

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

王 贞 封 进*

摘 要 本文使用医保实际报销数据, 利用倍差法考察长期护理保险对医疗费用的影响, 并比较居家护理补贴和机构护理补贴的差异。结论发现, 居家护理补贴会替代医疗资源使用, 改善被护理者健康, 从而减少医疗支出; 而机构护理补贴主要改变了医疗资源的配置, 对医疗费用影响较小。具体地, 居家护理补贴使得住院费用下降约 10.5%、医保支付费用下降约 10.3%。成本-收益估算表明, 居家护理每投入 1 元钱, 将节约医保基金约 8.6 元, 促进了医保基金的优化配置。

关键词 长期护理保险, 医疗服务利用, 医疗费用

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.02.09

一、引 言

2000 年以来我国卫生总费用 (剔除价格因素) 的年平均增速约为 12.8%, 远超同期的经济增速。随着我国医疗卫生支出持续上涨, 医疗保险基金运行压力也逐年加大。另一方面, 在人口老龄化背景下, 我国老年护理需求不断增加, 第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查显示, 我国失能、半失能老年人已超过 4 000 万人。为此我国于 2017 年在基本医疗保险的基础上又推出了长期护理保险制度 (下文简称“长护险”), 并选取 15 个城市进行试点。各试点城市在补偿模式上存在差异, 有的城市对机构护理费用补偿更多, 如青岛、南通、承德、上饶等; 有的城市对居家护理补偿更多, 如上海、安庆、成都、苏州、广州等, 然而各城市的长护险筹资主要来源于基本

* 复旦大学经济学院。通信作者及地址: 封进, 上海市杨浦区国权路 600 号复旦大学经济学院, 200433; 电话: (021) 55665303; E-mail: jfeng@fudan.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (71974036、72003039)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目 (17JZD028)、上海市浦江人才项目 (17PJC006)、中国博士后科学基金面上项目 (2019M661382)、上海市“超级博士后”激励计划 (2019242) 对本研究的资助。作者感谢北京大学“中国医改十年回顾与展望”高峰论坛、北京大学“劳动经济学”workshop、第二届“中国健康经济学论坛”与会者的有益评论。感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 文责自负。

医疗保险基金。¹由此引出的问题是,长期护理保险是否会加剧医保基金的财务不平衡?不同补偿模式对医疗费用的影响有何差异?

理论上,长护险对医疗费用的影响存在正反两种效应。一方面,长期护理既可减少医保基金的不合理利用,如缓解拖延出院、压床病人(*bed-blocker*)等现象,同时也改善了被护理者的健康,进而减少医疗服务利用,缓解基金运行压力(Gaughan *et al.*, 2015; Forder, 2009)。另一方面,长护险也可能产生收入效应和健康知识效应,增加医疗支出。

实证上回答上述问题面临两方面困难。其一是需要准确的医疗服务利用及费用的调查数据,现有的微观入户调查数据中存在较多缺失情况,且医疗费用记录的测量误差较大;其二是难以寻找合适的政策评估设定,以避免可能的内生性问题。针对这些挑战,本文利用来自医保部门的实际报销数据,以上海市长护险制度试点作为准自然实验,利用双重差分模型(DID)实证检验了长护险对医疗服务利用和费用的影响。鉴于上海市长护险制度试点第一阶段仅提供居家护理补贴,第二阶段增加对机构护理的补贴,本文利用这一政策特征也对比了居家护理补贴和机构护理补贴两种补偿模式下的差异。

本文稳健地发现,长护险的居家护理补贴显著地降低了医疗服务利用和费用,使得住院天数下降约12.3%、住院费用下降约10.5%、医保支付费用下降约10.3%、住院率下降约3.2%。成本-收益分析结果表明,居家护理补贴所节约的医保基金远大于该计划所投入的费用,经粗略估算,居家护理补贴每投入1元钱,由此将节约医保基金支出约8.6元。然而,机构护理补贴一方面替代了住院费用,使得住院费用和医保支付费用分别下降约19.8%、19.6%;另一方面也使得提供护理的医疗机构费用增长约35.1%,最终净效应表现为医疗费用基本持平。

本文主要做了以下三点贡献:第一,本文研究了长护险对医疗服务利用的影响,同时对不同补偿模式的差异进行了比较,为探讨长护险可持续性和补偿模式提供参考;第二,从异质性的角度,对长护险的影响进行了机制讨论,丰富了现有文献;第三,从成本-收益角度出发,表明长护险可能带来医保基金的优化配置,提供了医疗资源无效率使用的微观证据,并丰富了相关的政策含义。

本文其余部分结构安排如下:第二部分介绍相关文献综述与机制分析,第三部分介绍本文的制度背景,第四部分描述了本文的数据、样本以及实证策略,第五部分汇报了实证结果,第六部分进行异质性分析和机制讨论,第七部分对比了不同补偿模式的差异,第八部分进行成本-收益分析,第九部分总结全文,并提出政策建议。

¹ 试点城市的长护险制度细节对比可参见姚虹(2020)。

二、文献综述与机制分析

（一）文献综述

与本文相关的文献包括长期护理保险、正式的长期护理对医疗服务及费用的影响，而文献上关于这一问题的研究并没有得到一致的结论。一些文献发现两者之间存在相互替代的关系，其中早期的研究 Hughes *et al.* (1987) 指出，芝加哥一项长期家庭护理项目的实施显著地降低了个人长期住院的风险；Forder (2009) 检验了长期护理对英国高龄老人的医院住院行为的替代作用，发现每额外增加 1 英镑的居家护理，将会带来医院费用下降 0.35 英镑；Goda (2011) 研究了美国对私人长期护理保险税收优惠政策的影响，发现税收优惠可以提高长护险的覆盖率，并减少美国医疗救助计划 (Medicaid) 的支出；Kim and Lim (2015) 研究了韩国政府对长期护理保险补贴的影响，发现增加正式长期照料后，对于失能严重的个体而言医疗费用显著下降，特别是住院费用；Gaughan *et al.* (2015) 研究发现在英国增加机构护理床位数量，将会使得压床病人数量下降，从而缓解了拖延住院的现象；Costa-Font *et al.* (2018) 利用西班牙的数据发现，对长期护理保险的公共补贴增加后，将使得住院率和住院时长均下降。

