

长期护理保险对护理员职业化的影响研究

陈佳鑫 罗守贵

[摘要] 提升养老护理员职业化水平是充分发挥养老服务体系功能,应对人口老龄化加速的关键。本文在理论模型的基础上,使用来自20个省份的大样本养老护理员调查一手数据,探讨长期护理保险对养老护理员职业化的影响。研究发现,长期护理保险的试点提升了养老护理员的职业化水平,尤其对年龄较轻、教育水平较高、有护理工作经验的护理员的影响更为明显。机制分析表明,长期护理保险的试点扩大了地区对护理员的需求与护理员内部的收入差距,为护理员职业化提供了经济激励。进一步研究发现,尽管长期护理保险的实施提升了养老护理机构的雇佣成本,但是降低了护理员的流失率并提高了机构培训比率。本研究为推动养老护理员职业化发展提供了新的政策视角,对提升养老服务质量、构建高水平养老服务人才队伍具有重要现实意义。

[关键词] 长期护理保险;养老护理员;人力资本;职业化水平;经济激励

[中图分类号] F062.9;F842.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-3306(2026)02-0064-14

DOI: 10.13497/j.cnki.is.2026.02.005

一、引言

照护工作是一项劳动密集型工作,尽管存在机器人替代劳动的空间,但人与人之间的交流互动不可缺少。现阶段,我国已经成为全球人口老龄化速度最快的国家之一(都阳和封永刚,2021),在人口老龄化以及家庭结构小型化的背景下,如何应对亿万老人的养老照护需求成为一项挑战。政策提出要推进养老服务体系建设,^①通过提升社会照料服务的供给能力,依赖专业分工以及规模经济,在降低照料成本的同时解决老年人的照护问题(朱铭来和康琢,2024)。但在目前阶段,我国老年人需求结构正由生存型向发展型转变,需要多元化、多层次的护理服务,^②而养老护理服务的从业主体仍然是文化水平较低的中年女性流动人口(余央央和封进,2014),供需之间无法匹配的结构性矛盾突出。根据全国人大专题调研组的数据,全国80%的家庭无法找到满足其长期照料需求的护理员(Glinskaya & Feng,2018)。由于独生子女政策以及高等教育的不断普及,从事护理职业的潜在人员数量将持续下降,满足人民的养老照护需求、充分发挥养老服务体系功能,面临较大挑战。

在这样的背景下,提升现有养老护理员的职业化水平尤为重要。在各类支持养老服务人才队伍建设的政策中,长期护理保险的激励方式具有显著差异。多数政策从劳动力供给端发力,通过财政补贴推动护理员职业化发展。^③与直接补贴护理员技能提升不同,长期护理保险政策在机制设计上,是向护理员的雇佣者,即定点养老服务机构购买服务。截至2024年底,8年时间内全国长期护理保险参保人数超过1.8亿,累计基金支出超过800亿元。^④因此,需要评估长期护理保险的推行能否改善护理员的供给结构?在政策层面是否存在从需求端发力,缓解养老护理服务供需结构性失衡的空间?

厘清长期护理保险对养老护理员职业化的影响及其潜在机制,对于挖掘政策在提升养老护理行业

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“城市社区居家养老的多元要素协同与多维主体联动研究”(22CGL032);国家社会科学基金重大项目“面向人口老龄化的数智医疗服务体系构建与管理研究”(25&ZD182)。

[作者简介] 陈佳鑫,上海交通大学安泰经济与管理学院博士生;罗守贵(通讯作者),上海交通大学安泰经济与管理学院特聘教授,E-mail:sgluo@sjtu.edu.cn。

人力资本中的作用具有重要意义。然而,现有文献关于长期护理保险对护理人才培养影响的系统探讨不足(Hackmann et al., 2025)。鉴于此,本文基于经典的任务-技能匹配理论(Acemoglu & Autor, 2011; Autor, 2015),以养老护理员的职业技能与职业认同为主要研究对象,结合固定效应模型和倾向得分匹配(PSM)方法,系统探究长期护理保险对护理员职业化的影响及其作用机制。

二、文献综述、理论框架与研究假说

(一) 文献综述

近年来,从产业发展角度讨论长期护理保险政策效应的文献逐渐增加,揭示了长期护理保险对护理机构市场进入、护理机构布局及从业人员规模的综合影响。余央央等(2023)基于 S 市照护机构数据的研究发现,长期护理保险促进了照护机构进入市场。胡宏伟和史健群(2024)、陈璐和王璐(2024)、周博和赵绍阳(2024)、余央央等(2025)的研究深化了这一结论,探讨了长期护理保险给付条件对护理机构进入的异质性影响。朱铭来等(2025)从空间分布的视角,发现长期护理保险提升了城市养老产业的集聚程度。Hackmann et al. (2025)利用德国的行政数据,^⑤发现德国长期护理保险提高了 65 岁以上人群从事养老服务工作的比率,增加了养老护理行业的劳动力供给。但探索中国长期护理保险对护理员规模影响的研究尚不足。

现有文献注意到了我国护理员工作存在强度高地位低、流动高薪酬低、年龄高技能低的特征,并对其原因展开了分析(余央央和封进,2014;杨博文,2022;赵琛徽和刘欣,2021)。^⑥照护工作被污名化、劳动者的市场议价能力弱、技能提升对收入增长的边际效应有限等被认为是护理员职业化难以推进的重要原因。在研究方法上,最近的文献开始使用大规模问卷调查的方法进行研究(杨博文,2022;李帅龙等,2025)。然而,这类研究的数据局限于个别试点城市,未覆盖全国范围;探索主要停留在统计研究和事实性描述的阶段,关于如何破解这一困境的具体分析尚不足。

在鼓励低收入群体进行人力资本投资方面,现有文献主要以 OECD 国家的政府职业培训项目为研究对象,发现培训能提升工人生产率(Barrett & O'Connell, 2001; Dearden et al., 2006; Konings & Vanormelingen, 2015),但是纳入培训参与的自选择性之后,生产率提升效应会显著减弱(Goux & Maurin, 2000; Leuven & Oosterbeek, 2008)。政府支持的职业培训项目成本高昂,其净收益评估存在较大争议(Heckman et al., 1999),其政策效果与经济价值有待进一步验证。

在中国情境下,关于劳动力人力资本投资的研究主要集中于义务教育和高等教育等“通用性人力资本”(Becker, 1962; 陈斌开和张川川, 2016; 毛其淋, 2019; 周茂等, 2019; 方森辉和毛其淋, 2021),而对劳动者在既定受教育水平下、通过工作过程积累的“专用性人力资本”关注相对不足。^⑦有研究表明,企业为员工提供培训有助于降低经营风险(吴万宗和汤学良, 2016),但对员工个人人力资本积累的影响问题,仍缺乏直接经验证据。

综上,受限于数据可得性,现有文献难以对长期护理保险对护理员职业化的影响进行有效评估,也缺乏对

① 相关文件包括国务院办公厅《关于推进养老服务发展的意见》国办发〔2019〕5号、《关于建立健全养老服务综合监管制度促进养老服务高质量发展的意见》国办发〔2020〕48号,民政部等联合 21 部门联合发《关于加快发展农村养老服务的指导意见》民发〔2024〕20号,发改委《城企联动普惠养老专项行动实施方案(试行)》发改社会〔2019〕333号等。

② 资料来源:人民网研究院调研报告, <http://yjy.people.com.cn/n1/2024/0429/c244560-40226657.html>。

