

分类号 C93

密 级 _____

U D C 005

编 号 _____

中南财经政法大學

硕 士 学 位 论 文

长期护理保险对城镇职工老年人住院 费用的影响研究

研究 生 姓 名： 张 思 清

指导教师姓名、职称： 杨 华 磊 副 教 授

申 请 者 类 别： 非 专 项 计 划

申 请 者 学 习 方 式： 全 日 制

学 科 门 类： 管 理 学

专 业 名 称： 社 会 保 障

研 究 方 向： 长 期 护 理 保 险

入 学 时 间： 二〇二〇年九月

二〇二三年六月

*A Study of the Impact of Long-Term Care
Insurance on Hospitalization Costs for the
Elder Urban Employee*

Zhang Siqing

2023.6

摘要

中国于 2000 年开始进入人口老龄化社会，且老龄化速度十分迅速。最新七普数据表明，60 岁以上的人口数为 2.64 亿，占总人口的比重为 18.7%，65 岁以上人口从 2005 年的 1 亿人增加到 2020 年的 1.91 亿人，约占总人口的 13.5%。人口老龄化程度已高于世界平均水平，且老龄化程度在继续加深。一方面，人口老龄化的同时还伴随着高龄化，我国人口预期寿命不断延长，2021 年我国人均预期寿命已经达到了 78.2 岁。另一方面，我国失能人口规模也在不断增长。世界卫生组织统计结果表明，2010 年中国有 2530 万 60 岁及以上的老人需要日常照护，到 2050 年需要日常照护和帮助的老年人总数将上升至老年人口总数的 60%左右。在此背景之下，随着年龄增长而快速增加的医疗费用给家庭和社会带来了沉重负担。我国约有一半老年人患有慢性疾病，他们消耗的医疗费用接近全国医疗总费用的三分之一，约为平均费用的 2 倍。除了给国家医疗卫生费用带来巨大压力外，随着老年人口比例增加，寿命延长和失能老人数量的增加，中国对长期护理的需求和成本也会随之增加。但家庭护理功能的弱化和我国长期护理保障体系的不完善导致老年人的长期护理需求问题亟待解决。

在上述背景之下，我国开始探索长期护理保险制度，并于 2016 年确定了首批 15 个长期护理保险试点城市。截止至 2020 年，我国长期护理保险试点城市已经达到 49 个。就此，一些学者开展了长期护理保险政策的相关研究，但从目前已有研究成果来看，就微观个体层面，长护险对医疗费用的影响研究尚不充分，长护险对住院医疗费用的影响、群体间的异质性等还有待深入研究。

因此，本文开展了长期护理保险对老年人住院费用的影响研究，主要讨论了长期护理保险对老年人住院消费总额、住院自付费用和住院报销费用的影响。基于数据的可获得性与我国长期护理保险试点开展的现状，选取 2011、2013、2015 和 2018 年四期中国养老与健康追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS）数据，利用多期双重差分模型推断长期护理保险对老年人住院费用的政策效应，并采用平行趋势检验、安慰剂检验、倾向得分双重差分模型提供稳健性支持，并进一步分析了不同群体间的异质性和可能的内在机制，最终还使用门诊费用总额、门诊报销费用和门诊自付费用进行对比分析。主要结论如下：第一，实施长期护理保险试点无论是对住院消费总额、住院报销费用还是住院自付费用均有显著的负向影响；第二，长期护理保险尤其显著降低了 70 岁及以上、非在婚状态、非文盲、低收入、无慢性病老年人的住院消费总额，而并未发现长护险对老年人住院费用的性别差异。第三，本文通过机制研究发现，长期护理保险对老年人住院费用的负向影响，是通过替代效应和健康效应而实现。第四，本文通过门诊费用的对比分析发现，长期护理保险政策对门诊消费总额和门诊自付费用有显著的负向影响，但对于门诊报销费用并无显著影响。

关键词：老年人；长期护理保险；医疗费用；住院费用

Abstract

China started to enter the population aging society in 2000, and the aging rate is very rapid. The latest data from the Seventh Census shows that the number of people over 60 years old is 264 million, representing 18.7% of the total population, and the number of people over 65 years old has increased from 100 million in 2005 to 191 million in 2020, representing about 13.5% of the total population. The degree of population aging is already higher than the world average, and the degree of aging is continuing to deepen. On the one hand, the aging of the population is accompanied by advanced ageing, and the life expectancy of our population is increasing, and the per capita life expectancy in China has reached 78.2 years in 2021. On the other hand, the size of China's disabled population is also increasing. World Health Organization statistics show that 25.3 million people aged 60 and above in China needed daily care in 2010, and the total number of elderly people who need daily care and assistance will rise to about 60% of the total elderly population by 2050. In this context, the rapidly increasing medical costs with age impose a heavy burden on families and society. The fourth National Health Service Survey report shows that nearly 50% of the elderly in China suffer from various chronic diseases, and those over 65 years old consume nearly 30% of the total medical expenses, and the medical expenses consumed by the elderly are 1.9 times more than the average health resources consumed by the entire population. In addition to the tremendous pressure on national health care costs, the demand and cost of long-term care in China will continue to grow as aging deepens, life expectancy of the population increases, and the size of the disabled elderly expands. However, the weakening of family care function and the imperfection of China's long-term care guarantee system lead to the urgent need to solve the problem of long-term care needs of the elderly.

Against the above background, China began to explore the long-term care insurance system and identified the first 15 pilot cities for long-term care insurance in 2016. By 2020, the number of pilot cities for long-term care insurance in China has reached 49. In this regard, some scholars have carried out studies related to the effect of long-term care insurance policy, but from the current research results, as far as the micro-individual level is concerned, the impact of long-term care insurance on medical costs has not been adequately studied, and the impact of long-term care insurance on inpatient medical costs, the heterogeneity among groups and the mechanism of its role in it need to be further studied.

Therefore, this thesis conducts a study on the impact of long-term care insurance on hospitalization costs for the elderly. This thesis discusses the impact of long-term care insurance on the total hospital consumption, hospital out-of-pocket expenses and hospital reimbursement costs of the elderly. Based on the availability of data and the current situation of the pilot implementation of long-term care insurance in China, the data from four periods of the China Health and Retirement Longitudinal Survey (CHARLS) in 2011, 2013, 2015, and 2018 were selected to infer the policy effects of long-term care insurance on hospitalization costs of the elderly using a multi-period double difference model, and a parallel trend test, a placebo test, and a propensity score double difference model to provide robustness support, and further analyzed the heterogeneity among different groups and possible underlying mechanisms, and finally also used total outpatient costs, outpatient reimbursement costs, and outpatient out-of-pocket costs for comparative analysis. The main findings are as follows: first, the implementation of the long-term care insurance pilot had a significant negative effect on both total inpatient consumption, inpatient reimbursement costs, and inpatient out-of-pocket costs; second, long-term care insurance significantly reduced total inpatient consumption especially among older adults aged 70 and older, not in a marriage, educated, low-income, and without chronic conditions, while no gender differences were found for long-term care insurance on inpatient costs among older adults. . Third, this thesis finds that the negative effect of long-term care insurance on hospitalization costs of the elderly through the substitution effect and the health effect through the mechanism study. Fourth, this thesis finds that long-term care insurance policies have a significant negative effect on total outpatient consumption and outpatient out-of-pocket costs through comparative analysis of outpatient costs, but no significant effect on outpatient reimbursement costs.

Key Words: Older adults; Long-term care insurance; Medical expenses; Hospitalization expenses

目 录

绪论.....	1
一、研究背景与研究意义.....	1
二、国内外研究综述.....	3
三、研究目标、研究思路与研究方法	14
四、研究创新点与不足.....	17
第一章 概念界定、理论基础与研究假设	18
第一节 概念界定.....	18
一、长期护理.....	18
二、护理费用	18
三、长期护理保险制度.....	18
四、医疗消费.....	19
第二节 理论基础.....	19
一、安德森医疗服务利用模型.....	19
二、替代效应与健康效应.....	20
三、收入效应与知识效应.....	22
第三节 研究假设.....	22
第二章 数据、变量与模型设定	25
第一节 数据来源与处理.....	25
一、数据来源	25
二、数据处理	25
第二节 变量选取与测度.....	25
一、被解释变量	25
二、主要解释变量	26
三、控制变量	26
第三节 模型设定.....	27
一、实证模型	27
二、影响机制探究	29
第三章 实证结果	30
第一节 变量描述性统计.....	30
第二节 基准回归结果分析.....	31
第三节 稳健性检验.....	33
一、平行趋势检验	33
二、基于倾向得分双重差分方法(PSM-DID)的稳健性检验	34
三、安慰剂检验.....	36

四、调整缩尾.....	38
第四节 进一步讨论.....	39
一、异质性分析.....	39
二、机制分析.....	41
第五节 对比分析.....	43
第四章 研究结论与政策建议	46
第一节 研究结论.....	46
第二节 政策建议.....	47
一、逐步扩大长护险的保障范围.....	47
二、逐步开展老年失能预防工作.....	47
三、提升长护险的基础医疗作用.....	48
参考文献.....	49
附录.....	62
附录 A :15 个首批试点城市实施长护险时间及覆盖范围	62
附录 B :15 个首批试点城市长护险具体措施.....	64
附录 C :主要解释变量的设置.....	72

绪论

一、研究背景与研究意义

(一) 研究背景

中国在 2000 年开始进入人口老龄化社会，老龄化速度十分迅速，最新七普数据表明，60 岁以上的人口数为 2.64 亿，占总人口的比重为 18.7%，65 岁以上人口从 2005 年的 1 亿人增加到 2020 年的 1.91 亿人，约占总人口的 13.5%^①，人口老龄化程度已高于世界平均水平。世界卫生组织称，中国人口老龄化速度比许多中低收入和高收入国家都快，仅有 20 年左右的时间来适应和应对人口老龄化。伴随着人口老龄化的加深，还出现了以下两个现象。第一，人口预期寿命提高。2000 年，中国人口的平均预期寿命为 71.4 岁，超越了世界卫生组织定义的 70 岁标准，成为长寿国家。伴随着人民生活水平日益提高、医疗卫生条件得到改善与发展、人口预期寿命仍在延长。2019 年我国人口预期寿命为 77.4 岁，远远高于全球人口的预期寿命 73.3 岁，2021 年我国人均预期寿命已经达到了 78.2 岁^②。第二，失能老年人口规模增长。2015 年底中国失能老人占老年人口的 19.5%（张文娟和魏蒙，2015）。据国家卫健委统计，截至 2018 年末，我国约有失能和半失能老人 4400 万，其中完全失能老人约有 1200 万。王金营和李天然（2020）认为 65 岁及以上失能老年人口规模将由 2020 年的 1867 万人左右上升至 2050 年的 5205 万人左右；失能老年人占总人口的比重也持续上升，2050 年失能人口约占老年人口总数的 13.68%。

与此同时，随着年龄增长而快速增加的医疗费用给家庭和社会带来了沉重负担。第四次国家卫生服务调查报告显示，老人的医疗费用支出约为全国医疗总费用的三分之一，是人均医疗费用的近 2 倍。2011—2015 年，中国老年人人均医疗支出年均增长 20%，门诊、住院、自我治疗次均支出均有大幅增长。朱海龙（2017）认为未来 15 年老龄人口的医疗费用负担将比现在增加 26.4%。封进等（2015）发现，人口老龄化将导致 2010—2030 年医疗费用年均实际增长率达到 5.2%。另一方面医保基金面临较大的可持续压力。据《2021 年医疗保障事业发展统计快报》显示，2021 年城乡居民医保基金的同比支出增速仍大于收入同比增速 5.1 个百分点，医保基金面临着较大的可持续压力^③。