另一些文献发现长期护理对医疗服务利用及费用并无影响，Wooldridge and Schore (1988) 利用美国的数据发现疗养院使用人数下降，并没有对住院、门诊等行为产生显著的影响；同样 McKnight (2006) 发现美国 Medicare 中对居家健康照料的报销比例下降后，对于个人的住院等医疗服务利用以及医疗费用没有产生显著的影响。少数文献也发现长期护理可能会增加住院服务，Deraas *et al.* (2011) 利用挪威的全国人口普查数据发现，长期护理增加病人对治疗和功能性支持 (functional support) 的需求从而增加住院利用。而这些结论的差异主要根源于国家、医疗市场以及医保市场的差异。

基于中国背景下的研究目前还很少，余央央和封进 (2018) 考察了家庭照料对老年人医疗服务利用的影响，发现家庭照料和医疗服务之间存在互补性。与之不同的是，本文考察的是长护险对老年人医院服务利用的影响，由长护险覆盖的护理照料相比于家庭照料更具专业性。与本文较为相关的是马超等 (2019)、Lu *et al.* (2020)、Feng *et al.* (2020) 的研究，与之不同的是，本文通过对比分析不同补偿模式之间的替代效应的差异，为目前文献上的分歧提供了解释，扩展了已有的研究。

（二）机制分析

理论上，长期护理保险对医疗服务利用的影响方向是不确定的，一方面

是负向影响,包括替代效应和健康效应;另一方面是正向影响,包括收入效应和知识效应。

1. 替代效应和健康效应

替代效应是指长护险对居家或机构护理的补贴,使得在医院中接受护理的病人转为居家或在机构接受护理服务,从而减少医疗服务利用。相关文献也表明了这一替代效应的存在,如 Coyte and McKeever (2001) 发现在加拿大随着长护险的建立,以往那些通过住院接受照料或进行康复的病人渐渐地转向居家长期护理。Gaughan *et al.* (2015) 研究发现,在英国增加长期护理机构的供给,使得长期护理的价格下降,从而产生了对住院服务的替代行为。

健康效应指长期护理将改善被护理者的健康,进而减少医疗服务利用。相关研究提供了健康效应存在的证据。如 Stabile *et al.* (2006) 研究发现,加拿大的公共居家健康护理项目待遇提高后,促进了居家护理的使用,并且改善了受益者的健康水平;Byrne *et al.* (2009) 利用美国的数据研究了正式照料和非正式照料对接受照料者健康的影响,表明两者均对健康有正向的作用;Rice *et al.* (2009) 同样利用美国的数据发现 Medicaid 提供的长期护理可以有效地改善受益者的日常生活活动功能(ADL/IADL)。

2. 收入效应和知识效应

收入效应是指长护险的保障减轻了受益者的费用负担,从而产生收入效应,增加对医疗服务的需求。正如 Costa-Font *et al.* (2018) 发现了西班牙长期护理保险对受益人的现金支付,使得受益人所面临的家庭经济负担下降,从而产生了收入效应。

知识效应是指被护理者接受长期护理服务后,将获得更多自身健康的信息,以及相关的健康知识,故增加了被护理者的健康意识和知识,从而促进了医疗服务利用。例如, Bailey and Goodman-Bacon (2015) 发现为美国贫困人口提供基本公共服务后,将会使得他们获得更多的医疗保险信息,从而促进了他们的就医行为。

三、制度背景

上海市早在 2013 年起开始探索长期护理保险制度,可分为两个阶段:第一阶段是 2013—2015 年在全市范围内试点高龄老人医疗护理计划(下文简称高龄护理计划)²;第二阶段试点进一步扩大了覆盖人群和保障程度,于 2017 年在全市范围内试点长期护理保险制度(制度细节见表 1)³。两个阶段的主要

² 上海市人力资源和社会保障局等八部门于 2013 年印发《关于本市开展高龄老人医疗护理计划试点工作的意见》(沪府办〔2013〕38 号)。

³ 目前上海市的长期护理保险制度是于 2018 年 1 月 1 日起在全市范围内实行,具体可参见《上海市人民政府关于印发修订后的〈上海市长期护理保险试点办法〉的通知》(2017)。

区别是，高龄护理计划仅提供以居家为主的长期护理服务，而第二阶段的长期护理保险不仅提供了居家护理，同时也包括了机构护理⁴；此外，现行的长期护理保险政策同时也覆盖了居民医保参保者。

表1 上海市长期护理保险制度

制度特征	第一阶段：高龄老人医疗护理计划 (2013—2015)	第二阶段：长期护理保险计划 (2016—2017)
覆盖人群	参加职工医保的本市户籍人员，且年龄70岁及以上。	(1) 第一类人员：参加本市职工医保的60周岁及以上人员且办理退休手续； (2) 第二类人员：参加本市居民医保的60周岁及以上的人员。
筹资渠道	由职工医保统筹基金支付。	(1) 第一类人员：从职工医保统筹基金中调剂资金； (2) 第二类人员：从居民医保统筹基金中调剂资金。
服务内容	居家医疗护理服务：提供基础护理和常用临床护理。	(1) 社区居家护理：提供上门或社区护理服务； (2) 养老机构护理：定点护理服务机构提供； (3) 住院医疗护理：由基层医疗卫生机构、护理院、老年护理医疗机构等机构提供。
待遇给付	居家医疗护理服务时间取决于失能评估等级，护理服务收费标准取决于服务人员的资质。所发生的费用，由职工医保统筹基金支付90%，其余由个人账户支付或个人自负。	(1) 社区居家护理：服务时间依据评估等级确定，对于在评估有效期发生的社区居家护理服务费用，由长期护理保险基金支付90%； (2) 养老机构护理：依据评估等级确定养老机构护理准入条件，对评估有效期内发生的机构护理费用，由保险基金支付85%； (3) 住院医疗护理：所发生的费用，其待遇按照本人所参加的本市职工或居民医保的待遇规定执行。

注：作者根据相关政策自行整理。

本文主要以长护险试点的第一阶段作为研究对象⁵，高龄护理计划在试点阶段的享受条件是具有本市户籍、年龄70周岁及以上、并且参加本市职工基本医疗保险，居住在家且属于试点街镇内，经过医疗护理需求等级评估后，可享受上门的居家医疗护理服务。⁶而评估结果只需达到轻度或照护2级以上的老人，即可享受居家护理的待遇，相对于现行其他城市的长期护理保险制度而言，高龄护理计划更多覆盖了轻度失能的老人。居家医疗护理服务内容

