

由支付保障到供给响应:长期护理保险 扩围对养老机构床位扩张的影响^{*}

刘晓婷 王彦如 马昕烨

【内容摘要】人口老龄化加深与失能照护需求增长对长期照护服务供给能力提出更高要求。长期护理保险作为失能风险社会化分担和照护费用保障机制,能否将需求侧支付保障转化为供给侧响应亟须检验。基于 2012~2016 年和 2021~2023 年城市间断面板数据,本文将 2020 年长期护理保险试点扩围政策视为准自然实验,采用双重差分模型考察其对养老机构床位供给的影响。研究发现,保险扩围显著增加了试点城市养老机构床位数量,新增试点城市在政策实施后平均增加约 3535 张床位;床位增长主要表现为养老机构数量增加,而非既有机构平均规模扩大。政策效应主要集中于养老服务基础较好、财政承接能力较强的城市,高老龄化城市并未表现出更强的供给响应。长期护理保险能够将支付保障转化为养老服务供给响应,但其效果取决于地方养老服务基础和财政承接能力。本文为完善长期护理保险制度、推进养老服务供给体系建设提供经验依据。

【关键词】长期护理保险;养老服务供给;养老机构床位;人口老龄化;双重差分模型

【作者简介】刘晓婷,浙江大学公共管理学院教授;王彦如(通讯作者),中国人民大学人口与健康学院博士研究生;马昕烨,浙江大学公共管理学院博士研究生。电子邮箱:ywang208@e.ntu.edu.sg

1 引言

人口老龄化加深和失能风险上升正在持续重塑我国养老服务体系。根据国家统计局数据,截至 2025 年底,我国 60 岁及以上老年人口达 3.2 亿人^①;预计到 2035 年,这一群体将超 4 亿人^②。随着年龄结构变化,失能、半失能老年人的长期照护需求持续增长,发展社会化、市场化照护来替换或补充家庭养老已成为未来发展趋势(王雪、王晶,2025)。因此,如何在需求快速增长的背景下形成稳定、可及、可持续的正式照护供给,已成为积极应对人口老龄化国家战略中亟待回应的议题。养老机构床位作为正式照护服务的重要载体,是满足失能老年人长期照护需求、提升养老服务供给能力的基础。

长期护理保险(后文简称“长护险”)作为我国探索建立失能风险社会化分担机制的重要制度安排,通过分担符合条件的长期照护费用,为失能人员的基本生活照料和相关医疗护理提供服务或资金保障,将潜在的照护需求转化为具有支付能力的有效需求。在机构养老领

^{*} 本文为国家社会科学基金重大项目“促进养老事业和养老产业发展的政策与机制研究”(24ZDA092)的阶段性成果。

① 数据来源于国家统计局发布的《2025 年全国人口总量为 140489 万人 人口高质量发展持续推进》,获取网址为 https://www.stats.gov.cn/xgk/jd/sjjd2020/202601/t20260119_1962338.html。

② 数据来源于中国老龄科学研究中心发布的《国家卫健委:2035 年左右 60 岁及以上老年人口将突破 4 亿,占比将超 30%》,获取网址为 <http://www.crca.cn/index.php/13-agednews/765-2035-60-4-30.html>。

域,床位建设、功能改造与机构进入均面临较高的前期投入和运营风险,而长护险则可能通过稳定支付来源、改善机构收入预期等渠道影响养老机构的供给决策。自2016年启动首批试点以来,长护险制度经历了试点探索和扩围推进阶段,并于2026年进入国家层面加快制度建设的新阶段,其能否进一步推动养老机构床位供给响应,成为值得研究的问题。

围绕长护险的政策效应,既有研究主要从需求端考察了长护险对个人照护服务利用、家庭照护负担及劳动供给的影响。近年来,部分研究开始从供给侧的中观层面关注养老服务机构或相关企业的进入。然而,微观层面的床位供给是否产生响应、通过何种路径实现、受哪些地区性条件制约,仍缺少相关研究证据。基于此,本文利用2012~2016年和2021~2023年城市间断面板数据,将2020年长护险试点扩围政策作为准自然实验,采用双重差分模型考察长护险扩围对养老机构床位供给的影响。本文将长护险政策效应的研究视角,从需求端的福利影响拓展至供给端的供给响应,试图识别支付保障向服务供给转化的实现路径及其条件,为完善长护险制度和优化养老服务供给体系提供经验依据。

2 政策背景与假设建构

2.1 长期护理保险政策背景

随着人口老龄化程度加深、高龄和失能人口规模扩大,以及家庭结构小型化和人口流动对传统家庭照护功能的削弱,建立稳定的长期照护保障体系成为积极应对人口老龄化的重要议题。长护险制度通过对失能人员长期照护费用提供保障,旨在降低家庭照护负担,引导照护需求由家庭照护向社会化、专业化服务转变。

2016年,人力资源社会保障部办公厅印发《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》,启动首批长护险试点,围绕保障范围、参保范围、资金筹集、待遇支付和管理服务等制度环节开展地方探索。在试点基础上,2020年,国家医保局、财政部印发《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》,新增14个长护险试点城市。相较于早期试点阶段,扩围政策在覆盖更多地区的基础上,制度建设要求也从局部探索逐步转向体系化推进。2026年3月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于加快建立长期护理保险制度的意见》,标志着长护险制度正式结束为期10年的试点探索,进入国家层面制度建设新阶段。本文关注长护险扩围的床位供给效应,即2020年《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》的政策出台对养老机构床位供给的影响。

