

长期护理保险的资源配置效应

——基于制度激励与照护机构市场进入的研究

余央央 张毅 封进*

摘要: 本文从理论上刻画长期护理保险对供方经济激励及市场进入的影响机理,并进行实证检验。研究发现长期护理保险促进医疗类居家机构、养老院供给,不影响提供生活照料的社区机构供给,改善了“重生活照料、轻医疗护理”格局;进一步研究发现待遇水平、报销方式对医疗照护资源的配置能力更强,在促进特定机构供给中呈不同时效性。长期护理保险带来区域配置不均主要是营利性机构更会选择进入发达地区。本文从长期护理保险制度设计的角度为优化照护资源配置提供启示。

关键词: 长期护理保险;照护机构进入;医疗照护资源配置

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.02.02

一、引言

我国于 2016 年开始探索建立长期护理保险(以下简称“长护险”)以减轻老年照护需求给家庭带来的经济负担。截至 2023 年,已有 49 个试点城市共计 1.7 亿参保人群,定点照护机构已达到 7 600 多家,为 2017 年的 5 倍。^① 但是,一方面,现阶段我国照护服务供给存在“重生活照料、轻医疗护理”现象,并不能很好匹配失能人群的医疗照护需求(Glinskaya and Feng, 2018)。因此从满足(失能)老年人日益增长的医疗护理需求的角度来讨论长护险对医疗照护资源的配置效应就显得尤为重要。另一方面,供给方服务能力是制约保险项目发挥保障功能的重要因素之一(Buchmueller et al., 2016; Huh, 2021)。^② 我国目前老年照护供给仍存在总量不足、配置不均的情况,制约了长护险对照护需求的满足程度。相应地通过长护险优化照护资源配置、提高照护服务可及性,推动高效、公平的老年照护服务体系建设,有助于实现我国发展“银发经济”、增进老年福祉的目标。

目前文献主要在医疗领域内关注医保与供给方行为之间的关系,即医保会通过服务价格、市场需求对供方产生经济激励从而影响其行为策略。一方面,保险的引入会扩大

* 余央央、张毅,上海财经大学公共经济与管理学院;封进,复旦大学经济学院。通信作者及地址:张毅,上海市杨浦区武川路 111 号上海财经大学公共经济与管理学院,200433;电话:15592606739;E-mail: zhangyieco@gmail.com。感谢国家自然科学基金面上项目(72274117、71974036)、国家社会科学基金重大项目(24&ZD154)、中央高校基本科研业务费专项资金(CXJJ-2023-353)的资助。作者感谢第五届社会保障经济学论坛、第六届中国健康经济学论坛、复旦大学经济学院 Workshop 与会者和本刊匿名审稿专家的建设性意见。文责自负。

① 资料来源: http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/9/22/art_14_11321.html, 访问时间:2024 年 11 月 10 日。

② 在供给不足的情况下盲目扩大保险范围,不仅不能满足需求,甚至还会损害原先参保人群的服务质量以及福利。

参保人群的覆盖面、降低需方支付的价格,因而刺激大量的潜在需求(Arrow, 1963),引致供方的市场进入或提供更多服务。例如 Buchmueller et al.(2016)发现当 Medicaid^①扩大对牙科项目的参保范围时,牙科诊所为应对需求的剧增会雇用更多牙科保健师;Huh(2021)也发现牙医会更倾向于进入牙科保险项目覆盖面扩张的地区。另一方面,如果保险支付给供方的价格过低,即使保险覆盖面扩大,仍可能存在利润不高导致供方获得经济激励有限从而会影响市场进入程度。例如 Geddes and Schnell(2022)发现 Medicaid 扩张会带来需求增加,但由于其支付给基层医疗机构(诊所)的价格偏低并未增加诊所供给,甚至会使诊所退出市场。

上述关于医疗领域内供方行为的研究结论也适用于长期照护领域,即长护险引致的经济激励大小受服务价格、照护需求量影响。但老年照护服务市场与医疗服务市场有所不同,(大型)医院一般拥有较强的垄断势力,在引进医疗保险后通过提高服务价格以获得更多利润(Wright, 2006;封进等,2010)。而老年照护服务市场属于垄断竞争市场(Norton, 2000; Glinskaya and Feng, 2018),照护机构垄断势力较小,在引进长护险后提升服务价格的能力有限进而对利润影响较少(不同所有制机构可能存在差异)。目前关于长护险与照护供给行为的实证文献较少,Hackmann et al.(2021)发现在德国长护险对照护机构供给有积极影响。余央央等(2023)、陈璐和王璐(2024)、周博和赵绍阳(2024)发现在我国长护险对照护机构供给影响存在不确定性,主要原因是纳入分析的对象——照护机构——的统计口径不一、类型不同。尤其重要的是,考虑到我国长护险试点的一个初衷是为失能老人提供医疗照护服务(除了生活照料),现有研究普遍忽略这一情况。

为此,本文基于市场进入决策的理论框架,利用2010—2020年城市层面老年照护机构信息等多个数据库,采用双重差分方法发现长护险促进了提供医疗照护服务机构供给(养老院增长27%,医疗类居家机构在试点后期增长了3倍),但并不影响提供生活照料的社区照护机构供给。这表明长护险从满足医疗照护需求的角度上缓解了“重生活照料、轻医疗护理”现象,优化供给结构和照护资源配置。进一步发现提高待遇报销水平、采用不同报销方式可以针对性地激励特定照护机构(医疗类居家机构、养老院)的供给,对医疗照护资源的配置能力更强,但呈现不同时效性。同时,不同于非营利机构,营利性机构(尤其是养老院)有较强的逐利动机,更易从长护险中获得经济激励从而更会选择进入经济较发达地区,但长护险并未明显改善照护资源在区域间配置的公平性。此外,对需求侧的分析发现长护险存在改善老年人健康的可能性。

相应地,本文主要有以下四方面贡献:首先,现有研究尚未深入探讨长护险制度特征(设计)能否有效激励照护机构市场进入。本文基于离散选择模型从理论上刻画长护险对照护供方的经济激励以及市场进入的影响机理,并结合实证检验,从更广义的角度上识别了老年照护供给能力如何对不同长护险制度特征(设计)产生的经济激励做出反应。其次,现有文献研究对象不够全面,侧重于长护险对提供生活照料机构的影响,但长护险主要目标是引导优化医疗照护资源的配置。因此根据能否提供医疗照护服务对机构进行分类可以更完整呈现研究对象,反映照护市场供给全貌。进而从更宏观角度考虑照护