⁴ 此处机构护理照料主要是由养老机构、基层医疗卫生机构、护理院、老年护理医疗机构等机构提供。

⁵ 上海市高龄老人医疗护理计划的制度细节详见附表1。

⁶ 该居住地主要是根据其户籍登记的居住地进行确定。

主要包括基础护理和常用临床护理以及相应的护理指导,在规定范围内的居家医疗护理费用由医保基金支付90%,其余部分由个人账户支付,不足部分由个人自负。

试点工作经历三个阶段完成。第一阶段,2013年7月选择在上海市浦东新区、杨浦区以及闵行区的6个街镇开展试点工作;第二阶段,2014年11月新增了徐汇区、普陀区、长宁区等3个试点区,扩大范围至6个区28个街镇;第三阶段,2016年1月将试点范围扩大至全市范围。正是由于高龄护理计划的分阶段推行,为本文提供了独特的实证识别机会。⁷

而第二阶段上海市自2017年1月起,选择徐汇区、普陀区和金山区三地开展试点工作,在第一阶段的基础上,增加了机构护理补贴。这一政策特征也为我们提供了进一步识别机构护理替代效应的机会,进而比较不同补偿模式的替代效应大小。

四、数据、样本及实证策略

(一) 数据和样本

本文使用的数据是上海市基本医疗保险参保人员医疗服务利用调查数据,该数据收集了2013—2017年上海市不同级别医院的医保病人就诊数据,所包含的信息主要包括门诊或住院患者的个人信息、疾病信息、参保类型、医疗机构信息、医疗服务利用以及医疗费用支出等,这一数据的优势是准确记录了患者的就诊费用信息。该数据是在过去一年享受医保待遇的样本中随机抽取5%的患者,并提取所抽患者本年度的全部就诊记录,形成最终样本,每一条观测值代表一次就诊记录,且为年度间的混合截面数据。其中医疗机构所在位置的经纬度信息,来源于上海市医疗服务信息便民查询系统网站搜医网(<http://jg.soyi.sh.cn>),我们爬取了上海市所有医疗机构的经纬度信息,并与医保报销数据进行匹配。

由于高龄护理计划仅覆盖城镇职工参保者,且年龄大于70岁,因此本文仅保留这一群体;同时删除在眼科、传染病、皮肤病、妇产以及肛肠等专科医院就医的样本。政策在不同街镇试点,需要确定患者所居住的街镇,但数据中并未给出该信息。故本文使用如下方法进行确定:若患者在过去一年中在同一家一级或社区医院就诊⁸,那么认定该一级或社区医院即为该患者所居

⁷ 由于篇幅原因略去试点街镇名单,感兴趣者可向作者索取。

⁸ 根据本文数据,70岁以上老年人在过去一年中,仅有11.6%没有去过一次一级或社区医院就诊,且去一级或社区医院的平均就诊次数为23.6次;并且此处删除了过去一年中去过不同的一级或社区医院就诊的样本。

住的街镇。⁹根据这一方法，我们进一步保留有居住街镇信息的样本。¹⁰

为了保证下文分析中实验组和对照组之间的可比性，本文的主回归分析仅选取有试点街镇区县的就诊样本。¹¹最终所得到样本的统计性描述如表2所示，表2A和2B分别汇报了住院样本和门诊样本的变量分布情况。

表2 样本统计性描述

	观测值	均值/比例	方差	最小值	最大值
A. 住院样本					
住院费用对数	11 451	9.3	0.90	0.7	13.0
住院医保支付对数	11 451	9.0	1.14	0.0	12.8
三级医院住院天数	4 284	11.0	11.87	1.0	180.0
二级医院住院天数	5 612	15.3	13.05	1.0	180.0
一级及其他医院住院天数	1 445	69.3	55.69	1.0	180.0
住院患者年龄	11 451	80.4	6.26	70.0	103.0
住院男性患者	11 451	0.7	0.44	0.0	1.0
B. 门诊样本					
三级医院门诊费用对数	636 461	5.3	1.11	0.0	10.8
二级医院门诊费用对数	901 064	5.1	1.00	0.0	11.0
一级及其他医院门诊费用对数	2 171 923	4.6	0.90	0.0	10.5
门诊患者年龄	3 748 944	79.1	5.85	70.0	105.0
门诊男性患者	3 749 099	0.7	0.47	0.0	1.0

注：样本区间为2013—2015年。

（二）实证策略

本文利用高龄护理计划在不同街镇的试点作为“自然实验”构建双重差分模型：第一层差异来自街镇层面，第二层差异来自试点时间层面。参照宋

⁹ 根据《上海市社区卫生服务中心设置基本标准》，社区卫生服务中心按照街镇所辖范围规划设置，每个街镇至少设有一所由政府举办的社区卫生服务中心，人口超过10万的街镇，每新增5万—10万人口，由政府按标准增设1所社区卫生服务中心。上海市全市范围内214个街镇，目前共246个社区卫生服务中心。此外，社区卫生服务中心主要提供基本医疗服务、康复服务、疾病预防等，服务内容统一，患者去社区服务中心就医首要考虑的是距离因素。因此，这一判断患者居住街镇的方法较为合理。

¹⁰ 可能存在居住在边界上的患者，到隔壁街镇的一级或社区卫生服务中心就医的情形，从而使得患者居住街镇地区定义有误。事实上，这一偏误的存在将会导致后文估计结果的低估，从而得到更为保守的估计结果。

¹¹ 共包括9个区，分别是黄浦区、徐汇区、长宁区、杨浦区、虹口区、普陀区、静安区、浦东新区、闵行区。稳健性检验中进一步保留了全部区县的就医样本，结论仍稳健。

弘和陆毅(2020),本文双重差分模型构建如下¹²:

$$Y_{it} = \beta_0 + \alpha \text{Treat}_{it} + D_i + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \theta_h + \gamma_t + \delta_{dt} + T + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

此处的样本期是2013—2015年,根据患者就诊住院的年份和月份,相应地定义其就诊时期 t 为1—36期¹³;其中 Y_{it} 是 i 患者 t 期的住院天数对数、住院费用对数、医保支付费用对数、日均住院费用对数等变量; Treat_{it} 代表若 i 患者的居住街镇在 t 期已经试点了高龄护理计划,则取值为1,否则取值为0; D_i 是组别虚拟变量,如果 i 患者居住在试点街镇等于1,否则等于0; \mathbf{X}'_{it} 是个体特征变量,包括患者年龄、性别、病种(ICD-10);此外,我们控制了医院固定效应 θ_h ,入院的年份固定效应、月份固定效应 γ_t ¹⁴,行政区和年份固定效应的交乘项 δ_{dt} ,时间趋势项 T (1—36期连续时间趋势项);最后标准误聚类至街镇层面。在以上方程中,本文关注的系数是 α ,若得到的估计值 $\hat{\alpha} < 0$,则表明与非试点街镇相比,高龄护理计划的试点可减少医疗服务利用。