2.2 长期护理保险与养老机构床位供给激励

首先,长护险可以改变失能人员购买正式照护服务的支付条件,这是因为长护险基金能够分担符合规定的护理服务费用,降低参保人使用正式照护服务的实际价格,从而使部分受家庭支付能力约束的潜在照护需求转化为有效购买(Kim和Lim,2015)。既有研究表明,长护险不仅能够提高正式照护服务利用水平,减轻失能家庭的照护负担和经济负担,还可以通过待遇给付方式和服务供给模式的差异,影响失能人员在家庭照护、社区照护和机构照护之间的选择(王馨慧等,2024;张文娟、梅真,2023)。围绕长护险的政策效应,已有研究从个体和家庭层面考察了其对劳动参与(荆涛等,2021;于新亮等,2021)、家庭照护替代效应(Chen和Ning,2022)的影响。上述研究证实,长护险能够降低家庭照护负担并提高正式照护使用水平,促进照护需求由家庭非正式供给向正式服务体系转移。

其次,长护险还可能改变养老服务供给方所面对的市场环境。在服务给付模式下,长护险基金对参保人在定点护理机构发生的合规护理费用进行支付,定点管理、服务标准和基金结算由此联结资金与正式照护供给,形成相对明确的服务购买和费用支付关系(张文娟、李念,2020)。这一制度安排降低了养老机构对失能人员即时个人支付能力的依赖,通过制度化、持续性的费用支付,为机构提供了相对稳定的收入预期,有助于缓解床位投资面临的不确定性。当机构预期未来入住率能够得到制度性支付保障时,其新增床位的意愿可能提高,从而进一步影响养老服务主体进入、既有机构投资以及床位和人员配置。如余央央等(2025)发现,长护险显著促进了提供医疗照护的养老院和居家机构的服务供给,这说明长护险可能通过改变机构的市场预期和收益预期,触发供给端的结构性调整。

据此,本研究提出假设 1:长护险扩围能够促进试点城市养老机构床位总量增加。

需要强调的是,长护险对养老机构床位供给的影响存在数量扩张和结构调整两种路径,即长护险可能促使机构新建床位,也可能使机构通过调整床位功能、提高护理型床位比例来响应需求变化。长护险的直接保障对象是失能人员,其首先提高的是失能人员对专业护理服务及护理型床位的有效需求,而非对养老机构床位的无差别需求。养老机构如何响应这一需求,可能取决于既有床位的利用状况和功能配置。当既有床位利用率较高、存量床位难以承接新增护理需求时,养老机构更可能通过新设机构或新增床位来扩大供给总量;当既有床位利用率较低时,机构则可能优先将闲置床位或生活照料型床位改造为护理型床位,提高护理型床位占比,而床位总量未必明显增加。两种供给响应也可能同时发生。受护理型床位相关数据的限制,本文将分析限定于可观察的数量扩张路径,即养老机构床位总量的变化。

2.3 养老机构床位供给的数量扩张方式

在数量扩张路径内部,床位增长可能通过两种方式实现:第一种是外延式扩张,即养老机构数量增加并带来新增床位;第二种是内涵式扩张,即既有机构扩大单位床位规模。单位床位规模反映机构养老服务的容量,与护理人员配置、机构运营能力、地方财政投入和市场主体进入密切相关。政府补贴、服务购买和准入支持等政策工具会改变养老机构面临的成本收益条件,并可能提高社会资本参与养老服务供给的积极性(王文娟、张世青,2019)。因此,长护险形成的制度化支付机制可能吸引新的服务主体进入,也可能促使既有养老、医疗或社区服务主体拓展长期护理业务,从而主要通过机构数量增加带动床位总量扩张。相比之下,既有机构扩大单位床位规模通常受到土地、建筑、消防和人员配置等约束,短期调整空间相对有限。因此,在较短的政策后观察窗口内,床位扩张更可能表现为机构数量增加,而非每机构单位床位规模提高。

据此,本研究提出假设 2:长护险扩围后的床位扩张主要来自养老机构数量增加,而非既有机构扩大单位床位规模。

2.4 养老服务基础、财政承接能力与床位供给响应

根据已有研究,各地养老机构的床位供给响应可能与城市条件有关。如徐晓雯和唐晴(2018)剖析了养老机构床位供需失衡与政府财政投入、社会氛围等因素之间的关系。长护险政策实施前养老机构和床位基础较好的城市,通常已经形成相对成熟的养老服务网络,拥有更多经营主体、专业人员和机构管理经验。既有服务网络能够连接养老机构、医疗机构、社

区服务组织和地方管理部门,促进信息共享、人员调配和服务资源整合,并降低不同供给主体在协调、监督和服务递送过程中的交易成本(万谊娜、考亦娜,2021)。因此,在面对长护险释放的新增需求时,服务网络较成熟的城市更有可能迅速组织正式照护供给,并将制度支付带来的需求转化为实际服务容量。

财政承接能力则影响地方实施长护险和完善养老服务体系的配套条件。长护险运行不仅涉及基金待遇支付,还需要在信息系统建设、失能评估、困难群体资助、服务监管和人员培训等方面投入资源(彭天娇等,2026)。养老机构发展也可能受到设施建设补贴、运营补贴和人才支持政策的影响。财政承接能力较强的城市更有条件承担制度实施和服务体系建设成本,改善机构进入和经营环境;财政承接能力不足的城市则可能面临制度支付能力有限、配套投入不足和专业服务供给短缺等约束。据此,本研究提出以下两个假设:

假设 3a:既有养老服务基础较好的城市,更容易将长护险政策扩围转化为新增床位供给。

假设 3b:财政承接能力较强的城市,更容易将长护险政策扩围转化为新增床位供给。

2.5 人口老龄化需求与床位供给响应

人口老龄化是长期照护需求增长的重要驱动因素。随着老年人口占比提高,高龄、失能和半失能老年人的数量通常相应增加,对生活照料、康复护理和机构照护的潜在需求也随之增长(Mi等,2020)。李曼等(2025)关于机构养老需求长期趋势的研究提示,长护险分担护理服务费用后,高老龄化城市可能拥有更多积累的潜在需求可转化为正式服务购买。较大的潜在照护需求和较高的预期床位利用水平,也可能提高养老服务主体进入市场和扩容的预期收益。这意味着,人口老龄化程度越高,长护险扩围引起的床位供给响应可能越强。

