

# 供需平衡视角下长期护理保险的实施效果\*

周博 赵绍阳

**摘要:**通过社会保险来应对失能风险是我国实施健康老龄化战略的重要举措之一。本文利用多源数据刻画了中国长期护理市场的特征事实,并从需求侧和供给侧分别检验了长期护理保险的实施效果。通过研究发现,需求侧方面的非正式照料是失能人员的主要选择,但随着少子化趋势的加剧,该模式将不可持续;供给侧方面则呈现养老机构床位过剩与专业养老护理员不足的特点,而新增床位的补贴政策和养老护理员的“工资惩罚”是其重要原因。长期护理保险在总体上增加了家庭的非正式照料,但保险给付模式的差异影响了失能人员对正式照料和非正式照料的选择。长期护理保险的实施对供给侧养老机构数量、从业人员、机构床位数以及入住价格在短期内均没有显著影响。本文的研究结果为促进长期护理市场发展和优化长期护理保险制度设计提供了经验证据。

**关键词:**长期护理保险 需求侧效应 供给侧效应

## 一、引言

人口老龄化是社会发展的重要趋势,也是我国今后较长一段时期的基本国情。因此,中共中央、国务院在2019年11月印发的《国家积极应对人口老龄化中长期规划》中,首次将应对人口老龄化上升为国家战略。如何满足持续增加的老年人照护服务需求是人口老龄化带来的众多挑战之一。第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查数据显示,我国失能老人规模约4000万人,占老年人口的18.3%。在此背景下,于2016年开始试点实施的长期护理保险(以下简称“长护险”)应运而生,其基本原则是解决失能人员的基本生活照料和医疗护理保障问题。那么,作为我国积极应对人口老龄化的一项重要举措,长护险发挥了什么作用呢?

在回答长护险实施效果如何的问题之前需要做如下工作。首先,需要梳理出当前我国长期护理市场的特点和存在的问题,从而有针对性地进一步优化现有的政策设计。其次,在评估长护险的实施效果时,需要回答两个核心问题,即是否实现了保障失能人员基本生活照料这一政策初衷以及长护险是否促进了长期护理产业的高质量供给从而产生一般均衡效应。最后,科学评估目前长护险试点政策的效果,有利于优化长护险制度设计并为其在全国范围推广提供重要的政策启示。因此,本研究将基于多源数据的实证分析对上述问题进行回答。

本文综合使用多源数据,在对我国长期护理市场的特征事实进行描述和总结的基础上,研究了长护险试点实施的效果并形成以下三个发现。

第一,非正式照料不可持续与提供正式照料的专业护理员供给不足是中国长期护理市场的结构性问题。一方面,在人口老龄化的大背景下,中国养老护理服务的需求会持续增加。虽然失能老人

\*周博,西南财经大学经济学院,邮政编码:611130,电子邮箱:sczhoubo@foxmail.com;赵绍阳(通讯作者),四川大学经济学院,邮政编码:610065,电子邮箱:zhaoshaoyang@scu.edu.cn。基金项目:国家自然科学基金面上项目“临终前医疗支出水平及其经济效率的实证评价”(72273094);四川省科技厅软科学项目“成都市长期照护险实施效果的评价”(2022JDR0181)。感谢匿名审稿专家的意见,文责自负。

的照料以非正式形式为主,但是由于少子化、频繁的人口流动和女性劳动参与率的提高等现象存在,家庭规模不断缩小使得家庭成员提供非正式照料变得不可持续。另一方面,政策层面鼓励发展的正式照料并没有转化为失能人员的实际需求。具体而言,补贴养老机构床位数的政策,在提高床位数的同时却没有增加实际的入住人数并导致养老机构床位入住率持续下降;而养老护理员的“工资惩罚”现象则是专业养老护理员供给不足的重要原因。

第二,长护险对家庭非正式照料的影响取决于收入效应、替代效应以及失能健康效应的共同作用。本文使用中国健康与养老追踪调查数据,基于双重差分模型,利用2016年第一批长护险试点城市中给付模式存在差异的特点,分离出替代效应和收入效应。研究发现,在平均意义上,长护险提高了失能人员接受照料尤其是非正式照料的比例,正式照料没有受到显著影响。其原因是,不同的长护险给付模式会影响正式照料和非正式照料的需求。基于日常生活活动能力和工具性日常生活活动能力得分情况的分析则表明,长护险对失能健康状况的改善没有显著影响,即不存在失能健康效应。

第三,短期内长护险对长期护理产业并没有显著影响。同样,本文利用2016年开始的长护险试点政策在不同城市实施的时间差异,使用详实的微观数据,构造多时点双重差分模型分析长护险的供给侧效应。其结果表明,长护险的试点对养老机构数量和从业人员数量、机构床位数以及入住价格都没有显著影响。

与现有文献相比,本文存在以下三方面的贡献:(1)描述了长期护理市场的特征事实,总结了我国长期护理市场上存在的结构性问题,即非正式照料不可持续与提供正式照料的专业护理员供给不足,这为如何优化供给侧补贴政策的效果提供了政策启示。(2)对于长护险增加还是减少非正式照料等争议性问题,本文在一个统一的需求分解框架下进行了回答。(3)本文初步验证了长护险的一般均衡效应,即长护险对供给侧照护产业的影响,这对长护险相关的实证研究进行了有益补充。

## 二、文献综述

为了应对人口老龄化的挑战,中国政府从“少”和“老”两方面采取了措施。“少”方面是希望通过放松生育政策来改善生育率的下滑情况,但生育管制放松的效果并不乐观。在2014年和2016年分别实行“单独二孩”和“全面二孩”政策之后,我国的人口出生率仅出现了小幅回升,随后再次进入下降的轨道(蔡昉,2020)。根据葛润和施新政(2023)的估计,2016年实施的“全面二孩”政策每年增加了248.2万的出生人口,仅占每年出生人口的14.8%。他们进一步评估发现,2021年实施的“三孩政策”将使得短期内每年出生人口增加28.32万,刺激效果极其微弱。“老”方面是希望通过补贴政策来加快养老服务业的发展以满足日益增加的养老照护需求。补贴政策涉及供给侧养老机构床位补贴和需求侧老年人高龄津贴、养老服务补贴和护理补贴以及长护险试点等。本文重点关注长护险试点的效果。

长护险中的信息不对称制约了其实施效果。在商业性质的长护险参保阶段,参保人比保险机构拥有更多的私人信息,因而保险公司通过制定严格的参保条件来拒绝高风险失能人员的承保,由此加剧了失能老人的财务风险(Hendren,2013)。不同于一般的医疗保险,长护险的购买决策除了受到失能风险等私人信息影响外,还面临家庭照料是否可及所伴随的逆向选择问题,即预期子女在未来不会为其提供家庭照料的老人更有动机去购买长护险,而这一类老人在护理机构的花费也更多。Ko(2022)发现上述私人信息(即家庭内部的逆向选择问题)的存在使得美国长护险市场的参保费用持续上涨,因而长护险参保率比较低,并最终造成了总体福利的损失。Mommaerts(2023)通过估计一个动态代际间的有限承诺模型发现,给予子女提供的家庭照料现金补贴能够部分解决上述信息不对称的问题,提高长护险的参保比例,并且增加家庭福利。与美国商业保险机构主导的长护险不一样,中国试点实施的长护险是由政府主办的社会保险,因而在参保阶段的信息不对称的问题并不严重。但是,封进等(2023)指出待遇给付模式的差异可能引发待遇评定阶段的信息不对称

问题。例如,在现金给付的情况下,申请者有动机通过“操纵”失能程度来利用信息不对称获得额外的补贴。

家庭照料是失能人员的主要照料模式,所以大多文献都尝试检验长护险对家庭照料的影响。然而,现有文献对长护险增加还是减少了家庭提供的非正式照料存在争议(Stabile et al., 2006; Klimaviciute et al., 2017)。朱铭来和何敏(2021)、蔡伟贤等(2021)及朱震宇(2023)使用中国养老与健康追踪调查数据发现长护险减少了家庭照料,但是,舒展和韩昱(2022)利用中国老年健康调查数据则发现长护险增加了家庭照料时间。Courbage et al.(2020)提供了一个可能的视角来解释上述相互矛盾的结论,即长护险的给付方式影响了家庭非正式照料的供给。具体地说,他们发现在其他环境相似的情况下,采用现金补贴的意大利增加了家庭照料,而实施服务补贴的西班牙则减少了家庭照料。

出于数据可得性和识别外生性两方面的挑战,现有研究在长护险对医疗费用和失能人员的健康状况影响上并没有形成一致的结论。Kim & Lim(2015)、Costa-Font et al.(2018)、马超等(2019)发现长护险显著降低了医疗费用的支出水平,但Deraas et al.(2011)和于新亮等(2019)则指出长护险反而增加了医疗服务的使用和医疗费用。Bakx et al.(2020)发现护理院补贴政策虽然降低了住院率但对医疗总费用和死亡率都没有影响。上述结果相互矛盾的原因是长护险对医疗服务利用的影响受到方向不同而又相互作用的收入效应、替代效应、健康效应和知识效应的共同影响。王贞和封进(2021)利用上海市的住院数据验证了长护险的替代效应,即减少了医疗费用。对于收入效应和健康效应的检验,现有文献基本是空白的,<sup>①</sup>其中的重要原因是缺少相应的制度背景和高质量的数据。