随着人口老龄化，预期寿命的延长和失能老人数量的增加，中国对长期护理的需求和成本也将随之增加。朱铭来和贾清显（2009）根据 2004 年的调查数据预测到 2050 年我国需要长期护理服务的老年人数可能达到 3331 万人，长期护理总费用约在 8018

^① 数据来源：国家统计局第七次人口普查公报（第五号）
(http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817181.html)

^② 数据来源：国家卫健委官网 (<http://www.nhc.gov.cn/wjw/mtbd/202207/bad1d222f24e4ec0b1bceb5aab33c874.shtml>)

^③ 数据来源：中华人民共和国中央人民政府官网 (http://www.gov.cn/guoqing/2022-03/23/content_5680879.htm)

亿至 13364 亿元之间。胡宏伟等 (2015) 预测 2014—2050 年, 长期护理服务有效需求可能从 1172.42 亿元上升至 1.60 万亿元, 其中, 重度失能老人的护理服务有效需求可能从 276 亿元上升至 494 亿元。在长期护理需求和费用急剧增长的背景之下, 我国的长期护理体系却并不健全。国内绝大部分失能人员在家接受家属照护, 由于家人缺乏专业知识且家中缺乏必要设施, 失能人员很少有机会获得专业照护。与此同时, 四位老人、一对夫妇和一个孩子的家庭模式已经成为主流, 年轻一代既要养育自己的孩子, 又要照顾四位甚至八位老人, 这给被护理者和护理者均带来了心理与经济的双重压力。随着妇女就业率提高和人口流动规模的扩大, 家庭护理能力被削弱, 不能满足人们不断增加的照护需求。而多数提供上门服务的护工也良莠不齐, 存在护理知识不足, 护理水平低, 服务项目有限等问题。正如 Bonsang (2009) 所说, 子女可以很好地为健康的父母提供照料, 但无法完全承担对身体较差父母的照顾责任, 此时就需要在社会上购买护理服务进行弥补。而一旦需要长期护理, 护理费用可能非常高昂。失能老年人的护理费用是同龄全能老人的 2 倍以上 (景跃军和李元, 2014)。只有极少数的失能人员能够住进医疗机构或养老机构之类的专业护理机构, 但是, 这类机构的床位普遍偏少、价格偏高, 还有大量失能人员因所处地点资源不足或者经济拮据, 不能获得良好的照料。在工业社会出现之前, 对老年人进行长期护理主要是家庭的责任, 但今天的老年人长期护理已经从“家庭问题”变成了“社会问题” (戴卫东, 2011), 其文化和社会特征需要得到充分考虑。

如果老年人照护需求得不到满足, 将严重影响其自主生活能力与生活质量, 并可能增加意外事件发生的概率, 加深失能程度, 致使人们对医疗服务的需求提高, 死亡风险加大 (He 等, 2015)。此外, 护理资源的缺乏可能导致老年人住院天数延长、压床病人增多, 造成医疗服务利用和费用的增加 (Gaughan 等, 2015; Forder, 2009; Fernandez 和 Forder, 2008), 还可能会产生“社会性住院”现象, 即因护理机构床位不足、费用昂贵、手续复杂等原因, 仅需要进行简单治疗的患有小病的老年人长期住在医院接受医疗服务, 从而造成医疗费用的增加 (Choi 等, 2018)。但实际上只有十分之一的疾病需要住院治疗 (维克多, 2000)。针对“社会性住院”现象以及产生的后果, 有学者提出预防潜在性住院, 即指如果预防及时和提供适当的长期护理服务就不用住院治疗 (Russo 等, 2007)。在许多国家, 长期护理保险的最初目的就是通过区分长期护理和医疗服务, 减少医院床位的不合理使用和医疗资源的浪费, 从而减少支出 (孙洁, 2017)。

在老龄化程度加深、预期寿命延长、失能老人人口规模扩大等必然趋势下, 存在失能老人护理供需失衡与护理费用负担重的状态, 社会护理保险是解决老年护理问题的主要途径 (王乐芝和曾水英, 2015)。2016 年 6 月 27 日人社部发布意见, 从 2017 年开始将在全国 15 个城市启动长期护理保险制度的试点工作。党的十八届五中全会提出要“探索建立长期护理保险制度”。近年的多项重大会议内容均出现了长期护理保险相关内容, 充分体现了国家的重视。至 2020 年, 我国长期护理保险试点城市达

到 49 个，报销比例达 70%。目前，部分城市的长期护理保险试点已经开展了一段时间，但国内对于长期护理保险的政策效果研究还较少，也未得出较为统一的结论。因此，本文将基于首批试点中的 11 个城市，利用中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS) 的 2011、2013、2015 和 2018 年数据，探究长期护理保险对个体住院总费用、住院自付费用和住院报销费用的影响，并探索其中存在的异质性和影响机制。

（二）研究意义

本文的理论意义有三点，一是本文基于中国健康与养老追踪调查微观数据 (CHARLS)，使用多期双重差分模型在一定程度上应对了内生性问题。在数据清理上，将研究对象限制在基本医疗保险参保人员，将年龄范围划定在 60 岁及以上，有利于剥离出更加可能受到长期护理保险影响的人群，从而探究出更加合理严谨的政策效应；二是对首批试点城市中的 11 个城市进行了研究，比以往仅使用单个试点城市的研究的覆盖范围更广，将研究结论推广到了更多试点地区，且增加了结果的稳健性；三是将长期护理保险对老年人住院费用影响的异质性与机制进行了探索，清楚地解释了长期护理保险和住院费用之间的联系，验证了二者之间的替代效应与健康效应，丰富了理论研究内容。

在现实意义方面，探究长护险对老年人住院费用的影响可以为长护险制度的完善提供理论依据，为我国长期护理保险制度的建立提供决策参考，利于“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要的实现。同时，考察长护险的开展能否带来住院费用的减少，利于回答如何兼顾合理控制医疗费用急剧上涨和保障老年人的健康需求这一现实问题。最后，利于推进健康老龄化，提升老年人生活质量，改善老年人福利，增强老年人生活幸福感，促进健康中国战略的实现。

二、国内外研究综述

（一）老年人医疗费用影响因素研究

首先探讨社会宏观因素对居民医疗费用的影响。众多学者认为人口老龄化是医疗卫生总费用增长的主要原因之一 (Dittrich 和 Stara, 2013)。黄结平等 (2004) 研究发现，我国 65 岁以上老年人口的人均医疗消费需求远远高于其他群体，随着我国老年人口增多，占总人口比例增大，老年人的高医疗消费必定会使得我国医疗卫生费用上涨。而 Kleiman (1974)、Newhouse (1977)、赵郁馨等 (2000)、侯文和任苒 (2008) 等学者发现，经济增长同样会带来医疗费用的增长。何平平 (2006) 则同时考虑了以上两个因素，利用 1978—2003 年的统计数据研究发现，经济增长和人口老龄化都会带来中国医疗支出的增长，但后者作用更大。然而，一些研究者也发现，经济增长并不会导致医疗卫生支出的增长 (Hansen 和 King, 1996)。除人口老龄化和经济发展水平外，人口增长、疾病谱系变化、医疗保障体系的建立与完善、政府卫生政策、政府卫生支出、大量外资和民间资本进入医疗市场、医疗技术的发展等因素也会对国家的

医疗市场需求以及医疗总费用产生影响(黄结平等, 2004; 王超群, 2014; 李相荣等, 2018)。

除以上以国家或地区为单位, 探讨宏观社会因素对于国家医疗卫生费用的影响研究外, 还有大量学者是以个体作为研究单位, 选取一部分样本后, 分析哪些微观因素会对个体的医疗费用产生影响。基于老龄化背景和老年人医疗需求特征, 老年人口成为国内和国际医疗费用影响因素研究的重点对象。

1. 人口学特征与老年人医疗费用

在年龄方面, 大量研究发现老年人的医疗费用随着年龄的增长而增加(Hashimoto 和 Tabata, 2010)。Ellis 等 (2013) 针对 26 万多名澳大利亚中老年人的研究发现, 高医疗费用支出与年龄呈正相关关系。马爱霞和许扬扬 (2015) 利用 2011 年 CHARLS 数据, 使用住院费用与门诊费用之和衡量老年人医疗费用支出, 结果发现 70-79 岁老年人的医疗费用是 60-69 岁老年人医疗费用的 1.21 倍, 而 80 岁及以上老年人的医疗费用是 60-69 岁老年人的 1.35 倍。然而也有学者提出了不一致的观点, 即医疗费用与真实年龄无关, 而与距离死亡的剩余时间有关。Zweifel 等 (1999) 利用 1983-1992 年间去世的 65 岁以上瑞典老年人数据研究医疗费用与年龄之间的关系, 通过对一个死者样本中生命最后两年的医疗费用进行计量分析。结果发现, 一旦控制了剩余寿命, 年龄对医疗保健的需求就没有影响, 如果把观察期延长到生命的最后 5 年, 结果同样成立。换言之, 他们认为医疗费用可能取决于距离死亡的剩余时间, 而不是真实年龄。此后, 众多学者展开了对临终老年人医疗费用、剩余寿命与医疗费用之间关系的研究 (Felder 等, 2000; Stearns 和 Norton, 2004; Felder 等, 2010; 魏宁和周绿林, 2016)。国际上, Polder 等 (2006) 利用 210 万荷兰人的医疗保险数据研究发现, 去世者临终前一年的医疗费用远远高于未去世者, 且临终前一年的医疗费用与死亡年龄有关, 死亡年龄较低者 (<70 岁) 医疗费用较高, 医疗费用随死亡年龄的增长而降低。国内也有学者得出了类似的结论, 魏宁和周绿林于 2016 年和 2017 年两次利用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据探讨年龄、临近死亡对于医疗费用的影响。他们发现临近死亡 1 年和 2 年时, 医疗费用会显著增加, 而年龄对于医疗费用的影响不再显著。去世者医疗费用会伴随着年龄的增长出现先增长然后下降的趋势, 死亡年龄越高, 医疗费用越低。吕国营等 (2020) 利用 2011 和 2014 年中国老年人健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 同样发现临近死亡前一年是医疗费用增加的重要时期, 临近死亡 1 年每增加一单位, 医疗费用支出将增加 54. 2%。

在性别方面, 许多研究发现老年女性的医疗费用高于男性(何莎莎等, 2012; 曾雁冰等, 2020)。马爱霞和许扬扬 (2015) 发现中国女性老年人的医疗费用约是男性老年人的 1.1 倍。但也有学者发现, 虽然老年女性的患病率更高、带病时间更长、自评健康更差 (Gijsbers 等, 1992; Zhang 等, 2005; Rahman 和 Liu, 2000; Merrill 等, 1997)、对医疗服务的需求更高, 但是获得的医疗服务和医疗费用支出却低于男性老年人 (Briscoe, 1987; Gijsbers 等, 1992; Nadraj 等, 1998)。Ellis 和 Fiebig (2013)