然而,老年人口占比并不直接等同于养老机构照护的有效需求。老年人的机构入住选择还受到失能程度、收入水平、家庭结构、非正式照护资源和养老偏好等因素影响(Qian等,2018)。部分高老龄化地区往往同时存在青年人口流出、经济增长相对缓慢等情况(张鹏、张磊,2019),因此,较大的潜在照护需求未必能够完全转化为有支付能力的正式照护服务购买力。黄枫和傅伟(2017)强调,正式照护服务利用受制于地方服务供给条件和非正式照护资源的可获得性。

由此,人口老龄化对长护险的供给效应可能存在方向相反的两种作用:一方面,老龄化扩大了潜在照护需求,形成床位扩张的需求基础;另一方面,较大的照护需求也可能增加有效需求转化和地方服务承接压力。据此,本研究提出一组竞争性假设:

假设 4a:在人口老龄化程度高的地区,长护险扩围对养老机构床位供给有显著促进作用。

假设 4b:在人口老龄化程度高的地区,长护险扩围对养老机构床位供给无显著促进作用。

3 数据来源、变量说明与识别策略

3.1 数据来源与样本处理

本文构造了由2012~2016年和2021~2023年两个观察窗口组成的城市间断面板^①,研

① 由于2017~2020年仅有约20%的城市能够获得公开且口径相对一致的床位数据,若纳入这些年份,将大幅缩小拥有完整面板的城市样本并影响估计精度。因此,本文仅保留具有可靠公开来源的城市—年份观测,最终形成由2012~2016年和2021~2023年构成的间断面板。

究样本包括我国地级及以上城市(不包括港澳台地区)及长护险试点的自治州。养老机构床位数据中,2012~2016年数据主要来源于2013~2017年《中国民政统计年鉴》,2021~2023年数据主要来源于2022~2024年《中国城市统计年鉴》,并使用地方统计年鉴和统计公报进行补充^①。控制变量主要来源于2013~2017年和2022~2024年《中国城市统计年鉴》,65岁及以上人口占比数据以2010年和2020年全国人口普查数据为基础构造^②。

对于双重差分估计而言,上述数据结构能够识别处理组和对照组在政策前后的平均相对变化,尽管2017~2020年数据缺失意味着本文无法直接观察政策实施前后的连续调整过程,但仍可利用政策前后处理组与对照组相对变化差异,识别政策的平均效应。具体而言,样本包含2012~2016年较长时期的政策前数据,可用于检验处理组与对照组在政策实施前是否存在系统性趋势差异;2021~2023年作为长护险扩围后的观察期,可反映政策实施后的供给响应。但需要说明的是,数据断档限制了对政策实施前后连续调整过程的观察,使得本文无法直接检验处理组和对照组在政策实施前夕是否存在趋势分化。因此,本文的因果解释依赖于一个关键假设,即在数据缺失期间,处理组和对照组未发生系统性差异变化。本文利用2012~2016年政策前数据开展趋势检验,并结合安慰剂检验和多种稳健性检验考察了估计结果的可靠性和敏感性,但应注意前述假设前提,应将研究结论解释为长护险扩围与养老机构床位增长之间的平均政策效应的经验证据,不过度推断政策实施过程中的逐年动态效应。

由于2020年为长护险扩围政策出台及地方制度落地的过渡期,本文将2012~2016年设定为政策前时期,将2021~2023年设定为政策后时期。本文将2020年新增国家长护险试点城市界定为处理组,将截至2023年尚未成为试点的城市作为对照组,并排除2020年以前已经开展试点的城市,以避免不同政策暴露时点的干扰。排除早期试点后,候选样本包括267个地级及以上城市(含自治州)。在排除因变量或控制变量缺失的城市一年份观测后,最终完整模型覆盖259个城市和2022个城市一年份观测,其中包括12个具有完整数据的2020年新增试点城市^③。

3.2 变量说明与描述性统计

本文的被解释变量是养老机构床位数,使用城市养老机构年末床位数衡量,即城市养老机构年末可提供的床位绝对数量,以此考察长护险扩围后试点城市养老机构床位规模的变化。

本文的核心解释变量为2020年新增试点城市虚拟变量与政策后时期虚拟变量的交互项。政策变量根据2020年国家长护险扩围试点名单构造。具体而言,将2020年新增试点城

① 养老机构床位数作为本文的因变量,其在政策实施前后的变化直接关系到政策效应识别。为避免插值或预测造成的人为平滑及由此引入的插补趋势,本文对国家统计年鉴中缺失的城市一年份数据,优先采用地方统计年鉴及相关统计公报中实际公布且口径相对一致的数据予以补充;若仍无法获得可靠公开数据,则将该观测值按缺失值处理,不对因变量进行任何插值或预测填补。其余控制变量中的个别缺失值则通过线性插值法补充。

② 2010年和2020年的65岁及以上人口占比数据分别来自2010年和2020年全国人口普查数据,2010~2023年期间其他年份的数值通过线性插值法估算得出。

③ 2020年新增试点城市中的甘南藏族自治州和黔东南布依族苗族自治州因为养老机构床位数存在缺失而被排除。

市定义为处理组,将截至 2023 年尚未开展长护险试点的城市定义为对照组;将 2021~2023 年定义为政策后时期,将 2012~2016 年定义为政策前时期,以此考察 2020 年长护险扩围后试点城市养老机构床位供给相对于非试点城市的变化。