此外,保险是否发挥了一般均衡的作用引起了众多学者的关注(Yi et al., 2021)。Hackmann et al.(2022)利用德国大规模推广长护险的准自然实验检验了长护险的供给侧激励作用,发现长护险显著刺激了护理机构和护工的增加。关于中国长护险的供给侧效应,现有文献探讨不多。余央央等(2023)利用S市的照护机构数据发现,在长护险将居家照护机构提供的服务纳入待遇给付后,从长期来看这类机构的供给显著增加了。另外,部分文献还讨论了长护险对家庭消费和劳动供给的影响(Liu et al., 2023; 于新亮等, 2021)。

当前文献的研究重心集中在评估应对人口老龄化的政策的实施效果。其中,政府和学界尤为关注的长护险得到了相当程度的重视。虽然大量文献对长护险的实施效果进行了有益探讨,但在基础性问题并未形成一致看法。例如,关于长护险对家庭照料的影响,朱铭来和何敏(2021)、蔡伟贤等(2021)及朱震宇(2023)发现长护险减少了家庭照料,但是,舒展和韩昱(2022)指出长护险显著增加了家庭照料时间。此外,同样是针对青岛市实施长护险后的医疗控费问题研究,于新亮等(2019)的研究表明长护险增加了医疗费用,而马超等(2019)的结论显示长护险降低了家庭医疗支出水平。因此,如何为上述文献中不一致的结论提供统一框架下的合理解释是本文尝试回答的问题。

### 三、数据说明

本部分主要介绍本文所使用的全部数据。按照数据的类型可以分为以下四种:年鉴数据、微观调查数据、网络爬虫数据与行政数据(如表1所示)。接下来分别介绍每种数据的特点和用途。

本文使用了人口普查数据、中国民政统计数据和中国城市统计数据三个方面的年鉴数据。年鉴数据的优势是代表性和权威性,它们能够从整体宏观层面来描述中国长期护理市场的特点。微观调查数据部分主要使用了中国老年健康调查数据和中国健康与养老追踪调查数据。这两套数据都是针对中国老年群体进行追踪调查的数据,并且是比较有代表性的大型微观数据。

<sup>①</sup>谢宇菲和封进(2022)基于匹配的方法发现长护险分别降低了职工和居民的死亡率18.9个和13.2个百分点,Lei et al.(2022)使用CLHLS数据发现长护险提高了个体自评健康水平。但是,上述研究面临识别策略外生性和调查数据准确性的挑战。



表1 数据描述

数据名称	时间(年份—月份)	数据类型
人口普查数据	2020	年鉴数据
中国民政统计数据	2021	年鉴数据
中国城市统计数据	2014—2019	年鉴数据
中国老年健康调查数据	2002、2005、2008、2011、2014、2018	微观调查数据
中国健康与养老追踪调查数据	2011、2013、2015、2018	微观调查数据
全国养老机构数据(养老网)	2022	网络爬虫数据
无忧保姆网家政工资数据	2023	网络爬虫数据
工商企业注册数据	2014—2019	行政数据
成都市长护险数据:		
申请人员基本信息数据	2017.07—2021.06	行政数据
申请人员住院数据	2014.01—2021.06	行政数据
申请人员回访数据	2021.07—2021.12	行政数据
申请人员死亡数据	2017.07—2020.12	行政数据

现有的调查数据和公开数据较少记录养老机构层面的信息。为了探究供给侧养老机构的特点,本文从养老网(<https://www.yanglao.com.cn/>)爬虫获得了全国层面28415家养老机构的数据(采集时间为2023年3月)。该数据记录了机构名称、机构性质、所在地区、床位数量、价格区间等信息。同样,本文也从无忧保姆网爬虫获得了全国24个城市约33万的家政人员工资数据(采集时间为2023年10月)。该数据记录了不同类型家政人员(如育婴师、住家保姆、养老护理员)的预期工资和其学历、年龄、性别和工作经验等信息。何晓波等(2023)使用这一数据分析了中国家政市场的特点。养老机构数据和家政人员工资数据为分析养老护理供给侧的特点提供了数据支撑。

本文所使用的行政数据包括两个部分,工商企业注册数据以及长护险试点城市之一的成都市失能人员申请、住院、回访和死亡数据。工商企业注册数据记录了各城市在不同年份的企业进入数量,本文主要使用卫生行业的新成立企业数量来分析长护险对供给侧养老机构进入的影响。成都市作为国家层面确定的全国首批15个试点城市之一,其在2017年7月开始正式实施长护险。<sup>①</sup>在试点初期只包含了城镇职工医保参保人员,而在2020年7月将城乡医保参保人员纳入长护险覆盖范围,本文主要使用的是城镇职工样本数据。该数据由四个方面的信息构成:(1)长护险待遇申请人员基本信息;(2)申请人员住院数据;(3)申请人员回访数据;(4)申请人员死亡数据。

#### 四、特征事实

##### (一)不断上升的长期护理需求

根据国家统计局的数据,截至2022年底,我国60岁及以上老年人口已达到2.8亿,占总人口的19.9%。从跨国对比来看,中国未来的人口老龄化速度极快。如图1左图所示,据联合国人口司预计,2050年中国60岁以上人口占比约40%。这样,在老龄化比例方面中国将超过英国和美国,并且远超发展中国家印度。人口老龄化将带来诸多挑战,其中一个比较突出的问题是失能人口将以超常规速度增长。从图1右图可以看到,2020年人口普查数据与2018年中国老年健康调查数据均显示,随着年龄的增长失能风险开始不断增加,并且80岁之后的失能人口占比上升速度明显加快。<sup>②</sup>因此,我国快速的人口老龄化及其伴随的失能风险增加带来了巨大的长期护理需求。

<sup>①</sup>成都市称长期护理保险为长期照护保险,具体见成都市政府办公厅的文件《成都市人民政府关于印发成都市长期照护保险制度试点方案的通知》。

<sup>②</sup>2020年人口普查数据中记录了60岁以上人口的健康状况,并分别统计了“健康”“基本健康”“不健康,但生活能自理”以及“不健康,生活不能自理”的人数,本文将“不健康,生活不能自理”的人数占60岁以上人口的比例定义为人口普查数据中的失能比例。2018年中国老年健康调查数据则详细调查了65岁以上个体的日常生活活动能力。按照现有文献中的一般做法,本文将个体在“洗澡”“穿衣”“上厕所”“上下床”“大小便控制”以及“吃饭”等六项中任意一项需要帮助定义为失能。从定义范围来看,中国老年健康调查数据的失能范围比人口普查数据更大,因而整体上中国老年健康调查数据显示的失能人口比例更高。

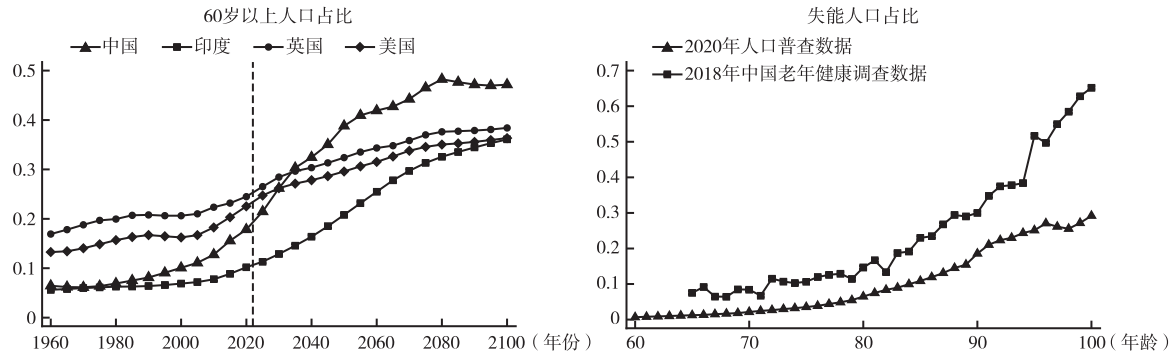


图1 中国人口老龄化的趋势和失能风险

数据来源:联合国《世界人口展望2022》。

## (二)非正式照料为主的护理模式

因为失能几乎是不可逆的,即通过医疗帮助来改善失能人员活动能力的可能性较低(Brown et al., 2007),所以失能人员需要长期的照料。长期照料的提供方式一般分为市场环境下养老机构提供的正式照料和家庭环境下家庭成员提供的非正式照料。为了探究这两种方式的选择情况和比例,本文首先使用2020年人口普查数据来分析。从表2可以看到,与作为对照组的健康人群相比,失能人群中独居和其他这两类居住情况的占比变化不大,而居住在养老机构的占比增加了7个百分点;其居住情况是与配偶及子女同住的占比仍高达77%,相比健康人群仅下降了9个百分点。上述对比表明,老人在失能之后选择去养老机构的占比并不高,约80%的失能老人选择了家庭照料,即由家属提供非正式照料。