研究发现，澳大利亚男性老年人的医疗费用支出更高。国内学者申志伟和蒋远胜（2008）、孙健等（2009）、魏宁和周绿林（2017）同样发现与女性相比，男性的医疗费用更高。梁琳（2017）发现男性老年人只有在 60-64 岁的医疗费用低于女性，其他年龄段均显著高于女性。与以上结论不同的是，闫紫菊和乐章（2021）基于 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据的研究发现，医疗费用支出并无显著的性别差异。此外，一些学者试图寻找造成医疗费用性别差异的因素。Goda 等（2013）认为婚姻状况可以解释一定的自付医疗费用中的性别差异，由于女性更容易丧偶，而丧偶后女性身体健康状况下降、失去保险、失去非正式护理者会导致自付医疗费用的增加。黎楚湘等（2006）则认为女性社会地位低、经济保障能力差导致女性老年人医疗费用低于男性。张侃和冯宗宪（2004）认为男性的社会地位较高、工作压力大、所患病种不同导致男性医疗费用高于女性。宋璐和左冬梅（2010）针对安徽省巢湖市 60 岁以上老年人的研究发现男性老年人的住院费用约为女性老年人的一倍，他们认为女性医疗费用低于男性是由于女性老年人大多无独立的经济来源，需要依靠家庭，其医疗费用支付能力更差。

在城乡差异方面，多数研究发现城市老年人的医疗费用高于农村老年人。张丽珍（1996）发现，浙江省城市老年人的年均医疗支出约为农村老年人的 1.71 倍。马爱霞和许扬扬（2015）利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）同样发现，城市老年人的医疗费用远远高于农村老年人，高出约 1.22 倍。封进等（2015）利用 1991—2011 年中国健康与营养调查（CHNS）对医疗费用的城乡差异进行了研究，混合截面数据的回归结果显示，城市 65 岁以上老年人的医疗费用比农村老年人高出 0.379 倍，面板数据中的回归结果显示医疗费用的城乡差异增大，城市老年人的医疗费用比农村老年人高出 1.547 倍。林相森和舒元（2007）利用 2000 年中国健康与营养调查（CHNS）数据的研究发现农村居民比城市居民更少生病，医疗支出也更少。在造成医疗费用城乡差异的原因方面，封进等（2015）、闫紫菊和乐章（2021）等大多数学者认为是由城乡医疗资源、收入水平、医疗保险覆盖水平和健康意识差异等造成的。

在婚姻状况方面，Goda 等（2013）认为丧偶后女性身体健康状况下降、失去保险、失去非正式护理者会导致自付医疗费用的增加。马爱霞和许扬扬（2015）基于安德森医疗服务利用模型，以 8483 名 60 岁以上中国老年人为样本的研究发现，有配偶的老年人比无配偶老年人的医疗费用高出约 0.6 倍。杨娜和王永梅（2022）针对慢性病老年人医疗费用的研究发现，已婚老年人的住院率和门诊率虽均低于未婚老年人，但已婚老年人的医疗费用支付能力更强，使得他们的门诊支出和住院支出均高于未婚老年人。而闫紫菊和乐章（2021）针对中国 65 岁以上老年人，使用 Heckman 两阶段模型的回归结果显示婚姻状况对老年人是否就医及医疗费用支出并无显著影响。

2.社会经济地位与老年人医疗费用

多数学者使用受教育程度与收入水平来衡量个体的社会经济地位，以下将从这两个角度对相关研究进行梳理。

在文化程度对老年人医疗费用的影响方面，也有众多学者展开了研究，但并未得出一致的结论。一方面，受教育程度高者具有更高的健康意识，就医更加及时，可以在一定程度上起到预防疾病恶化的作用，身体健康水平可能更好，使医疗费用更低（Grossman, 1972; Akin 等, 1998;）；但另一方面，但受教育程度高者就医可能会更加频繁，导致医疗费用增加（Kenkel, 1990）。Mwabu 等（1993）针对肯尼亚的研究发现，受教育程度高者更有可能接受政府医疗服务，而不是自我诊断。何莎莎等（2012）发现文化程度较高的老年人医疗服务利用率更高，而医疗服务利用率会对医疗费用支出产生影响。林相森和舒元（2007）发现受教育程度高者患病率更低，但患病后的医疗费用会更高。韩雪梅等（2015）经过实证研究发现，受教育水平会显著影响居民的医疗费用，受教育程度越高，医疗费用支出越多。而叶春辉等（2008）基于农村样本的研究发现，受教育程度高的人生病的概率低，生病后接受治疗的概率更高，但医疗费用相对更低。但是也有学者发现，受教育程度对老年人的就医行为和医疗费用并无显著影响（闫紫菊和乐章，2021；马爱霞和许扬扬，2015）。

收入与老年人医疗费用之间的关系也是学者们关注的热门话题之一。一方面，收入的增加可能会直接带来医疗费用的增长（黄枫和甘犁，2010），另一方面，低收入者健康状况可能更差，医疗需求更高，医疗花费更多（Van Doorslaer, 1997；封进和秦蓓，2006）。多数研究发现，收入水平与医疗费用呈正相关关系。罗楚亮（2008）、杨娜和王永梅（2022）发现医疗费用会随收入增加而增加。高梦滔等（2004）利用中国农业部在东中西部共 8 个省份的数据研究发现收入对是否去就诊无显著影响，但对医疗费用有显著影响，收入高者医疗费用更高。韩晓丹和金新政（2016）对武汉市城区老年人的就医行为进行调查和实证研究后发现，经济水平会在很大程度上影响老年人的就医即时性和就医机构选择。辛英和王慧慧（2005）利用 1831 名 60 岁以上的北京老年人调查数据分析发现家庭人均收入越高，医疗费用的支付能力就越强。申志伟和蒋远胜（2008）针对西部农村地区的研究也发现收入与医疗费用呈正相关关系，他认为这是由于收入水平高者倾向于使用更昂贵药品、去更高一级的医疗机构问诊导致的。然而，一些学者发现，低收入家庭的医疗费用占比高于高收入家庭，此外，医疗需求的弹性较差，收入的增加并不会导致医疗费用相应比例的增加（梁维萍等，2005）。

3. 健康状况与老年人医疗费用

国内外学者对是否患慢性病、慢性病数量、疾病种类、疾病严重程度、自评健康与老年人医疗费用之间的关系展开了大量研究。Wagstaff（2005）估计了 1993—1998 年期间的越南在健康冲击下的经济后果，得出的结论是，即使是有医疗保险的家庭，不利的健康冲击减少了工作收入，增加了医疗支出。Abegunde 和 Stanciole（2008）使用 1997 - 2004 年间俄罗斯居民的调查数据，通过实证研究发现患慢性病与较高的家庭医疗费用显著相关。Datta 等（2018）使用孟加拉国 1 万多户家庭健康和支出调查数据探究非传染性疾病（心脏病、高血压、哮喘、糖尿病、癌症或肾病）对家庭医疗支出的影响，结果发现，非传染性疾病患者家庭的医疗支出比例高于传染性疾病患

者家庭。国内也有众多学者展开了相关研究,胡宏伟等(2012)、闫萍和李传祥(2013)发现慢性病会使得中国老年人的医疗费用支出增加。刘二鹏等(2020)发现慢性病老年人的门诊费用、住院费用、总医疗费用均高于未患慢性病的老年人,患慢性病老年人的医疗总费用是未患病老年人的1.13倍,而慢性病数量每增加一种,医疗总费用增加5.3%。类似的,杨娜和王永梅(2022)针对慢性病老年人的实证研究发现患慢性病数量越多,慢性病对生活的影响程度越大,躯体功能障碍越严重,慢性病老年人的医疗费用越高。除慢性病对老年人医疗费用的影响外,还有学者发现,疾病的严重程度和自评健康也会影响老年人的就医行为和医疗费用,自评健康状况差、疾病严重程度高的人使用医疗服务的概率更大,医疗费用也更高(陈培榕等,2015;蒋露露等,2012)。此外,所患疾病的种类也会影响老年人的医疗费用,呼吸系统疾病、肿瘤和循环系统疾病为老年人人均住院费用最高的三种疾病(胡宏伟等,2012)。

4.医疗保险与老年人医疗费用

基于兰德健康保险实验的研究充分证明了医疗保险和医疗服务使用之间的关系(Manning等,1987)。大量研究发现,医疗保险会促进老年人对医疗服务的利用。Hurd和McGarry(1997)发现有医疗保险的老年人比没有医疗保险的老年人使用医疗服务的概率更大,保险数量越多,使用越频繁。

我国许多学者研究发现医疗保险能够减少老年人自付医疗费用的比例和减轻老年人的医疗负担。刘国恩等(2011)对中国65岁以上老年人的研究发现,城镇医保和公费医疗提高了老年人的及时就医率,医疗总费用增加,自付医疗费用比例降低,减轻了老年人家庭的医疗负担。类似的,姚瑶等(2014)发现参加医疗保险增加了门诊就医率和自我诊疗率,显著降低了居民住院自付医疗费用。张懿祯等(2020)则发现医疗保险对门诊费用自付比例的降低作用。但是,Sun等(2009)针对山东省临沂市的研究发现,新农合虽然可以在一定程度上降低灾难性医疗支出的严重性,但家庭自付比例仍然过高,新农合对农村家庭医疗负担的缓解作用有限。

在医疗总费用方面,多数研究发现,医疗保险会使个人医疗费用增加,王新军和郑超(2014)发现医疗保险增加了中国老年人的医疗总费用。但也有少数学者得出了相反的结论,Nguyen等(2012)使用706户越南家庭的调查数据的实证研究结果发现,有保险的人的总医疗费用比没有保险的人要低。此外,参保类型也会影响医疗支出。刘明霞和仇春涓(2014)的研究结果显示,医疗保险提高了老年人住院率和住院费用,且城镇职工医疗保险的影响大于城镇居民医疗保险和新农合。刘国恩等(2011)发现公费医疗和城镇医保在减轻家庭医疗费用负担和提高及时就医率方面均优于新农合。曾雁冰等(2017)则得出了不同的研究结论,即参加新农合可以降低老年人医疗费用,但城镇职工医疗保险和城镇居民医疗保险并未对老年人医疗费用产生显著影响。

与此同时,医疗保险市场中的道德风险问题也引起了学者们的关注。Manning等(1987)、Chiappori等(1998)等验证了医疗保险市场中确实存在道德风险,而道德

风险的存在可能会造成医疗资源的浪费和医疗费用的增加。针对我国医疗保险市场中也存在的道德风险问题，学者们提出了转变医疗保险支付方式、对医疗市场从业人员进行道德约束、限制供方的诱导需求行为、对供需双方进行信用评级、信息化管理等方式规避道德风险的产生（郑秉文，2002；刘慧侠和赵守国，2004；弓宪文等，2004；郭永松和马伟宁，2004；史文璧和黄丞，2005；林俊荣，2006；赵曼和吕国营，2007）。