对于控制变量,本文参考既有研究(Huang 等,2025),综合考虑城市养老服务需求、经济和财政条件、相关服务资源以及产业发展状况,选取了人口与需求、经济与财政、医疗资源与产业结构等方面的变量。其中,人口规模决定城市潜在养老服务对象的总体规模;人口老龄化程度与长期照护潜在需求密切相关;城市经济发展水平会影响居民的养老服务支付能力、养老机构投资环境及服务需求结构,采用人均 GDP 衡量;地方政府在长护险实施和养老服务体系建设中承担制度运行、服务监管和相关配套投入等职能,采用一般公共预算支出衡量;医疗资源与养老照护服务之间可能存在替代、互补以及资源竞争关系,采用医疗床位数衡量;第三产业发展能够反映城市服务业基础和养老服务市场的发展环境,采用第三产业占比衡量。各变量的定义和描述性统计结果见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

Table 1 Variable Definitions and Descriptive Statistics

变量名称	变量定义及赋值	均值(标准差)/百分比
因变量		
养老机构床位数	城市养老机构年末床位数(张)	12234.41(12277.30)
核心解释变量		
长护险扩围试点	非 2020 年长护险扩围试点城市=0	95.50%
	2020 年新增试点城市=1	4.50%
控制变量		
人口规模	地级市常住人口(万人)的自然对数	5.77(0.72)
人口老龄化程度	65 岁及以上人口占常住人口比重(%)	12.38(3.55)
人均 GDP	人均地区生产总值(元/人)的对数	10.78(0.58)
一般公共预算支出	一般公共预算支出(万元)的对数	14.89(0.72)
医疗床位数	医院、卫生院床位数(张)的对数	9.64(0.71)
第三产业占比	第三产业增加值占地区生产总值比重(%)	41.84(10.09)

资料来源:根据 2013~2017 年和 2022~2024 年《中国民政统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、2010 年与 2020 年全国人口普查数据,以及各地级市统计公报和统计年鉴相关数据计算整理得到。后文图表资料来源同表 1。

3.3 模型设定

本文关注长护险扩围对养老机构床位供给的影响。由于 2020 年新增长护险试点城市的政策实施时点基本一致,本文采用城市和年份双向固定效应的双重差分模型(DID)进行估计,基准回归模型设定如下:

$$Beds_{it} = \alpha + \beta(Treat_i \times Post_t) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

公式(1)中, $Beds_{it}$ 为城市*i*在年份*t*的养老机构床位数; $Treat_i \times Post_t$ 是长护险扩围政策虚拟变量与时间虚拟变量的交互项,其系数 β 表示长护险扩围政策对养老机构床位扩张的影响; X_{it} 表示一系列可能影响养老机构床位供给的因素,其系数 γ 表示控制变量对养老机构床位扩张的影响; α 表示各城市在政策实施前的养老机构床位基准水平; μ_i 和 λ_t 分别表示城市固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。为控制同一城市内部误差项可能存在的自相

关,本文将标准误聚类至城市层面。

4 实证分析

4.1 基准回归

表 2 报告了长护险扩围对养老机构床位数的估计结果。列(1)仅控制城市固定效应和年份固定效应,核心解释变量的估计系数为 3392.92,且在 5%的小概率水平上统计显著;列(2)~列(4)分别进一步控制人口与养老需求、经济与财政能力以及医疗资源与产业结构变量,估计系数分别为 3397.77、3491.86 和 3534.63,结果均在 5%的小概率水平上统计显著。

表 2 基准回归结果
Table 2 Baseline Regression Results

变量	养老机构床位数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
核心解释变量				
长护险扩围试点(参照组=否)	3392.92 ** (1582.99)	3397.77 ** (1583.22)	3491.86 ** (1571.93)	3534.63 ** (1509.52)
人口与需求				
人口规模		-3581.73 ** (1801.12)	-3582.20 ** (1806.99)	-3513.53 * (1795.91)
人口老龄化程度		7831.61 (45099.15)	11288.97 (45392.56)	16540.98 (50383.73)
经济与财政				
人均 GDP			-821.85 (913.25)	-748.70 (923.51)
一般公共预算支出			1026.98 (1043.24)	794.74 (1079.59)
医疗资源与产业结构				
医疗床位数				3328.33 (2239.92)
第三产业占比				4815.51 (6104.43)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2022	2022	2022	2022
R ²	0.85	0.85	0.85	0.85

注:①括号内数据为聚类到城市层面的稳健标准误,后表同。②*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的小概率水平上统计显著,后表同。

上述结果表明,在 2021~2023 年政策后观察期内,相较于未开展长护险试点的城市,2020 年新增试点城市的养老机构床位数平均增加约 3535 张。随着控制变量依次纳入模型,核心解释变量的估计系数始终保持在 3393~3535 之间,且显著性水平未发生明显变化,说明长护险扩围与养老机构床位规模扩张之间存在较为稳定的正向关系,假设 1 得到验证。长护险能够分担失能人员的护理服务费用,缓解家庭购买正式照护服务面临的支付约束,提高正式照护需求的稳定性。同时,长护险定点管理和基金结算机制可以进一步增强养老机构对未来入住需求和服务收入的预期,因此,需求侧支付保障在一定条件下能够向养老服务市场传

递需求扩张和收益预期改善的信号,形成养老机构床位供给响应。

从控制变量的估计结果看,人口规模的系数在各模型中均显著为负,这可能是由于该系数反映的是同一城市人口规模变化与床位供给变化之间的条件相关关系,城市人口增长可能更多来自劳动年龄人口流入,并不必然同步转化为机构照护需求。其余控制变量未表现出显著影响,鉴于控制变量主要用于减少遗漏变量偏误,本文不对其系数作进一步解释。

需要说明的是,床位总量显著增加表明长护险扩围引致的供给响应至少包含数量扩张路径,但这一结果并不能排除机构同时进行存量床位功能调整。由于缺少护理型床位数量及占比数据,本文不能比较两种路径的相对重要性,也不能据此认定养老机构供给结构已经得到优化。