表2 失能老人的居住模式

居住情况(占比)	失能人群	健康人群
与配偶和子女同住	0.77	0.86
养老机构	0.08	0.01
独居	0.09	0.09
其他	0.06	0.04

数据来源:2020年人口普查数据。

进一步地,本文利用中国老年健康调查数据来分析失能老人长期护理的特点(如表3所示)。首先,家庭成员提供非正式照料的比例在时间维度上都比较稳定,平均而言,88%的失能老人都是由家庭成员照料,其中71%是子女提供的家庭照料。这与人口普查数据呈现的特征是一致的,即大部分失能老人的长期护理是由家庭成员提供的。其次,长期护理是一项时间密集型的照料工作。子女平均每周花在照料上的时间为49个小时,即每天7个小时的照料。长期护理时间密集型的特点意味着照料人往往需要放弃其他工作而全职投入失能老人的护理工作。这表明家庭成员提供的非正式照料具有较高的机会成本,即放弃了其他工作带来的工资回报。然后,长期护理支出相对失能老人的收入而言是较高的。失能老人收入的50%都被照料支出所消耗,这对老人的财务可持续性提出了挑战。因此,失能老人照料支出的70%是由子女支付的。总体来说,老人在失能后,大多选择了居家接受家庭成员提供的非正式照料,而非正式照料对子女的时间成本和财务成本都形成了较大的压力。

表3 失能老人长期护理的特点

年份	家人(子女)照料比例	子女每周照料时间(小时)	照料支出占收入的比重	子女支付比例
2005	0.87(0.69)	42.79	0.48	0.72
2008	0.90(0.73)	52.81	0.43	0.73
2011	0.90(0.72)	47.12	0.57	0.72
2014	0.89(0.70)	45.10	0.50	0.72
2018	0.84(0.71)	56.88	0.57	0.68

续表3

年份	家人(子女)照料比例	子女每周照料时间(小时)	照料支出占收入的比重	子女支付比例
平均	0.88(0.71)	48.94	0.51	0.71

数据来源:中国老年健康调查数据。

表4 失能老人选择居家照顾的原因

原因	比例
家中有人可以照顾好失能患者	0.525
老人更愿意住在家	0.413
机构照顾的费用较高	0.051
机构离家比较远,不方便	0.009
其他原因	0.001

数据来源:成都市长护险申请人回访调查数据。

如此高的居家照料比例自然产生了一个疑问,失能老人选择非正式照料的原因是什么。通过表4可以发现,主要存在三个方面的原因:第一,家庭照料的可及性,即家庭内部有剩余劳动力可以提供长期的非正式照料;第二,失能老人的居家偏好,即愿意在家接受照料而不愿去养老机构;第三,养老机构提供照料的费用相比老人的收入是较高的,受限于预算约束,老人更多地选择居家照料。

### (三)不可持续的非正式照料

从上述分析可以发现,一方面,从长远来看长期护理的需求会持续增加;另一方面,长期护理的需求基本都是由家庭内部成员(尤其是子女)提供的非正式照料来满足的。但是,由于计划生育政策导致的家庭子女数变少、城镇化带来的劳动力流动与迁移、女性劳动参与率提高等(如图2所示),<sup>①</sup>这使得家属尤其是子女提供照料变得越来越不可持续。如图2所示,中国家庭的规模是在逐年缩小的,并且家庭规模变小伴随的子女数量的减少将显著降低失能老人选择居家养老的比例。因此,可以进一步预期,随着人口迁移和流动的更加频繁,家庭内部提供非正式照料的可能性将持续降低。

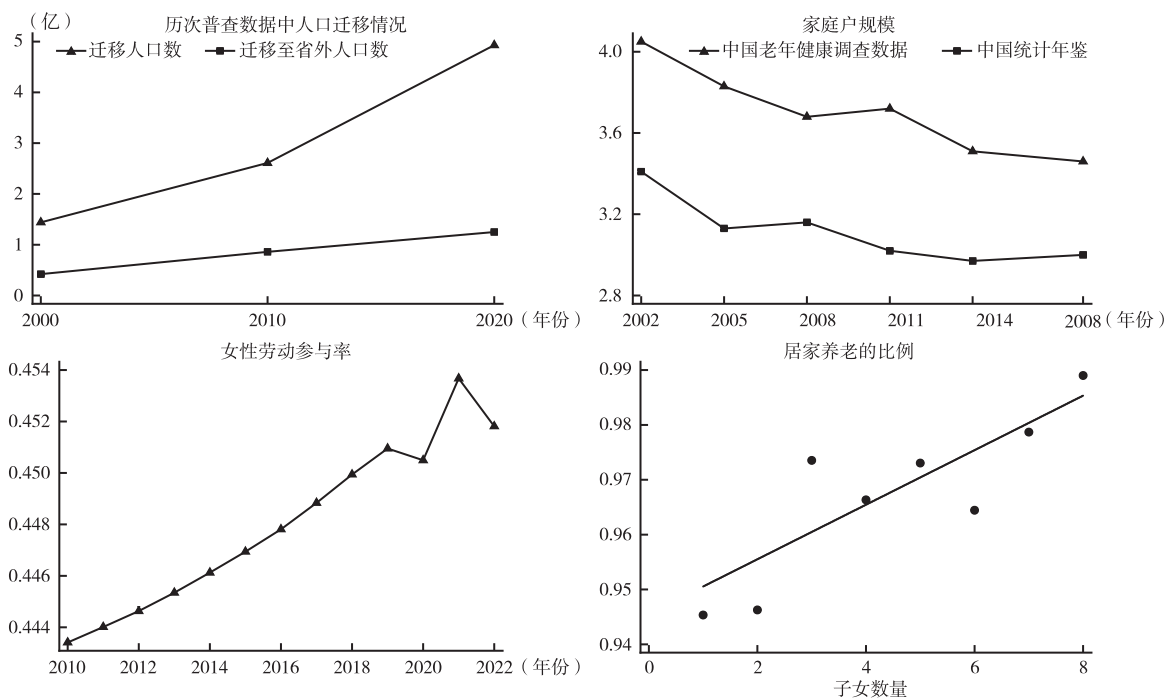


图2 中国人口结构变化与居家养老比例

数据来源:女性劳动参与率指标来自世界银行数据库。

<sup>①</sup>本文也检验了计划生育政策对家庭规模、女性劳动参与率和迁移决策的影响,限于篇幅,作者留存备案。

#### (四) 养老护理员供给不足

人口老龄化伴随的失能风险增加对长期护理产生了巨大的需求。因此,2013年9月国务院《关于加快发展养老服务业的若干意见》要求各地民政部门要将50%以上的资金用于支持发展养老服务业,实现全国社会养老床位数达到每千名老年人35—40张。从民政部门的数据来看(如图3所示),城市养老机构的床位数量在2014年之后持续增长。但是,城市床位供给增加伴随的则是养老机构床位入住率持续的下降。这表明城市新增的床位供给并没有转化为有效的床位需求。换言之,从短期来看城市养老机构的床位供给是相对过剩的。

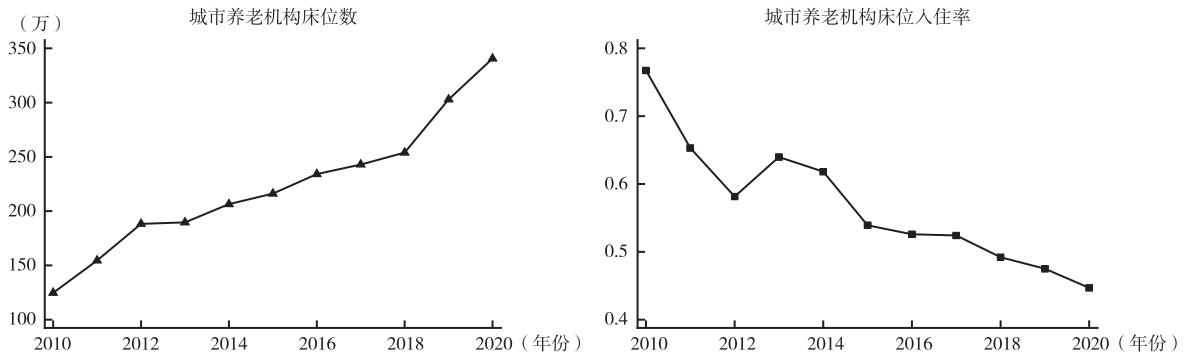


图3 养老机构的利用情况

数据来源:2021年《中国民政统计年鉴》。

在市场经济下为什么会出现养老机构床位供给相对过剩呢?其中一个重要的原因是政府鼓励发展床位数量的补贴政策。在2013年国务院发文强调大力发展养老机构供给后,各地陆续出台了相应的地方性政策,其中比较有特点的是新增床位补贴政策。地方政府通过新增床位补贴政策鼓励养老机构增加床位供给,即每新增一张床位可获得相应的补贴。以四川省为例,2015年《转发民政厅等部门关于四川省2015—2017年养老服务体系建设重点任务安排意见的通知》文件指出“公办机构新增床位补贴不低于4万元,民办机构新增床位补贴不低于1.1万元,维修改造公办机构床位补贴不低于0.5万元”。在按床位补贴政策的激励下,养老机构有较强的规模(床位)扩张动机,而忽略了新增的床位是否有实际的需求。因此,宏观层面的数据显示2014年之后全国层面城市养老机构床位数量的持续增加伴随的却是床位入住率的持续下降,即短期的床位供给过剩。