① Medicaid 是美国为低收入人群提供的医疗保险。

资源在跨部门(民政部、医保局)之间的配置情况,为未来进一步推动跨部门协作、改革提供证据。再次,长护险引导下不同所有制照护机构进入行为差异尚属研究的空白。本文利用全国城市层面不同所有制照护机构信息数据予以分析,并进一步探讨在区域间配置的公平性,这为未来有效引导照护资源配置、激发老年照护市场活力提供了新思路。最后,一些文献(Lei et al., 2022; 谢宇菲和封进, 2022)针对全国层面居家老人或某一城市的老人分析了长护险对其健康影响的需求侧效应,较少关注入住机构的老人。本文利用人口普查微观数据,从拓展人群的角度进行分析,弥补现有研究缺乏对全国层面入住机构的老人健康福利分析,丰富了对长护险的认识。

二、长护险制度背景与老年照护供给体系

人力资源和社会保障部于2016年印发《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》,提出为长期失能人员的基本生活照料以及相关医疗护理提供资金或服务保障,此后于2020年进一步扩大试点,党的二十大正式提出要建立长护险制度。各地长护险制度主要有以下三方面不同(详见附表A1)^①:首先,在参保范围上,大约有46%的试点地区包括城镇职工基本医疗保险(以下简称“职工医保”)和城乡居民基本医疗保险(以下简称“居民医保”)的参保人,其余试点地区仅覆盖职工医保参保人。其次,在报销方式上,可以针对受益人采取服务或现金两种形式,前者主要是针对照护机构提供的服务给予报销,后者以现金的形式直接支付给失能患者或其家庭成员。约有23%的试点地区采用服务与现金共用的报销方式,其余试点地区均采用服务报销方式。最后,在报销待遇水平上^②,绝大部分试点地区都同时针对受益人在接受居家照护机构和养老院提供的服务给予报销,但有一些试点地区(如吉林省、宁波市)仅优先为养老院提供报销(可以视为相对于居家照护机构,养老院待遇水平较高),基本上未对提供生活照料的社区照护机构提供报销待遇。

长护险的试点进一步推动了“以居家为基础、社区为依托、机构为补充、医养相结合”的养老服务体系的建设。我国最初是由民政部门开展以养老机构(养老院)建设为主的养老服务体系的建设。2010—2020年间养老床位数、千人均(65岁及以上老年人数量)养老床位数呈上升趋势(详见附图A1)。然而,养老院不能满足老年人日益增长的居家照护需求,部分地区出现了床位平均空置率高达50%以及诸如中心城区“一床难求”与郊区床位高空置率并存的结构矛盾(郑功成, 2019)。为缓解上述矛盾,民政部大力发展日间照料中心、老年人日托等社区照护机构——主要依托于社区内固定场所为老人(尤其为生活能自理人群)提供助餐、助行等基本生活照料服务,极大满足老年人居家生活照料需求。从这一角度来看,我国以民政部门为主导的养老服务体系已经很好地满足了大部分自理老年人的生活照料需求。

然而,随着我国(半)失能人群的增加,预计到2050年将达到近1亿人(葛延风等,

① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 根据各地试点方案是否对哪类机构或服务提供报销进行判断。

2020),日益增加的医疗照护需求给目前以生活照料为主的养老服务体系带来了新的挑战。忽视医疗照护需求会给我国医疗卫生服务体系带来严峻的挑战(比如:占用医疗资源、延长住院时间等)。有鉴于此,我国一方面开始要求养老院逐步提供医疗照护服务,尤其“十四五”规划中明确提出至2025年养老院的护理型床位要达到55%;另一方面开始试点长护险,其初衷就是为失能老人提供生活照料和相关医疗护理,尤其注重医疗照护资源的配置。随后,市场上出现了新型的、具有医疗照护资质(配备护士等专业人员)的照护机构(比如:护理站),可以根据医保局规定的生活照料、医疗照护项目清单提供居家上门服务,在本文将其定义为医疗类居家机构。

最终,医疗类居家机构、养老院和社区照护机构成为目前我国老年照护供给的主体,前两类机构可以提供生活照料和医疗照护项目,后一类机构仅提供生活照料项目。以本文的数据为例,2010年、2015年我国处于营业状态的整体照护机构分别为2271家、8747家,但在长护险实施后的2020年机构数量迅速增至28506家。可以预见不同类型照护机构的市场进入决策对长护险的反映可能存在差异。

三、长护险与照护机构市场进入的理论框架

为刻画供方市场进入决策与经济激励间的关系,基于Huh(2021)构建的离散选择模型,主要从营利性机构的视角来描述照护机构市场进入行为是否以及在多大程度上受长护险所引致经济激励的影响,而后扩展至对不同所有制机构的分析。模型中有 n 个城市,一个代表性照护机构在 t 期选择城市 c 的效用函数为:

$$U_{ct} = \pi_{ct} + \epsilon_{ct}, c = \{1, 2, 3, \dots, n\},$$

其中, π_{ct} 为可观测的利润, ϵ_{ct} 为不可观测的冲击。代表性机构市场进入决策主要是根据备选城市所带来的期望效用来判断,选择两个城市的效用分别为 U_{ct} 、 U_{jt} ,如果 $U_{ct} > U_{jt}$,则机构会选择进入 c 城市,反之会选择 j 城市。机构在 t 年选择城市 c 的概率为:

$$P_{ct} = \text{Prob}(\epsilon_{1t} - \epsilon_{ct} \leq \pi_{ct} - \pi_{1t} \wedge \epsilon_{2t} - \epsilon_{ct} \leq \pi_{ct} - \pi_{2t} \wedge \dots \wedge \epsilon_{nt} - \epsilon_{ct} \leq \pi_{ct} - \pi_{nt}).$$

机构可观测的利润可表示为:

$$\pi_{ct} = r_{ct} \frac{D_{ct}}{S_{ct}} + \left(r_{ct} \frac{\Delta D_{ct}}{S_{ct}} \right) \{1 \text{ if } c \text{ 城市实施长护险}\},$$

其中, D_{ct} 是 c 城市 t 年的失能照护需求规模, S_{ct} 为机构数量, $\frac{D_{ct}}{S_{ct}}$ 为每家机构的平均服务规模(需求量)。 $\{1 \text{ if } c \text{ 城市实施长护险}\}$ 代表 c 城市若实施长护险,则取1,否则为0。

$r_{ct} \frac{\Delta D_{ct}}{S_{ct}}$ 为机构可观测利润的组成部分,代表实施长护险所带来的经济激励,其中 r_{ct} 为每单位照护服务的净利润, ΔD_{ct} 代表长护险扩张所导致的需求变化。由此得到假说1:

假说 1 长护险会提高对照护机构的经济激励从而促进其市场进入,进而表现为照护机构供给增加。

长护险制度特征与照护需求变化紧密相关。首先,不同报销方式会通过影响正式照护和非正式照护的需求从而对照护机构产生不同经济激励。通常而言,服务报销方式是规定失能人群在接受特定照护机构提供的服务后才能得到报销,这不仅能提升对特定机构正式照护服务的需求,还能降低此类机构经营风险、增加良好的发展预期(包括市场规模、营业收入等),激励其进入市场。长护险由于重视医疗照护资源配置,因此会对提供医疗照护项目的医疗类居家机构、养老院给予报销,相应地会促进此类照护机构的市场进入。现金报销方式是直接给予配偶、子女或亲友的非正式照护的补贴,而非正式照护与正式照护之间存在替代性、互补性,未必都能转换为正式照护的需求(余央央和封进,2018;Courbage et al., 2020),因此对于机构供给的影响不确定。只有当非正式照护与正式照护之间存在互补关系时,即当家庭成员提供的非正式照护无法满足居家老人专业医疗照护需求,需要在市场中购买居家医疗照护服务时,才会激励医疗类居家机构市场进入,但对于养老院(主要提供住宿式照护服务)的经济激励较少。其次,报销待遇水平具有较强的针对性,比如直接对某一类型照护机构提高待遇水平,会引导该类型照护机构的市场进入。在本文中表现为优先针对特定照护机构提高待遇水平,会扩大该类照护服务项目需求进而激励该类照护机构的市场进入。最后,参保范围的扩大会在总体上增加照护需求,相应的机构获得的经济激励也越大。由此得到假说2:

假说2 长护险通过制度设计差异对照护机构产生不同经济激励,提高待遇报销水平、采用不同报销方式可以针对性地激励特定照护机构的市场进入,对医疗照护资源的配置能力更强。

此外,机构获得的经济激励大小还要视照护服务每单位净利润的影响,这与照护服务市场结构相关。一方面,为了能在市场竞争中生存,照护机构会针对不同目标的消费者群体提供差异化的照护服务,换言之,服务产品并非完全同质,不太可能形成完全竞争市场结构(Norton, 2000; Glinskaya and Feng, 2018)。另一方面,与传统垄断势力较高的医疗机构不同(封进等,2010; Lin, 2015; Grant et al., 2022),照护服务的技术以及机构的进入壁垒并不高,相应地机构垄断势力较弱。因此老年照护市场更接近于垄断竞争的市场结构,其调整价格能力不如医疗机构,但逐利动机不同的照护机构在价格调整能力上可能存在差异。相比于营利性机构,非营利性机构逐利动机较弱并具有较强的社会他动机,比如保障低收入人群服务的可及性等(Lakdawalla and Philipson, 2006; Gaynor and Town, 2011),尤其在我国,非营利性机构的服务价格通常受到管制,调整难度较大^①。也因此得到假说3:

假说3 相比于非营利性机构,营利性机构具有较强的逐利动机,可以获得更多经济激励从而选择进入市场。

与此同时,营利性机构更易选择进入照护市场规模较大的区域。市场规模是机构能否获得利润、决定市场进入的重要因素之一(Gowrisankaran et al., 2015; Grant et al., 2022)。尤其在经济发展水平较高、人口规模较大的地区消费者支付能力较高,这一极具

^① 各省《养老机构服务收费管理办法》主要对非营利性机构的收费进行了规范,营利性机构价格由经营者自主决定。此外,即使长护险规定了照护项目的服务价格,营利性机构仍旧可以通过调整其他自费照护服务项目的价格来引导消费者购买,这在课题组调研中得到证实。

潜力的市场特征会降低机构经营的不确定性、提升预期利润。我国东部地区经济发展水平较高、老年人口的支付能力较强,更易受到营利性机构的青睐。同时人口规模越大的城市,通常也是经济发展水平较高的区域,庞大的照护市场规模也会吸引营利性机构进入。由此得到假说4:

假说4 营利性机构更易进入经济发展水平较高、城市规模较大的地区。

四、数据和实证模型

(一) 数据与变量

本文构建了包括作者整理的2010—2020年城市层面老年照护机构信息数据、长护险制度特征数据以及城市经济社会发展等信息在内的综合数据库。

首先,老年照护机构信息来自天眼查数据库^①,包括机构所在城市、成立时间、所有制类型(根据机构统一社会信用代码进行甄别)、经营范围等信息。通过关键词检索法从该数据库中导出原始样本,清理后共获得约5万个照护机构的样本。对机构名称和经营范围进行文本分析,按照是否提供医疗照护服务将机构分为医疗类居家机构(1437个)、养老院(3.3万个)和社区照护机构(1.2万个),前两类机构能提供医疗照护和生活照料服务,后一类机构仅提供生活照料服务。考虑到照护机构有退出(注销)情况,目前处于营业状态的机构样本总量约为2.8万。不同类型照护机构的供给主要通过计算城市-年度现存(处于营业状态)机构数量逐年累加得到机构存量来衡量。从图1中可以发现2010—2020年医疗类居家机构新增数量在长护险试点后(2016年)出现了从无到有、明显增长,但社区照护机构和养老院新增数量呈波动性增加。

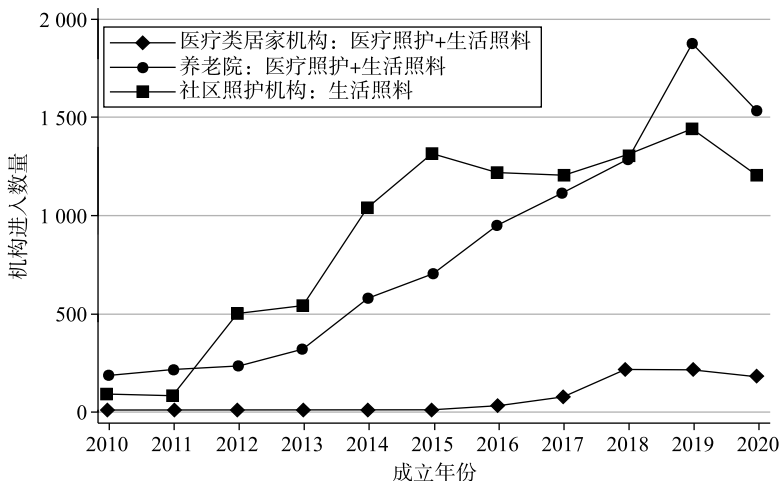


图1 各类机构历年市场进入(新增)情况

其次,根据国家医保局公布的长期护理保险试点名单以及各地长护险实施情况,手工整理了国家、自行试点城市的出台时间、制度特征(参保范围、报销方式、报销待遇),构

^① 一些养老网站汇总了养老院信息,但较少甚至没有涉及医疗类居家机构和社区照护机构。

建了长护险制度特征数据库。本文以各城市长护险试点方案颁布时间作为长护险实施起始时间。最后,根据《中国城市统计年鉴》获得2010—2020年城市年末总人口、生产总值、一般公共预算支出、医院数量、医院床位数、执业医师数量等变量。根据《中国劳动统计年鉴》获得省级层面老年人抚养比信息。在删除掉缺失数值的样本后共得到294个城市、共3158个观测值,其中国家和自行试点城市总共为54个^①。各变量描述统计见表1。