五、实证分析

在这一部分中,首先报告高龄护理计划提供的居家护理补贴对患者住院行为的影响,包括住院天数对数、住院费用对数、医保支付费用对数、日均住院费用对数,然后对一系列的实证假设与稳健性进行检验。

(一) 实证结果

表3中的第(1)—(4)列分别汇报了居家护理补贴对住院天数对数、住院费用对数、医保支付费用对数以及日均住院费用对数的影响结果。其中居家护理补贴显著地减少了个体的医疗服务利用,使得住院天数下降了约12.3% ($\exp(0.1156) - 1$,下同),住院费用下降了约10.5%,医保支付费用下降了10.3%;日均住院费用无显著变化,这表明居家护理补贴主要是通过减少住院时长来减少费用;故居家护理补贴的影响更多体现在广延边际(extensive margin),而非集约边际(intensive margin)。这一结论与国外文献的研究结果具有可比性,基于西班牙的数据发现对居家长期护理的补贴增加后,将会使得病人的住院费用下降11%(Costa-Font *et al.*, 2018);基于

¹² 本文依据患者居住街镇是否为试点高龄护理计划定义实验组和控制组。根据CHARLS(2013、2015)和CLHLS(2014)数据,上海市参加城镇职工基本医保的70岁以上老人中,至少有一项日常活动能力(ADL)困难的老人比例约为40%,而本文的样本是有就医记录的样本,故失能的比例更可能高于40%。

¹³ 如在2013年1月份住院,则定义住院时间为第1期;在2015年12月份住院,则定义住院时间为第36期,以此类推。

¹⁴ 即控制了两个年份虚拟变量(样本期共3年)和11个月份的虚拟变量(共12个月份)。

英国的数据发现，降低长期护理机构床位费用将会使得拖延住院减少 6%—9% (Gaughan *et al.*, 2015)。

表 3 居家护理补贴对住院天数和费用的影响

被解释变量	住院天数对数	住院费用对数	医保支付费用对数	日均住院费用对数
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_{it}$	-0.1156*** (0.041)	-0.0996** (0.040)	-0.0976** (0.048)	0.0289 (0.050)
实验组虚拟变量	是	是	是	是
个体特征变量	是	是	是	是
医院固定效应	是	是	是	是
入院月份固定效应	是	是	是	是
入院年份固定效应	是	是	是	是
行政区×年份效应	是	是	是	是
时间趋势项	是	是	是	是
R 方	0.311	0.092	0.096	0.284
样本数量	11 451	11 451	11 451	11 451
聚类数量	124	124	124	124

注：(1) 个体特征变量包括年龄、性别以及病种 (ICD-10)，下同；(2) 标准误聚类至街镇层面；(3) 括号中是标准误，* 代表在 10% 水平上显著，** 代表在 5% 水平上显著，*** 代表在 1% 水平上显著。

(二) 稳健性检验

为了进一步检验双重差分结论的可信性和稳定性，本文进一步针对可能存在的识别问题，进行了一系列的稳健性检验。

1. 平行趋势检验：事件分析法

双重差分法一个重要的前提假设是个体医疗服务利用的变化趋势应该是平行的。此处参照 Jacobson *et al.* (1993)，构建如下的事件研究法 (event study) 的实证设定检验平行趋势假设：

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=-7}^{10} \tau_j T_{i, t_0+j} + D_i + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \theta_h + \gamma_t + \delta_{dt} + T + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中，方程 (2) 中的被解释变量以及控制变量的含义与方程 (1) 相同； T_{i, t_0+j} 是一系列的虚拟变量，表示高龄护理计划试点开始实施的第 j 个季度，取高龄护理计划实施前的一个月作为基准期 t_0 ($j=0$)， j 大于零时，意味着开始高龄护理计划之后的第 j 个季度。此处平行趋势检验关心的变量是 τ_j ，

表示与基准期相比,试点后第 j 季度实验组和控制组间医疗服务利用的差异。如果当 $j < 0$ 时, τ_j 的变化趋势较为平稳,则可以证明平行趋势假设的成立,反之不符合平行趋势假设。图1汇报了平行趋势检验的结果,其中纵轴汇报的是 τ_j 系数值以及90%置信区间。从图中可以发现, $j < 0$ 期间 τ_j 的值变化均非常平稳,这表明满足平行趋势假设。当 $j > 0$ 时, τ_j 值开始明显地下降(除图2D外),这表明居家护理补贴显著地降低了医疗服务利用。

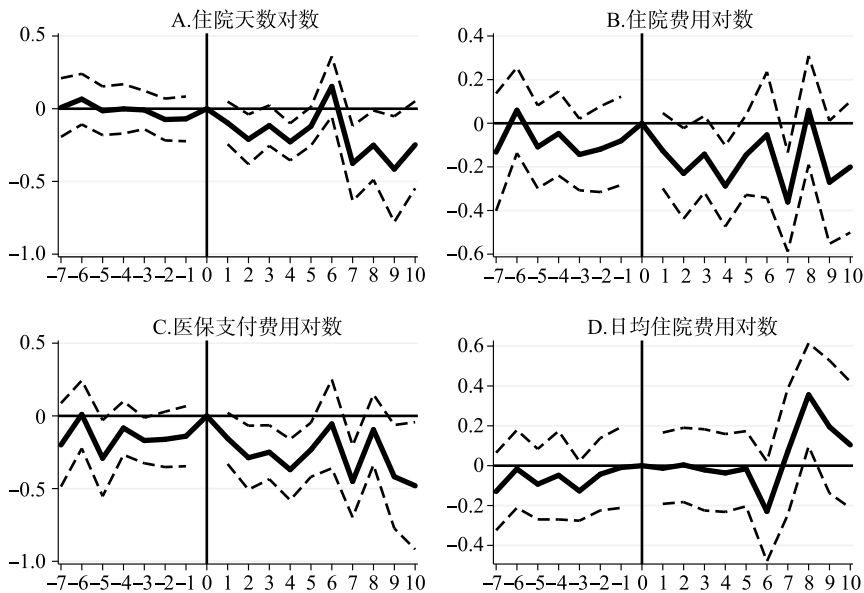


图1 平行趋势检验

注:(1)图中实线代表了方程(2)估计得到的不同期 τ_j 系数大小;(2)图中虚线表示估计系数的90%上下置信区间,回归标准误差聚类至街镇层面。

2. 住院率检验

为了考察居家护理补贴是否能直接降低住院率,此处使用2013年数据,选取参加城镇职工医保且年龄大于70岁的样本,将在眼科、传染病、皮肤病、妇产以及肛肠等专科医院就医的样本删除,最后构建每位患者连续12个月是否住院的平衡面板数据。实验组和控制组的定义方式与主回归一致,并使用如下双重差分模型进行分析:

$$Y_{it} = \beta_0 + \alpha \text{Treat}_{it} + \theta_i + \gamma_t + \delta_{dt} + T + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