虽然养老机构床位供给是过剩的,但是护理人员的供给是严重不足的。如图4左图所示,《中国民政统计年鉴》数据显示2020年专业养老护理人员(通过民政部门考核)总计4万余人,这同中国4000万的失能老人规模严重不匹配。此外,养老护理人员供给不足也体现在职位的招聘和求职上。根据《全国招聘大于求职“最缺工”的100个职业排行》显示,近年来养老护理人员持续呈现短缺的现象(如图4右图所示)。

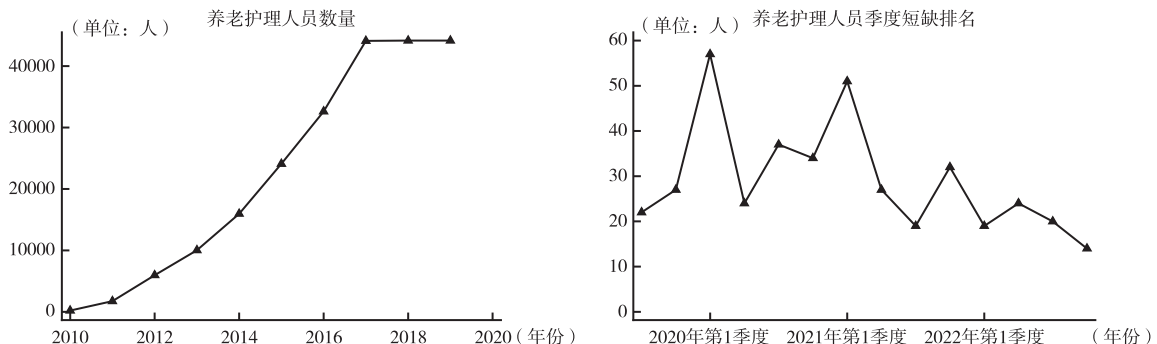


图4 养老护理员供给情况

数据来源:2020年《中国民政统计年鉴》。

养老护理员供给不足的一个重要原因是照护老人的工资回报率较低。本文利用无忧保姆网的大样本微观数据发现,照料老人的家政人员工资水平会比其他类型的家政人员低6.55%(如表5所示)。即使在控制个体层面的特征变量、城市固定效应和年份固定效应后,这一工资差距依然存在(3.73%的差异)。余央央等(2023)指出养老护理员的工资惩罚现象主要源于老年人本身收入水平较低及其支付能力较弱等原因。

表5 养老护理员的“工资惩罚”

变量	(1)	(2)	(3)
	工资水平(对数)	工资水平(对数)	工资水平(对数)
照料老人	-0.0655*** (0.0010)	-0.0597*** (0.0009)	-0.0373*** (0.0009)
个体层面特征变量	否	否	是
城市固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
工资水平均值(元)	4484	4484	4484
观测值	336897	336896	336107
R <sup>2</sup>	0.0118	0.2240	0.3070

注:个体层面特征变量包括年龄、学历、工作经验、技能证书、在岗时间、好评得分和诚信得分。

通过对不断增加的长期护理需求、非正式照料为主的护理模式和不可持续的非正式照料以及养老护理员供给不足等四个方面长期护理市场特征事实的梳理,可以提炼出以下两点现实困境:第一,从长远来看,由于家庭人口规模小型化、人口跨区域流动频繁化,家庭内部为失能老人提供非正式照料是不可持续的,即非正式照料的供给是不足的;第二,虽然政策补贴增加了床位供给但并未形成有效需求,并且专业的养老护理员存在严重的供给不足。因此,如何制定有效的政策措施来促进正式照料尤其是养老护理员的有效供给是当前长期护理市场的一个重要问题。

### 五、长护险的实施效果

中国人口老龄化程度不断加深将给社会和经济带来一系列的挑战,而如何采取措施来积极应对是决策层思考的重要问题。国务院于2013年发布的《关于加快发展养老服务业的若干意见》文件强调,为了应对老龄化社会带来的巨大照料需求,应当增加有效供给。随即各地开展了以补贴供给侧养老机构为主的政策措施。从2016年开始,人力资源和社会保障部《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》指出,在全国15个城市试点长护险制度。国家医保局和财政部于2020年联合发布的文件《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》在第一批长护险试点城市的基础上,将长护险在全国的其他14个城市推广试点。

在如何应对人口老龄化的挑战上,决策层经历了从补贴供给侧到补贴需求侧的转变,即从养老机构床位补贴转变为失能老人长护险待遇补贴。理论上,补贴需求侧是优于补贴供给侧的。一方面,补贴供给侧并没有形成有效需求,反而造成了床位供给过剩,使得资源浪费。另一方面,补贴需求则在满足失能人员个性化需求的同时,也有利于失能老人“用脚投票”倒逼供给侧提供更高质量的照料服务。目前,对于需求侧补贴政策,即长护险的实施效果,现有文献的探讨还不够充分,某些结论还存在矛盾。因此,本部分将利用丰富的微观数据来研究长护险的实施效果。

表6 第一批长护险试点名单

试点城市	实施时间	参保覆盖范围	非正式照料是否报销
河北省承德市	2016.11	城镇职工	是(2018.08涵盖)



续表6

试点城市	实施时间	参保覆盖范围	非正式照料是否报销
吉林省长春市	2015.05	城镇职工和城镇居民	否
黑龙江省齐齐哈尔市	2017.10	城镇职工	否
上海市	2017.01	城镇职工和城乡居民	否
江苏省南通市	2016.01	城镇职工和城乡居民	否
江苏省苏州市	2017.10	城镇职工和城乡居民	否
浙江省宁波市	2017.12	城镇职工	否
安徽省安庆市	2017.01	城镇职工	是
江西省上饶市	2016.11	城镇职工	是
山东省青岛市	2012.07	城镇职工和城乡居民	否
湖北省荆门市	2017.01	城镇职工和城乡居民	是
广东省广州市	2017.08	城镇职工	否
重庆市	2017.12	城镇职工	否
四川省成都市	2017.07	城镇职工	是
新疆维吾尔自治区石河子市	2017.01	城镇职工和城乡居民	是

注:上述信息来源于中国长期护理保险试点政策数据库。

由于2020年第二批长护险试点实施的时间还不够长以及相关数据的可得性比较差,因而本文聚焦于2016年第一批试点长护险的城市来检验其实施效果。表6整理并概括了第一批试点城市名单及其特点。<sup>①</sup>虽然全国层面试点城市名单的发布时间是2016年6月,但不同城市开始实施长护险的时间存在一定的差异。例如,最早实施的城市为青岛市,其在2012年就开始实施,最晚的是浙江省宁波市,2017年12月,宁波市才发布相应的实施文件。在参保覆盖范围上,各地也存在较大差异。尽管国家层面的文件指出优先在城镇职工中试点实施,并逐渐将城乡居民纳入长护险覆盖范围,但是部分城市如长春市、上海市、南通市等则将城镇居民或者农村居民纳入了试点范围。此外,在待遇给付模式上,各地基本分为服务给付、现金给付以及混合给付,其主要区别为是否将非正式照料纳入长护险基金的支付范围。各试点城市都将符合失能评估的参保人员在机构使用的正式照料纳入了长护险基金支付范围(即服务给付),而部分城市如承德市、安庆市、上饶市等则将失能老人家属或者朋友提供的非正式照料也纳入了支付范围(即混合给付)。