表1 描述性统计

| | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|-------|--------|--------|-------|----------|
| 被解释变量 | | | | | |
| 医疗照护+生活照料类机构 | | | | | |
| 医疗类居家机构 | 3 158 | 0.636 | 9.094 | 0 | 316 |
| 营利性医疗类居家机构 | 3 158 | 0.360 | 3.789 | 0 | 129 |
| 非营利性医疗类居家机构 | 3 158 | 0.276 | 6.367 | 0 | 222 |
| 养老院 | 3 158 | 10.791 | 27.716 | 0 | 574 |
| 营利性养老院 | 3 158 | 2.848 | 7.377 | 0 | 119 |
| 非营利性养老院 | 3 158 | 7.941 | 24.052 | 0 | 528 |
| 生活照料类机构 | | | | | |
| 社区照护机构 | 3 158 | 12.091 | 40.062 | 0 | 431 |
| 城市特征 | | | | | |
| 年末总人口(万人) | 3 158 | 455 | 432 | 19 | 11 098 |
| 地区生产总值(亿元) | 3 158 | 2391 | 3 523 | 35 | 38 701 |
| 一般公共预算支出(亿元) | 3 158 | 290.36 | 620.32 | 6.159 | 8 351.54 |
| 医院、卫生院数量(个) | 3 158 | 182 | 183 | 5 | 3 052 |
| 医院、卫生院床位数(张) | 3 158 | 19 774 | 17 914 | 785 | 177 410 |
| 执业或助理医师数(人) | 3 158 | 10 250 | 10 312 | 431 | 118 541 |
| 老年人抚养比(省级) | 338 | 0.138 | 0.039 | 0.062 | 0.255 |

(二) 实证模型

本文采用动态双重差分框架来识别长护险的试点是否影响老年照护机构供给。基准回归模型设定如下:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \beta_1 LTC_{ct} + X_{ct}\varphi + \gamma_c + \delta_t + \lambda_p \times Year_t + \varepsilon_{ct}, \quad (1)$$

其中, Y_{ct} 为 c 城市在 t 年的照护机构供给, 用能提供医疗照护和生活照料机构(医疗类居家机构、养老院)和仅提供生活照料的社区照护机构数量来衡量。 $LTC_{ct}=1$ 表示 t 年城市 c 实施了长护险, 否则为 0。 β_1 为本文关心的核心系数, 代表长护险对照护机构供给的影响效果。 X_{ct} 为一组城市层面的控制变量, 包括年末总人口、地区生产总值、一般公共预算支出、医院卫生院数量、床位数量以及省级老年人抚养比。 γ_c 、 δ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应, 此外还控制了省份年份趋势 $\lambda_p \times Year_t$, ε_{ct} 表示随机扰动项。

^① 各城市试点时间、制度特征详见附表 A1。

考虑到长护险的试点城市可能并不是随机的,比如经济发展水平较高、老年照护需求意愿较为强烈的城市更易试点等。一方面,本文尽可能多地控制可以观察到的城市特征变量以减少可能存在的遗漏变量,同时利用面板数据的固定效应模型消除不随时间变化的遗漏变量,比如该城市对老年照护需求的强烈偏好等。另一方面,利用平行趋势检验来考察处理组和对照组在试点前是否具有相类似的照护机构供给趋势。为此设定模型如下:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \beta_j \sum_{k \geq -7, k \neq -1}^{4+} LTC_{t_{c0}+k} + X_{ct}\varphi + \gamma_c + \delta_t + \lambda_p \times Year_t + \epsilon_{ct}. \quad (2)$$

模型(2)中被解释变量及控制变量与模型(1)相同, $LTC_{t_{c0}+k}$ 是一系列虚拟变量,表示长护险试点开始的第 j 年, t_{c0} 代表不同城市长护险试点时间。当 $j < 0$ 时 β_j 的变动趋势较为平稳则可以认为满足平行趋势假定。

除此之外,本文还针对政策外生性进行一系列稳健性检验,比如考虑到自行(非国家)试点城市的自选择性更强,将处理组样本限定在随机性较强的国家试点的城市中;通过排除其他竞争性政策的影响以及安慰剂检验以确保本文结论的可靠性。

进一步基于长护险引致的经济激励角度来分析影响照护机构供给的机制,回归模型设定如下:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \beta_1 LTC_{ct}^1 + \beta_2 LTC_{ct}^2 + X_{ct}\varphi + \gamma_c + \delta_t + \lambda_p \times Year_t + \epsilon_{ct}, \quad (3)$$

其中, LTC_{ct}^1 和 LTC_{ct}^2 表示为长护险试点地区中不同制度特征(设计)。比如当参保范围为职工医保时,设 $LTC_{ct}^1 = 1$;当参保范围为居民医保和职工医保时,设 $LTC_{ct}^2 = 1$;当参保范围不属于上述两类时,为没有试点长护险的城市,均设为 0。针对服务报销方式、待遇报销的设定类似,通过上述实证模型分析长护险不同制度特征设计对照护机构供给的影响。同时考虑到营利性和非营利机构在逐利动机上的差异,因此将非营利和营利性机构供给作为被解释变量来分析它们对长护险经济激励的反应差异。

最后探讨机构市场进入行为对照护资源配置公平性的影响,即能否改善照护资源匮乏区域的配置?为此,分析了不同类型、不同所有制照护机构在不同经济发展水平区域(东、中、西部)、不同城市规模区域的市场进入情况。同时分析了长护险激励供给增加后对需求侧老年人健康福利的影响。