5.老年人医疗费用的理论分析

安德森医疗服务利用模型和 Grossman 健康资本需求理论模型是两个分析老年人医疗费用支出最常用的模型。林毓铭和肖丽莹（2019）基于安德森医疗服务利用模型分析中国老年人医疗费用的影响因素，研究结果发现前置因素对老年人医疗费用的影响最小，使能因素中等，需求因素最强。闫紫菊和乐章（2021）同样利用安德森医疗服务利用模型对老年人医疗费用进行了分析，前置因素中的年龄会同时影响老年人就医行为和就医费用，性别和健康意识仅对就医行为产生影响，居住地仅影响医疗费用，婚姻状况和受教育程度对就医行为和费用均无影响；使能因素中的家庭收入仅影响就医行为，是否参加医保以及参保类型会影响就医概率和医疗费用；需求因素中的健康状况和慢性病患病情况不仅影响就医概率，还会影响医疗费用；供给因素中的医疗机构类型会影响老年人医疗费用。王晓峰和冯园园（2022）根据 Grossman 健康资本需求理论模型进行研究设计，研究结果发现年龄越大，门诊和住院治疗的次数就会越多，即老年人需要通过增加对医疗服务的利用来恢复和改善其身体健康状况。曾雁冰等（2015）发现就医及时性、是否参加养老保险和自评经济水平等是中国老年人健康需求的影响因素。魏宁和周绿林（2016）基于健康资本模型探讨哪些健康资本因素会影响中老年人的医疗服务利用率，结果发现自评健康、抑郁程度和健康生活习惯会显著影响老年人的医疗服务利用。

6.其他影响老年人医疗费用的因素

Kenkel（1990）发现健康信息的获取增加了消费者使用医疗服务的概率。林毓铭和肖丽莹（2019）发现老年人从父母和子女处获得经济支持越多，其医疗费用就越少，具体来看，经济支持每增加 1 元，医疗费用约减少 496 元。

（二）长期护理保险政策研究

1.建立长期护理保险制度的必要性和可行性研究

在人口老龄化、长期护理现实需求和长期护理费用负担大等背景之下学者们一致认为中国应该建立起长期护理保险制度。韩振燕和梁誉（2012）从失能老人数量、家庭护理功能和医疗护理费用的角度剖析了建立长期护理保险制度的必要性。严翻等（2019）认为家庭护理功能弱化无法满足护理需求、老年人口增多且寿命延长、护理费用高昂的现状充分说明了中国建立长期护理保险制度的必要性。王培安（2019）鉴于我国人口老龄化特点和当前试点的良好进展认为势必应该建立全国统一的长期护理保险制度。荆涛和张一帆（2015）通过对农村地区的研究发现，与城镇相比，农村地区更需要建立起长期护理保险制度。但在农村地区建立长期护理保险制度会面临支

付能力低和传统观念难扭转等困境。孙晓锦和王瑛（2015）从四个方面分析了建立长期护理保险制度的必要性，人口结构方面，人口老龄化且高龄化，家庭老年抚养比增加；家庭结构方面，核心家庭比例增多，女性就业率提高；老年人健康方面，慢性病和残疾老年人群体庞大；保障老年人权益。而该制度的可行性则受到老年人及其子女的参保意愿、老年人支付能力等因素的影响。在宏观层面，通过对现有医疗、护理资源进行整合，建设护理服务配套硬件设施并与国内外实践经验相结合，可促进长期护理保险制度在我国的发展（赵曼和韩丽，2015）。

2. 长期护理保险与基本医疗保险

在长期护理保险的定位方面，多数学者认为应该以社会保险型的长期护理保障模式为主。朱铭来和贾清显（2009）、韩振燕和梁誉（2012）、吕国营和韩丽（2014）、荆涛和谢远涛（2014）、戴卫东（2016）等认为我国应该采用社会保险与商业保险相结合的模式，其中必须以社会保险为主导，商业保险为补充。在长期护理保险与医疗保险的关系方面，长期护理保险和医疗保险首先是作为两个独立险种而存在的，厘清二者之间的差异至关重要。孙志萍（2023）认为长期护理保险与医疗保险在权利基础、保障风险和功能定位上均有不同。基本医疗保险的权利基础是健康权，而长期护理保险是人格尊严；医疗保险应对的是伤害或疾病风险，长期护理保险则是为了防范失能风险；基本医疗保险的核心功能是为了实现“病有所医”，而长期护理保险的功能是满足个体护理需求，补偿护理费用，平衡“工作—家庭”。

（三）护理服务对医疗服务利用及医疗费用影响的研究

关于护理服务对医疗服务及医疗费用的影响研究，Andersen（1995）认为社会支持网络是医疗卫生服务利用的一个重要影响因素，社会支持会增加对于医疗卫生服务的获得（Wan，1987）。早在1987年，Hughes等基于美国芝加哥老年人数据的一项研究发现，老人在家中接受长期的居家照护，能明显降低他们在养老院的住院时间，但对医疗服务使用而言，并没有得出清晰的结论。医疗服务与护理服务之间的关系是较为复杂的，二者可能存在替代性或互补性。

部分学者认为二者存在替代关系。例如，一方面，非正式护理可能通过看护患者而降低不良健康结果的风险，降低住院概率；另一方面，住院治疗期间的非正式护理服务可以使患者更快地恢复，从而缩短住院治疗的时间（Bolin等，2008）。Van和Norton（2004）发现非正式护理减少了家庭保健服务的使用，此外接受非正式护理的老年人比不接受非正式护理老年人的就诊次数更少，住院时间更短。但GarcIA等（2008）对西班牙老年人的研究得出了略有不同的结论，首先，对于住院医疗服务利用来说，是否接受护理服务、接受的护理服务类型与住院率不存在显著相关关系；其次，对于急诊服务使用，也未发现其与护理服务类型之间的显著关系；最后，对于门诊医疗咨询，与那些接受非正式护理的人相比，那些没有接受护理的门诊咨询的概率高出他们一倍。Forder（2009）认为医院服务和护理服务是替代品，在养老院护理服务上的支出增加会导致对医院服务的需求减少。Tomita（2010）针对日本老年人的

研究发现,得到家庭和社区护理服务的老年人被送进医院或机构的可能性低于未使用者。Bakx 等 (2018) 使用来自荷兰的行政数据发现获得养老院护理可以减少住院和医疗护理成本。陈丽强和宁满秀 (2016) 采用 IV-Tobit 模型, 针对中国老年人的实证研究发现, 获得非正式护理会降低老年人门诊费用和住院费用。Weaver 和 Weaver (2014) 利用瑞士的数据评估非正式护理对住院可能性和住院时间的影响, 结果发现, 总的来说, 非正式护理的可用性对住院的可能性没有影响, 但确实显著缩短了 1.9 天的住院时间。Hoerger 等 (1996)、Dostie 和 Léger (2005)、Byrne 等 (2009) 的研究也认为独居者比获得了非正式护理的人更加依赖正式的医疗服务。

此外, 非正式护理与住院医疗服务之间的替代性可能取决于住院患者的护理类型, 若是需要以复健治疗、不可逆疾病治疗等为目的的长期住院, 那么非正式护理的可用性可能更好地替代较长时间的非急性住院时间, 但若是需要以疾病治疗、恢复健康为目的的短期住院时的急性护理, 则非正式护理对住院的替代作用有限 (Weaver 和 Weaver, 2014)。

但也有学者得出了不同的结论, 即护理服务与医疗服务之间存在互补性。例如, 非正式护理者可能会建议、鼓励患者住院治疗或者延长住院时间 (Van 和 Norton, 2008)。Torbica 等 (2015) 在意大利的一项研究结果显示, 非正式护理人员的存在与获得康复服务的概率增加及直接医疗费用增加显著相关, 即非正式护理人员促进甚至促进了医疗服务的获得。余央央和封进 (2018) 发现居家照料增加了中国老年人对医疗服务的利用, 提高了门诊和住院率。Bolin 等 (2008) 利用工具变量法对欧洲老年人进行的研究同样发现, 家庭照料与是否接受门诊服务、门诊次数、是否住院和住院时长呈互补关系, 非正式护理时间增加 10%, 一年内住院的概率增加 0.1 个百分点。Condelius 等 (2010) 在瑞典进行的一项研究中发现, 非正式护理与医疗保健的利用显著正相关, 但仅与门诊问诊次数相关, 而与住院无关。但 Hanaoka 和 Norton (2008) 使用 2001 年日本老龄化纵向研究 (NUJLSOA) 的数据则并未发现家庭非正式护理与门诊使用之间存在显著的替代或互补关系。而护理服务与医疗服务之间的关系缺乏一致的结论可能是由于二者的发生次序是动态的, 护理服务可能先于医疗服务, 晚于医疗服务, 或者二者同时发生, 这可能产生了内生性问题, 导致估计结果的偏差 (Bonsang, 2009)。

也有学者重点关注了护理服务对于医疗保险费用的影响, Van 和 Norton (2008) 发现由子女提供的非正式护理, 减少了医疗保险 (Medicare) 中的长期护理费用和住院费用。

(四) 长期护理保险对医疗服务利用及医疗费用影响相关研究

大量学者对长期护理保险对医疗服务利用及医疗费用影响的机制进行了探究。Ariizumi (2008) 认为长期护理保险削弱了个体使用医疗保健服务的预防动机, 从而减少了医疗支出。Tomita 等 (2010) 认为家庭或社区护理通过减缓躯体功能下降和降低健康风险来降低老年人的住院概率, 从而达到长期护理保险的目的。Feng 等 (2020)

认为长期护理保险实施导致个体医疗费用下降有两个原因,一是替代效应,即长护险的实施使得个体从医院转移到护理机构或家中,二是健康效应,与 Tomita 等 (2010) 的观点类似,即长护险可以通过提升患者健康状况来降低住院概率或缩短住院时间。

但部分学者认为,长期护理保险政策的实施会增加医疗服务需求,导致对医疗服务利用的增多,医疗费用的增长。一方面,长护险通过减轻患者的护理费用负担,产生收入效应,增加医疗需求 (Costa-Font 等, 2018);另一方面,长期护理服务的提供会增强个体的健康意识与健康知识,从而增加就医次数 (Bailey 和 Goodman-Bacon, 2015)。Noh (2011) 认为,长期护理保险不能满足有医疗需求的受益人的需求,并会增加他们的社会住院率。

与本文最为相关的就是长期护理保险对于医疗服务利用及医疗费用影响的政策评估研究,但是学术界对此问题的探讨却不能得出一个统一的结论。

在国际上,部分学者认为长期护理保险会增加个体医疗服务利用,使医疗费用增长。Kim 和 Kim (2020) 使用双重差分法针对韩国的实证研究结果表明,老年人长期护理保险的引入导致了老年人医疗费用的急剧增加。老年人长期护理保险的引入降低了长期护理服务的平均价格,并通过收入效应提高了老年人对国家医疗保险的可及性,而未被长期护理保险覆盖的老年人的医疗费用也有所增加。Crawford 等 (2021) 发现英国长期护理支出的削减导致老年患者使用急诊次数大幅增加,对住院或门诊就诊及费用没有显著影响。也有学者认为,长期护理保险对医疗服务利用及费用并无显著影响。McKnight (2006) 发现美国医疗保险 (Medicare) 中家庭护理报销政策变化带来的家庭护理的减少,并不会造成住院和其他医疗费用的明显变动。

但多数学者普遍认为长期护理保险的实施可以减少老年人对医疗服务的利用、减少老年人医疗费用支出。从国家层面来看,Godar (2011) 则发现,美国对私人长期护理保险实行税收优惠政策有利于提高保险覆盖率,使得医疗补助计划 (Medicaid) 中的长期护理支出下降,具体来看,对于私人长期护理保险的补贴每增加一美元,医疗补助计划节省了大约 0.84 美元。