### (一)理论框架

本部分主要利用2016年长护险试点城市的政策冲击,构造双重差分模型来研究长护险的需求侧效应和供给侧效应。在进入实证部分之前,本文先引入理论框架来分析长护险的作用机制和途径,这有助于从理论上更好地理解长护险是如何发挥效果的。中国失能老人的主要照料模式是非正式照料,即家庭成员提供照料。因此,本文首先以非正式照料的需求函数为例来阐述长护险如何影响失能老人的非正式照料需求,即长护险的需求侧效应。假设失能老人的非正式照料需求函数如式(1)所示:

$$Informal\_Care_i = G(ltci, p^{IC}, h_i; X_i) \quad (1)$$

其中, $ltci$ 表示是否享受长护险补贴。 $p^{IC}$ 表示个体面临的非正式照料的价格,例如,照料人的时

<sup>①</sup>除了国家层面确定的长护险试点城市以外,还有其他自行试点城市。其具体包括如下城市。山东省自行试点城市:东营市(2014)、日照市(2015)、济南市(2016)、临沂市(2017)、聊城市(2017)、泰安市(2017)、滨州市(2018)、淄博市(2018)、菏泽市(2018)、枣庄市(2018)、烟台市(2018)、威海市(2018);吉林省自行试点城市:松原市(2016)、吉林市(2016)、梅河口市(2017)、通化市(2017)、白山市(2017);其他省份自主试点城市:江苏省徐州市(2017)、山西省临汾市(2017)、浙江省嘉兴市(2017)。对于以上自行试点城市,本文参考蔡伟贤等(2021)的做法,在全文的回归分析中均剔除了山东省和吉林省以及其他省份自主试点城市的样本。

间成本和外出工作的机会成本。 $h_i$ 体现了个体的健康状态,健康状况相对好的可以选择非正式照料,健康状况相对差的就需要养老机构提供的正式照料。 $X_i$ 为个人的其他特征变量,如年龄、性别、教育等。进一步地,长护险对非正式照料需求的影响可以分解为:

$$\frac{\Delta IC_i(\cdot; \bar{X}_i)}{\Delta ltc_i} = \underbrace{\frac{\partial G(\cdot; \bar{X}_i)}{\partial ltc_i}}_{\text{收入效应}} + \underbrace{\frac{\partial G(\cdot; \bar{X}_i)}{\partial p^{IC}} \frac{\Delta p^{IC}}{\Delta ltc_i}}_{\text{替代效应}} + \underbrace{\frac{\partial G(\cdot; \bar{X}_i)}{\partial h_i} \frac{\Delta h_i}{\Delta ltc_i}}_{\text{失能健康效应}} \quad (2)$$

从式(2)可以看出,长护险对非正式照料需求的影响可以分解成收入效应、替代效应和失能健康效应三个部分。其中,收入效应指的是长护险通过放松失能老人的预算约束改变了非正式照料的需求,收入效应一般为正。其替代效应是指长护险改变了正式照料和非正式照料的相对价格来影响非正式照料的需求。例如,长护险如果只对正式照料产生的费用进行支付(即服务给付模式),就使得非正式照料的价格相对正式照料的价格更高。这会使得失能老人更多地使用正式照料,由此减少了非正式照料,即替代效应为负。失能健康效应是指长护险改善了失能老人的日常生活活动能力,并且使得整体照料需求(无论是正式照料还是非正式照料)减少,即失能健康效应为负。同理,正式照料的需求函数也可写为如式(3)所示:

$$Formal\_Care_i = g(ltc_i, p^{FC}, h_i; X_i) \quad (3)$$

正式照料同样分解为:

$$\frac{\Delta FC_i(\cdot; \bar{X}_i)}{\Delta ltc_i} = \underbrace{\frac{\partial g(\cdot; \bar{X}_i)}{\partial ltc_i}}_{\text{收入效应}} + \underbrace{\frac{\partial g(\cdot; \bar{X}_i)}{\partial p^{FC}} \frac{\Delta p^{FC}}{\Delta ltc_i}}_{\text{替代效应}} + \underbrace{\frac{\partial g(\cdot; \bar{X}_i)}{\partial h_i} \frac{\Delta h_i}{\Delta ltc_i}}_{\text{失能健康效应}} \quad (4)$$

从上述分析可以看到,长护险对非正式照料和正式照料需求的影响受到收入效应、替代效应和失能健康效应三个方面的影响,这三者共同决定了长护险对非正式照料和正式照料需求的影响为正还是负。

Arrow(1963)指出医疗保险的需求侧效应可能进一步刺激供给侧的扩张,即医疗保险在医疗服务市场中具有一般均衡效应。具体地,长护险在增加正式照料需求后,其需求的增加会促进机构的进入和护工的增加。本文使用一个简单的供需模型来阐明上述思路。正式照料的总需求如式(5)所示,由市场中所有个体 $N$ 的正式照料需求加总形成 $Q^d$ :

$$Q^d = \sum_i^N g_i(ltc_i, p^{FC}, h_i; X_i) \quad (5)$$

假设供给侧照料机构都是同质的,单个企业雇佣劳动力 $L$ 来提供数量 $f(L)$ 的正式照料,则总供给由 $n$ 个同质的照料机构提供的正式照料加总得到 $Q^s$ ,如式(6)所示:

$$Q^s = nf(L) \quad (6)$$

均衡时,市场出清的条件为总需求等于总供给,即式(7)所示:

$$\sum_i^N g_i(ltc_i, p^{FC}, h_i; X_i) = nf(L) \quad (7)$$

从式(7)可以看到,当长护险使得总需求增加时,总供给将通过增加提供照料服务的机构数量 $n$ 或者增加雇佣护工的数量 $L$ 来满足总需求的增加。因此,从一般均衡的视角出发,长护险可能通过对正式照料需求的增加来刺激供给侧养老机构数量和护工数量增加,即长护险的供给侧效应。

## (二)长护险的需求侧效应

为了验证长护险的需求侧效应,本文使用2011年、2013年、2015年和2018年四期的中国健康与养

老追踪调查(CHARLS)数据构造双重差分模型进行实证分析。其具体的模型设定如式(8)所示:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ic} \times Post_t + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{ict} \quad (8)$$

其中,  $Y_{ict}$ 指城市  $c$  的个体  $i$  在年份  $t$  时的照料情况。失能人员被询问主要照料人时可以选择多个, 本文将照料人为父母、子女、兄弟姐妹们和其他亲属的定义为非正式照料, 将照料人是保姆、志愿机构人员以及养老院人员的定义为正式照料。由于 CHARLS 数据只询问了失能老人的照料情况, 因此照料需求的回归分析部分仅使用了失能老人的样本数据。如果城市  $c$  的个体  $i$  满足试点城市的参保覆盖范围(如表 6 所示), 那么处理项  $Treat_{ic}$  等于 1, 否则等于 0。举例来说, 因为成都市长护险的参保覆盖范围仅有城镇职工, 所以对于成都市的城镇职工医保参保人员, 其处理状态为 1, 而成都市的其他参保人员则为 0。本文还使用 2013 年的事前数据来确定医保类型, 由此也最大限度避免了处理项的内生性问题。CHARLS 数据没有包含第一批长护险试点城市中的长春市、南通市和石河子市, 因此处理组仅包含其余的 11 个试点城市的受访人员。虽然各地实施长护险的时间存在差异, 但本文使用的 CHARLS 数据并不是连续年份的调查数据。因此, 在排除 2012 年开始试点的青岛市后, 2018 年的调查数据  $Post_t$  统一取 1, 2011 年、2013 年和 2015 年则取 0。控制变量  $X_{ict}$  主要选择了家庭子女数量、是否购买商业医疗保险、婚姻状态、日常生活活动能力得分、个体的年龄以及家庭资产的事前变量(2013 年)与年份固定效应的交乘项; 而城市层面的控制变量  $Z_{ct}$  包括人口老龄化程度、经济发展水平和医疗资源水平以及城市层面的卫生机构注册成立数量和从业人员的事前变量(2013 年)与年份固定效应的交乘项。由于处理项的界定涉及个体层面的医保参保状态, 因而本文额外控制了个体固定效应和年份固定效应来减少不可观测的个体因素和宏观层面的时间因素对结果变量的影响。

表 7 的回归结果显示, 长护险的试点使得失能人员接受照料的比例显著提高了 21.41%。分类型来看, 非正式照料的比例显著提高了 19.86%, 正式照料的比例降低了 0.71%, 但不显著。这表明长护险帮助失能人员增加了照料的可及性, 并且主要是增加了对非正式照料的需求, 而正式照料需求的变化并不显著。图 5 的动态效果表明照料需求事前平行趋势的假设是满足的, 即 2011 年和 2013 年的估计系数都不显著异于 0。

表 7 长护险对照料需求的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	接受照料的比例	接受非正式照料的比例	接受正式照料的比例
$Treat \times Post$	0.2141** (0.1064)	0.1986* (0.1017)	-0.0071 (0.0053)
城市层面控制变量	是	是	是
个体层面控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	8488	8571	8387
$R^2$	0.5826	0.5802	0.6231

注: 括号内为城市层面聚类的标准误, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 如无说明下同。

进一步地, 本文利用各地长护险基金是否对非正式照料进行支付的差异来考察长护险对照料需求的作用渠道。本部分在式(8)的基础上引入处理项与非正式照料是否纳入报销范围的交乘项来检验长护险对照料需求的收入效应、替代效应和失能健康效应。<sup>①</sup>表 8 交乘项的含义是指不同支付模式