五、实证结果

(一) 基准结果

长护险尽管在试点后期(3—4期)增加了 8.4 家医疗类居家机构供给(增长了 3 倍,在 10% 水平上显著),存在滞后性影响(表 2 第(1)列),但仍满足了失能人群医疗照护需求,缓解了“重生活照料、轻医疗护理”的局面,优化了医疗照护资源配置。医疗类居家照护机构的发展也可以进一步改善我国“重机构、轻居家”的困境。同时,第(2)列结果显示长护险对养老院供给有显著的正向影响(增加 6.3 家,约 27%),且在试点后即刻显现,并

随着试点时间的增加逐渐提升(试点后3—4期的效果为18家,增长约80%)。近年来我国养老院大力发展护理型床位的建设、提高护理型床位占比,从这一角度来看也是有利于缓解“重生活照料、轻医疗护理”局面。从第(3)列中可以发现长护险对社区照护机构供给的影响并不显著,可能原因在于长护险主要为失能老人提供基本生活照料、医疗照护服务,社区照护机构主要提供生活照料,并不享受长护险的报销待遇。

表2 长护险对不同类型照护机构供给的影响

| | 医疗照护+生活照料类机构 | | 生活照料类机构 |
|------------|-------------------|----------------------|--------------------|
| | 医疗类居家机构 (1) | 养老院 (2) | 社区照护机构 (3) |
| Panel A | | | |
| 长护险 | 2.262 (1.483) | 6.262** (2.485) | 2.225 (6.885) |
| Adj. R^2 | 0.763 | 0.924 | 0.829 |
| Panel B | | | |
| 长护险0—2期 | 1.590 (1.386) | 4.986** (2.404) | 2.989 (6.652) |
| 长护险3—4期 | 8.357* (4.292) | 17.840*** (5.461) | -4.709 (11.727) |
| 处理组均值 | 2.947 | 22.77 | 36.765 |
| 观测值 | 3 158 | 3 158 | 3 158 |
| Adj. R^2 | 0.770 | 0.927 | 0.829 |

注:***、**和*分别在1%、5%和10%水平上显著。控制了城市、年份固定效应,城市特征以及省份-年份趋势项,聚类稳健标准误差控制在城市层面,以下各表同。

综上,长护险促进了提供医疗照护服务项目机构(医疗类居家机构、养老院)的供给,对于以生活照料为主的社区照护机构供给的影响并不明显。同时,相比于养老院,长护险对医疗类居家机构的供给存在滞后性。整体上长护险通过对不同类型照护机构市场进入的影响改变了照护机构内部的供给结构,能更好地满足老年人的医疗照护需求,进一步优化了医疗照护资源配置。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

我们采用事件分析法来对表2估计结果的事前平行趋势进行检验,考虑到政策试点前7年和后4年的观测值较少,将政策前7年数据汇总到-7期,政策实施后4年的数据汇总到第4期,以长护险试点前一年作为基期。从图2中可以发现在长护险试点之前处理组和对照组城市的医疗类居家机构、养老院和社区照护机构的供给并不存在显著差异,支持平行趋势的识别假设。而随着长护险的实施,对医疗类居家机构和养老院的积极效应逐渐增加,但对社区照护机构供给的影响并不明显。

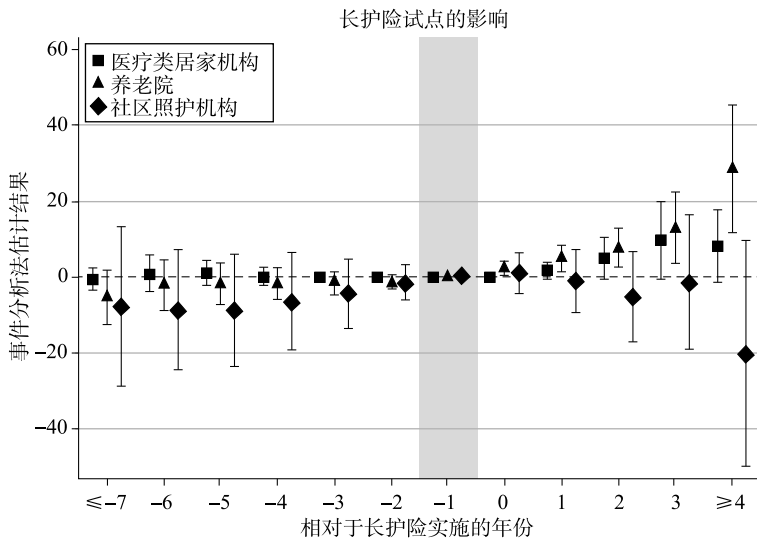


图2 平行趋势检验

2. 其他稳性检验

限于篇幅,我们没有在正文中汇报其他稳健性检验的内容。附录 I 中进行了稳健性检验,通过对供给的衡量指标、养老院定义变化、双重差分异质性处理效应检验以及“异质性-稳健”估计等方法进行分析。附录 II 中对政策外生性进行了讨论,在排除其他竞争性政策、安慰剂检验以及排除自行试点城市的情况下,本文的估计结果依然稳健。

(三) 影响机制

1. 长护险制度的经济激励: 照护需求的变化

优先针对养老院提供报销待遇会立即促进养老院的供给(表 3 Panel A),原因在于提高养老院的报销待遇会降低入住老人的支付费用(价格)进而增加其对养老院的照护需求,最终促进养老院的市场进入增加。同时,参保范围扩大也有类似结果,较大的参保范围(即职工和居民医保共同参保)通过释放照护需求能立即促进养老院供给(表 3 Panel C);而且随着时间推移,较高报销待遇、较大参保范围对养老院供给的影响效果逐渐增强,但上述制度设计对于医疗类居家机构供给的影响存在滞后性。^①

现金与服务共用的报销方式会立即促使医疗类居家机构供给增加 1.9 家,增速达到 65%(表 3 Panel B),且高于养老院供给的增速(40%)。这可能是受我国传统家庭养老的观念束缚,居家老人对完全由市场提供照护的接受程度较低,但在获得家庭成员提供的日常生活照料之外,对部分专业医疗照护由市场提供的接受程度较高。因此当现金报销方式使得家庭获得一笔非正式照护的现金补贴、拥有了在市场中购买(居家上门医疗照护服务的)能力,就能通过增加居家上门医疗照护的市场需求带动医疗类居家机构的供给。但正如前文理论分析所述,对供方而言,现金报销对医疗类居家照护需求的影响具