③ 以上海市为例,自 2025 年 1 月起,上海市根据护理员获得的职业等级认定,分 5 年以 60 个月的最低工资为基数,为养老护理从业者发放补贴。

④ 资料来源:央视网, <https://news.cctv.com/2025/02/07/ARTIHDWb85pGOSiCbqY3VypI250207.shtml>

⑤ 德国于 1995 年引入全民长期护理保险制度。

⑥ 资料来源:全国人大网 http://www.npc.gov.cn/npc/c2/c30834/202209/t20220902_319168.html。

⑦ “通用性人力资本”指适用于多行业的知识和技能,而“专用性人力资本”指工人积累的仅适用于当前企业的特定知识(刘方龙和吴能全, 2013)。

其促进行业人力资本积累的机制分析。本文的边际贡献为:关注长期护理保险作为一项产业政策,对提升行业人力资本、培养高质量人才队伍的作用,提供一个评估长期护理保险效应的全新视角;使用独特的问卷调查数据,利用大样本的护理员数据,实证研究养老护理员职业化问题;试图厘清长期护理保险这一需求侧政策提升护理员人力资本的机制,为破解养老护理从业者技能不足的困境提供新的政策启示。

(二) 理论框架

为了应对日益增长的失能、失智老人的护理需求,改善“一人失能,全家失衡”的现状,我国长期护理保险制度从2016年开启了全国范围内的试点。长期护理保险依托定点服务机构开展,为参保人提供机构集中护理与居家上门护理两类服务。对参保人员在待遇评估有效期内发生的符合政策规定的服务费用,由长期护理保险基金向定点服务机构予以支付。为了规范长期护理保险基金的使用,在长期护理保险的实施过程中,地方医保部门会要求相关护理员获得相应资质认可。护理员可以自主选择是否考取从业资质并提供长期护理服务。^①

本文参考 Acemoglu & Autor(2011)的任务模型(Task Model),构建一个包括高水平、低水平两种劳动力投入的劳动力市场模型。在模型中引入长期护理保险的冲击,并分析长期护理保险对技能溢价的影响。劳动者根据技能溢价水平决定是否进行人力资本投资,由此形成劳动者在两种职业水平之间的决策均衡。本文的理论模型构建如下:

1. 企业。假设企业雇佣异质的劳动力生产两种养老服务产品,分别为 Y_H 和 Y_L ,且服务产品在企业之间是同质化的。长期护理保险服务 Y_H 只能通过雇佣高水平劳动力进行生产,而其他类型的养老服务 Y_L 只需要雇佣低水平劳动力就能够生产。假设企业的生产函数如下:

$$\begin{cases} Y_H = A_H H^\alpha K^{1-\alpha} \\ Y_L = A_L L^\alpha K^{1-\alpha} \end{cases} \quad (1)$$

其中, A 代表生产效率,假设 $A_H > A_L$,即雇佣单位高水平劳动力的产出要大于雇佣单位低水平劳动力; α 刻画了劳动力的产出弹性, $0 < \alpha < 1$ 。

根据政策,长期护理保险基金对养老护理企业提供服务补贴,通过政府购买方式,为经资质认定的养老护理员所提供的长期护理服务支付费用。对提供了长期护理保险服务的养老护理企业,政府会按一定比例给予价格补贴 s 。假设市场上单位养老服务的价格为 P ,那么企业的利润最大化问题如下:

$$\max_{H,L} P((1+s)Y_H + Y_L) - w_H H - w_L L \quad (2)$$

由一阶条件可得企业的雇佣决策:

$$\begin{cases} w_H = P(1+s)MPK_H \\ w_L = P \cdot MPK_L \end{cases} \quad (3)$$

进一步地,可以将式(3)表示为企业的劳动力需求函数。以高水平劳动力需求为例,企业的需求函数可以表示为解析式(4):

$$H = \left[\frac{\alpha P(1+s)A_H}{w_H} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} K \quad (4)$$

由于 $\frac{1}{1-\alpha} > 0$, $\frac{\partial H}{\partial s} > 0$ 。即政府对高水平生产的服务补贴越多,企业对高水平劳动力的需求越大。

这说明,政府对高水平产品的补贴推动了企业的劳动力需求曲线向右移动,在工资不变的情况下提高了企业对高水平劳动力的需求。

2. 劳动力。假设从事养老服务的劳动力总量为 N ,显然 $N > 0$ 。假设劳动者 i 在能力上存在异质性,提升职业水平需要付出一次性的投资成本 c_i , c_i 可以被理解为提升水平所需要的时间成本以及投入的精力和金钱。劳动者自身能力越强, c_i 越低。假设 c_i 服从一定的分布 F 。

^① 限于篇幅,长期护理保险政策试点的具体过程与细则梳理备索。

劳动者 i 面临一个人力资本投资决策, 如果进行职业水平提升获得的工资报酬大于其投资成本 c_i , 那么劳动者选择提升职业水平, 否则不提升。定义提升职业水平的收益为 $\Delta w = w_H - w_L$, 其策略可以表达为如下形式:

$$\text{skill}_i = \begin{cases} L, \Delta w < c_i \\ H, \Delta w \geq c_i \end{cases} \quad (5)$$

由此可得劳动力市场上高水平与低水平的劳动者数量 H 和 L 分别为:

$$H = N \cdot F(\Delta w) \quad (6)$$

$$L = N \cdot (1 - F(\Delta w)) \quad (7)$$

可推知劳动力市场上低水平劳动力与高水平劳动力的比重与工资报酬之差成反比。工资报酬之差越小, 市场上低水平劳动力的相对占比越高。这意味着工资报酬差距增大会促进劳动力职业化, 即解析式(8):

$$\frac{L}{H} = \frac{1 - F(\Delta w)}{F(\Delta w)} \propto -\Delta w \quad (8)$$

(三) 研究假说

本文首先分析政府补贴对工资报酬差距的影响。根据 Δw 的定义, 将式(3)(6)(7)代入, 可得式(9):

$$\Delta w = \alpha P A_H N^{\alpha-1} \left[(1+s)F(\Delta w)^{\alpha-1} - \frac{A_L}{A_H}(1-F(\Delta w))^{\alpha-1} \right] \quad (9)$$

令 $G(\Delta w, s)$ 为右式 - 左式, 根据隐函数定理可以求得 Δw 对 s 的导数:

$$\frac{d\Delta w}{ds} = -\frac{\frac{\partial G}{\partial s}}{\frac{\partial G}{\partial \Delta w}} = \frac{F(\Delta w)^{\alpha-1}}{f(\Delta w)(1-\alpha)[(1+s)F(\Delta w)^{\alpha-2} + \gamma(1-F(\Delta w))^{\alpha-2}]} \quad (10)$$

由于 $\alpha \in (0, 1)$, 所以 $1 - \alpha > 0$, 式(10)大于 0。即 $\frac{d\Delta w}{ds} > 0$, 可得政府对高水平养老服务补贴越多, 高水平劳动力的相对工资收入越高。

本文接着分析政府补贴对劳动者职业水平的影响。由式(8)可知, 高水平的养老护理员供给数量与工资差距正相关, 由此可推出 $H \propto s$, 即政府对高水平服务的补贴提升了高水平劳动者的数量。从行业的视角来看, 养老护理行业劳动者的总体职业水平可以表示为:

$$HC = A_H H + A_L L \quad (11)$$

结合式(6)(7), 可推得:

$$HC = (A_H - A_L)NF(\Delta w) + A_L N \quad (12)$$

由于 $A_H > A_L$, 可得 $\frac{dHC}{d\Delta w} > 0$, 进一步可推得 $\frac{dHC}{ds} > 0$ 。

结合以上理论分析, 本文提出如下假说:

假说一: 长期护理保险促进了养老护理员职业化, 并提升了行业的人力资本总量。

假说二: 长期护理保险通过扩大企业对高水平劳动力的需求的方式, 提升了工资差距, 为护理员职业化提供了经济激励。

进一步地, 根据对劳动者异质性的分析可知, 劳动者提升职业水平需要付出投资成本 c_i , 且与劳动者的能力负相关。 c_i 越低, 劳动者越有可能提升个人职业水平。由此提出假说三:

假说三: 长期护理保险对职业化的促进作用, 对个人能力更强的养老护理员更为显著。

三、数据说明

(一) 数据来源

本文的基准分析主要基于 2023 年和 2024 年上海交通大学、中国人民大学、首都经贸大学及 F 养老服务集团联合发起的“中国养老护理员职业现状调查”数据。由于养老护理员主要在家庭等私人场所

从事不定时工作,入户调查存在困难,因此本研究采用机构本位抽样方法。具体而言,先对地级市的养老服务机构进行分层抽样,再在入选机构内部对养老护理员进行随机抽样。在 F 养老服务公司以及行业协会的协助下,分两批次对全国 20 个省级行政区 52 个地级市共计 897 家养老护理机构及其护理员进行了问卷调查。两轮调查共回收有效问卷 12947 份,调查数据具有良好的样本代表性。原始数据中包括执业医师、护士以及营养师样本。考虑这部分群体与养老护理员存在显著特征差异,本文删除了这部分样本。最终本文保留样本 12753 个。

在机制讨论部分,本文主要使用了 2011~2023 年中国工商企业注册数据。长达 13 年的数据有利于刻画地区养老护理企业的进入情况,以及地区劳动力市场对养老护理员需求的动态变化。本文将行业归属为“社会工作、居民服务和卫生”的新注册企业界定为对养老护理员有需求的机构。根据“所在城市-年份”进行加总,计算得到每年新注册数量。本文纳入了地级市层面控制变量,分别为地区生产总值、全市职工平均工资、地方财政预算内医疗卫生与计划生育支出。以上变量来自 2011~2023 年《中国城市统计年鉴》。研究还考虑了样本开始前一年,即 2010 年地区 65 岁以上老年人口数占总人口比重。该数据来源于第六次人口普查。与城市层面控制变量匹配后,最终得到 2011~2023 年包括 293 个地级市的平衡面板数据。

(二) 描述性统计

表 1 描述了研究样本的基本情况。受访者平均年龄为 50.35 周岁,男性占 11%,农村户口占 51%。样本的受教育水平较低,平均受教育年限为 10 年,约为初中或者中专水平。在从业方面,受访者平均从事护理员的时长为 4 年,平均每天工作时间为 9.25 小时,24% 的样本为兼职护理员。受访养老机构的平均建立时间为 10 年,具有一定的养老服务运营经验。养老服务机构汇报护理员平均持证上岗率为 88%,一年内护理员离职率为 18%。其中,93% 的养老服务机构在员工上岗前为员工提供岗位培训。

表 1 相关控制变量的定义和描述性统计

| 变量 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|-----------------------|--------|--------|-------|----------|
| 护理员 | 样本量:12753 | | | | |
| 年龄 | 问卷调查时的年龄(周岁) | 50.35 | 8.98 | 18.00 | 74.00 |
| 性别 | 男性=1,女性=0 | 0.11 | 0.31 | 0.00 | 1.00 |
| 工作经验 | 从事护理员的经验(年) | 4.15 | 3.00 | 0.00 | 13.00 |
| 教育水平 | 受教育时间(年) | 10.23 | 2.62 | 4.00 | 16.00 |
| 户口 | 农村户口=1,城镇、非农户口=0 | 0.51 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |
| 工作时长 | 过去一个月平均每天工作时间(小时) | 9.25 | 3.49 | 2.00 | 15.00 |
| 工作天数 | 过去一个月平均每周工作天数(天) | 4.73 | 2.17 | 1.00 | 7.00 |
| 兼职 | 兼职=1,全职=0 | 0.24 | 0.43 | 0.00 | 1.00 |
| 养老服务机构 | 样本量:897 | | | | |
| 流失率 | 上一年护理员离职占总人数比率 | 0.18 | 0.15 | 0.00 | 0.85 |
| 薪资合理度 | 护理员工资相较于劳动偏低=1,合理=0 | 0.31 | 0.46 | 0.00 | 1.00 |
| 岗位培训 | 提供=1,不提供=0 | 0.93 | 0.25 | 0.00 | 1.00 |
| 建立时间 | 从事护理服务到调查年份(年) | 9.80 | 8.45 | 0.00 | 59.00 |
| 护理员年龄段 | 有序变量,从 20 岁开始每 10 年一组 | 3.13 | 0.93 | 1.00 | 6.00 |
| 护理员全职率区间 | 有序变量,范围从 50% 以下到 100% | 3.35 | 1.41 | 1.00 | 5.00 |
| 城市 | 样本量:3809 | | | | |
| 新进入企业数 | 地区卫生和社会工作行业新注册企业(家) | 187.75 | 480.98 | 0.00 | 23327.00 |
| 经济水平 | 地区生产总值的对数 | 10.80 | 0.58 | 8.77 | 12.49 |
| 公共支出水平 | 医疗卫生与计划生育支出的对数 | 7.99 | 0.81 | 3.22 | 12.20 |
| 平均工资 | 地区职工平均工资的对数 | 11.05 | 0.39 | 9.23 | 12.68 |
| 老龄化率 | 2010 年 65 岁以上人口占比 | 8.93 | 1.79 | 1.79 | 16.50 |

依据杨丽等(2018)、刘玉萍等(2023)对护理员职业水平指标体系的研究,护理员职业水平需从职业知识、职业技能、职业认同等多个维度进行刻画。本文选择了是否持证、上月服务失能人数、服务失智人数、服务失能且失智人数、是否会继续从事养老护理员这 5 个变量作为被解释变量,刻画护理员的职业水平。其中,是否持证为哑变量,如果护理员对“您是否持有相关证书?”这一问题的回答为“是”,该值为 1,否则为 0;服务失能、失智、失能且失智人数为连续变量,代表了护理员上个月服务的失能人员数

量;是否会继续从事养老护理员为哑变量,如果护理员对“您是否会继续从事养老护理员的工作?”这一问题的回答为“是”,该值为 1,否则为 0。本文以上述变量作为被解释变量的理由如下:

是否持证:参考刘玉萍等(2023),持有职业技能等级证书体现了养老护理员专业知识和技能,因此,本文将是否持证作为专业知识水平的代理变量。

上月服务失能、失智、失能且失智人数:相比于护理能够自理的老人,护理失能失智人群需要医护相关的专业技能。因此,本文用其刻画护理员的工作能力。

是否继续从业:有继续从业意愿的护理员,更有可能在日常工作中对老人展现出耐心以及对职业的认同感。

表 2 为关键被解释变量的描述性统计结果。本文在全样本统计的基础上,分别对非试点城市与试点城市的样本进行统计,比较护理员在职业水平上的差异。分样本统计结果表明,非试点城市与试点城市的样本存在显著差异。具体而言,在长期护理保险试点城市工作的养老护理员职业化程度更高,且月薪更高。在持证率、服务失能、服务失能且失智人员数量等关键指标上,在长期护理保险试点城市工作的护理员表现都更好。