从个体层面来看,在医疗费用方面,Arizumi (2008) 对美国两项公共从长期护理保险进行了研究,结果发现基于健康的长期护理保险可以降低健康状况较差个体的医疗支出,基于经济水平的长期护理保险却使得中等财富人群在医疗保健上的初始支出增加,而两个项目都会使得初始健康状况差和初始经济水平低的个体的医疗支出减少。此外,还有大量学者针对韩国长期护理保险开展了相关研究。Choi 等 (2018) 选择韩国 3029 名享受长期护理保险服务的老年人和 9087 名未受益者进行对比研究,结果发现长护险受益人的住院次数和住院时间下降,住院费用和总费用下降,医疗负担降低,但门诊次数有所上升。更为具体的, Han (2019) 发现引入老年人长期护理保险制度后,韩国农村地区老年人的年度医疗总费用比没有长期护理保险的老年人减少了 45.12%,其中住院医疗费用减少最多,为 88.61%,其次是药品费用减少 45.12%。另一方面,门诊医疗费用增加了 10.10%。Han 等 (2013) 利用韩国的数据同样发现,

引入长期护理保险后，患者总医疗费用和住院费用均有所下降。类似的，Lee 和 Moon (2015) 使用双重差异模型 (DID) 分析了韩国老年人长期护理保险的引入是否降低了医疗成本。分析结果显示，在引入长期护理保险后，该制度对减少医疗总费用和住院费用有积极作用。同时，制度的引入存在负面效应，在引入长期护理保险后，门诊和医药费用增加。但也有学者得出了相反结论，Mi (2019) 使用韩国医疗数据的研究结果表明，与未参保者相比，未参保者投保长期护理保险后门诊医疗费用会下降，并且随着保险期的增加而下降，但并未发现对于住院费用的显著影响。综上，韩国长期护理保险对个体的住院费用、门诊费用和药品费用的影响存在差异，并未得出一致结论。Kim 和 Lim (2015) 则发现对于健康状况最差的老年人来说，长期护理补贴使得他们从机构护理转向家庭护理，医疗支出大幅下降，对于健康状况较好的老年人来说长期护理补贴不会影响医疗支出。

在医疗服务利用方面，Ellencweig 等 (1990) 发现在参加长期护理保险计划后，老年人的全科医生和专科医生就诊次数、急诊住院概率和时间均显著下降，其中，对于在机构接受护理的老年人影响最大。Costa-Font 等 (2018) 利用西班牙公共长期护理补贴扩大的准实验证据检验发现，长期护理补贴减少了居民在医院的住院次数并缩短了住院时间。Rapp 等 (2015) 对法国的研究、Cho 和 Kwon (2023) 对韩国的研究和 Mitchell 等 (2008) 对日本的研究同样发现，长期护理补贴或保险的实施使得老年人住院率下降。

在中国，长期护理保险还处在起步阶段，所以关于中国长期护理保险对于医疗服务利用和支出的影响方面的研究相对较少。于新亮等 (2019) 利用合成控制法研究发现，青岛市推行长护险以后，人均医疗费用出现了短暂的降低，然后很快继续升高。但该研究使用全市数据而非老年人数据进行分析，使得结果可能存在一定偏差。代表老年人数据这项研究使用了市级水平的宏观数据，而长护险只面向老年群体，所以以全市层面的资料来分析，混杂因素很多，很难清楚地解释长护险所产生的影响。马超等 (2019) 基于双重差分框架的研究发现，长护险可以有效减少青岛市中老年人的医疗花费，并减少医保报销费用。具体来说，长护险的实施可以让青岛市中老年居民平均每月减少 210.52 元门诊费用，月均门诊次数减少 0.14 次；平均每年减少 1901.69 元住院费用，年均住院次数减少 0.11 次。此外，他们还发现长护险可以在不损害老年人健康水平的前提下，达到医疗控费的目的。Lu 等 (2020) 使用双向固定效应双重差分模型对青岛的研究同样发现无论是对于自付费用还是医保报销费用，长护险均有降费作用。具体来看，长护险显著降低了个体的医疗支出，自付费用平均减少约 2324 元，其中住院费用平均减少约 2364 元，其他医疗费用平均减少约 181 元，医疗保险承担的总费用减少 7917.91 元。Feng 等 (2020) 发现在长护险的作用下，上海老年人在三甲医院的住院天数、住院费用、医疗保险的报销费用、月均门诊人次和门诊费用均明显减少。Deng 等 (2022) 使用 CHARLS 数据研究长期护理保险对荆门的医疗利用和支出的影响。结果表明，荆门市居民住院服务的年支出和频率分别减少 1923

元和 0.24 倍。

除以上对青岛、上海、荆门等单个试点城市的研究外，还有部分学者展开了对多个试点城市的研究。Liu 和 Hu (2022) 对 13 个试点城市的实证研究发现，长期护理保险试点政策明显积极地改善了老年人的门诊和住院费用，即政策试点实施后，老年人每月门诊报销费用和年度住院报销费用增加，老年人的住院时间缩短。高旭瑶和乐章 (2022) 利用 PSM-DID 方法针对 13 个相同试点城市的研究发现，长护险对门诊费用有显著负向影响，但对住院费用的影响不显著。侯艳杰等 (2021) 利用与高旭瑶和乐章 (2022) 不完全相同的 13 个试点城市展开了研究，结果显示长护险对住院费用的影响并不显著，但会减少个体的住院次数，增加门诊次数及门诊费用。略有不同的是，Tang 等 (2022) 利用多个试点城市数据，通过双重差分实证检验发现长期护理保险每年使门诊和住院人数分别减少 0.1689 和 0.1093 人，门诊和住院费用分别减少 23.9% 和 19.8%。

那么长期护理保险的不同补偿模式对医疗费用的影响具有差异吗？王贞和封进 (2021) 通过上海市的试点政策，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。结论为居家护理补贴通过替代医疗服务利用来减少医疗费用，但机构补贴仅对医疗资源的配置做出了调整，对医疗支出的影响不大。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%。成本收益估算得出，居家护理每投入一元钱，将会节约医保基金约 8.6 元，促进了医保基金的优化配置。

（五）文献评述

通过对以往研究的梳理可以发现，首先，在影响老年人医疗费用的宏观因素上主要包括人口老龄化和经济发展，随着人口老龄化程度加深和经济水平的发展，国家医疗卫生费用会呈现上涨趋势。在微观个体层面，众多学者利用 Grossman 健康资本需求理论模型和安德森医疗服务利用模型从人口学特征、社会经济地位、身体健康状况、医疗保险等角度展开了研究，大多数研究发现年龄越大、越接近死亡、女性、居住在城市、已婚、高教育水平、高收入、慢性病数量多、参加医疗保险个体的医疗费用更高。其次，学者们对长期护理保险的有关问题进行了探讨，主要探索在我国建立长期护理保险的必要性，可行性、长期护理保险与医疗保险的区别。最后，与本文最为密切的是长期护理服务、长期护理保险对医疗服务利用及医疗费用影响的相关成果。学者普遍认为，非正式长期护理与正式长期护理之间存在替代关系，非正式长期护理的使用可以在一定程度上减少个体对医疗服务的利用。而对于长期护理保险对个体医疗服务及医疗费用影响的研究并未得出一致的结论，一方面长护险的建立可能通过收入效应、知识效应等导致医疗服务利用增多、医疗费用增加，另一方面，长护险可能会通过服务替代、健康效应、削弱预防效应等使得个体减少医疗服务利用，从而降低医疗费用支出。国内开展长期护理保险试点时间较短，试点数据较少，导致相关研究较少。在为数不多的研究中，从研究方法上看，学者们主要采用合成控制、双重差分模

型等方法进行了政策效应评估；从研究内容上看，主要研究长护险对住院服务利用、门诊服务利用、住院费用、门诊费用、自付费用、医疗总费用、医保报销费用等的影响；从目标城市选取来看，针对上海或青岛的单个城市的研究较多，少数研究选取了多个试点城市；从研究结论来看，得出的主要结论为长期护理保险能够降低个体医疗费用。但国内学者的研究结论也存在一些不一致处，一些研究发现，长期护理保险会降低个体的住院费用、门诊费用、医保报销费用，但也有部分研究仅发现了对其中一项费用的降低作用。基于此，本文试图基于微观数据，立足于多个试点城市探索长期护理保险对个体医疗费用的影响，采用多期双重差分方法从实证分析角度评估长期护理保险的政策效应。

三、研究目标、研究思路与研究方法

（一）研究目标

本研究旨在利用多期 DID 方法揭示试点地区长期护理保险对老年人住院费用的影响。主要针对老年人住院费用进行研究的原因有以下几点：一是与门诊相比，住院费用一般更高，给个人和家庭带来的经济压力更大。探究长护险对于住院费用的影响更加具有现实意义。二是就设立长期护理保险的目的而言，就是要提供护理服务，并在护理费用方面给予保障。与门诊治疗相比，住院治疗与长期护理的关系显然更为密切。三是现有研究大多针对门诊费用，对于住院费用的研究较少。综上，本文主要分析长护险对于老年人住院费用的影响。本文提出了如下三个方面具体目标。目标一是：评估长护险对老年人住院消费总额、住院报销费用和住院自付费用的具体影响；目标二是：通过机制分析探讨长护险对住院费用的可能的影响渠道；目标三是：探讨设计、完善长期护理保险制度的政策建议以及可能路径，减少老年人医疗费用。

（二）研究思路

本文旨在探索承德、齐齐哈尔、宁波、安庆、广州、成都、苏州、上饶、青岛、荆门和上海 11 个首批长期护理保险试点城市的长期护理保险政策对老年人住院总费用、住院自付费用和住院报销费用的影响。通过前文对以往研究的梳理可以发现，如图 1 所示，长期护理保险政策可能使得老年人住院费用减少，一方面长期护理保险提供了更多护理资源、促进个体对长期护理服务的使用，从而替代对住院医疗服务的使用，减少“社会性住院”情况，导致医疗费用减少；另一方面，长期护理服务的使用降低了老年人的健康风险，它能在某种程度上改善老年人的身体健康状况以减少医疗服务使用和医疗费用。以上就是长期护理保险对医疗服务的替代效应与健康效应。但也有学者发现，长期护理保险的开展增加了老年人对医疗服务的需求和使用，导致医疗支出增加。一方面，存在收入效应，即长期护理保险的开展降低了个体使用长期护理的费用，从而无形中增加了个体的收入，导致个体对于医疗服务的需求增长；另一方面，存在知识效应，长期护理服务的使用使得个体对于自身身体健康状况和健康知识都更加了解，激发了其潜在的医疗服务需求，导致医疗费用增加。目前国际上对于