① 尽管扩大参保范围对医疗类居家机构的系数不显著,但从经济意义上看还是能够促进医疗类居家机构的发展。

有较强不确定性,同时也不排除老人对居家上门医疗照护的接受程度逐渐上升,家庭会更愿意接受服务报销方式。因此,采用服务报销方式、提高报销待遇水平(在本文中表现为居家机构和养老院均获得报销待遇)在后期会通过增加更具确定性的正式照护需求进而激励医疗类居家机构的市场进入和供给。

表 3 报销待遇水平、不同报销方式与参保范围的影响^①

| | 医疗类 居家机构 | 养老院 | 医疗类 居家机构 | 养老院 | 医疗类 居家机构 | 养老院 |
|------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Panel A | | | | | | |
| 优先养老院待遇给付 0—2 期 | 0.751 (0.820) | 5.818* (3.281) | | | | |
| 优先养老院待遇给付 3—4 期 | 0.823 (1.731) | 48.349*** (14.704) | | | | |
| 居家和养老院待遇给付 0—2 期 | 1.744 (1.597) | 4.819* (2.702) | | | | |
| 居家和养老院待遇给付 3—4 期 | 9.897* (5.273) | 13.107** (5.250) | | | | |
| Panel B | | | | | | |
| 现金+服务 0—2 期 | | | 1.900* (0.984) | 9.286** (4.691) | | |
| 现金+服务 3—4 期 | | | 2.487 (1.632) | 3.789 (3.146) | | |
| 服务 0—2 期 | | | 1.562 (1.679) | 3.791 (2.678) | | |
| 服务 3—4 期 | | | 9.538* (4.916) | 20.393*** (6.212) | | |
| Panel C | | | | | | |
| 职工医保 0—2 期 | | | | | 3.548 (2.331) | 3.545 (2.904) |
| 职工医保 3—4 期 | | | | | 10.597 (7.435) | 4.584 (4.397) |
| 职工和居民医保 0—2 期 | | | | | -0.506 (1.335) | 6.601* (3.667) |
| 职工和居民医保 3—4 期 | | | | | 7.461 (5.134) | 29.140*** (8.755) |

① 感谢审稿专家的建议,制度设计变动可能会导致有偏估计,样本期内松原市报销方式,上饶市、日照市参保范围发生变动(见附表 A2),为此删除变动后的观测值。

(续表)

| | 医疗类 居家机构 | 养老院 | 医疗类 居家机构 | 养老院 | 医疗类 居家机构 | 养老院 |
|---------------------|-------------|-------|-------------|-------|-------------|-------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 处理组均值 | 2.947 | 22.76 | 2.947 | 22.77 | 2.962 | 22.82 |
| 观测值 | 3 155 | 3 155 | 3 158 | 3 158 | 3 155 | 3 155 |
| Adj. R ² | 0.771 | 0.930 | 0.771 | 0.928 | 0.772 | 0.929 |

上述结果表明长护险不同制度设计对医疗类居家机构和养老院供给的影响存在不同时效性。提高报销待遇水平、扩大参保范围可以立即促进养老院供给增加,但对于医疗类居家机构的影响比较滞后。现金与服务共用的报销方式会立即在短期内促进医疗类居家机构供给,但时效性较短,而采用服务报销方式在长期更为有效。

2. 长护险制度的经济激励:逐利动机差异

在2000年以前,我国主要以公办老年照护机构为主,营利性(民办)机构发展缓慢,但近年来社会力量兴办的老年照护机构有所增加。表4结果表明长护险促进了营利性医疗类居家机构和养老院供给,尤其在试点后3—4期分别增加了5.9家和11.3家,但对非营利机构供给的影响并不显著。这证实了前文理论分析假说,即长护险对供方的经济激励与不同所有制供方的逐利动机密切相关。营利性机构具有较强的逐利动机,尤其在面临长护险带来较大的照护需求的情况下,有更高的经济激励预期,更愿意进入市场。同时也表明长护险通过促进营利性机构供给会提高市场整体照护供给水平,在促进养老照护服务体系多元化发展的同时激发照护市场活力。

表4 长护险对不同所有制照护机构供给的影响

| | 医疗类居家机构 | | 养老院 | |
|---------------------|-------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | 营利性 | 非营利性 | 营利性 | 非营利性 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 长护险0—2期 | 1.566 (1.125) | 0.023 (0.351) | 3.359** (1.309) | 1.627 (1.933) |
| 长护险3—4期 | 5.893* (3.041) | 2.463 (1.817) | 11.269*** (3.535) | 6.571 (4.114) |
| 处理组均值 | 1.522 | 1.425 | 6.549 | 16.221 |
| 观测值 | 3 158 | 3 158 | 3 158 | 3 158 |
| Adj. R ² | 0.501 | 0.859 | 0.692 | 0.940 |

六、进一步拓展分析

长护险通过增加照护机构的供给提升了照护服务的可及性,但能否改善照护资源匮乏区域的照护机构供给、提升区域配置公平性,同时能否在需求侧改善老年人健康福利,是我们进一步需要讨论的问题。

(一) 区域配置公平性

1. 东、中、西部地区照护机构配置

在我国,无论是照护机构数量还是人均养老床位数,均呈现出东部高于中部,中部高于西部的态势(见附图 A2 和附图 A3)。比如:2020 年东部地区人均(千人均)养老床位数为 47 张,高于中部(42 张)、西部(38 张),后者均低于全国平均水平。上述证据表明区域间机构数量与人均床位数存在类似的变动趋势,可以用机构数量近似地衡量照护服务供给能力,即东部的人均照护资源供给比较充足,中西部人均照护资源供给比较缺乏。

考虑到不同地区间在照护需求方面可能存在差异,利用 2010 年人口普查微观数据(分县)中 80 岁及以上老年人口占总人口比重、60 岁及以上老年人自报不健康比例、三代及以上户数占总户数的比重,在回归中控制上述变量与年份固定效应的交互项。回归结果(表 5)发现,相较于西部,长护险显著增加了东、中部地区养老院供给(分别高出 11.9 家和 13.3 家),并主要体现于营利性养老院。尽管对医疗类居家机构影响不显著,但从经济意义上来看东部明显高于西部地区,这表明长护险进一步扩大东中部与西部地区间的医疗类居家机构和养老院供给差距,尤其体现在营利性机构上。