表 2 关键变量的描述性统计

| 变量 | 全样本 | | | 非长期护理保险试点城市 | | 长期护理保险试点城市 | |
|-----------------|-------|---------|---------|-------------|---------|------------|---------|
| | 样本量 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 是否持证(是=1,否=0) | 12753 | 0.74 | 0.44 | 0.65 | 0.48 | 0.77*** | 0.42 |
| 上月服务失能人数 | 7168 | 6.37 | 9.60 | 5.66 | 6.66 | 6.6*** | 10.35 |
| 上月服务失智人数 | 7168 | 2.59 | 3.84 | 2.58 | 3.59 | 2.59 | 3.92 |
| 上月服务失能且失智人数 | 7168 | 3.99 | 8.89 | 3.24 | 7.05 | 4.22*** | 9.38 |
| 是否继续从业(是=1,否=0) | 12753 | 0.84 | 0.37 | 0.84 | 0.37 | 0.84 | 0.37 |
| 月薪(元) | 12753 | 4704.54 | 2237.38 | 4073.33 | 1803.31 | 4936.76*** | 2334.75 |

注:*、**、*** 分别代表根据 t 检验,变量均值是否在 10%、5%、1% 的水平上存在显著差异。上月服务失能、失智、失能且失智人数这三个变量的样本量减少的原因是:仅在第二轮调查问卷中加入了服务失能人群的问题。

四、实证策略

(一) 基准回归

为了探究长期护理保险对养老护理员职业化的影响,本文从劳动供给侧,即养老护理员的角度展开分析。本部分使用固定效应模型:

$$Y_{ic} = \beta_0 + \beta_1 LTCL_c + X'_{ic}\beta_2 + \delta_{province} + \delta_{cohort} + \varepsilon_{ic} \quad (13)$$

其中, Y_{ic} 表示在城市 c 工作的护理员 i 与职业化水平相关的指标水平,包括是否持证,上月服务失能、失智、失能且失智人数,以及是否继续从业; $LTCL_c$ 是本文核心解释变量,如果城市 c 为长期护理保险试点城市,该变量取值为 1,否则为 0; β_1 为本文关心的核心参数,刻画了长期护理保险试点对护理员职业化的影响; X'_{ic} 表示所观测到的个体层面与城市层面的控制变量的矩阵,个体层面的控制变量包括性别、工作经验、工作经验的平方、教育水平、户口、工作时长以及工作天数,城市层面的控制变量包括 2023 年地区生产总值的对数、职工平均工资的对数、医疗卫生与计划生育支出的对数,以及 2020 年地区 65 岁以上老年人口占比; $\delta_{province}$ 表示省份固定效应,用来刻画不同省份之间的差异; δ_{cohort} 表示年龄固定效应,将样本按照年龄,每 10 岁分成一个区间,用来控制出生时代对职业技能水平的影响; ε_{ic} 为随机误差项。

本文选择固定效应和控制变量的原因如下。第一,根据长期护理保险的试点政策,城市是否纳入试点与所在省份的政策及医保基金结余水平相关(吴敏和刘冲,2024),且试点城市在空间分布上在省份聚集的现象。考虑到解释变量在城市层面上存在异质性,因此加入了省份固定效应,从而更好地控制省份对试点政策的影响。第二,即使在同一个省份内,长期护理保险试点在城市层面上可能并非完全随机,为此需要尽可能地控制可能影响试点政策的变量。参考吴敏和刘冲(2024),本文利用地区生产总值、医疗卫生与计划生育支出作为财政支持能力的控制变量,利用 65 岁以上老年人口占比作为地区老龄化程度的控制变量,还引入职工平均工资作为地区支付能力的控制变量。第三,尽可能多地对护理员

的个体特征进行控制,特别地,根据 Mincer 收入方程,考虑到个体的经验与年龄对劳动力市场表现的显著影响,控制了年龄固定效应,并且将工作经验的平方项引入方程作为控制变量。

受数据结构限制,本文采用包含省份与年龄段固定效应的模型来识别长期护理保险对护理员职业化的影响。鉴于试点政策在城市层面并非完全随机,为了缓解可能的内生性问题,采用倾向得分匹配(PSM)方法,并在匹配后的样本上进行回归分析,以增强基准回归结果的可信性。

(二) 机制讨论

由前文的理论框架部分可知,长期护理保险是一个对劳动力需求进行补贴的政策,通过增加对劳动力的需求影响均衡工资。因此,本文首先使用交错双重差分模型(staggered difference-in-differences),识别长期护理保险试点对地区劳动力市场需求的影响:

$$Y_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{pilot}_c \times \text{post}_{ct} + X'_{ct} \alpha_2 + A_c \times \eta_t + \mu_c + \eta_t + \varepsilon_{ct} \quad (14)$$

其中, Y_{ct} 表示城市 c 在年份 t 新进入的护理机构数量,作为当年该城市对护理员需求的解释变量; pilot_c 是一个哑变量,表示城市 c 是否是长期护理保险试点城市, post_{ct} 表示城市 c 在年份 t 是否开始长期护理保险试点; X'_{ct} 是随着城市与时间变化的因素,包括地区生产总值的对数、职工平均工资的对数、医疗卫生与计划生育支出的对数。为了刻画地区老龄化水平对机构进入的影响,以样本开始前一年,即 2010 年地区的 65 岁以上老年人口占比与时间固定效应做交乘,加入回归方程。此外,本文控制了城市与时间双向固定效应。 ε_{ct} 为随机误差项。考虑到地区劳动力市场中对护理员的需求不能被直接观察,而地区当年新进入卫生和社会工作行业的企业数量与当年区域内对养老护理员的需求正相关(胡宏伟等,2024), α_1 能够在一定程度上刻画了长期护理保险对养老护理员需求的影响,是本文关注的核心参数。

由理论分析可知,劳动者提高职业技能需要经济激励。为此本文从地区劳动力市场的层面,检验了长期护理保险试点是否扩大了地区内养老护理员的工资差距:

$$\text{Ineq}_c = \mu_0 + \mu_1 \text{LTCI}_c + X'_c \mu_2 + \delta_{\text{province}} + \varepsilon_c \quad (15)$$

其中, Ineq_c 是被解释变量,表示城市 c 养老护理员的收入差距。为了反映城市内部护理员的工资差异,本文将 Ineq_c 定义为城市 c 中工资水平在 75% 分位数的护理员与在 10% 分位数的护理员的工资之差,即 $\text{Ineq}_c = \text{Wage}_{q(0.75)} - \text{Wage}_{q(0.1)}$ 。 LTCI_c 是核心解释变量,如果城市 c 为长期护理保险试点城市,取值为 1,否则为 0。 X'_c 表示所观测到的城市层面的控制变量的矩阵,控制变量的选取与基准回归保持一致。 δ_{province} 表示省份固定效应,用来刻画省份之间的差异。 μ_1 是本文关注的核心参数,体现了长期护理保险的实施对地区养老护理员工资差距的影响。

五、基准回归结果

(一) 基准回归

为了验证假说一,本文首先探究了长期护理保险试点对护理员职业化的影响,如表 3 所示。与未开展长期护理保险试点城市的养老护理员相比,试点城市养老护理员的持证率平均高出 12.7 个百分点,月服务的失能人数增加 1.8 人,月服务的失智人数增加 0.7 人,月服务失能且失智的人数增加 1.6 人,继续从业的意愿提升 4.2 个百分点,且以上影响均在 1% 的显著性水平上显著。这表明,试点城市的养老护理员在专业知识水平、工作能力以及职业认同感上都更高。长期护理保险试点提升了从业者的职业水平,有助于护理员人才培养与建设,验证了假说一。