其中 Y_{it} 是 i 患者在 t 期 ($t=1-12$) 是否住院 (是=1), 同时控制个体不随时间变化的固定效应 θ_i , 月份固定效应 γ_t , 行政区和月份的交互项 δ_{dt} , 以及时间趋势项, ε_{it} 是不可观测的残差项, 标准误差聚类至街镇层面。表4第(1)列与主回归一致, 选取了9个主要城区的样本, 而为了保证控制组的可比性, 第(2)列将区县样本限制在第一批有试点街镇的区县。从表中可以发现, 居

家护理补贴的实施使得住院概率下降了约3.2%，进一步证明了本文结论的可靠性。

表4 居家护理补贴对住院率的影响

被解释变量	是否住院	
	(1)	(2)
$Treat_{it}$	-0.0323*	-0.0323*
	(0.019)	(0.017)
个体固定效应	是	是
月份固定效应	是	是
时间趋势项	是	是
行政区×月份效应	是	是
R方	0.004	0.004
样本数量	32 640	15 888
个体数量	2 720	1 324
聚类数量	123	61

注：(1) 回归仅使用2013年样本；(2) 第(1)列和第(2)列分别是基于九个主要城区样本、三个试点城区样本的回归结论；(3) 标准误聚类至街镇层面；(4) 括号中是标准误，*代表在10%水平上显著，**代表在5%水平上显著，***代表在1%水平上显著。

3. 其他稳健性检验

此外本文还做了如下的稳健性检验：(1) 我们使用50—70岁的患者作为安慰剂检验，复制本文主回归结论，发现无显著效应，排除了同期其他政策因素的干扰；(2) 将上海市全市区县的样本纳入分析范围，复制主回归结论，发现结论仍成立；(3) 进一步仅根据老年人在一级或社区医院的门诊就诊情况，来判断他们的居住街道，结论仍然稳健，排除了在确定居住街镇时产生的误差。¹⁵

六、异质性分析与机制讨论

(一) 替代效应

理论上，居家护理补贴的替代效应更可能是替代较低失能程度个体的住院行为，故我们分别以个体年龄来衡量失能程度，进行异质性分析。考虑到

¹⁵ 由于篇幅原因，回归结果省去，感兴趣者可向作者索取。

老年人的失能程度随着年龄的增长而加重¹⁶，为此我们将年龄段划分为70—80岁、80岁以上进行异质性分析，低年龄段老人的失能程度相对更低。表5使用与主回归相同的实证设定，可以发现，居家护理补贴主要是减少了低失能人群的医疗服务利用，对高失能人群的影响则不显著。平均来看，使得低失能人群的住院天数减少约20.3%，住院费用下降约21.5%，医保支付费用下降约25.8%；这一降幅大于主回归的结论，表明失能程度较低、在医院接受长期护理的老人转向居家护理，为替代效应的存在提供了间接的证据。

表5 替代效应：分年龄异质性分析

被解释变量	住院天数对数 (1)	住院费用对数 (2)	医保支付费用对数 (3)
A. 70—80岁样本			
$Treat_{it}$	-0.1851*** (0.057)	-0.1951*** (0.051)	-0.2295*** (0.070)
R方	0.281	0.110	0.110
样本数量	5 874	5 874	5 874
聚类数量	124	124	124
B. 80岁以上样本			
$Treat_{it}$	-0.0565 (0.063)	0.0079 (0.069)	0.0456 (0.078)
R方	0.281	0.110	0.110
样本数量	5 874	5 874	5 874
聚类数量	124	124	124
回归方程控制变量			
实验组虚拟变量	是	是	是
个体特征变量	是	是	是
医院固定效应	是	是	是
入院月份固定效应	是	是	是
入院年份固定效应	是	是	是
行政区×年份效应	是	是	是
时间趋势项	是	是	是

注：表5中A和B是按年龄分样本回归的结果，其余同表3注释。

¹⁶ 相关的研究表明，老年人的失能程度和失能概率随着年龄的增长而增加，经验上看，老年人每增加5岁失能概率即会翻一番 (Stuck *et al.*, 1999; Harwood *et al.*, 2004)，一项基于中国的调查数据也表明老年人年龄越大失能概率越高 (Hu, 2012)。此外根据2015年1%人口抽样的微观数据，上海市城镇职工医保参保者中，70—80岁和80岁以上生活不能自理的老年人比值约为1:3.5。

(二) 健康效应

鉴于数据限制，我们以个体去三级医院的门诊行为作为其健康水平的代理变量¹⁷，检验居家护理补贴是否减少了三级医院门诊行为。如果健康效应存在，那么可以观察到居家护理补贴显著降低门诊就诊频率。¹⁸

此处使用回归方程(3)的实证策略，利用2013年的门诊样本，保留年龄大于70岁的城镇职工参保者，将在眼科、传染病、皮肤病、妇产以及肛肠等专科医院就医的样本删除，并保留三级医院门诊样本，构建患者连续12个月门诊就诊的平衡面板数据。表6第(1)列和第(2)列分别汇报了9个主要城区样本，以及第一批有试点街镇的区县样本，并区分了对不同年龄段人群的影响。可以发现，居家护理补贴的实施使得70—80岁人群的三级医院门诊行为显著下降约3.3%；而对80岁以上的群体则影响不显著。因此我们可以初步推断，居家护理补贴可以改善较低失能程度群体的健康状况，进而会减少他们的医疗服务利用。

表6 健康效应：三级医院门诊行为的影响

被解释变量	门诊就诊次数对数	
	(1)	(2)
A. 70—80岁样本		
$Treat_{it}$	-0.0320**	-0.0320**
	(0.016)	(0.016)
R方	0.008	0.006
样本数量	50 568	20 628
个体数量	4 214	1 719
聚类数量	123	60
B. 80岁以上样本		
$Treat_{it}$	-0.0012	-0.0012
	(0.020)	(0.020)
R方	0.006	0.006
样本数量	26 796	9 780