长护险的开展究竟会增加医疗费用还是减少医疗费用，并未得出一致的结论。此外，国内相关研究也较少，因此，十分有必要对这一问题进行展开研究。

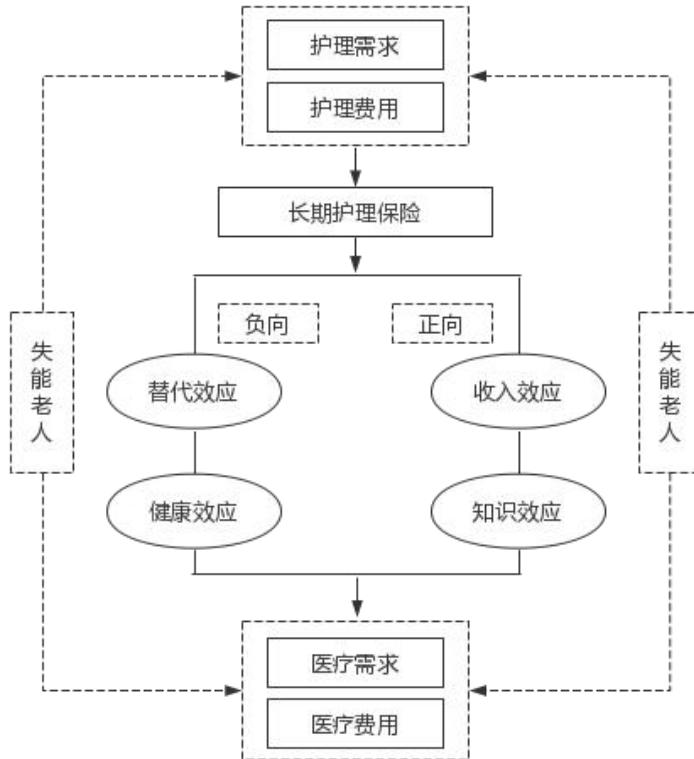


图 0-1 研究框架图

本研究是在人口老龄化日益加剧，失能人口不断增长，长期护理费用和医疗费用不断上涨的实际背景下，基于 2011、2013、2015 和 2018 年四期中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS）微观数据，使用多期双重差分模型评估长期护理保险对老年人住院费用的影响。

本文主要结构安排如下：在绪论中，首先阐述了本论文的研究背景和意义，国内外研究状况，研究目标，研究思路和方法，并指出了可能存在的创新点和不足。第一部分为概念界定、理论基础和研究假设。对长期护理、护理费用、长期护理保险和医疗消费进行概念界定。主要基于安德森医疗服务利用模型、替代效应和健康效应、收入效应和知识效应进行相关梳理，并结合我国现实背景进行理论分析，在此基础之上提出研究假设。第二部分为数据、变量与模型设定。数据来源为 2011、2013、2015 和 2018 年 CHARLS 数据，变量包括因变量（住院费用总额、住院自付费用、住院报销费用）、自变量（长期护理保险试点）和控制变量（性别、年龄、婚姻状况、受教育程度、家庭金融资产、自评健康、慢性病数量、身体功能障碍），模型设定主要为多期双重差分模型。第三部分为实证结果与讨论。借助 STATA14 软件，进行描述性

分析，多期双重差分方法进行基准回归、稳健性检验、异质性分析、机制分析和对比分析，并对相关结果进行解释和分析。第四部分为研究结论和政策启示。在前文理论与实证研究的基础上归纳主要结论，综合国内外发展趋势，提出相关的政策建议。

本文的技术路线图如下：

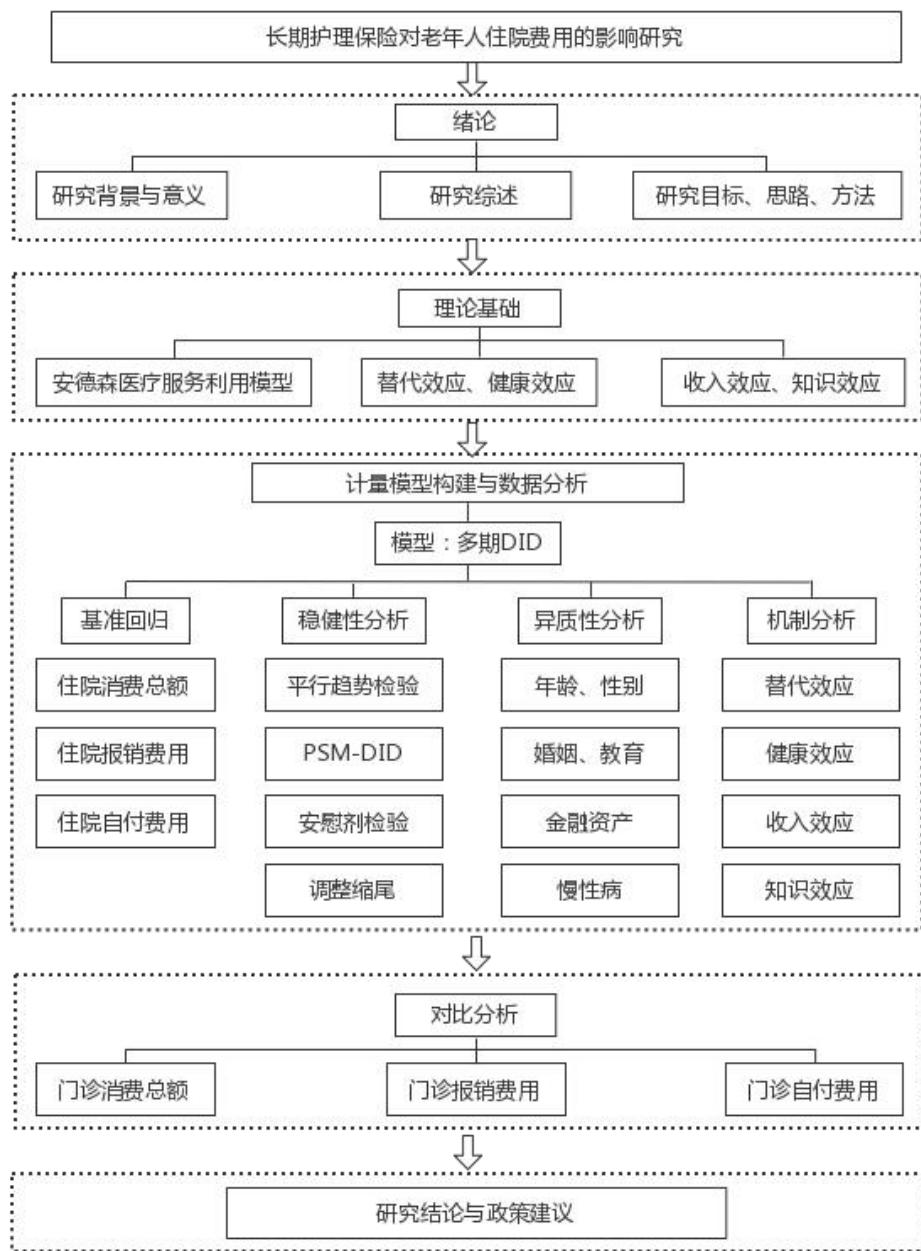


图 0-2 技术路线图

(三) 研究方法

本文采用的研究方法主要是实证分析法，使用 2011、2013、2015 和 2018 年 CHARLS 数据，建立多期双重差分模型，从而探究长期护理保险对老年人住院费用的政策效应，并通过平行趋势检验、安慰剂检验和 PSM-DID 等方法进行安慰剂检验。

在进一步分析中，还进行异质性分析，探究不同群体间的影响差异，并基于替代效应和健康效应进行机制分析。

四、研究创新点与不足

（一）研究创新点

通过梳理现有文献发现国内现有相关研究主要是针对某一试点城市，其中关于青岛和上海的研究居多，但将多个试点城市全部纳入实验组，利用四期面板数据进行的实证研究并不多，且大多数并未对其中的影响机制进行探讨。因此，本研究的创新之处包括：一是，本研究将首批试点的 11 个城市均纳入了研究中，增加了实验组数据，将研究结论推广到了更多试点城市；二是，本研究将样本限制为参加了城镇职工医疗保险的老年人群体，有利于剥离开更加可能受到长期护理保险影响的人群，使得解释变量的设置更加合理。

（二）研究不足

由于我国的长期护理保险制度目前处于试点阶段，试点城市较少，相关数据不足等原因，导致本文有如下不足之处：首先，本文将所有样本经过个体为基本医疗保险参保人且年龄为 60 岁及以上这两个基本条件的筛选，导致样本大量减少，且关键变量住院费用数据有较多缺失，最终使得本文的总样本数较少；其次，15 个首批试点城市中，CHARLS 中无长春市、南通市和石河子市的样本，又由于重庆市的试点开始时间太晚，导致我们仅选取了首批试点城市中的 11 个，而这 11 个市的样本也非常有限，导致本文的实验组样本数量较少。

第一章 概念界定、理论基础与研究假设

第一节 概念界定

一、长期护理

长期护理的概念是 Rosalie 在 1980 年提出的，他认为长期护理主要是对失能老人的个人护理和健康服务等。按照美国健康保险协会的定义，即在一个较长的时期内，持续地为患有慢性疾病，譬如早老性痴呆等认知障碍或处于伤残状态下，即功能性损伤的人提供的护理，这种护理包括医疗服务、社会服务、居家服务、运送服务或其他支持性的服务（赵曼和韩丽，2015）。长期护理被世界卫生组织官方定义为由非专业护理人员和/或专业护理人员运行的照护系统，非专业护理人员包括家庭成员、朋友或邻居等，专业护理人员包括医疗专业人士等，这一系统以保证生活不能完全自理的人能继续享有较高的生活质量，按照其个人意愿，尽可能获得最大限度的独立、自主、参与、个人满足及人格尊严。值得注意的是，无论是在哪一种定义之下，长期护理并不以治愈疾病为目的，而只是提供一种支持性服务。按照护理服务的性质可以划分为专业护理和非专业护理；按提供护理服务的主题可以划分为家庭护理、机构护理和社区护理。

二、护理费用

护理费是指生活需要特殊照顾或无法自理的人，如住院病人，或在家因疾病日常生活不便，需要他人护理而支出的费用。护理费用一般产生于治疗期，康复期，或丧失生活自理能力需要长期得到他人护理。长期护理的对象通常为老年人，而老年人的护理周期短则半年，长则能达到十年以上，这无疑是一笔昂贵的费用，会给家庭带来沉重的精神和经济压力。Rivlin 等（1988）认为当时的私人保险和医疗保险在很大程度上都不足以支付长期护理的费用，他们提出了几种为长期护理提供资金的方式。他们认为政府资助长期护理最直接的方法是将长期护理福利添加到医疗保险（Medicare）中。目前，各个国家设立了不同的长期护理保障模式，其中包括福利国家型（英国）、社会保险型（日本、韩国等）和商业保险型（美国）（周坚等，2018）以减轻个体护理费用负担。

三、长期护理保险制度

长期护理保险制度是指以社会互助共济方式筹集资金，针对失能人员的基本生活照料和基础医疗护理提供服务或资金保障的保险制度，即运用保险的方式，对接受长期护理服务产生的费用进行分担给付的一种制度。其本质上是利用保险的大数法则分

散老年人面临的长期护理费用支付风险。我国进行社会保险型长期护理保险的探索的目的之一就是可以减轻家庭护理负担，使得政府适当承担部分老年护理责任，以实现护理风险社会共济。长期护理保险分为商业保险和社会保险，后文所提到的我国的长期护理保险是指我国政府主导的社会保险型长期护理保险。

四、医疗消费

从宏观角度看，医疗消费是国家卫生总费用中个人支出的一部分，与社会保险支出、政府支出共同构成一国卫生总费用支出。从微观角度来看，黄结平等（2004）认为医疗总消费是指城乡居民接受各级医疗服务时，个人和保险机构向医疗机构支付的费用，反映出个体在收入水平制约之下的可承受的医疗需求。个体的医疗费用从宏观角度被称为卫生支出，从家庭消费角度则被称为医疗消费。从本质上来看医疗消费也是日常消费之一，是一种个体对于健康的投資。在日常生活的基本需求得到满足后，个体为了恢复身体功能，改善和提升其身体健康状况，提升生活质量，从而回归社会生活或增加未来经济收益等目的，就会增加对于身体检查、诊断服务、治疗服务、医疗药品等方面的经济投入。医疗消费会对家庭消费产生影响，杨灵语等（2013）研究发现大笔医疗支出会显著缩减家庭的非医疗消费。因此，结合本文的研究内容和研究目的，将住院消费总额、住院报销费用和住院自付费用作为衡量医疗消费的指标。为不造成混乱，后文统一使用医疗费用一词。