为进一步解决识别的内生性问题,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法进行稳健性检验。参考已有研究,本文采用 1:1 无放回近邻匹配,并将卡尺设定为 0.01。具体而言,将长期护理保险试点城市作为处理组,非试点城市作为对照组,并以基准回归中所使用的控制变量作为协变量,在 0.01 的卡尺范围内实施 1:1 近邻匹配。匹配结果显示,匹配后协变量的标准差小于 10%, t 检验的结果均无法拒绝处理组与控制组之间无系统性差异的原假设。使用匹配后的样本进行回归,回归结果与基准回归保持一致^①。

^① 限于篇幅结果备索。

表 3 长期护理保险对养老护理员职业化的影响

| | (1) 是否持证 | (2) 上月服务失能人数 | (3) 上月服务失智人数 | (4) 上月服务失能且失智人数 | (5) 是否继续从业 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 长期护理保险 | 0.127 *** (0.019) | 1.871 *** (0.443) | 0.709 *** (0.232) | 1.636 *** (0.523) | 0.042 *** (0.016) |
| 是否为男性 | -0.055 *** (0.012) | -0.323 (0.370) | -0.269 * (0.141) | -0.933 *** (0.292) | -0.090 *** (0.012) |
| 工作经验 | 0.085 *** (0.004) | 0.862 *** (0.120) | 0.296 *** (0.053) | 0.414 *** (0.132) | 0.029 *** (0.004) |
| 工作经验的平方 | -0.005 *** (0.000) | -0.064 *** (0.010) | -0.018 *** (0.004) | -0.022 * (0.012) | -0.002 *** (0.000) |
| 教育水平 | 0.004 ** (0.002) | 0.101 ** (0.047) | -0.056 *** (0.020) | -0.073 (0.050) | -0.014 *** (0.001) |
| 户口 | 0.011 (0.007) | -0.239 (0.211) | 0.033 (0.093) | -0.002 (0.227) | 0.002 (0.006) |
| 工作天数 | 0.004 (0.003) | -0.383 *** (0.079) | -0.115 *** (0.037) | -0.242 *** (0.079) | -0.005 * (0.003) |
| 工作时长 | 0.012 *** (0.005) | 0.675 *** (0.107) | 0.452 *** (0.051) | 0.516 *** (0.110) | 0.013 *** (0.004) |
| 城市控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年龄固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| N | 12753 | 7168 | 7168 | 7168 | 12753 |
| R ² | 0.180 | 0.266 | 0.095 | 0.075 | 0.080 |
| F | 83.373 | 38.420 | 21.942 | 13.340 | 22.117 |

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。括号中报告的是稳健标准误。下表同。

(二) 稳健性检验

本文对基准回归结果进行了一系列稳健性检验，稳健性检验的结果与基准回归保持一致^①。

(1) 更换解释变量：考虑到养老护理员的职业化水平可能随着试点开展动态变化，将解释变量替换为截至 2023 年城市开展长期护理保险试点的时长（单位为年），非试点城市则取值为 0。

(2) 剔除直辖市样本：考虑到直辖市与其他地级市在财政统筹以及经济社会发展的系统性差异，将北京市、上海市、天津市和重庆市的护理员样本剔除后进行了回归。

(3) 增加调查轮次固定效应：考虑到本文使用的两轮养老护理员调查数据分别收集于 2023 年第四季度和 2024 年前两个季度，为了排除不同的自然年份以及调查轮次对护理员职业化水平的影响，在回归中增加了调查轮次固定效应。

(4) 更改回归模型：考虑到是否持证、是否继续从业为哑变量，使用 probit 模型和 logit 模型重新对长期护理保险试点对养老护理员是否持证、是否从业进行回归。

(5) 增加控制变量：考虑到长期护理保险试点与所在城市的医疗与养老基础设施、医保基金结余等诸多因素有关，且这些因素可能对护理员的职业化水平产生影响，增加城市医院和卫生院数量、养老机构数量、职工医疗保险基金参保人数的对数作为控制变量进行回归。

(三) 异质性分析

根据前文的理论分析，长期护理保险的职业化提升效应在护理员之间存在异质性。假说三认为能力越强、学习成本越低的护理员，越容易受到长期护理保险的影响。为了进一步验证假说三，本文进行了一系列异质性分析。由于个人能力无法被直接观察到，本文从养老护理员的年龄、教育水平以及技能背景三个角度对长期护理保险的异质性影响进行分析。

① 限于篇幅，回归结构备案。

1. 养老护理员年龄。基于样本中护理员平均年龄为 50.35 岁的特征,本文将年龄低于 50 岁的护理员划分为年轻组(取值为 1),其余为非年轻组(取值为 0)。年轻组护理员提升职业水平的成本更低。表 4 的回归结果显示,长期护理保险对两类护理员的职业化水平均具有显著的提升作用,但对年轻护理员在服务失能、失智人次以及明确继续从业意愿方面的提升效应更为显著。这一结果与假说三一致。该结果还表明,长期护理保险在提升护理员职业化水平的同时,对推动养老护理员队伍年轻化具有积极意义。

表 4 护理员年龄的异质性分析

| | (1) 是否持证 | (2) 上月服务失能人数 | (3) 上月服务失智人数 | (4) 上月服务失能且失智人数 | (5) 是否继续从业 |
|----------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| 长期护理保险 * 年轻 | 0.009 (0.019) | 2.036 *** (0.461) | 0.555 ** (0.220) | 0.402 (0.462) | 0.028 * (0.017) |
| 长期护理保险 | 0.125 *** (0.020) | 1.174 ** (0.486) | 0.519 ** (0.247) | 1.498 *** (0.552) | 0.033 ** (0.016) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年龄固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| N | 12753 | 7168 | 7168 | 7168 | 12753 |
| R ² | 0.180 | 0.267 | 0.096 | 0.075 | 0.080 |
| F | 81.282 | 37.425 | 21.749 | 12.871 | 21.657 |

2. 养老护理员受教育水平。本文按照养老护理员的受教育水平对其进行划分:如果受教育水平达到高中/中专以上,则定义为高受教育水平,取值为 1,否则为 0。表 5 的回归结果表明,长期护理保险试点对不同教育水平养老护理员的职业化水平均有显著的提升作用。进一步比较发现,相较于低学历护理员,长期护理保险对高学历护理员持证率的提升效应相对较弱。该结果与本文提出的“职业化成本越低,政策影响越大”的假说并不一致。对此,一种可能的解释是基于信号理论:在用人单位与劳动者存在能力信息不对称的情况下,职业资格证书作为重要的能力信号,对低学历劳动者的边际信息含量更高,使其通过考取证书获得更大的工资溢价(Blair & Chung, 2025),进而提升其取证激励。与此同时,长期护理保险在提升高学历护理员的服务失能、失智人次以及明确其继续从业意愿方面表现出更为显著的正向效应,与假说三一致。

表 5 护理员受教育水平的异质性分析

| | (1) 是否持证 | (2) 上月服务失能人数 | (3) 上月服务失智人数 | (4) 上月服务失能且失智人数 | (5) 是否继续从业 |
|-----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 长期护理保险 * 高受教育水平 | -0.037 *** (0.013) | 1.059 *** (0.369) | 0.316 ** (0.159) | 0.139 (0.367) | 0.028 ** (0.011) |
| 长期护理保险 | 0.139 *** (0.020) | 1.556 *** (0.457) | 0.615 *** (0.237) | 1.594 *** (0.532) | 0.033 ** (0.016) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年龄固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| N | 12753 | 7168 | 7168 | 7168 | 12753 |
| R ² | 0.181 | 0.266 | 0.096 | 0.075 | 0.081 |
| F | 81.321 | 37.278 | 21.433 | 13.054 | 21.657 |