¹⁷ 与三级医院相比，一级或者二级医院的部分门诊患者可能也接受与护理、康复相关的医疗服务，此外慢性病患者购买药品也是通过一级或二级医院。

¹⁸ 由于本文数据的限制，此处我们仅给出健康效应存在的初步证据，希望今后能有更丰富的数据进一步完善。

(续表)

被解释变量	门诊就诊次数对数	
	(1)	(2)
个体数量	2 233	815
聚类数量	119	58
回归方程控制变量		
个体固定效应	是	是
月份固定效应	是	是
行政区×月份效应	是	是
时间趋势项	是	是

注：(1) 表6中A和B是按年龄分样本回归的结果；(2) 第(1)列和第(2)列分别是基于九个主要城区样本、三个试点城区样本的回归结果；(3) 其余同表3注释。

七、不同补偿模式比较

(一) 机构护理的替代效应估计

进一步利用2016—2017年数据，检验机构补贴的替代效应。与主回归类似，样本限制于城镇职工参保者且年龄大于70岁，并且删除在眼科、传染病、皮肤病、妇产以及肛肠等专科医院就医的样本，保留可判断居住地址信息的样本。¹⁹并构建如下双重差分模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \beta_2 \text{Treat}_i + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \theta_d + \gamma_t + \delta_{dt} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

其中 Y_{it} 包括住院天数对数、住院费用对数、医保支付费用对数； Treat_i 代表若 i 个体居住于徐汇区、普陀区、金山区，则取值为1，否则取值为0； Post_t 代表政策试点时间，即2017年1月后取值为1； \mathbf{X}'_{it} 是个体特征变量，包括患者年龄、性别、病种(ICD-10)；并控制了区固定效应(θ_d)、月份固定效应(γ_t)和区月份交乘的效应(δ_{dt})；标准误聚类至区层面。

表7为机构护理补贴的替代效应，可以发现2017年后长护险增加了对机构的补贴后，使得住院天数下降了约22.4%，住院费用下降了约19.8%，医保支付费用下降了19.6%。从替代效应的相对增幅来看，机构护理补贴的替代效应更大，其中原因主要是由于机构护理可以满足更高度失能的个体需求，因此其替代效应更大。

¹⁹ Feng et al. (2020) 评估了覆盖职工以及居民在内的60岁以上的长期护理保险制度，此处仅针对70岁以上职工保险人群，并与居家护理比较，体现了机构护理补贴的效应。

表7 机构护理补贴的替代效应

被解释变量	住院天数对数 (1)	住院费用对数 (2)	医保费用对数 (3)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.2024*** (0.055)	-0.1808** (0.065)	-0.1793** (0.066)
实验组虚拟变量	是	是	是
个体特征变量	是	是	是
区固定效应	是	是	是
入院月份固定效应	是	是	是
行政区 × 月份效应	是	是	是
R 平方	0.227	0.115	0.113
样本数量	5 845	5 845	5 845
聚类数量	9	9	9

注：(1) 本回归基于2016—2017年数据，且仅考察了三级医院的样本；(2) 个体特征变量包括年龄、性别以及病种（ICD-10）；(3) 标准误聚类至区层面；(4) 括号中是标准误，*代表在10%水平上显著，**代表在5%水平上显著，***代表在1%水平上显著。

上海市机构护理的提供者中除部分取得资质的养老机构外，大部分是由基层医疗卫生机构、护理院、老年护理医疗机构等提供；而这些护理机构在提供长期护理外，也会带来医疗费用的增加。为此表8报告了提供长期护理机构中患者的住院天数、住院费用以及医保费用的变化，结果发现提供长期护理服务的医疗机构中患者的住院天数、住院费用和医保费用显著增加，分别约82.8%，35.1%，41.8%。其中住院天数的相对增幅较大，原始数据表明机构护理补贴试点前，平均住院天数为40天，增加82.8%后，平均住院天数可达73天左右，这一数值也符合长期护理机构的护理特征。

表8 机构护理补贴对护理医疗机构费用的影响

被解释变量	住院天数对数 (1)	住院费用对数 (2)	医保费用对数 (3)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.6037*** (0.041)	0.3012*** (0.044)	0.3491*** (0.057)
实验组虚拟变量	是	是	是
个体特征变量	是	是	是
区固定效应	是	是	是

(续表)

被解释变量	住院天数对数	住院费用对数	医保费用对数
	(1)	(2)	(3)
入院月份固定效应	是	是	是
行政区×月份效应	是	是	是
R平方	0.286	0.160	0.148
样本数量	4 148	4 148	4 148
聚类数量	9	9	9

注：(1) 样本限制在提供长期护理的医疗机构；(2) 个体特征变量包括年龄、性别以及病种（ICD-10）；(3) 标准误聚类至区层面；(4) 括号中是标准误，* 代表在 10% 水平上显著，** 代表在 5% 水平上显著，*** 代表在 1% 水平上显著。

(二) 讨论与解释

通过对比表 7 和表 8 的结果可以发现，长护险对机构护理的补贴一方面替代了三级医院的医疗费用，同时也促进了提供长期护理医疗机构的医疗费用，为了综合考察净效应，根据原始数据分别计算住院费用和医保费用的净变化²⁰，最终发现机构护理的补贴使得住院费用、医保费用净增加，分别增加 499 元、2 348 元，相对增幅分别为 2.6%、9.2%。²¹

综上所述可以发现，长期护理保险的不同补偿模式对住院费用的替代效应不同。机构护理对住院费用的替代效应要强于居家护理的替代效应，这主要是由于机构护理可以满足失能程度更严重群体的需求，但医疗机构接受长护的人同时也会增加医疗资源的使用，从而抵消对住院费用的替代效应，所以机构护理的替代效应表现为不同类型医疗资源使用的替代，一定程度有利于合理配置医疗资源。

八、成本-收益分析

进一步考虑制度实施的成本，对居家护理节约的医疗费用和增加的护理费用进行成本-收益分析（cost-benefit analysis）。居家护理补贴的成本包括：基金的支付和管理成本（人员成本、基金管理、政策宣传等）；而收益在此处仅考虑医疗资源使用的减少，即所带来的医保基金支出的减少。事实上，长护险所提供的居家护理或机构护理还会对经济社会具有一系列正面的影响，忽略考虑这