4.2 平行趋势检验

双重差分模型要求处理组和对照组满足平行趋势假定,即在未受到政策影响的情况下,处理组与对照组具有相近的变化趋势。为考察长护险扩围前试点城市与非试点城市养老机构床位数的变化差异,本文采用事件研究法进行平行趋势检验,以 2016 年为基期,估计处理组在 2012~2015 年和 2021~2023 年的各年份的系数,模型设定如下:

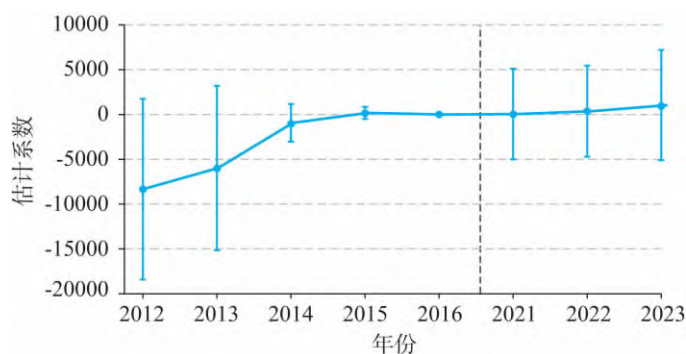
$$Beds_{it} = \alpha + \sum_{t \neq 2016} \beta_t (Treat_i \times Year_t) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

公式(2)中, $Year_t$ 为年份虚拟变量,本文将 2016 年设为参照年份; β_t 反映相应年份处理组与对照组养老机构床位数相对于 2016 年的差异。其余变量含义与公式(1)一致。

图 1 显示了平行趋势检验结果。如图所示,2012~2015 年各期置信区间均覆盖 0,表明在现有可观察的 2012~2015 年政策前时期内,未发现处理组与对照组存在显著趋势差异。不过,由于 2017~2020 年数据缺失,该检验不能直接验证政策实施前夕的平行趋势,相关结果仍需谨慎解释。政策后 3 个年份的点估计为正,但置信区间较宽,总体来看,事件研究法估计结果的方向与基准回归一致。

图 1 平行趋势检验结果

Figure 1 Results of Parallel Trend Test



注:①2016 年为省略基期。②黑色竖向虚线区分政策前与政策后观察窗口。③误差线为 95% 置信区间。

4.3 稳健性检验

4.3.1 剔除特殊城市样本

直辖市在行政层级、人口规模和公共资源配置方面具有特殊性,可能对整体估计结果产生较大影响。为了检验床位增长显著结果是否主要由直辖市驱动,本文在剔除北京和天津后

重新进行估计(上海和重庆在 2020 年前已开展试点,未纳入本文样本)。此外,少数政策前床位规模特别大的城市可能具有强规模效应,同时具有更强的扩容能力,从而对估计结果产生较大影响。因此,本文也剔除了政策前床位规模最高的前 5%城市后进行重新回归。表 3 展示了剔除直辖市和剔除政策前床位规模最高的前 5%城市观测值后的回归结果,系数在 5%的小概率水平上统计显著,与基准回归结果接近,说明床位扩张显著结果并非由直辖市单独驱动,也并不依赖于少数超大床位城市。

表 3 剔除特殊城市样本后双重差分结果
Table 3 Results of DID Excluding Special City Samples

变量	剔除直辖市	剔除床位规模前 5%的城市
长护险扩围试点(参照组=否)	3204.50 ^{**} (1578.03)	3255.29 ^{**} (1577.61)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	2008	1920
R ²	0.82	0.76

注:①前 5%在完整基准回归的 259 个城市中重新划分,使用 2012~2016 年养老机构床位数的城市均值计算,95%分位数为 28193.66 张。②共剔除 13 个城市,包括北京、天津、南京、南充、台州、大连、徐州、无锡、杭州、武汉、盐城、石家庄和赣州。

4.3.2 逆概率加权

试点选择可能与城市政策前养老服务供给基础、经济条件和老龄化程度相关,从而造成可观测特征上的样本选择偏误。本文以是否为 2020 年新增长护险试点为因变量,使用政策前床位均值、床位变化趋势、人均 GDP 和人口老龄化程度估计 Logit 倾向得分,进行逆概率加权双重差分法(IPW-DID),以减少样本选择偏误对回归结果的影响。与倾向得分匹配方法相比,逆概率加权不需要删除未匹配样本,而是根据倾向得分调整对照城市权重,在保留更多样本信息的同时改善处理组与对照组的可比性。表 4 展示了 IPW-DID 结果,政策效应估计系数为 3935.20,且在 1%的小概率水平上统计显著,说明在减少选择偏误后基准回归结果依然稳健。同时,为避免因变量采用养老机构床位数时,床位规模较大的城市对估计结果产生过大影响,本文进一步以 ln(养老机构床位数+1) 为因变量,在相同控制变量和固定效应设定下进行 IPW-DID 估计^①。结果显示,长期护理保险扩围的政策效应估计系数为 0.19,并在 10%的小概率水平上统计显著,表明在压缩城市间床位规模差异后,政策效应的方向及其显著性仍保持稳健。采用事件研究法进行平行趋势检验的结果显示,在可观察的 2012~2015 年政策前时段内,未发现长护险扩围前试点城市与非试点城市的养老机构床位数的对数变化存在显著的趋势差异。

① 为节省篇幅,相关回归结果及平行趋势检验图未在正文中呈现,感兴趣的读者可联系作者获取。

表 4 逆概率加权双重差分结果

Table 4 Results of Inverse-Probability-Weighted DID

变量	IPW-DID
长护险扩围试点(参照组=否)	3935.20*** (1296.06)
控制变量	控制
城市固定效应	控制
年份固定效应	控制
样本量	2022
R ²	0.94