3. 养老护理员的上一份工作。为了探究已有技能对长期护理保险提升护理员职业化效应的影响,本文考察了护理员上一份工作的类型。如果护理员从事的上一份工作为家政、护工、保育等与护理相关的工作,那么视为有职业基础的样本,取值为 1,否则为 0。有护理工作从事经验的劳动者,其职业水平提升的成本相对更低。

表 6 的回归结果显示,无论护理员此前是否具备照护经验,长期护理保险均显著提升了其职业化水平。进一步分析发现,相较于缺乏照护经验的群体,具备照护经验的护理员在长期护理保险实施后,其

月服务失能、失智人次数以及继续从业意愿的提升幅度更大,与假说三一致。与此同时,长期护理保险对具备经验的护理员持证率的提升作用相对较弱。对此,一种可能的解释仍基于证书的信号效应:缺乏从业经验的护理员更倾向于通过获取行业证书向雇佣方传递能力信号,而已有经验的护理员对证书的边际需求相对较低。与已有研究认为养老护理行业准入门槛低、职业认证认可度有限的结论不同(杨博文,2022;Davies,1995),本文的结果倾向于认为,长期护理保险试点强化了养老护理工作的技能门槛,增强了职业认证的认可度。

表 6 护理员上一份职业的异质性分析

| | (1) 是否持证 | (2) 上月服务失能人数 | (3) 上月服务失智人数 | (4) 上月服务失能且失智人数 | (5) 是否继续从业 |
|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 长期护理保险 * 上一份职业为护理工作 | -0.023 *** (0.009) | 0.524 ** (0.254) | 0.261 ** (0.110) | 0.329 (0.261) | 0.044 *** (0.008) |
| 长期护理保险 | 0.135 *** (0.019) | 1.689 *** (0.449) | 0.617 *** (0.234) | 1.518 *** (0.536) | 0.028 * (0.016) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年龄固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| N | 12753 | 7168 | 7168 | 7168 | 12753 |
| R ² | 0.181 | 0.266 | 0.096 | 0.076 | 0.082 |
| F | 81.315 | 37.445 | 21.684 | 12.918 | 22.283 |

六、机制分析与进一步研究

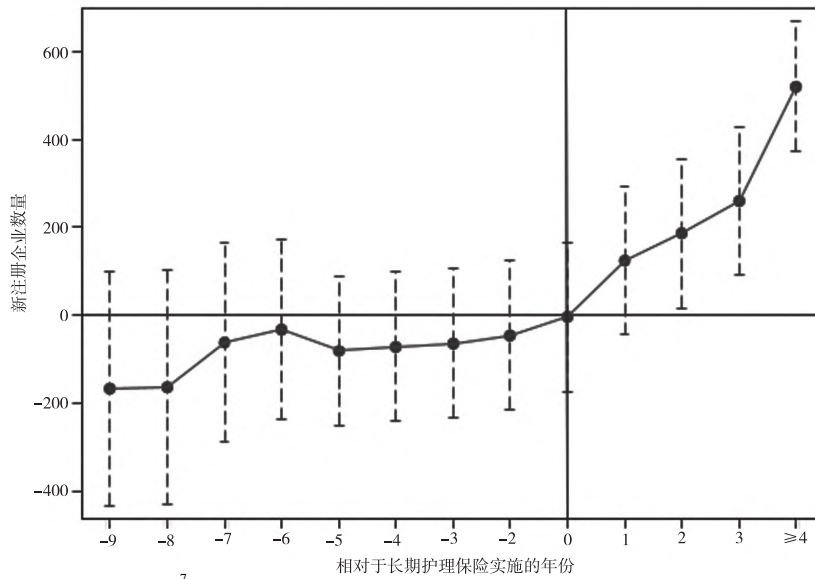
(一) 长期护理保险对劳动力市场需求的影响

本文基于 2011 ~ 2023 年中国工商企业注册数据库,考察长期护理保险试点政策的劳动需求扩张效应。表 7 报告了长期护理保险试点对企业进入的影响。第(1)列为多时点双重差分(DID)估计结果,第(2)(3)列依次加入城市层面控制变量以及老龄化率与年份固定效应的交互项,核心结论保持稳健。第(3)列作为基准结果显示,相较于未实施长期护理保险试点的城市,试点城市中卫生和社会工作行业的新注册企业数量每年显著增加约 310 家。考虑到估计系数可能受到异质性处理效应的影响,本文参照 Callaway & Sant’ Anna(2021)提出的 CSDID 来检验多时点 DID 估计量的稳健性。估计结果报告于表 4 第(4)列,稳健估计量的系数为 218.5,且在 5% 的置信水平上显著。这进一步支持了长期护理保险试点对劳动力市场需求的正向效应,本文的结果是稳健的。

表 7 长期护理保险对劳动力市场需求的影响

| | (1) 卫生和社会工作行业新注册企业 DID | (2) 卫生和社会工作行业新注册企业 DID | (3) 卫生和社会工作行业新注册企业 DID | (4) 卫生和社会工作行业新注册企业 CSDID |
|---------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| 长期护理保险 | 325.118 *** (36.422) | 309.843 *** (37.244) | 309.651 *** (37.316) | 218.470 ** (108.260) |
| 控制变量 | N | Y | Y | Y |
| 城市固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 老龄化率 * 年份固定效应 | N | N | Y | N |
| N | 3809 | 3700 | 3700 | 3687 |

双重差分方法的估计需要满足平行趋势假设,本文以城市开始试点前一年作为基期,使用事件研究法对表 7 的结果进行检验。图 1 展示了长期护理保险试点的动态效应。结果表明,长期护理保险试点城市与非试点城市在试点实施之前,在 95% 的置信区间内不存在显著差异;而在试点实施后,试点城市中新进入的卫生和社会工作行业企业数量呈持续上升趋势,表明长期护理保险试点在长期内显著推动了地区劳动力市场对养老护理员的需求增长。



注:回归方程为 $Y_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{j=-9, j \neq -1}^7 post_{c(t=j)} \times pilot_c + X'_{ct} \alpha_2 + A_c \times \eta_t + \mu_c + \eta_t + \varepsilon_{ct}$ 。t=4,5,6,7 的结果被聚集到 $t \geq 4$ 上。虚线代表 95% 的置信区间。

图 1 平行趋势检验

(二) 长期护理保险对劳动力市场工资差距的影响

由前文的理论分析可知,护理员职业化需要经济激励;工资差距越大,护理员越有动力进行职业水平提升。因此,本文讨论长期护理保险试点对地区劳动力市场工资差距的影响。表 8 展示了回归结果。第(1)列报告了基准结果,在控制城市层面变量和省份固定效应后,长期护理保险试点城市中养老护理员的工资差距显著高于非试点城市。具体而言,试点城市中护理员月薪 75% 分位数与 10% 分位数之差较非试点城市高出约 887.6 元,且在 1% 水平上具备显著性。本文进一步通过调整工资差距的度量方式进行稳健性分析,第(2)(3)列分别采用 90% 分位数与 10% 分位数之差、50% 分位数与 10% 分位数之差作为被解释变量。回归结果显示,在不同度量方式下,长期护理保险试点均显著扩大了护理员工资分布的差距,基准结果保持稳健。

表 8 长期护理保险对地区护理员工资差距的影响

| | (1) | (2) | (3) |
|----------------|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | 工资差距 | 工资差距 | 工资差距 |
| | $Wage_{q(0.75)} - Wage_{q(0.1)}$ | $Wage_{q(0.9)} - Wage_{q(0.1)}$ | $Wage_{q(0.5)} - Wage_{q(0.1)}$ |
| LTCI | 887.580 *** (310.936) | 885.332 ** (366.810) | 875.304 *** (193.295) |
| 城市控制变量 | Y | Y | Y |
| 省份固定效应 | Y | Y | Y |
| N | 52 | 52 | 52 |
| R ² | 0.777 | 0.690 | 0.711 |