<sup>①</sup>非正式照料纳入基金支付范围时  $Formal\_Care$  取 0,  $Informal\_Care$  取 1, 否则  $Formal\_Care$  取 1,  $Informal\_Care$  取 0。

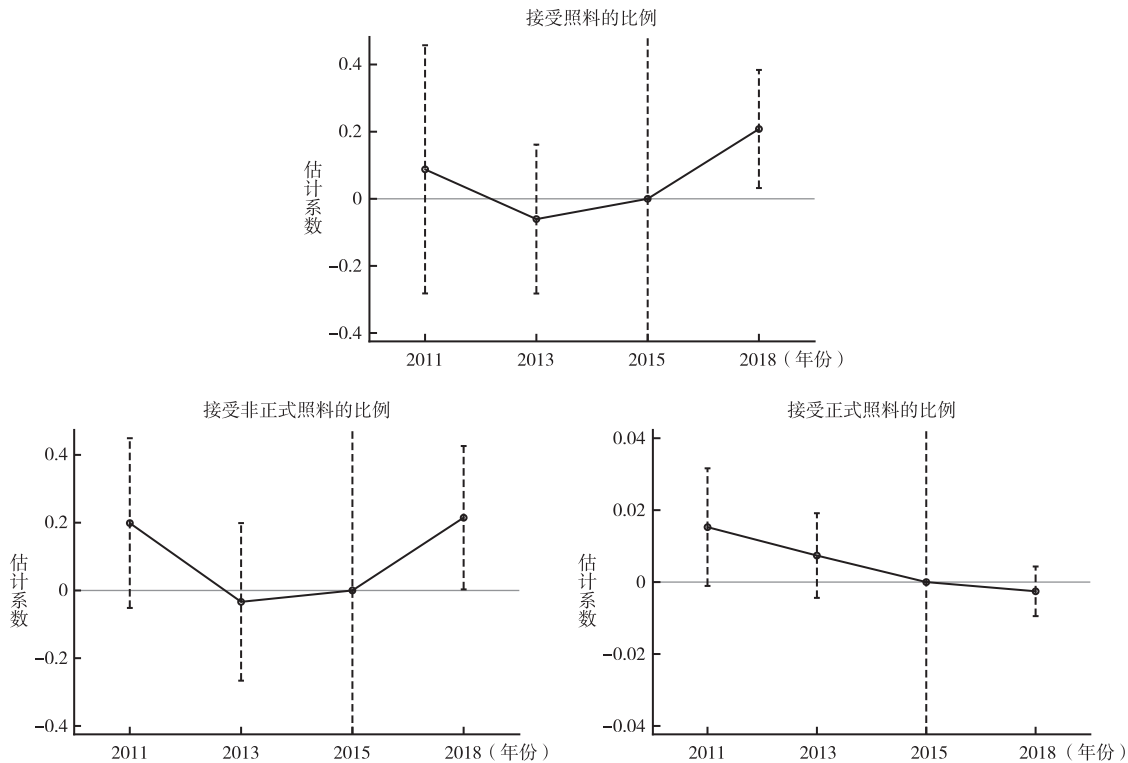


图5 照料需求的动态趋势图

注:图中的置信区间为95%。若无特殊说明,后文动态趋势图的置信区间均为95%。

下长护险对照料需求的影响,即替代效应。具体地说,表8列(1)和列(2)交乘项的含义是指相比纳入非正式照料的长护险试点地区,仅支付正式照料费用的试点地区失能人员会减少非正式照料的比例;而表8列(3)交乘项的含义是相对仅支付正式照料费用的试点地区,非正式照料纳入报销范围的长护险试点地区失能人员则会减少正式照料的需求。无论从非正式照料还是正式照料来看,替代效应都是为负的。

表8第1行回归系数的含义是剔除了替代效应后的长护险收入效应与失能健康效应对照料需求的总效应,但仅从表8第1行的回归系数并不能区分出收入效应和失能健康效应。因此,本文利用回归模型(8)对个体失能健康情况,即对日常生活活动能力和工具性日常生活活动能力进行回归分析。表9的回归结果显示长护险对个体失能健康状态的改善没有显著影响,即长护险并不能通过改善个体失能状况来减少照料需求。这意味着长护险的失能健康效应为零。<sup>①</sup>当失能健康效应不存在时,表8第1行的回归结果代表的就是收入效应。从回归系数来看,收入效应均显著大于零,即长护险的实施通过放松家庭的预算约束并增强实际购买力来增加了对正式照料和非正式照料的需求。

表8 长护险给付模式对非正式照料选择的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	非正式照料比例	非正式照料时间(对数)	正式照料比例
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.2845*** (0.0890)	2.0558*** (0.1559)	0.0140** (0.0067)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Formal_Care</i>	-0.1842 (0.2352)	-2.3977*** (0.2161)	

<sup>①</sup>与失能健康效应有所区别的是,本文进一步使用长护险试点城市之一的成都市的行政数据并基于断点-双重差分模型来检验了长护险的健康效应,发现长护险通过收入效应增加了失能人员医疗服务的利用从而改善了其健康状况,降低了死亡率。限于篇幅,具体回归结果作者留存备案。



续表 8

变量	(1)	(2)	(3)
	非正式照料比例	非正式照料时间(对数)	正式照料比例
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Informal_Care</i>			-0.0154* (0.0089)
城市层面控制变量	是	是	是
个体层面控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	8571	2712	8488
R <sup>2</sup>	0.5802	0.6038	0.6231

注:CHARLS受访者只有回答了存在非正式照料时,才进一步被询问了非正式照料的时间,故非正式照料时间回归样本少于非正式照料比例的回归样本。此外,2013年非正式照料时间为缺失值,主要原因是2013年只询问了子女提供照料的时间,而其他年份询问的是子女和子孙共同提供的非正式照料时间。因此,2013年的数据无法同其他年份统一,故为缺失值。

表 9 长护险对失能健康状况的影响

变量	(1)	(2)
	日常生活活动能力	工具性日常生活活动能力
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.1050 (0.1147)	-0.0469 (0.0604)
城市层面控制变量	是	是
个体层面控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	38417	27719
R <sup>2</sup>	0.6026	0.6806

注:个体层面控制变量除了没有控制日常生活活动能力以外,其余控制变量同表 7 一致。

结合表 7、表 8 和表 9 的回归结果可以得到如下结论:长护险并没有失能健康效应,并且收入效应为正,替代效应为负。在总体水平上,由于非正式照料的收入效应大于替代效应,因而长护险增加了非正式照料的需求,而正式照料的收入效应与替代效应大小基本相同,所以长护险对正式照料需求的影响几乎为零。在长护险的需求侧效应部分,本文在检验长护险对失能人员照护需求的影响时借鉴了 Courbage et al.(2020)的思路,强调不同地区的长护险补贴模式会影响正式照料和非正式照料的需求(即同时受到收入效应和替代效应的影响)。因此,本文发现在现金补贴的地区会增加非正式照料的需求,而在服务补贴的地区则会降低非正式照料的需求。本文的研究结论为现有文献中不一致的结论提供了统一框架下的解释。

### (三)长护险的供给侧效应

为了探究长护险的实施对长期护理产业供给的影响,本文使用了来自工商注册数据汇总后的城市一年份层面的卫生和社会工作行业的企业进入数量以及《中国城市统计年鉴》中的卫生、社会保险和社会福利业从业人员数来衡量长护险的供给侧效应。本部分采用如下模型设定来分析:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ct} \times Post_t + \beta_2 Z_{ct} + \delta_c + \theta_t + \epsilon_{ct} \quad (9)$$

其中, $Y_{ct}$ 表示城市  $c$  在年份  $t$  时的长期护理产业新增企业数和从业人员数。国家层面第一批试点长护险城市  $Treat_{ct}$  取 1, 否则为 0。 $Post_t$  根据各试点城市具体的政策实施时间取值。对于实施时间在当年上半年的试点城市,则实施年份当年及后续年份的  $Post_t$  取 1, 对于实施时间在当年下半年的

试点城市,则实施年份的下一年度及后续年份的  $Post_t$  取 1, 否则为 0,<sup>①</sup>即多时点双重差分模型的设定。此外,城市层面的控制变量  $Z_{ct}$  包括人口老龄化程度、经济发展水平和医疗资源水平的事前变量(2013年)与年份固定效应的交乘项。 $\delta_c$ 和 $\theta_t$ 分别表示城市固定效应和年份固定效应,并且标准误在城市层面聚类来处理随机扰动项在城市层面的潜在相关性。表10的回归结果显示,长护险的试点并没有对试点城市的长期护理行业的企业进入数量和从业人员有显著的刺激作用。此外,图6的动态趋势图也表明模型(9)的设定满足了平行趋势假设。

