*, 396(10259):1362–1372.
- Goodman-Bacon, A. (2021), “Difference-in-differences with variation in treatment timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2):254–277.
- Hashimoto, K. & K. Tabata (2010), “Population aging, health care, and growth”, *Journal of Population Economics*, 23:571–593.
- Imai, H. et al. (2008), “Health-related quality of life and beneficiaries of long-term care insurance in Japan”, *Health Policy*, 85(3):349–355.
- Iwamoto, Y. et al. (2010), “On the consumption insurance effects of long-term care insurance in Japan: Evidence from micro-level household data”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(1):99–115.
- Kim, H. et al. (2022), “Same same but different? Comparing institutional performance in the long-term care systems of Japan and South Korea”, *Social Policy & Administration*, 56(1):148–162.
- Kim, H.B. & W.Lim (2015), “Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures”, *Journal of Public Economics*, 125:128–142.
- Lei, X. et al. (2022), “Long-term care insurance and the well-being of older adults and their families: Evidence from China”, *Social Science & Medicine*, 296, No.114745.
- Momota, A. (2012), “Population aging and sectoral employment shares”, *Economics Letters*, 115(3):527–530.
- Sungje, M. et al. (2021), “The impact of long-term care service on total lifetime medical expenditure among older adults with dementia”, *Social Science & Medicine*, 280, No.114072.
- Yoshioka, Y. et al. (2010), “Comparison of public and private care management agencies under public long-term care insurance in Japan: A cross-sectional study”, *Geriatrics & Gerontology International*, 10(1):48–55.

Long-term Care Insurance and Elderly Care Service Supply: From the Perspective of New Market Entities

CHEN Lu and WANG Lu
(Nankai University, Tianjin, China)

Summary: As China undergoes continuous aging, the expansion of elderly care services has become imperative for the development of the elderly care industry, addressing the urgent needs and concerns of the general public, and aligning with the goals of providing “care and support for the elderly” and ensuring their well-being. Long-term care insurance (LTCI) policy plays a significant role in providing home-based or institutional elderly care services for disabled people. It not only meets the realistic and potential demands of the public for socialized elderly care services to a certain extent, but also contributes to strengthening the admission, management, and service quality assessment of designated care institutions.

This study uses data from 22,469 elderly care service institutions released by the National Enterprise Credit Information Publicity System (NECIPS) between 2010 and 2020. It uses “the annual growth of elderly care service institutions” to measure the supply of elderly care services. Employing staggered difference-in-differences (DID) approach within the framework of two-way fixed effects model, this study empirically examines the impact of China’s long-term care insurance pilot program on the supply of elderly care services.

The results indicate that LTCI significantly expands the supply of elderly care services. Compared with the non-pilot cities, the annual growth of elderly care service institutions in pilot cities has increased by approximately 13. This positive impact becomes evident in the second year after the pilot initiation, gradually expanding over time and showing a degree of sustainability. Heterogeneity analysis reveals that LTCI has a more pronounced effect on urban areas and centralized residential care institutions. A mechanism analysis, using the Baidu index for “disabled elderly” and “elderly care services” as mediating variables, indicates that LTCI stimulates the demand for socialized elderly care, consequently leading to an increase in the supply of elderly care services. Moreover, this study finds that LTCI reduces the risk of existing elderly care service institutions exiting the market, thereby contributing to the continuity and development of such institutions.

This study provides several policy implications. Firstly, it recommends continued utilization of the driving force provided by LTCI in the elderly care service industry, ensuring full realization of the principle of “care and support for the elderly”. Secondly, we should guide elderly care service resources toward expanding into rural areas, promoting the construction and development of elderly care service institutions in these regions. Thirdly, we should also consider the development of both new and existing institutions, extending the lifecycle of current institutions to ensure their longevity, and contributing to the healthy, stable, and sustainable development of the industry.

This study contributes to existing literature in the following aspects. Firstly, it focuses on the impact of LTCI on the supply of elderly care services from the perspective of the annual growth of elderly care service institutions. This extends research on the implementation effects of LTCI. Secondly, with public attention as a channel, this study examines how LTCI affects the supply of elderly care services through the demand for socialized elderly care services, providing new insights for advancing the construction and development of elderly care service institutions. Thirdly, this study extends research to the role of LTCI in ensuring the continuity of elderly care service institutions. This empirical examination offers valuable evidence regarding both opportunities and challenges in the development of the elderly care service industry.

Keywords: Long-term Care Insurance; Elderly Care Service Supply; Elderly Care Service Institutions; Staggered DID

JEL Classification: F124

(责任编辑:木丰)

(校对:金禾)