表 7 和表 8 的结果共同验证了假说二。具体而言,表 7 显示长期护理保险试点显著增加了养老护理员的劳动力市场需求。结合该政策对服务人员资质与机构认定的制度性要求,可以推断其对高水平护理员的需求与回报提升更为显著。这一推论在表 8 中得到进一步证实,即长期护理保险政策显著扩大了劳动力市场中高水平与低水平护理员之间的工资差距。该发现为工资差距作为激励护理员职业化的重要经济机制提供了有力的经验证据。

(三) 进一步研究

养老护理员的职业化进程能够持续进行吗?由前文的分析可知,养老护理员职业化水平的提升有赖于劳动力需求方,即养老服务机构的制度性支持与引导。因此,回答养老护理员职业化进程的可持续问题,有必要进一步考察长期护理保险政策如何影响作为劳动力需求方的养老服务机构。

1. 长期护理保险对机构用人成本的影响

如果长期护理保险提升了劳动力市场对护理员的需求,企业会不会面临工资上涨取决于劳动力供给的弹性。为检验长期护理保险是否影响企业用人成本,本文利用劳动者个体工资数据,从微观视角分析了长期护理保险对护理员工资的影响(表 9)。结果显示,长期护理保险试点实施后,养老护理员工资显著提高:平均月薪增加约 447 元,时薪提升约 7 元,表明养老服务机构的用人成本上升。

表 9 长期护理保险对机构用人成本的影响

| | (1) 月薪 | (2) 月薪的对数 | (3) 时薪 |
|----------------|------------------------|---------------------|---------------------|
| 长期护理保险 | 446.838*** (75.242) | 0.080*** (0.022) | 7.040*** (1.538) |
| 个体控制变量 | Y | Y | Y |
| 城市控制变量 | Y | Y | Y |
| 省份固定效应 | Y | Y | Y |
| 年龄固定效应 | Y | Y | Y |
| N | 12753 | 12753 | 12753 |
| R ² | 0.328 | 0.318 | 0.092 |
| F | 197.565 | 164.316 | 37.345 |

注:回归方程与基准回归保持一致,个体控制变量、城市控制变量的选取与基准回归保持一致。

2. 长期护理保险对企业提供培训的影响

在用人成本增加的背景下,养老服务机构是否会持续支持护理员职业技能提升?对于营利性机构而言,提供培训的意愿取决于成本与收益的权衡。理论上,如果劳动力市场存在“工资压缩结构”(Acemoglu & Pischke, 1999),即培训带来的生产率提升大于工资增长,或者培训能够降低护理员流失率、提升工作效率并增加业务收入(陆振朋, 2017),企业便具有持续支持护理员职业化的经济动机。

对养老护理机构而言,长期护理保险带来的护理员职业化是否具有经济价值?Becker(1993)在其经典的人力资本投资框架中指出,由于企业无法保证工人长期留任,通常不愿对其进行人力资本投资。在养老护理行业服务人员高流失率的背景下,机构提供在职培训的机会成本较高,而护理员普遍缺乏技能提升意识,在一定程度上导致行业陷入职业水平低、工资水平低,从业缺口大三者并存的困境。长期护理保险的实施,能否缓解这一困境,并激励养老护理机构对护理员进行人力资本投资,是值得探讨的关键问题。本文分析长期护理保险对机构岗位培训率的影响,并进一步考察其对护理员流失率及薪酬合理性的作用。

考虑到长期护理保险试点与非试点城市之间可能存在系统性差异,进而造成回归结果的偏误,本文参考现有文献(梁上坤和董青, 2023),采用倾向得分匹配方法(PSM)对养老护理机构样本进行匹配,以试点城市样本为处理组,非试点城市样本为控制组,采用 1:1 近邻匹配,并以 0.05 为卡尺范围对样本进行无放回匹配,对匹配后的样本进行回归分析。

表 10 长期护理保险对养老护理机构的影响

| | (1) 护理员流失率 | (2) 岗位培训比率 | (3) 薪资合理性 |
|--------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| Panel A: OLS | | | |
| 长期护理保险 | -0.061*** (0.017) | 0.050** (0.023) | 0.084* (0.044) |
| N | 897 | 897 | 897 |
| Panel B: PSM + OLS | | | |
| 长期护理保险 | -0.050** (0.024) | 0.066** (0.032) | 0.129** (0.059) |
| N | 289 | 289 | 289 |
| 控制变量 | Y | Y | Y |

注:回归方程为 $Y_{ic} = \gamma_0 + \gamma_1 LTCL_c + X'_{ic}\gamma_2 + \varepsilon_{ic}$, X'_{ic} 为控制变量,括地区生产总值的对数、职工平均工资的对数、医疗卫生与计划生育支出、老龄化程度、机构职工的平均年龄、学历、兼职率以及机构成立时长。

表 10 汇报了回归结果。结果表明:第一,长期护理保险的实施降低了养老机构的护理员流失率。长

期护理保险试点城市养老护理机构的护理员流失率平均比非试点城市低5%,且在1%水平上具有统计显著性。第二,长期护理保险的实施增加了养老护理机构为护理员提供岗位培训的比率。列(2)显示,长期护理保险实施之后,养老护理机构倾向于增加员工的岗位培训。这种变化可由两方面原因加以解释。一是机构为申请成为长期护理保险定点机构,为护理员开展岗位培训,帮助其获得职业资质;二是流失率下降可降低机构人力资本投资的机会成本,进而促使机构出于市场竞争动机为员工进行岗位培训。第三,长期护理保险政策的实施提升了薪资合理性,使养老护理机构对用人成本的认可度提高。这体现出养老护理机构可从护理员技能提升中受益,也为机构长期持续开展养老护理员人力资本投资提供了经济激励。

七、结论与政策建议

本文利用来自全国20个省份52座城市的护理员调查数据,探究了长期护理保险的实施对护理员职业化的影响。实证结果表明,长期护理保险试点提升了护理员的职业化水平,包括其持证率、每月服务失能失智人群数量以及从业意愿。异质性分析表明,这种职业化提升效应在学习成本更低的个体上更为显著。长期护理保险影响护理员职业化的机制表现为:试点区域劳动力市场对护理员的需求上升,养老护理企业每年平均新增281家;护理员的收入差距增大,为护理员职业化提供了经济激励。尽管长期护理保险的实施提升了养老护理机构的雇佣成本,但是降低了护理员的流失率。考虑护理员职业化的成本与收益,养老护理机构愿意长期支持护理员提升个人职业水平。这表明,由长期护理保险带来的人力资本提升是可持续的,未来有望以企业为主体,持续推进行业人力资本水平的提升。

因此,长期护理保险不仅是应对老龄化的重要社会保障制度,也是促进养老护理产业升级与人力资本积累的重要政策工具,其设计与实施需统筹考虑多层次目标,协同推进。

首先,长期护理保险通过提高机构对高水平护理员的需求,推动护理员职业化发展的结论为从产业政策视角完善长期护理保险制度提供了新的理论支撑。应在制度的顶层设计中系统评估长期护理保险对地区劳动力市场结构及养老服务业发展的影响,充分发挥其在培育养老产业、推动服务供给侧升级方面的潜力,持续推进《长期护理保险服务定点机构管理办法》的落地与优化,健全政策体系内对养老护理行业从业人员技能提升与人力资本升级的支持机制。