表 5 长护险与东中西部地区照护机构供给

| | 医疗类 居家机构 | 医疗类居家机构 | | 养老院 | 养老院 | |
|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | | 营利性 | 非营利性 | | 营利性 | 非营利性 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| LTC | -0.852 (1.995) | 0.057 (1.693) | -0.910 (0.752) | -5.359* (3.053) | -2.039 (1.296) | -3.320 (2.276) |
| LTC × 东部 | 4.303 (4.560) | 3.100 (3.968) | 1.203 (0.858) | 11.866*** (4.220) | 6.026** (2.659) | 5.841* (3.246) |
| LTC × 中部 | 0.801 (1.957) | 0.051 (1.675) | 0.749 (0.700) | 13.280*** (4.093) | 7.785*** (2.532) | 5.495* (2.912) |
| 处理组均值 | 2.947 | 1.522 | 1.425 | 22.77 | 6.549 | 16.221 |
| 观测值 | 3 158 | 3 158 | 3 158 | 3 158 | 3 158 | 3 158 |
| Adj. R ² | 0.767 | 0.493 | 0.859 | 0.927 | 0.682 | 0.941 |

注:除基准回归的控制变量和固定效应外,本表还控制了城市层面 2010 年相关特征 × 年份固定效应。

2. 不同规模城市间照护机构配置

现有文献通常用人口数量来表示城市规模的大小,从附图 A4 中可以发现我国 2015 年常住人口数量^①与每万老年人均照护机构数量之间存在正相关性,表明人口规模较大城市的照护资源相对充裕,人口较小规模城市的照护资源相对匮乏。进一步根据城区常住人口数量,将城市划分为大中小三类,若人口在 50 万以下为小规模城市(为参照组)、50 万—100 万为中等规模城市、100 万以上为大规模城市。

表 6 结果表明,与小规模城市相比,长护险显著促进了大、中等规模城市养老院的供给,尽管对医疗类居家机构供给并不显著,但从经济意义上来看大规模城市的医疗类居

① 常住人口数量数据来自 2015 年《城市建设统计年鉴》。

家机构仍高于小规模城市。可见长护险进一步促进了养老院向大、中等规模城市集中。同时,尽管长护险促使大规模城市非营利性养老院供给数量(10.9家)高于营利性养老院(8.3家),但从供给增速来看,营利性养老院仍快于非营利性养老院。考虑到较大规模城市的经济发展水平以及消费者支付能力都比较高,更能吸引营利性机构的市场进入,因此会加剧照护资源配置的不公平。

表6 长护险与不同规模城市照护机构供给

| | 医疗类 居家机构 | 医疗类居家机构 | | 养老院 | 养老院 | |
|---------------------|------------------|------------------|-------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | | 营利性 | 非营利性 | | 营利性 | 非营利性 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| LTC | 0.417 (0.817) | 0.491 (0.668) | -0.074 (0.213) | -7.078* (4.053) | -1.144 (2.944) | -5.934*** (2.246) |
| LTC × 大规模城市 | 3.037 (2.003) | 2.762 (1.675) | 0.275 (0.448) | 19.221*** (5.275) | 8.297** (3.736) | 10.923*** (3.218) |
| LTC × 中等规模城市 | 0.318 (0.876) | 0.396 (0.693) | -0.078 (0.290) | 11.635* (5.947) | 3.825 (3.419) | 7.810** (3.777) |
| 处理组均值 | 2.947 | 1.522 | 1.425 | 22.77 | 6.549 | 16.221 |
| 观测值 | 3 150 | 3 150 | 3 150 | 3 150 | 3 150 | 3 150 |
| Adj. R ² | 0.766 | 0.493 | 0.859 | 0.928 | 0.686 | 0.942 |

注:与表5类似,本表还控制了城市层面2010年相关特征×年份固定效应。部分城市观测值较少,在加入期初特征×年份固定效应后出现完全共线性,因此观测值略有损失。

综上,长护险会促使养老院更多地进入东部、中部地区和大、中等规模城市。重要的原因在于营利性养老院在逐利动机下,对政策反应更加显著,更容易受到长护险经济激励的影响,更易选择进入经济发展较好地区;而老年照护资源匮乏地区受经济社会条件以及老年人的支付能力限制对营利性养老院的吸引程度不高,因此营利性机构更易在区域间出现配置不均的情况。

(二) 长护险的需求侧效应:对老年人健康的影响^①

目前国内研究大多针对家庭调查数据的居家老人、某地区医保行政数据中的老人来分析长护险对个体健康福利的改善水平(需求侧效应),较少关注入住机构的老人(Lei et al., 2022; 谢宇菲和封进, 2022)。为此,本文采用2005、2010和2015年全国人口普查微观数据——同时涵盖了居家和入住机构老人,并针对被解释变量(即城市60岁以上老人自评不健康比例)进行分析。这一时期东营市、聊城市、潍坊市于2014年和青岛市于2012年已经开始长护险试点^②,使得我们能够利用双重差分法考察长护险对老年人健康的影响。

在满足平行趋势假设检验后(见附图A5),表7第(1)列是没有控制城市特征的估计

^① 感谢审稿专家的建议。

^② 考虑到2015年人口抽样调查是以11月为界的,我们预期不会立刻产生政策效应,因此将2015年试点的日照市、长春市和南通市设置为对照组。

结果,第(2)列在控制城市特征变量后,发现长护险使得老年人自报不健康的比例降低了0.05(降幅约40%,在10%的水平上显著)。受限于数据,我们无法再继续探究区域间照护供给配置差异是否会对老年人健康改善存在差异,但上述发现至少表明整体上长护险存在改善老年人健康的可能性,弥补现有研究对全国层面入住机构老人福利效应分析的缺乏。

表7 长护险对老年人健康的影响

| | 自报不健康比例 | |
|------------|---------|---------|
| | (1) | (2) |
| 长护险 | -0.063* | -0.050* |
| | (0.035) | (0.029) |
| 观测值 | 840 | 840 |
| 被解释变量均值 | 0.124 | 0.124 |
| Adj. R^2 | 0.321 | 0.328 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 城市特征 | 否 | 是 |

注:控制变量为年末总人口、地区生产总值、医院卫生院数量和床位数量、执业医师数量、城市和年份固定效应。

七、政策启示

作为社会保障体系一项重要的制度安排,长期护理保险能否满足日益庞大的老年照护需求要视老年照护供给水平而定。现阶段我国老年照护供给未能很好地满足老年人口日益增长的医疗照护需求、出现供需不匹配的矛盾,相应地检验长护险的资源配置效应,有助于从新的角度理解长护险在激发养老服务市场活力、促进老年照护供给中的作用。为此,本文基于离散选择模型,从理论上刻画了长护险对照护供方的经济激励以及市场进入的影响机理,并结合我国长护险制度特征进行实证检验,且拓展至对区域间配置公平以及需求侧老年人健康福利的影响。本文的研究结果表明可以充分利用长护险制度特征(设计)优化对(医疗)照护资源的配置、扩大老年照护供给。具体而言:

首先,长护险可以重点针对医疗类照护项目提供更高的报销待遇水平,使得更多新建医疗类居家照护机构、养老院进入市场或者已存在的照护机构更注重提供、匹配老年人医疗照护需求。^①同时为短期内促进医疗类照护机构供给可以采用现金和服务共用报销方式,但长期来看可以采用服务报销方式。其次,长护险可以进一步扩大覆盖范围、采取服务报销方式来扩大照护市场规模,给予营利性照护机构更好的市场预期并吸引其进入。尤其可以针对照护资源匮乏、经济发展水平较低地区的需方采取更优惠的报销比例以提高其购买力,进而吸引、鼓励营利性照护机构的市场进入。最后,长护险要加强制度

① 课题组在调研中发现一些医疗类居家照护机构仍以提供生活照料为主,较少提供医疗照护服务。

的顶层设计,尤其要通过跨部门(民政、医保)协作来优化对生活照料、医疗照护资源之间的共享、合理配置。比如民政部和医保局要杜绝供需方(失能老人)的一些照护服务项目进行重复补贴或报销、民政部门针对机构(供方)的补贴项目要与长护险为老人(需方)提供的服务项目(报销规则等制度设计)相匹配等。最终通过有为政府与有效市场的联动,推动养老服务高质量发展,形成高效、公平的老年照护供给体系。

参 考 文 献

- [1] Arrow, K. J., "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *American Economic Review*, 1963, 53 (5), 941-973.
- [2] Buchmueller, T., S. Miller, and M. Vujicic, "How Do Providers Respond to Changes in Public Health Insurance Coverage? Evidence from Adult Medicaid Dental Benefits", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2016, 8(4), 70-102.
- [3] 陈璐、王璐,“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”,《经济学动态》,2024年第3期,第96—111页。
- [4] Courbage, C., G. Montoliu-Montes, and J. Wagner, "The Effect of Long-Term Care Public Benefits and Insurance on Informal Care from Outside the Household: Empirical Evidence from Italy and Spain", *The European Journal of Health Economics*, 2020, 21(8), 1131-1147.
- [5] 封进、刘芳、陈沁,“新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响”,《经济研究》,2010年第11期,第127—140页。
- [6] Gaynor, M., and R. J. Town, "Competition in Health Care Markets", In: Culyer, A. J. and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*. Elsevier, Amsterdam, 2011, 499-637.
- [7] 葛延风、王列军、冯文猛、张冰子、刘胜兰、柯洋华,“我国健康老龄化的挑战与策略选择”,《管理世界》,2020年第4期,第86—96页。
- [8] Geddes, E., and M. Schnell, "The Expansionary and Contractionary Supply-Side Effects of Health Insurance", *Working Paper*, 2022.
- [9] Glinskaya, E., and Z. Feng, *Options for Aged Care in China*. Washington, DC: World Bank, 2018.
- [10] Gowrisankaran, G., A. Nevo, and R. Town, "Mergers When Prices Are Negotiated: Evidence from the Hospital Industry", *American Economic Review*, 2015, 105(1), 172-203.
- [11] Grant, I., I. Kesternich, and J. V. Biesebroeck, "Entry Decisions and Asymmetric Competition Between Non-profit and For-profit Homes in the Long-Term Care Market", *International Economic Review*, 2022, 63(2), 631-670.
- [12] Hackmann, M. B., J. Heining, R. Klimke, M. Polyakova, and H. Siebert, "General Equilibrium Effects of Insurance Expansions: Evidence from Long-Term Care Labor Markets", *Working Paper*, 2021.
- [13] Huh, J., "Medicaid and Provider Supply", *Journal of Public Economics*, 2021, 200, 104430.
- [14] Lakdawalla, D., and T. Philipson, "The Nonprofit Sector and Industry Performance", *Journal of Public Economics*, 2006, 90(8), 1681-1698.
- [15] Lei, X., C. Bai, J. Hong, and H. Liu, "Long-Term Care Insurance and the Well-Being of Older Adults and Their Families: Evidence from China", *Social Science & Medicine*, 2022, 296, 114745.
- [16] Lin, H., "Quality Choice and Market Structure: A Dynamic Analysis of Nursing Home Oligopolies", *International Economic Review*, 2015, 56(4), 1261-1290.
- [17] Norton, E. C., "Long-Term Care", In: Culyer, A. J. and J. P. Newhouse(eds.), *Handbook of Health Economics*. Elsevier, Amsterdam, 2000, 955-994.
- [18] Wright, D. J., "Insurance and Monopoly Power in a Mixed Private/Public Hospital System", *Economic Record*,

2006, 82(259), 460-468.

- [19] 谢宇菲、封进,“长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?”,《保险研究》,2022年第10期,第19—33页。
- [20] 余央央、封进,“家庭照料对老年人医疗服务利用的影响”,《经济学》(季刊),2018年第3期,第923—948页。
- [21] 余央央、张毅、封进,“长期护理保险与老年照护机构供给:基于S市试点的证据”,《社会科学》,2023年第8期,第140—152页。
- [22] 郑功成,“多层次社会保障体系建设:现状评估与政策思路”,《社会保障评论》,2019年第1期,第3—29页。
- [23] 周博、赵绍阳,“供需平衡视角下长期护理保险的实施效果”,《经济学动态》,2024年第5期,第109—126页。

The Impact of Long-Term Care Insurance in Supply Side: Financial Incentives and Market Entry

YU Yangyang ZHANG Yi*

(Shanghai University of Finance and Economics)

FENG Jin

(Fudan University)

Abstract: This study examines how financial incentives from long-term care insurance affect the market entry decisions of elderly care facilities. Using data from China's care facility registrations between 2010 and 2020, we observe a significant increase in the entry of Medical Home Care Facilities and Nursing Homes, due to long-term care insurance. This increase is mainly driven by the institutional framework of long-term care insurance, particularly the reimbursement model and the level of benefits. Notably, long-term care insurance predominantly encourages the entry of for-profit facilities, leading to regional disparities in service provision. Our findings provide valuable insights for policymakers shaping long-term care insurance policies to promote efficiency and equity in care facility supply.

Keywords: long-term care insurance; care facility supply; allocation of care resources

JEL Classification: I10, I18, H44

* Corresponding Author: ZHANG Yi, School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, No.111 Wuchuan Road, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel:86-15592606739; E-mail:zhangyieco@gmail.com.