第二节 理论基础

一、安德森医疗服务利用模型

Andersen（1968）构建了安德森医疗服务利用模型（The Andersen Model），全称为“医疗服务利用模型或医疗保健服务利用行为模式（The Behavioral Model of Health Services Use）”，该模型是研究与分析卫生服务利用的最经典模型。该模型认为卫生服务利用主要受三个维度影响，一是倾向特征，主要指社会学特征的各个方面，主要包括人口学特征、社会结构和医疗意识三个方面，这类特征不与卫生服务利用直接相关。二是使能资源，指个人获取卫生服务能力或卫生资源在社区或家庭中的可得性，主要包括就医时间、财务可及性、卫生服务价格和医疗保险权益等方面的因素，属间接影响卫生服务利用的因素。三是需求因素，主要指个人对卫生服务利用的认知需要和评估需要，通过自我评价或检查结果了解自己对医疗服务的需要，是决定个人是否利用医疗服务的最直接原因。

首先，倾向性特征包括人口学特征、社会结构和医疗意识三个层面的变量。鉴于变量数据的可得性，本文选择年龄、性别、婚姻状况三个人口学特征变量和受教育程度这一个社会结构变量纳入模型中。

其次，在使能资源方面，本文筛选出参加了城镇职工医疗保险的参保老年人，使得样本均为享受到同种医疗保险的个体。此外，本文将家庭金融资产这一家庭资源方面的使能资源纳入回归模型中。

最后，需求因素包括个体的主观身体健康状况和客观健康状况。因此，本文选择的需求因素包括慢性病数量，身体功能障碍和自评健康状况。另外，本文还利用自评健康这一需求因素作为探究长护险与医疗费用之间关系的变量。

二、替代效应与健康效应

替代效应指的是，长期护理保险通过对长期护理服务的补贴，使在医院接受护理的个人可以在家里或机构接受护理服务，从而减少对住院服务的使用，降低住院医疗费用 (Gaughan 等, 2015)。也就是说，推出长期护理保险给矫正不合理医疗行为以契机。它通过抵消失能个体的护理费用，增加了家庭和机构中长期护理服务的可得性，并使以前依赖医院护理的老年人能够更经济、更方便地获得护理，从而减少“社会性住院”和“延迟出院”现象，发生替代效应。

健康效应是指通过接受护理服务，能够满足老年人的一部分基础的医疗服务需求。同时，护理服务还有一定的预防作用，例如护理服务可以防止老年人发生跌倒等意外的风险，从而预防性地减少医疗费用支出。此外，护理服务可以在一定程度上提升被护理者的身体水平，降低其医疗服务需求，减少医疗费用支出(王贞和封进, 2021)。Stabile 等 (2006) 发现，增加公共资助的护理服务使用会提升被护理者的日常生活活动能力。Feng 等 (2020) 认为长期护理保险的实施通过替代效应和健康效应导致个体医疗费用下降。

以上两种效应与正式护理和非正式护理间的相关性有关。相关性的理论模型主要有两种，一是家庭预算下的家庭效用最大化模型 (Stabile 等, 2006)。Stabile 等 (2006) 构建了一个简单的家庭模型来分析实施公共资助的家庭护理计划的影响，其中，家庭的效用函数为：

$$U(X, L, A | \tau) \quad (1-1)$$

其中， X 是消费， L 是休闲， A 是被护理者的日常生活活动能力， τ 代表家庭偏好。而被护理者的日常生活活动能力由下式决定：

$$A = A(M_1, M_2, C | H) \quad (1-2)$$

M_1, M_2 分别为公共资助的护理服务和私人资助的护理服务。 C 为家庭成员提供的护理时长。 H 为被护理者的健康状况。而以上变量均需要满足下面的预算约束：

$$P_x X + PM_2 + (P - s)M_1 + WC = V + W(T - L) \quad (1-3)$$

其中, P_x 是消费的单位成本, P 是私人护理的单位成本, $(P-s)$ 是公共护理的单位自付成本, s 是公共护理的单位补贴, V 是非工资性收入, W 是单位时间成本, T 是用于休闲、提供护理服务和劳动参与的总时间。家庭会基于被护理者的日常生活活动能力和预算约束, 选择合适的护理服务、护理时长和休闲时间来实现家庭效用最大化。

二是基于家庭内部决策的两世代模型 (Houtven 和 Norton), 其是对经典的 Grossman (1972) 健康需求模型的扩展。当老年人需要长期护理时, 家庭成员面临两个决定, 一方面是子女是否提供非正式护理, 另一方面是父母是否接受正式护理。子女提供非正式护理的效用函数如下:

$$U^c \left(X^c, L^c, A^c, h^{*p} \left(\sum_{i=1}^n A^c, M^p, E^p \right) \right) \quad (1-4)$$

其中, 上标 c 表示子女相关变量, p 表示父母相关变量。 X^c 为消费, L^c 为休闲,

A^c 为非正式护理, h^{*p} 是父母健康状况, M^p 是父母接受的正规医疗服务数量, E^p 是人力资本存量。而子女提供的非正式护理需要在以下预算约束下进行:

$$w^c (24 - L^c - A^c) + C^c = p^m M^p + X^c \quad (1-5)$$

其中, w^c 是工资率, C^c 是非工资性收入, p^m 是医疗保健的价格, X^c 是消费品的数量。

与此同时, 父母面临着是否使用正式护理和使用正式护理数量的决策, 父母的效用函数如下:

$$U^p \left(X^p, L^p, A^c, h^{*p} \left(\sum_{i=1}^n A^c, M^p, E^p \right) \right) \quad (1-6)$$

其中, X^p, L^p 分别代表父母的消费和休闲。父母的预算约束为:

$$Y^p = p^m M^p + X^p \quad (1-7)$$

基于上述效用函数与预算约束, 为探讨正式医疗护理与非正式护理之间的关系, 求正式护理对非正式护理的偏导数, 记为 F 。

$$F = \frac{\partial M^*}{\partial A} \quad (1-8)$$

若 $F > 0$, 说明正式护理与非正式护理之间为互补关系; 若 $F < 0$ 说明二者之间为

替代关系。住院实际上也是一种正式的医疗护理，长期护理保险通过对居家护理或者机构护理的补贴，改变老年人的需求，从而可能会对住院服务的需求和使用产生影响。对于二者之间究竟存在何种关系，可以借助实证研究进行检验与说明。

三、收入效应与知识效应

医疗服务与其他商品一样，其消费会受到收入的制约，收入的增加会提高个体对于医疗服务的消费能力（顾卫兵和张东刚，2008；林相森和舒元，2007）。收入效应是指长护险通过对个体护理服务的提供或者护理费用的补贴，一方面直接减轻了其护理费用上的经济负担，间接增加了其收入；另一方面可以减轻其家庭的护理负担，增加家庭成员的劳动供给时间，直接增加家庭的经济收入。根据安德森医疗服务利用模型，家庭收入属于使能资源，增加了其获得医疗资源的能力，从而导致其对医疗服务利用的增加和医疗费用的增多。因此，在收入效应之下，长护险会促进个体医疗需求，提高医疗支出水平（王晓亚等，2018）。

知识效应是指个体受到长护险宣传的影响或接受长期护理后，其对自身的身体状况有了更加清晰地了解，补充了更多护理知识和生理健康知识，使得健康意识得到提升，导致对医疗服务利用的增加和医疗费用的上涨（Bailey 和 Goodman-Bacon, 2015）。

第三节 研究假设

通过上述文献梳理以及理论基础分析可知，长期护理保险的实施会对个体医疗费用产生影响，但具体的影响方向并未得出一致结论。其中的影响机制为：一方面，存在替代效应和健康效应。一是，长期护理保险的实施提高个人对居家护理或机构护理服务利用程度，由此降低对住院医疗服务的使用，减少住院费用。二是，护理服务的享受降低了个体的健康风险，提升了其身体健康水平，预防了疾病的的发生，在一定程度上避免了潜在性住院，导致医疗费用的减少。另一方面，存在收入效应和知识效应。收入效应通过对个体医疗消费能力的提升而增加医疗费用支出。知识效应是通过增加个体对自身身体状况、生理健康常识和保险知识导致对医疗服务利用的增加，费用的上涨。据此，本文提出如下假设：

假设 1a：长护险试点对老年人住院费用具有显著的正向影响；

假设 1b：长护险试点对老年人住院费用具有显著的负向影响；

长期护理保险对于不同人口学特征、社会经济地位、健康状况的老年人住院医疗费用的影响可能存在一定差异。大量研究发现老年人的医疗费用随着年龄的增长而增加（Hashimoto 和 Tabata, 2010；Ellis 等, 2013；马爱霞和许扬扬, 2015）。然而也有学者提出了不一致的观点，即医疗费用与真实年龄无关，而与距离死亡的剩余时间有关（Zweifel 等, 1999）。不同年龄群体的医疗费用差异可能导致长护险的影响差异，

高旭瑶和乐章（2022）发现长期护理保险对 60 岁以上人群的门诊费用有显著负向影响，而对 59 岁及以下人群无显著影响。年龄的增加使得他们的健康状况变差，日常生活活动能力下降，对于长期护理的需求增加，据此，本文提出以下假设：

假设 2a：长护险试点对年龄较大老年人住院费用的影响高于年龄较小老年人；

假设 2b：长护险试点对年龄较大老年人住院费用的影响与年龄较小老年人无差异；

关于医疗费用的性别差异，许多研究发现老年女性的医疗费用高于男性（何莎莎等，2012；曾雁冰等，2020；马爱霞和许扬扬，2015）。梁琳（2017）发现男性老年人只有在 60-64 岁的医疗费用低于女性，其他年龄段均显著高于女性。与以上结论不同的是，闫紫菊和乐章（2021）基于 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据的研究发现，医疗费用支出并无显著的性别差异。女性本就更高的医疗费用和女性寿命更长无人看护概率增加的特征，可能会使得长护险对女性医疗费用的影响更大，据此，本文提出如下研究假设：

假设 3a：长护险试点对女性老年人住院费用的影响高于男性老年人；

假设 3b：长护险试点对女性老年人住院费用的影响与男性老年人无差异；

在婚姻状况方面，一是，处于在婚状态的老年人出现身体功能障碍，需要护理服务时，往往会由其配偶承担起护理责任（Byrne 等，2009），他们较少因为无人护理而出现住院接受护理服务的现象，这就导致，长护险试点的开展对于在婚状态老年人的影响较小，而丧偶、离异和未婚的成年人更可能接受长期护理，接受护理时间更长（Thomeer 等，2016；Rice 等，2009）。二是，处于非在婚状态的老年人失能风险可能相对更高（杨旭明等，2018），这部分健康状况较差的人群在长护险政策作用下，更易把原来的医疗需求变成护理需求，使其住院费用减少。据此，本文提出以下假设：