其次,养老服务行业的高质量发展依赖于护理人才队伍的职业化与专业化建设。护理员职业能力的提升既需要制度层面的激励,也有赖于系统的职业教育与技能认定体系作为支撑。应加快构建覆盖培训、评价与晋升的护理人才发展体系,明确职业发展路径,增强职业稳定性,为行业吸引和留住高素质人才。借助媒体宣传等方式,提升护理员的职业认同感,减少对护理工作的社会偏见。

最后,鼓励养老护理机构内部建立常态化的职业技能培训机制,持续提升护理服务的专业化水平,从供给端夯实养老服务体系的质量基础。

[参考文献]

- [1] 陈斌开,张川川.人力资本和中国城市住房价格[J].中国社会科学,2016(5):43-64+205.
- [2] 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[J].经济动态,2024(3):96-111.
- [3] 都阳,封永刚.人口快速老龄化对经济增长的冲击[J].经济研究,2021,56(2):71-88.
- [4] 方森辉,毛其淋.高校扩招、人力资本与企业出口质量[J].中国工业经济,2021(11):97-115.
- [5] 胡宏伟,史健群.民生政策的产业效应与就业增长——来自青岛市长期护理保险推广的证据[J].保险研究,2024(10):111-127.
- [6] 李帅龙,崔秀娟,周建平,等.长期护理保险居家养老护理员专业化建设现状分析——以南京市护理员群体为例[J].中国药物经济学,2025(5):33-38+42.
- [7] 梁上坤,董青.管理层宏观经济认知与企业违约风险[J].数量经济技术经济研究,2013,40(9):200-220.
- [8] 刘方龙,吴能全.“就业难”背景下的企业人力资本影响机制——基于人力资本红利的多案例研究[J].管理世界,2013(12):145-159.
- [9] 刘玉萍,宋杨,李豪豪.基于职业化发展的养老护理员综合评价体系构建研究——以上海市为例[J].社会保障研究,2023(4):33-44.
- [10] 陆振朋.员工离职成本与企业在职培训[J].经济理论与经济管理,2017(2):88-97.
- [11] 毛其淋.人力资本推动中国加工贸易升级了吗?[J].经济研究,2019,54(1):52-67.
- [12] 吴敏,刘冲.长期护理保险对医院床位利用的影响[J].经济学(季刊),2024,24(6):1867-82.
- [13] 吴万宗,汤学良.员工培训的动态变化与企业绩效——基于中国制造业企业数据的实证分析[J].中国经济问题,

- 2016(5):86-98.
- [14] 杨博文. 中国家政行业老年照料工作的低回报率:禀赋差异还是职业歧视? [J]. 财经研究, 2022, 48(8):94-108.
- [15] 杨丽, 张京慧, 徐彬斌, 等. 医养结合视角下初级养老护理员胜任力模型的构建[J]. 中南大学学报(医学版), 2018, 43(6):679-684.
- [16] 余央央, 封进. 老年照料的相对报酬:对“护工荒”的一个解释[J]. 财经研究, 2014, 40(8):119-29.
- [17] 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[J]. 社会科学, 2023(8):140-52.
- [18] 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[J]. 经济学(季刊), 2025, 25(2):293-309.
- [19] 赵琛徽, 刘欣. 养老护理员工离职意愿的影响因素研究——基于模糊集的定性比较分析[J]. 人口与经济, 2021(2):71-83.
- [20] 周博, 赵绍阳. 供需平衡视角下长期护理保险的实施效果[J]. 经济动态, 2024(5):109-26.
- [21] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级:来自高校扩招的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(5):64-77+198-9.
- [22] 朱铭来, 何敏, 马智苏. 空间集聚视角下长期护理保险的供方效应——来自养老产业的经验证据[J]. 管理世界, 2025, 41(6):114-33.
- [23] 朱铭来, 康琢. 长期护理保险能够缓解健康不平等吗?——来自charls数据的证据[J]. 保险研究, 2024(4):90-100.
- [24] Acemoglu D, Autor D. Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings[M]. Handbook of Labor Economics. Elsevier, 2011, 4:1043-1171.
- [25] Acemoglu D, Pischke J-S. The Structure of Wages and Investment in General Training[J]. Journal of Political Economy, 1999, 107(3):539-572.
- [26] Autor D H. Why Are There Still So Many Jobs? The History and Future of Workplace Automation[J]. Journal of Economic Perspectives, 2015, 29(3):3-30.
- [27] Barrett A, O'Connell P J. Does Training Generally Work? The Returns to in-Company Training[J]. ILR Review, 2001, 54(3):647-662.
- [28] Becker G S. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis[J]. Journal of Political Economy, 1962, 70(5, Part 2):9-49.
- [29] Becker G S. Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior[J]. Journal of Political Economy, 1993, 101(3):385-409.
- [30] Blair P Q, Chung B W. Job Market Signaling through Occupational Licensing[J]. Review of Economics and Statistics, 2025, 107(2):338-354.
- [31] Callaway B, Sant'Anna P H. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):200-230.
- [32] Davies C. Competence Versus Care? Gender and Caring Work Revisited[J]. Acta sociologica, 1995, 38(1):17-31.
- [33] Dearden L, Reed H, Van Reenen J. The Impact of Training on Productivity and Wages: Evidence from British Panel Data[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2006, 68(4):397-421.
- [34] Glinskaya E, Feng Z. Options for Aged Care in China: Building an Efficient and Sustainable Aged Care System[M]. World Bank Publications, 2018.
- [35] Goux D, Maurin E. Returns to Firm-Provided Training: Evidence from French Worker-Firm Matched Data[J]. Labour Economics, 2000, 7(1):1-19.
- [36] Hackmann M B, Heining J, Klimke R, et al. Health Insurance as Economic Stimulus? Evidence from Long-Term Care Jobs[R]. National Bureau of Economic Research, 2025.
- [37] Heckman J J, LaLonde R J, Smith J A. The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs[M]. Handbook of Labor Economics. Elsevier, 1999, 3:1865-2097.
- [38] Konings J, Vanormelingen S. The Impact of Training on Productivity and Wages: Firm-Level Evidence[J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97(2):485-497.
- [39] Leuven E, Oosterbeek H. An Alternative Approach to Estimate the Wage Returns to Private-Sector Training[J]. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23(4):423-434.
- [40] Mincer J. Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply[M]. Aspects of Labor Economics. Princeton University Press. 1962:63-105.

Long-Term Care Insurance, and the Professionalisation of Elderly Care Workers

CHEN Jia-xin, LUO Shou-gui

Abstract: Enhancing the professional competence of elderly care workers is crucial for maximizing the effectiveness of eldercare service systems and addressing the challenges of accelerating population aging. Based on a theoretical framework, this study employs large-scale first-hand survey data of elderly care workers from 20 provinces in China to examine the impact of long-term care insurance (LTCI) on their vocational skills. The findings reveal that LTCI pilot programs significantly improve the professional competence of care workers, particularly among younger, more educated, and experienced individuals. Mechanism analysis demonstrates that LTCI implementation expands regional demand for care workers and widens income disparities, thereby creating economic incentives for skill upgrading. Further investigation indicates that while LTCI adoption increases employment costs for eldercare institutions, it reduces staff turnover and enhances institutional training ratio. This study offers new policy insights for promoting the professionalisation of elderly care workers, with significant practical implications for enhancing the quality of eldercare services and cultivating a high-calibre workforce in the sector.

Key words: long-term care insurance; elderly care workers; human capital; professionalization; economic incentive

[编辑:孟慧新]