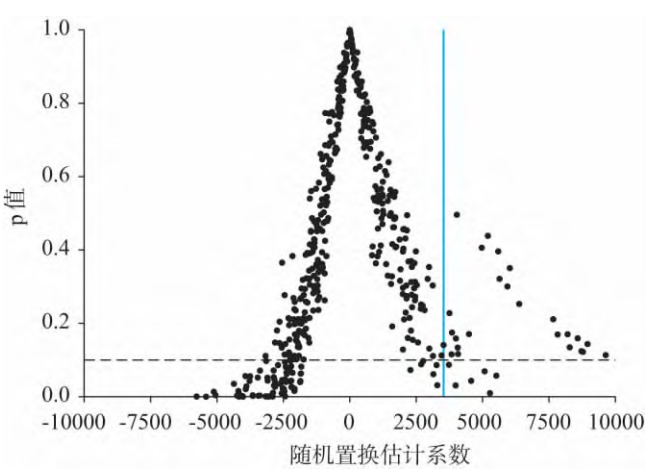
注:IPW 采用处理组平均处理效应(ATT)口径,处理组权重为 1,对照组权重为 $p/(1-p)$ 。

4.3.3 安慰剂检验

为进一步检验基准回归结果是否可能由随机因素驱动,本文开展了随机置换检验。具体而言,本文在回归样本中随机抽取与实际处理组数量相同的城市作为虚拟处理组,并重复估计 500 次,记录每次模拟得到的政策系数及其对应的统计结果。图 2 展示了随机置换检验结果。随机生成的估计系数主要集中于 0 值附近且满足正态分布,而真实估计系数位于随机分布的右侧,超过大部分随机模拟结果^①。这表明基准回归中观察到的正向政策效应不太可能由随机分组产生,基准回归结果并非由随机因素驱动。

图 2 随机置换安慰剂检验

Figure 2 Permutation-based Placebo Test



注:①横向虚线代表 p 值等于 0.1,即 10%的显著性水平。②蓝色竖线代表真实回归估计系数值。

5 进一步分析

5.1 作用机制分析

前文基准回归结果表明,长护险扩围能够促进试点城市养老机构床位供给增加。本部分

① 检验结果的单侧经验 p 值为 0.060,即在 500 次随机置换中,仅有 30 次随机估计系数大于真实估计系数。

进一步考察床位扩张的具体实现方式。养老机构床位总量的增加既可能通过新增机构实现，也可能通过既有机构扩大单位床位规模实现。因此，本文分别以养老机构数量、单位床位规模以及 65 岁及以上人口万人床位数作为被解释变量，分析长护险扩围对不同供给指标的影响，结果如表 5 所示。

从养老机构数量来看，长护险扩围估计系数在 1% 的小概率水平上统计显著，表明政策实施后试点城市养老机构数量出现明显增加。相比之下，长护险扩围对机构单位床位规模的影响并不显著。此外，以 65 岁及以上人口万人床位数衡量人口标准化供给水平时，长护险扩围系数同样未达到统计显著水平。上述结果表明，长护险扩围带来的床位绝对规模增长主要伴随着养老机构数量增加，而非既有机构平均规模扩大或人口标准化供给水平提高，假设 2 得到支持。这一结果与养老机构床位的调整特点相一致：相较于扩大单体机构规模，新服务主体进入或原有服务主体转型可能具有更低的调整门槛，能够更快响应长护险带来的需求和支付信号。

表 5 养老机构床位扩张方式估计结果
Table 5 Expansion Patterns of Nursing-Home Beds

变量	养老机构数量 (1)	单位床位规模 (2)	65 岁及以上人口万人床位数 (3)
长护险扩围试点(参照组=否)	27.98 *** (10.70)	-4.12 (10.25)	20.22 (20.75)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	2007	1999	2022
R ²	0.77	0.63	0.62

5.2 异质性分析

5.2.1 养老服务基础与财政承接能力

长护险形成的支付需求能否转化为养老机构床位扩张，可能取决于地方是否具备相应的养老服务基础和财政承接能力。已有分析表明，养老机构床位增加并非仅由需求规模决定，还需要当地具备机构网络、服务人员和制度配套等供给条件(黄枫、傅伟, 2017)。因此，本文进一步考察政策效果在不同地方承接能力的城市之间是否存在差异。具体而言，本文分别以政策实施前养老机构床位数、养老机构数量及一般公共预算支出的各年份均值为基础，按其中位数将城市划分为高水平组和低水平组进行分组回归分析，回归结果如表 6 所示。

从养老服务基础来看，低床位基础组和低机构基础组中的政策效应未达到统计显著水平，而高床位基础组和高机构基础组的估计系数均正向显著，且该结果通过了组间系数差异显著性检验。这说明长护险扩围带来的床位供给响应主要集中在原有养老服务基础较好的城市。从财政承接能力来看，低财政能力组中的政策效应未达到统计显著水平，而高财政能力组的估计系数正向显著，但该结果未通过组间系数差异显著性检验。这可能是由于财政能

力属于较远端的承接条件,而不是直接用于养老服务的财政投入。尽管如此,该结果提供了财政能力较强城市的床位供给响应更为明显的方向性证据。总体而言,结果表明长护险的供给效应并非在所有城市中均等发生,而更容易在既有养老服务基础较好、财政承接能力较强的地区实现。异质性分析结果支持了假设 3a 和假设 3b,说明需求侧支付制度向实体养老服务供给转化需要相应的地方条件支撑。

表 6 养老服务基础与财政承接能力异质性分析

Table 6 Heterogeneity Analysis of Local Service Capacity and Fiscal Capacity

变量	政策前床位基础		政策前机构基础		政策前财政能力	
	低组 (1)	高组 (2)	低组 (3)	高组 (4)	低组 (5)	高组 (6)
长护险扩围试点 (参照组=否)	-179.20 (944.25)	4525.89*** (1247.27)	-384.87 (2137.43)	5220.37*** (1364.09)	1146.64 (1259.75)	3405.00** (1565.93)
经验 p 值	0.09		0.05		0.28	
控制变量	控制	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	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	971	1051	970	1052	976	1046
R ²	0.66	0.79	0.61	0.84	0.77	0.83