表10 长护险对新增企业数和从业人员数的影响

变量	(1)	(2)
	新增企业数(对数)	从业人员数(对数)
$Treat \times Post$	-0.0039 (0.0723)	0.0130 (0.0165)
城市层面控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	1486	1483
$R^2$	0.8872	0.9872

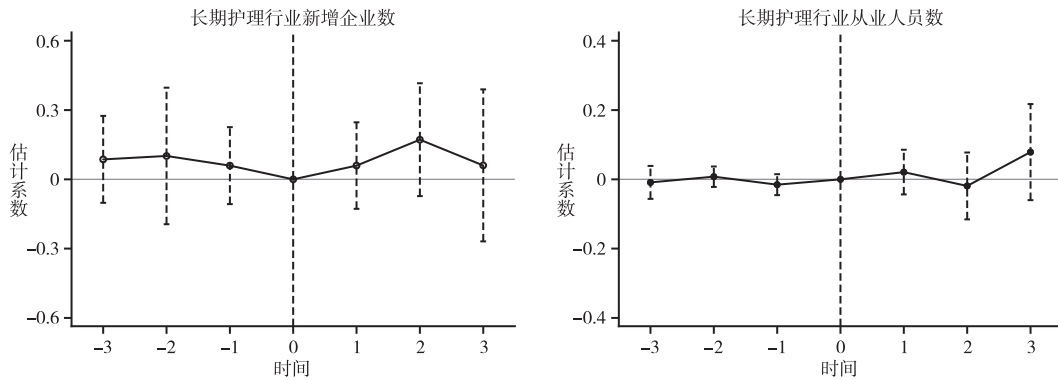


图6 新增企业数和从业人员数的动态趋势图

进一步地,本文使用从养老网爬虫获得的养老机构床位数和入住价格信息来分析长护险的实施对养老机构层面的规模和价格的影响。由于该网站每次更新养老机构的信息后会原来的信息覆盖掉,所以爬虫获得的数据结构仅为截面数据。但是,该网页保留了每家养老机构更新数据的时间,这使得本研究可以采取类似截面双重差分的设定,通过比较试点城市与非试点城市在“试点时间前后”(以每家机构更新时间与城市试点时间之差来衡量)的差异来捕捉长护险对机构床位数和价格的影响。<sup>②</sup>其模型设定如下:

$$Y_{ich} = \beta_0 + \beta_1 Treat_c \times Post_h + \beta_2 Z_{ch} + \delta_c + \theta_h + \epsilon_{ich} \quad (10)$$

其中,国家层面第一批试点长护险的城市  $Treat_c$  取 1, 否则为 0;而网页信息更新时间在试点时间之后的养老机构  $Post_h$  取 1, 否则为 0;并且模型(10)加入的城市层面控制变量  $Z_{ch}$  包括人口老龄化程度、经济发展水平和医疗资源水平的事前变量(2013年)与年份固定效应的交乘项,此外还控制了城

<sup>①</sup>由于青岛市开始试点的时间比较特殊(为2012年),因而本文剔除了青岛市的样本。此外,为了避免2020年新冠疫情的影响,本部分仅使用了2014年到2019年的数据样本。

<sup>②</sup>由于无法获得2016年之前养老网中的机构样本信息(即网页更新后自动覆盖了以前的内容信息),这使得本文无法利用试点前后以及试点城市和非试点城市之间的两重差异进行对比分析(即经典的面板双重差分模型)。作者感谢审稿专家指出这一问题。

市固定效应  $\delta_c$  和机构更新时间的年份固定效应  $\theta_h$ 。表 11 和图 7 的结果表明,长护险对养老机构床位数和入住价格也没有显著影响。

表 11 长护险对机构床位数和入住价格的影响

变量	(1)	(2)
	养老机构床位数(对数)	养老机构入住价格(对数)
$Treat \times Post$	-0.3270 (0.2643)	0.2794 (0.1781)
城市层面控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	1310	1307
$R^2$	0.2026	0.2440

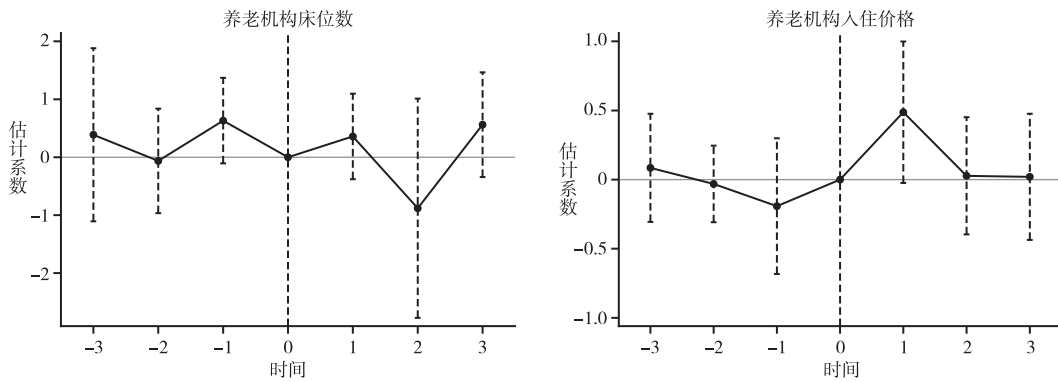


图 7 养老机构床位数和入住价格的动态趋势图

上述结果表明长护险的实施在短期内对试点城市的长期照护产业的供给,如新增企业数、从业人员数、机构床位数和机构入住价格,并没有产生显著的正向影响。需求侧效应的分析显示长护险的待遇给付模式对正式照料和非正式照料需求的影响存在明显差异,因此本文也进一步检验了给付模式差异对供给侧效应的影响。表 12 第 2 行交互项的结果显示,除了机构床位数显著增加以外,仅把正式照料纳入长护险基金支付范围的试点城市的长期护理产业供给并没有显著增加。

表 12 长护险给付模式对供给侧的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	新增企业数	从业人员数	机构床位数	机构入住价格
$Treat \times Post$	0.0323 (0.1459)	0.0103 (0.0287)	-0.9651*** (0.2550)	0.1148 (0.1425)
$Treat \times Post \times Formal\_Care$	-0.0534 (0.1606)	0.0040 (0.0344)	0.9945*** (0.3224)	0.2566 (0.2708)
城市层面控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1486	1483	1310	1307
$R^2$	0.8872	0.9872	0.2104	0.2444

注:该表的因变量均取对数。

本文的分析表明,长护险的供给侧效应在短期内几乎不存在,<sup>①</sup>这可能存在三个方面的原因。第一,长护险对于正式照料需求的刺激效应不够强,因此未能产生保险的一般均衡效应,即带动供给

<sup>①</sup>本文这一结论与余央央等(2023)关于长护险在短期内对居家照护机构的供给没有影响,而长期(五年以上)来看显著增加了居家照护机构供给的发现是一致的。

侧长期护理产业的发展。例如, Hackmann et al. (2022) 指出大规模的保险项目覆盖才能观测到保险的供给侧效应。他们基于德国 1995 年开始在全国推广的长护险政策冲击, 并结合时间跨度较长的行政数据发现长护险的引入增加了照料机构和护工的供给。第二, 养老护理行业工资水平较低可能也是阻碍劳动力进入的原因。例如, 余央央等 (2023) 认为老人收入少造成的老年照料工作的相对报酬较低是解释护工供给不足的一个重要原因。第三, 政策管制也可能是制约长护险供给侧效应的关键因素 (Feng et al., 2020)。在 2019 年之前, 养老机构的设立除了需要在工商注册部门登记以外, 还必须申请获得地方民政部门的许可, 这极大地增加了养老机构进入的成本。对此, 2018 年新修改通过的《中华人民共和国老年人权益保障法》取消了养老机构设立的许可证要求, 并且改为备案制, 未来的研究可以检验这一改革对养老机构进入的影响。

## 六、主要结论与政策启示

中国人口老龄化带来的挑战之一是如何应对持续增加的养老护理需求。为了满足失能人员的基本照料需求和减轻其医疗费用负担, 我国从 2016 年开始试点长期护理保险。在长期护理保险试点的过程中, 基于严谨的数据分析来总结经验对于未来在全国层面推广长期护理保险具有重要的实践意义。为此, 本文使用多个来源的数据对中国长期护理市场的特征事实进行了梳理和总结, 并检验了长期护理保险的实施效果。

本文的研究结果表明: 补贴供给侧养老机构床位数量的政策在刺激床位数量增加的同时, 并没有增加养老机构床位的实际入住率, 对专业养老护理员的供给激励效果也不明显。目前养老护理员的供给呈现持续的短缺趋势, 其中的重要原因是养老护理员的工资惩罚现象。另外, 补贴需求侧失能人员的长期护理保险政策增加了失能个体接受照料的比例, 而给付模式的差异会影响其对正式照料和非正式照料的选择。从目前来看, 在短期内长期护理保险对供给侧的长期护理企业和护工的进入以及养老机构的床位数和入住价格都没有显著影响。