²⁰ 计算思路是首先根据原始数据分别计算政策试点前（2016 年）三级医院、提供长护医疗机构的平均住院费用、医保费用（数值大小分别为：20 783 元、14 863 元；13 148 元、10 751 元）；其次根据表 7 和表 8 的回归结果，计算住院费用和医保费用的绝对增幅；最后加总住院费用、医保费用得到净改变值。

²¹ 以 2016 年三级医院、提供长护医疗机构的平均住院费用、医保费用作为基准值。

些收益所得到的是低估的收益值，使得成本-收益分析结果更为保守。²²

首先，根据上海市政府公布的政策解读，截至2016年6月底，高龄护理计划累计服务人次约15.5万²³；政策规定享受服务共有两档，为了得到保守的成本-收益结论，此处认定所有的服务均为高档（80元/次），每次由医保基金支付90%，因此可知医保基金共支付1116万元。其次，同期的管理成本按照商业保险公司经办长期护理保险的费率，实践中通常在3%—5%之间，此处使用基金支付总额的5%作为同期的管理成本，即55.8万元。居家护理补贴的成本合计1171.8万元。

根据表3的结论，高龄护理计划的实施使得医保支付费用平均下降约10.3%，考虑到试点期间共分为两批，2016年全市铺开，因此在计算收益时需要分别核算这三类地区。此处所使用的样本包括了上海市全部区县的样本。估算过程参照双重差分的分析框架，基本思路为：首先，计算试点街镇，在无该计划实施情况下，政策后反事实的平均费用支出；其次，计算两批试点街镇在政策实施时间至2016年6月期间合计医保基金支出；最后，计算全市其他地区的医保基金支出降幅。²⁴

最终可以得到上海市2013年6月至2016年6月累计的医保基金降幅为10097.2万元²⁵，而为此所支出的成本为1171.8万元，即在居家护理补贴每投入1元钱，由此将节约医保基金支出约8.6元。

九、结论与政策含义

本文以上海市长护险制度为例，研究了2013年起试点的长护险居家护理补贴和2017年试点的机构护理补贴对医疗服务利用的影响。本文的发现包括：居家护理补贴显著降低了医疗服务利用，包括住院天数、住院费用、医保支付费用以及住院率的下降；另一方面，机构护理的替代效应主要体现在不同医疗资源间的替代，对医疗费用影响净效应较小；成本-收益分析结果表明，高龄护理计划的基金投入远远小于其所节约的医疗资源，经粗略估算，在高龄护理计划每投入1元钱，由此将节约医保基金支出约8.6元。从长期护理保险制度设计的视角，本文结论具有如下四个方面的政策启示：

第一，长期护理保险覆盖内容应强调日常生活照料和基础医疗护理并重。

²² 长护险或长护服务可以改善被照护者的健康（Stabile *et al.*, 2006; Byrne *et al.*, 2009; Rice *et al.*, 2009），也可以替代非正式的家庭护理（Charles and Sevak, 2005; Stabile *et al.*, 2006），缓解家庭成员的照料压力，进而改善了照料者的健康（Schmitz and Westphal, 2015），并提高家庭成员的劳动力供给和工资水平（Van Houtven *et al.*, 2013; Fu *et al.*, 2017）。

²³ 详细请参见《关于本市开展高龄老人医疗护理计划试点工作的意见》政策解读。

²⁴ 具体计算过程由于篇幅限制省去，感兴趣者可向作者索要。

²⁵ 需要说明的是，居家护理补贴的实施不仅降低了医疗费用，同时降低了住院率、门诊就诊次数等，因此这一收益估计值仍旧被低估。

既能节约医保基金支出,又可发挥长期护理的康养功能,达到“重养轻医”的目标。

第二,覆盖范围应强调轻度和重度失能人员并重。一方面,轻度失能的老人更有可能通过专业的长期护理改善健康,另一方面,以居家护理为主的服务更可能替代轻度失能老人的住院护理行为。目前,仅有少数几个试点城市覆盖了轻度失能人员,如上海市、广州市等;轻度和重度失能人员并重,可以节约医保基金支出、发挥康养功能,长期来看将会减轻基本医疗保险、长期护理保险的运行压力。

第三,待遇设计应强调居家护理优先原则。事实上,从国际经验看,长期护理保险补贴,均优先倾向于补贴居家护理服务。居家护理不仅符合老年人的养老偏好,同时居家护理服务相对机构护理,其成本更低。

第四,有证据表明我国医疗费用主要不是由需方行为导致(王贞等,2019),新医改以来,公立医院综合改革并未能破除医疗费用上涨的顽疾。长护险制度的建立可以缓解医疗资源无效配置,为医疗卫生体制供给侧改革提供思路。

参考文献

- [1] Bailey, M. J., and A. Goodman-Bacon, “The War on Poverty’s Experiment in Public Medicine: Community Health Centers and the Mortality of Older Americans”, *American Economic Review*, 2015, 105 (3), 1067-1104.
- [2] Byrne, D. M., M. S. Goeree, B. Hiedemann, and S. Stern, “Formal Home Health Care, Informal Care, and Family Decision Making”, *International Economic Review*, 2009, 50 (4), 1205-1242.
- [3] Charles, K. K., and P. Sevak, “Can Family Caregiving Substitute for Nursing Home Care?”, *Journal of Health Economics*, 2005, 24 (6), 1174-1190.
- [4] Costa-Font, J., S. Jimenez-Martin, and C. Vilaplana, “Does Long-Term Care Subsidization Reduce Hospital Admissions and Utilization?”, *Journal of Health Economics*, 2018, 58, 43-66.
- [5] Coyte, P. C., and P. McKeever, “Home Care in Canada: Passing the Buck”, *Canadian Journal of Nursing Research Archive*, 2001, 33 (2), 11.
- [6] Deraas, T. S., G. R. Berntsen, T. Hasvold, and O. H. Førde, “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*, 2011, 11 (1), 287.
- [7] Feng, J., Z. Wang, and Y. Yu, “Does Long-Term Care Insurance Reduce Hospital Utilization and Medical Expenditures? Evidence from China”, *Social Science and Medicine*, 2020, 258, 113081.
- [8] Forder, J., “Long-Term Care and Hospital Utilisation by Older People: An Analysis of Substitution Rates”, *Health Economics*, 2009, 18 (11), 1322-1338.
- [9] Fu, R., H. Noguchi, A. Kawamura, H. Takahashi, and N. Tamiya, “Spillover Effect of Japanese Long-Term Care Insurance as an Employment Promotion Policy for Family Caregivers”, *Journal of Health Economics*, 2017, 56, 103-112.
- [10] Gaughan, J., H. Gravelle, and L. Siciliani, “Testing the Bed-Blocking Hypothesis: Does Nursing