注: 组间系数差异检验采用费舍尔组合检验, 经验 p 值通过 1000 次重复抽样计算, 后表同。

5.2.2 人口老龄化程度

正如前文所指出的, 人口老龄化既可能通过扩大长期照护潜在需求促进养老机构床位扩张, 也可能因有效需求转化不足和承接压力增加而限制供给响应。因此, 人口老龄化对长护险供给效应的影响具有两种可能方向。为进一步考察不同人口需求条件下长护险扩围的床位供给效应, 本文以政策实施前各城市 65 岁及以上人口占比的均值为基准, 按其中位数将城市划分为高老龄化组和低老龄化组, 分别进行回归分析, 结果如表 7 所示。

结果显示, 低老龄化组中长护险扩围的估计系数在 1% 的小概率水平上统计显著; 高老龄化组则未达到统计显著水平, 该结果通过组间系数差异显著性检验。由此可见, 长护险扩围并未在高老龄化城市表现出更强的床位供给响应。因此, 结果支持竞争性假设 4b, 即在高老龄化地区, 人口需求优势并未自动转化为更强的床位供给响应。这一结果与已有研究一致 (Wang 等, 2023), 我国养老机构供给与人口需求之间存在明显的空间和结构错配, 部分人口密集地区虽然照护需求较高, 但机构床位的可获得性仍受到设施布局和服务成本的制约。部分高老龄化城市可能同时面临青年人口流出、经济发展水平相对较低、家庭照护资源不足以及养老服务体系承接能力有限等问题, 使新增照护需求难以迅速转化为养老机构床位投资 (张鹏、张磊, 2019)。

结合前文养老服务基础与财政承接能力的异质性分析可以发现,长护险的供给效应并非仅由人口需求规模决定,而取决于潜在需求能否被当地养老服务体系有效承接。高老龄化地区虽然面临较大的照护需求压力,但若缺乏足够的机构基础、专业人员和财政支持,需求增长可能更多体现为照护压力增加,而非短期内转化为新增床位供给。

表 7 人口老龄化程度异质性分析
Table 7 Heterogeneity Analysis of Population Ageing Level

变量	低老龄化组 (1)	高老龄化组 (2)
长护险扩围试点(参照组 = 否)	4658.59 ** (1784.25)	1632.46 (2587.01)
经验 p 值	0.10	
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	988	1034
R ²	0.92	0.77

6 结论与政策建议

长护险作为我国应对人口老龄化、完善失能群体照护保障体系的重要制度安排,不仅影响家庭照护选择,也可能通过改变支付预期和降低市场准入难度影响养老服务供给。本文利用 2012~2016 年和 2021~2023 年城市间断面板数据,将 2020 年长护险试点扩围政策视为准自然实验,采用双重差分模型考察其对养老机构床位供给的影响,并进一步分析床位扩张方式及地方条件差异,主要得出 4 点结论。第一,长护险扩围显著促进了试点城市养老机构床位供给增加,新增试点城市在政策实施后的观察期内平均增加约 3535 张床位。第二,床位供给增长主要表现为养老机构数量增加,而非每机构单位床位规模扩大,表明政策初期主要推动了养老服务供给的外延式扩张。第三,政策效应具有明显的地方条件依赖性,床位扩张主要出现在政策前养老服务基础较好、财政承接能力较强的城市。第四,人口老龄化程度较高的城市并未表现出更强的床位供给响应,说明潜在照护需求需要通过支付保障和地方服务体系的承接,才能转化为实际供给。本文识别的是养老机构床位总量的净变化,尚不能回答新增或改造床位中护理型床位所占比例,也不能直接评价床位利用效率、服务质量和供需匹配程度。

上述发现表明,长护险不仅是失能照护负担风险分担制度,也会通过改变正式照护需求和机构收入预期影响养老服务供给。人口老龄化形成的潜在需求需要经过支付制度和地方承接能力两次转化,才能形成实际床位供给。支付保障能够释放需求,既有服务网络和财政条件则决定地方能否承接需求。基于上述发现,本文提出 3 点政策建议。第一,推动长护险制度建设与养老服务供给体系建设协同发展。在完善筹资机制、待遇支付和失能评估体系的同时,应加强定点服务机构培育、护理人员培养、服务标准建设和费用结算管理,提高制度支付向服务供给转化的效率。第二,提升服务基础薄弱地区的服务承接能力。针对养老机构基

础不足、财政能力有限地区,应通过设施建设支持、护理人才培养和区域服务协作等方式降低服务供给的进入门槛,避免出现照护需求增长与服务供给不足并存的问题。第三,完善长护险政策效果评价体系。政策评价不应仅关注床位数量增长,还应进一步关注床位利用率、入住人数、护理人员配置和服务质量等指标,推动长期护理保险从扩大服务供给向提升照护质量转变。

参考文献/References:

- 1 黄枫,傅伟.政府购买还是家庭照料?——基于家庭照料替代效应的实证分析.南开经济研究,2017; 1: 136-152.
- 2 荆涛,邢慧霞,王文卿.长期护理保险政策促进劳动就业效应研究——来自 11 个试点城市的经验数据.价格理论与实践,2021; 6: 23-29+43.
- 3 李曼,曾毅,刘悦,冯秋石,王正联.中国机构养老需求长期趋势预测研究.南方人口,2025; 6: 40-50.
- 4 彭天娇,张韦,朱成燕,姚岚.央地视角下长期护理保险政策比较研究.中国卫生政策研究,2026; 1: 9-16.
- 5 万谊娜,考亦娜.社区长期护理服务资源整合逻辑与实现条件——以上海市为例.北京航空航天大学学报(社会科学版),2021; 4: 67-75.
- 6 王文娟,张世青.强化抑或削弱:养老机构扶持政策向何处去.山东社会科学,2019; 12: 101-106.
- 7 王馨慧,孙晨晗,刘稳,胡敏.长期护理保险对居家社区护理需求的规范与引导:国际经验及启示.中国卫生政策研究,2024; 1: 75-81.
- 8 王雪,王晶.何去何从:性别视角下养老护理员的职业流动.妇女研究论丛,2025; 2: 17-33.
- 9 徐晓雯,唐晴.PPP 模式下养老服务供给侧改革路径研究.福建商学院学报,2018; 5: 56-65.
- 10 于新亮,黄俊铭,康琢,于文广.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.中国农村经济,2021; 11: 125-144.
- 11 余央央,张毅,封进.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.经济学(季刊),2025; 2: 293-309.
- 12 张鹏,张磊.老龄化、产业结构高级化与经济增长——兼论如何缩小地区收入差距.南京社会科学,2019; 5: 18-26+33.
- 13 张文娟,李念.现金或服务:长期照护保险的给付制度分析.中国卫生政策研究,2020; 2: 1-9.
- 14 张文娟,梅真.长期护理保险对受益人他评生活满意度的影响研究.中国卫生政策研究,2023; 4: 9-17.
- 15 Chen H. and 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: e6386-e6395.
- 16 Huang Z., Jian A., Wang J., and Chen H. 2025. The Effects of Public Long-term Care Insurance on the Long-term Care Industry in China: A Quasi-Experimental Study. BMC Geriatrics 25: 276.
- 17 Kim H. B. and Lim W. 2015. Long-term Care Insurance, Informal Care, and Medical Expenditures. Journal of Public Economics 125: 128-142.
- 18 Mi H., Fan X., Lu B., Cai L., and Piggott J. 2020. Preparing for Population Ageing: Estimating the Cost of Formal Aged Care in China. The Journal of the Economics of Ageing 17: 100183.
- 19 Qian Y., Qin W., Zhou C., Ge D., Zhang L., et al. 2018. Utilisation Willingness for Institutional Care by the Elderly: A Comparative Study of Empty Nesters and Non-Empty Nesters in Shandong, China. BMJ Open 8: e022324.
- 20 Wang Z., Wang X., Dong Z., Li L., Li W., et al. 2023. More Urban Elderly Care Facilities Should Be Placed in Densely Populated Areas for an Aging Wuhan of China. Land 12: 220.

From Payment to Supply: The Impact of Long-term Care Insurance Expansion on the Growth of Elderly Care Institution Beds

Liu Xiaoting Wang Yanru Ma Xinye

Abstract: Against the backdrop of rapid population ageing and the rising demand for long-term care services, establishing a stable and sustainable long-term care system has become an important component of actively responding to population ageing. As an institutional arrangement designed to provide social risk-sharing protection for individuals with long-term care needs, long-term care insurance (LTCI) may not only alleviate households' financial constraints in obtaining care services but also influence the development of formal care supply. However, whether and how LTCI expansion generates supply-side responses in the elderly care service sector remains insufficiently understood. This study examines the impact of LTCI expansion on the supply of elderly care institution beds and explores the conditions under which such effects emerge.

Using an unbalanced city-level panel dataset covering 2012–2016 and 2021–2023, this study regards the nationwide expansion of LTCI pilot programs in 2020 as a quasi-natural experiment and employs a difference-in-differences model to identify the causal effect of LTCI expansion on elderly care institution bed supply. The main sample excludes cities that had implemented LTCI before 2020 and compares cities newly included in the 2020 expansion with cities that had not introduced LTCI by 2023.

The results show that LTCI expansion is associated with a statistically significant increase in the absolute number of elderly care institution beds. In the fully controlled specification, newly added pilot cities had, on average, about 3535 more beds during 2021–2023 relative to non-pilot cities. The results remain robust after the robustness tests including sample restrictions, inverse-probability weighting, placebo timing tests, and random reassignment of treatment status. Further analysis shows that the number of elderly care institutions increased, whereas average beds per institution did not change significantly. The expansion therefore mainly took the form of an increase in the number of institutions rather than the enlargement of existing institutions. Heterogeneity analyses show that the positive bed response is concentrated in cities with stronger pre-policy elderly care service foundations and greater fiscal capacity. Cities with higher levels of population ageing do not display a stronger response, indicating that demographic demand alone does not necessarily translate into additional institutional capacity.

This study contributes to the literature in several ways. First, it shifts the analysis of LTCI to city-level provider capacity, providing evidence on the supply-side consequences of a demand-side social insurance program. Second, by distinguishing between increases in the number of institutions and enlargement of existing institutions, the study identifies the main form through which elderly care bed capacity expands following policy implementation. Third, the study places demographic demand and local supply-side conditions within a unified analytical framework and shows that stronger ageing pressure does not automatically translate into a larger supply response. The effectiveness of LTCI in promoting elderly care supply depends on whether local governments and service systems possess sufficient institutional foundations and fiscal capacity to absorb the increased demand generated by insurance coverage. Finally, the findings provide empirical evidence for understanding the broader supply-side effects of LTCI and offer policy implications for improving long-term care systems in the context of population ageing.

Keywords: Long-term Care Insurance, Elderly Care Service Supply, Elderly Care Institution Beds, Population Ageing, Difference-in-Differences

Authors: Liu Xiaoting is Professor, School of Public Affairs, Zhejiang University; Wang Yanru (Corresponding Author) is PhD Candidate, School of Population and Health, Renmin University of China; Ma Xinye is PhD Candidate, School of Public Affairs, Zhejiang University. Email: ywang208@e.ntu.edu.sg

(责任编辑: 谢东虹)