上述研究结论意味着, 补贴养老机构床位的政策造成了长期护理市场的结构性问题, 即养老机构床位数不断增加但床位入住率持续下降, 而补贴需求侧的长期护理保险政策在增加失能人员接受照料比例的同时还通过收入效应改善了个体健康状况并降低了死亡率。因此, 本文的研究有三个方面的政策启示。第一, 尽快调整补贴养老机构床位数量的政策, 避免政策补贴导致的资源错配和浪费。第二, 长期护理保险基金的给付模式差异显著影响失能人员的照料模式选择, 故本文认为将非正式照料纳入长护险基金支付范围有助于匹配失能人员对家属提供非正式照料模式的偏好, 进而提高其福利水平。第三, 国家层面积极应对人口老龄化的政策需要关注长期护理产业的发展, 通过市场化的方式来促进长期护理产业的高质量供给。

需要注意的是, 本文虽然初步检验了长期护理保险的实施效果并得到了一些有启发性的结论, 但在长期护理保险的给付模式设计和供给侧效应的长期影响上, 本文的工作仍有待拓展。未来的研究可以从给付模式的福利效应和长期护理保险与养老机构管制放松政策的交互影响出发进行研究。例如, 将家庭成员提供的非正式照料纳入长护险基金支付范围可以满足失能人员的居家偏好需求, 但可能对提供非正式照料的子女收入产生负面冲击并且影响其消费。长护险基金将非正式照料纳入报销范围对社会福利的影响是正面还是负面的, 这一福利效应又如何能在父代和子代之间分配。我们认为长期护理保险的试点实施没有发挥供给侧效应的一个重要原因是政府对养老机构的成立进行管制, 所以当 2019 年对养老机构设立的管制取消时, 在长期来看, 长期护理保险的实施叠加养老机构进入的制度性成本降低可能会产生供给侧的一般均衡效应。这些问题都留待未来的研究进一步探索。

### 参考文献:

- 蔡昉, 2020:《实施积极应对人口老龄化国家战略》,《劳动经济研究》第6期。  
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。



- 封进 谢宇菲 王子太,2023:《信息不对称视角下长期护理保险保障模式评价及制度优化》,《管理世界》第8期。
- 葛润 施新政,2023:《全面二孩政策如何影响家庭生育决策?》,《经济学(季刊)》第4期。
- 何晓波 石成 宗庆庆,2023:《我国城市家政市场的工资——基于街道层面需求数据的证据》,《经济学(季刊)》第5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。
- 舒展 韩昱,2022:《长期护理保险对失能老人家庭代际支持的影响研究》,《人口与发展》第4期。
- 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。
- 谢宇菲 封进,2022:《长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?》,《保险研究》第10期。
- 于新亮 黄俊铭 康琢 于文广,2021:《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》第11期。
- 于新亮 刘慧敏 杨文生,2019:《长期护理保险对医疗费用的影响——基于青岛模式的合成控制研究》,《保险研究》第2期。
- 余央央 张毅 封进,2023:《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》第8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。
- 朱震宇,2023:《长期护理保险对老年家庭照料的影响》,《中国人口科学》第3期。
- Arrow, K. (1963), “Uncertainty and the welfare economics of medical care”, *American Economic Review*, 53:941—973.
- Bakx, P. et al. (2020), “Better off at home? Effects of nursing home eligibility on costs, hospitalizations and survival”, *Journal of Health Economics*, 73, No. 102354.
- Brown, R. et al. (2007), *Cash and Counseling: Improving the Lives of Medicaid Beneficiaries Who Need Personal Care or Home- and Community-Based Services*, Mathematica Policy Research.
- Costa-Font, J. et al. (2018), “Does long-term care subsidization reduce hospital admissions and utilization?”, *Journal of Health Economics*, 58:43—66.
- Courbage, C. et al. (2020), “The effect of long-term care public benefits and insurance on informal care from outside the household: Empirical evidence from Italy and Spain”, *European Journal of Health Economics*, 21:1131—1147.
- Deraas, T.S. et al. (2011), “Does long-term care use within primary health care reduce hospital use among older people in Norway? A national five-year population-based observational study”, *BMC Health Services Research*, 11:1—11.
- 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.
- Hackmann, M. et al. (2022), “Health insurance as economic stimulus? Evidence from long-term care jobs”, Stanford University Working Paper.
- Hendren, N. (2013), “Private information and insurance rejections”, *Econometrica*, 81(5):1713—1762.
- Kim, H.B. & W.Lim (2015), “Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures”, *Journal of Public Economics*, 125:128—142.
- Klimaviciute, J. et al. (2017), “Caring for dependent parents: Altruism, exchange or family norm?”, *Journal of Population Economics*, 30:835—873.
- Ko, A. (2022), “An equilibrium analysis of the long-term care insurance market”, *Review of Economic Studies*, 89(4): 1993—2025.
- 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.
- Liu, H. et al. (2023), “Public long-term care insurance and consumption of elderly households: Evidence from China”, *Journal of Health Economics*, 90, No. 102759.
- Mommaerts, C. (2023), “Long-term care insurance and the family”, *Journal of Political Economy*, Accepted.
- Stabile, M. et al. (2006), “Household responses to public home care programs”, *Journal of Health Economics*, 25(4): 674—701.
- Yi, J. et al. (2021), “Estimating an equilibrium model of health insurance and healthcare expense”, Peking University Working Paper.

## Effectiveness of Long-term Care Insurance from the Perspective of Supply and Demand Balance

ZHOU Bo<sup>a</sup> and ZHAO Shaoyang<sup>b</sup>

(a: Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, China;

b: Sichuan University, Chengdu, China)

**Summary:** The rapid aging of China's population structure has garnered significant attention. As the population ages, the number of the disabled elderly population in China is expected to rise considerably. However, China's social security system is not yet comprehensive, with limited government subsidies and service support for disabled elderly population. Therefore, how the government can formulate corresponding policies to address the risk of disability is a worthwhile research question.

This paper analyzes the stylized facts of China's long-term care market and investigates the effects of long-term care insurance using rich data. Initially, this paper presents four observations about the long-term care market from both demand and supply perspectives. Firstly, informal care is the primary option for people with disabilities. Secondly, as the trend of low birthrate intensifies, informal care becomes unsustainable. Thirdly, there is an oversupply of beds in nursing homes, largely due to government subsidy policies. Fourthly, the supply of professional elderly care workers is inadequate due to wage penalties in the labor market.

Next, this paper develops a theoretical model to analyze the mechanisms of long-term care insurance policies. China initiated long-term care insurance pilots in 2016, providing policy interventions for disabled individuals through cash subsidies and service support. Based on this, this paper constructs a theoretical model to illustrate how long-term care insurance affects the demand for long-term care services among disabled individuals, decomposing this into substitution, income, and health effects. Additionally, this paper employs a general equilibrium model to assess the impact of changes in demand induced by long-term care insurance on the supply of long-term care.

Finally, this paper uses a difference-in-differences (DID) model to evaluate the impact of long-term care insurance policies. Regression results reveal that long-term care insurance significantly increases informal care at home on the demand side. Furthermore, payment models favoring cash subsidies play a more pronounced role in increasing informal care. On the supply side, the implementation of long-term care insurance has no immediate impact on the number of nursing homes, employees, institutional beds, and service prices.

This paper holds significant practical significance and policy implications. It enhances existing literature's understanding of China's long-term care market and enriches the discourse on the implementation effects of long-term care insurance. By elucidating the impact of long-term care insurance on market supply and demand and its mechanisms through theoretical and empirical analyses, this paper underscores the need for government actions to reduce subsidies for nursing home beds and encourage an increase in the supply of professional nursing care workers.

While this paper mainly focuses on assessing the effectiveness of long-term care insurance, there are still unanswered questions that merit exploration in future research. One such question is related to the welfare and distributional impacts of the payment model. Another area of interest is the interactive effect between the deregulation of nursing home establishment and long-term care insurance. Specifically, long-term care insurance that reimburses informal care may improve elders' preferences but potentially reduce children's wages, thus the overall effect is ambiguous. Moreover, the deregulation policy implemented in 2019, combined with the introduction of long-term care insurance, may generate a general equilibrium effect that stimulates an increase in long-term care supply.

While this paper mainly focuses on assessing the effectiveness of long-term care insurance, there are still unanswered questions that merit exploration in future research. One such question is related to the welfare and distributional impacts of the payment model. Another area of interest is the interactive effect between the deregulation of nursing home establishment and long-term care insurance. Specifically, long-term care insurance that reimburses informal care may improve elders' preferences but potentially reduce children's wages, thus the overall effect is ambiguous. Moreover, the deregulation policy implemented in 2019, combined with the introduction of long-term care insurance, may generate a general equilibrium effect that stimulates an increase in long-term care supply.

**Keywords:** Long-term Care Insurance; Demand-side Effects; Supply-side Effects

**JEL Classification:** H55, I18, J14

(责任编辑:金 禾)

(校对:木 丰)