- and Care Home Supply Reduce Delayed Hospital Discharges?”, *Health Economics*, 2015, 24 (S1), 32-44.
- [11] Goda, G. S., “The Impact of State Tax Subsidies for Private Long-Term Care Insurance on Coverage and Medicaid Expenditures”, *Journal of Public Economics*, 2011, 95 (7), 744-757.
- [12] Harwood, R. H., A. A. Sayer, and M. Hirschfeld, “Current and Future Worldwide Prevalence of Dependency, Its Relationship to Total Population, and Dependency Ratios”, *Bulletin of the World Health Organization*, 2004, 82, 251-258.
- [13] Hu, J., *Old-Age Disability in China: Implications for Long-Term Care Policies in the Coming Decades*. The Pardee RAND Graduate School, 2012.
- [14] Hughes, S. L., L. M. Manheim, P. L. Edelman, and K. J. Conrad, “Impact of Long-Term Home Care on Hospital and Nursing Home Use and Cost”, *Health Services Research*, 1987, 22 (1), 19.
- [15] Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, “Earnings Losses of Displaced Workers”, *American Economic Review*, 1993, 83 (4), 685-709.
- [16] Kim, H. B., and W. Lim, “Long-Term Care Insurance, Informal Care, and Medical Expenditures”, *Journal of Public Economics*, 2015, 125, 128-142.
- [17] Lu, B., H. Mi, G. Yan, J. K. H. Lim, G. Feng, “Substitutional Effect of Long-Term Care to Hospital Inpatient Care?”, *China Economic Review*, 2020, 62, 101466.
- [18] Mcknight, R., “Home Care Reimbursement, Long-Term Care Utilization, and Health Outcomes”, *Journal of Public Economics*, 2004, 90 (1), 293-323.
- [19] 马超、俞沁雯、宋泽、陈昊, “长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗”, 《中国工业经济》, 2019年第12期, 第42-59页。
- [20] Rice, J. B., J. D. Kasper, and L. E. Pezzin, “A Comparative Analysis of Medicaid Long-Term Care Policies and Their Effects on Elderly Dual Enrollees”, *Health Economics*, 2009, 18 (3), 275-290.
- [21] Schmitz, H., and M. Westphal, “Short-and Medium-Term Effects of Informal Care Provision on Female Caregivers’ Health”, *Journal of Health Economics*, 2015, 42, 174-185.
- [22] Stabile, M., A. Laporte, and P. C. Coyte, “Household Responses to Public Home Care Programs”, *Journal of Health Economics*, 2006, 25 (4), 674-701.
- [23] Stuck, A. E., J. M. Walthert, T. Nikolaus, C. J. Büla, C. Hohmann, and J. C. Beck, “Risk Factors for Functional Status Decline in Community-Living Elderly People: A Systematic Literature Review”, *Social Science & Medicine*, 1999, 48 (4), 445-469.
- [24] 宋弘、陆毅, “如何有效增加理工科领域人才供给? ——来自拔尖学生培养计划的实证研究”, 《经济研究》, 2020年第2期, 第52-67页。
- [25] Van Houtven, C. H., N. B. Coe, and M. M. Skira, “The Effect of Informal Care on Work and Wages”, *Journal of Health Economics*, 2013, 32 (1), 240-252.
- [26] Wooldridge, J., and J. Schore, “The Evaluation of the National Long Term Care Demonstration. 7. The Effect of Channeling on the Use of Nursing Homes, Hospitals, and Other Medical Services”, *Health Services Research*, 1988, 23 (1), 119-127.
- [27] 王贞、封进、宋弘, “提升医保待遇对我国老年医疗服务利用的影响”, 《财贸经济》, 2019年第6期, 第147-160页。
- [28] 姚虹, “老龄危机背景下我国长期护理保险制度试点方案的比较与思考”, 《社会保障研究》, 2020年第1期, 第48-56页。
- [29] 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17卷第3期, 第56-81页。

附 录

附表 1 上海市高龄老人医疗护理计划

享受条件	具有本市户籍、年龄 70 周岁以上、参加职工医保、居住在家且居住地属于试点街镇，经过老年医疗护理需求等级评估或老年护理统一需求评估，评估结果达到轻度或照护 2 级以上的老人。
需求评估	评估人员依据《上海市老年照护统一需求评估调查表》对申请老人进行评估，评估等级包括照护 1 级至照护 6 级；或根据老年医疗护理需求评估标准，分为一般、轻、中、重四级；且评估有效期为 2 年。
护理服务	照护 2 级或轻度：上门护理服务 3 小时； 照护 3、4 级或中度：上门护理服务 5 小时； 照护 5、6 级或重度：上门护理服务 7 小时。
服务内容	基础护理：指围绕服务对象和其床单位开展的基础性生活护理服务，如面部清洁、口腔护理等； 常用临床护理：除基础护理外、适宜在老人家庭中开展的治疗性医疗护理服务，如生命体征检测，静脉注射等。
报销标准	由医疗照护员提供：65 元/小时；由执业护士提供：80 元/小时； 由职工医保统筹基金支付 90%，其余个人自负。

注：作者根据相关政策自行整理。

The Substitution Effect of Long-Term Care Insurance on Health Expenditure and Comparison of Different Compensation Modes

ZHEN WANG JIN FENG*
(Fudan University)

Abstract Using administrative data for health insurance, we try to examine the impact on health expenditure, and compare the difference between home care and nursing care. We find that home care can substitute care in hospital and improve health conditions. Nursing care mainly changes the allocation of medical resources and has little effect on medical expenses. Specifically, the Long-Term Care (LTC) insurance is associated with a reduction in health expenditure of 10.5%, payment by health insurance of 10.3%. The cost-benefit analysis indicates that for each additional 1 yuan spent on LTC insurance, health insurance funds save 8.6 yuan.

Keywords long-term care insurance, health care utilization, health expenditure

JEL Classification I18, J14, H53

* Corresponding Author: Jin Feng, 600 # Guoquan Road, School of Economics, Fudan University, Shanghai, 200433, China; Tel: 86-21-55665303; E-mail: jfeng@fudan.edu.cn.