假设 4a：长护险试点对分居、离异、丧偶、从未结婚老年人住院费用的影响高于已婚老年人；

假设 4b：长护险试点对分居、离异、丧偶、从未结婚老年人住院费用的影响与已婚老年人无差异；

根据以往研究，一方面，受教育程度高者具有更高的健康意识，就医更加及时，可以在一定程度上起到预防疾病恶化的作用，身体健康水平可能更好，使医疗费用更低（Grossman, 1972；Akin 等，1998；叶春辉等，2008）；但另一方面，受教育程度高者就医可能会更加频繁，导致医疗费用增加（Kenkel, 1990；Mwabu 等，1993，韩雪梅等，2015）。但也有学者发现，受教育程度对老年人的就医行为和医疗费用并无显著影响（闫紫菊和乐章，2021；马爱霞和许扬扬，2015）。高旭瑶和乐章（2022）发现长护险显著降低了低受教育程度个体的门诊费用，但对高受教育群体无显著影响。但受教育程度高的群体对于新鲜事物的接受能力和支付能力也更强，据此，本文提出如下假设：

假设 5a：长护险试点对非文盲老年人住院费用的影响高于文盲老年人；

假设 5b：长护险试点对非文盲老年人住院费用的影响与文盲老年人无差异；

从收入角度来看，一方面，收入的增加可能会直接带来医疗费用的增长（罗楚亮；2008；黄枫和甘犁，2010；杨娜和王永梅，2022），另一方面，低收入者健康状况可能更差，医疗需求更高，医疗花费更多（Van Doorslaer，1997；封进和秦蓓，2006）。两类人群本身存在的身体健康状况差异和医疗费用差异可能会导致长护险影响的差异，与收入较高的老年人相比，收入较低的老年人身体功能更容易受损，失能风险相对更高（Berkman 等，1993；杨旭明等，2018），健康水平更低。因此，低收入老年人更有可能通过护理服务替代医疗服务。据此，本文提出如下假设：

假设 6a：长护险试点对较低收入老年人住院费用的影响高于较高收入老年人；

假设 6b：长护险试点对较低收入老年人住院费用的影响与较高收入老年人无差异；

长期护理与住院医疗服务之间的替代性可能取决于住院患者的护理类型，若是需要以复健治疗、不可逆疾病治疗等为目的的长期住院，那么长期护理的可用性可能更好地替代较长时间的非急性住院时间，但若是需要以疾病治疗、恢复健康为目的的短期住院时的急性护理，则长期护理对住院的替代作用有限（Weaver 和 Weaver, 2014）。患有慢性病的老年人对于医疗资源的需求是以疾病治疗为目的的，需要定期复诊治疗的，难以完全被长期护理替代，从而导致长护险对这一群体的住院费用的影响较弱。而无慢性病的老年人对医疗资源的需求相对更容易被护理需求所替代，导致这一类老年人的住院费用下降。据此，本文提出如下假设：

假设 7a：长护险试点对无慢性病老年人住院费用的影响高于患慢性病老年人；

假设 7b：长护险试点对无慢性病老年人住院费用的影响与患慢性病老年人无差异；

此外，为进一步探讨长护险试点对老年人住院费用影响的作用机制，参考已有研究成果和理论基础，从替代效应角度和健康效应角度进行机制分析：

假设 8：由于替代效应的存在，开展长护险试点使得老年人住院次数减少，导致住院费用减少。

假设 9：由于健康效应的存在，开展长护险试点使得老年人自评健康状况提升，导致住院费用减少。

第二章 数据、变量与模型设定

第一节 数据来源与处理

一、数据来源

本文用于实证研究的基础数据来自由北京大学国家发展研究院主持的中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS）。CHARLS 曾于 2011、2013、2015 和 2018 年开展调查访问。长期护理保险 15 个首批试点城市的政策实施时间及覆盖范围均来自各市政府、市医保局、市人社局等官网公布的政策文件。各试点城市长期护理保险制度的具体措施以表格形式添加在附录中。

CHARLS 的调查对象为中国 45 岁及以上中老年人家庭，可以在其中选取本研究所需的 60 岁及以上老年人。从调查内容来看，CHARLS 问卷内容涉及到了本研究所需的医疗服务利用等关键变量，这为本研究提供了数据支持。此外，从调查地区上看，CHARLS 覆盖到了长期护理保险 15 个首批试点城市中的青岛、承德、荆门、上海、上饶、安庆、成都、广州、苏州、齐齐哈尔、宁波和重庆。同时，该调查数据共有 2011、2013、2015 和 2018 年四期追踪调查数据公布，其中既包含试点实施前的数据，也涉及试点实施后的数据，给本文提供了双重差分的条件。CHARLS 的以上特点为我们研究长期护理保险的政策效应提供了适宜的数据。基于此，本文选取 2011、2013、2015 和 2018 年四期 CHARLS 调查数据进行分析。

二、数据处理

首先，由于老年人群的失能率高于中年人群，且上海市的长护险试点仅覆盖 60 岁以上人群。因此，本文将重点关注老年人群，在数据库中只保留年龄在 60 岁及以上的样本。其次，从政策文件中可以看出，15 个试点城市均是从城镇职工基本医疗保险参保人群开始逐渐铺开试点，换言之，参加城镇职工基本医疗保险的个体是各城市最早被长期护理保险政策覆盖的人群。因此，本研究仅选择参加了城镇职工基本医疗保险的个体作为研究对象，剔除了未参加者。这也在很大程度上控制了参加不同种类医疗保险的个体间的差异。最后，本文得到最终样本 3451 个。

第二节 变量选取与测度

一、被解释变量

由于本文研究的是长期护理保险对住院费用的影响，因此本文的被解释变量包括

三个方面：住院消费总额、住院报销费用、住院自付费用。住院消费总额由 CHARLS 问卷中“过去一年住院的总费用大概是多少？包括自付和报销部分的总费用”得到。住院自付费用由问卷中“其中，自己花了多少钱？”得到。住院报销费用由住院消费总额减去住院自付费用得到。考虑到“住院消费总额”“住院报销费用”和“住院自付费用”可能存在异常值，会对研究结果产生干扰，本文将这三个被解释变量进行了 1% 的最大值缩尾处理后再进行对数处理。“住院消费总额”可以体现出个体住院医疗总费用的变化情况，“住院报销总额”更能体现对医疗保险的使用情况，而“住院自付费用”则可以看出住院医疗费用的个人负担。

二、主要解释变量

本文的核心解释变量为实验组变量 $treat_i$ 与政策时间变量 $post_t$ 的交互项。

$treat_i \times post_t = 1$ 表示政策实施后的处理组，其他情况下 $treat_i \times post_t = 0$ 。首先对实验组变量进行设置。2016 年人社部公布的 15 个长护险首批试点城市为承德、齐齐哈尔、宁波、安庆、广州、重庆、成都、南通、苏州、上饶、青岛、荆门、石河子、上海和长春。CHARLS 数据中无长春市、南通市和石河子市的受访者，此外，重庆市开始试点的时间为 2019 年 5 月，不符合数据要求。因此，本文将除以上 4 个城市外的另外 11 个试点城市的人设置为本文的实验组，即 $treat_i = 1$ ，将 2018 年以前未实施长护险的城市设置为本文的对照组，即 $treat_i = 0$ 。DID 模型中另外一个重要的变量是政策时间变量 $post_t$ 。本文将政策开始的时间点作为区别政策时间变量的依据，长护险实施前， $post_t = 0$ ，长护险实施后， $post_t = 1$ 。青岛市于 2012 年开始实施长护险，2011 年为处理前，即 $post_t = 0$ ，2013 年、2015 年和 2018 年为处理后，即 $post_t = 1$ 。其余 10 个城市均于 2015 年后才开始试点，2011 年、2013 年和 2015 年为处理前，即 $post_t = 0$ ，2018 年为处理后，即 $post_t = 1$ 。

三、控制变量

在估计长护险对个体医疗费用及医疗服务利用影响的研究中，参考马超等（2019）和侯艳杰等（2021）的研究，并结合 CHARLS 调查问卷中数据的可获得性，将个体特征、社会经济地位和健康状况三个层面的控制变量纳入研究中。个体特征变量包括性别、年龄、婚姻状况；社会经济地位变量包括受教育程度和家庭金融资产；健康状况变量包括自评健康、慢性病数量和身体功能障碍。其中，身体功能障碍根据 ADL

量表得分进行失能程度的划分。具体的变量定义和说明见表 1。

表 2-1 变量定义与赋值

变量类型	变量名称	变量说明	最小值	最大值
因变量	住院消费总额	过去一年住院总费用取对数	0	11.00
	住院报销费用	过去一年住院报销费用取对数	0	10.60
	住院自付费用	过去一年住院自付费用取对数	0	10.09
自变量	DID	处理组=1; 控制组=0	0	1
个体特征	年龄	连续变量	60	96
	性别	男性=1; 女性=0	0	1
社会经济地位	婚姻状况	已婚同居、因工作原因短暂分居=1; 分居、离异、丧偶、从未结婚=0	0	1
	受教育程度	文盲、半文盲=1; 小学=2; 初中、高中、中专=3; 大专、本硕博=4	1	4
	家庭金融资产	家庭全部金融资产取对数	0	12.90
健康状况	自评健康	很不好=1; 不好=2; 一般=3; 好=4; 很好=5	1	5
	慢性病数量	没有慢性病=1; 1-2 种慢性病=2; 3 种及以上=3	1	3
身体功能障碍	身体功能障碍	健康=1; 轻度失能=2; 中度失能=3; 重度失能=4	1	4

第三节 模型设定

一、实证模型

单纯比较长护险实施前后老年人医疗费用的变化无法真实反映政策的净效应，可将长护险试点看作一项准自然实验。并且，由于各市开展试点的时间不一致，因此本文采用多期双重差分模型（DID）来分析长护险对老年人住院费用的影响。双重差分是政策效应评估的有效工具，它可以估计出实验组的平均变化与控制组的平均变化之差，且双重差分估计量已经剔除了实验组与控制组“实验前差异”的影响。因此，使用多期双重差分模型可以在很大程度上剥离出政策的净效应。本文的基准回归模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Treat_i * post_t + \delta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2-1)$$

其中, Y_{it} 是本文的被解释变量, 它表示个体 i 在时间 t 的住院费用, 本文采用了以下几个指标: 过去一年住院消费总额、过去一年住院报销费用和自付费用。这些指标均能表示老年人的医疗资源利用情况、住院费用负担。 $Treat_i * post_t$ 是本文的核心解释变量, 是处理组长护险试点城市与开展长护险前后虚拟变量的交互项。 $Treat_i = 1$ 表示个体来自实验组 (长护险试点城市), $Treat_i = 0$ 表示个体来自控制组 (非长护险试点城市)。 $post_t = 1$ 表示时间晚于开展长护险试点时间, $post_t = 0$ 表示时间早于开展长护险试点时间。交互项系数 β 是本文关心的核心系数, 它的显著性与大小代表了开展长护险试点城市的老年人在结果变量上与其他城市老年人的差异。根据此系数可以分析长护险是否会影响老年人的住院医疗费用支出, 会产生多大影响。 X_{it} 表示一组可能影响老年人住院费用的个体层面上的控制变量, 包括性别、年龄、婚姻状况、受教育程度、家庭金融资产、自评健康、慢性病数量和身体功能障碍。 μ_i 为个体固定效应, δ_t 为年份固定效应。 ε_{it} 为随机误差项, 为了避免可能的自相关和内生性等问题, 本文设定了聚类到个体层面的标准误。

使用双重差分的前提是满足平行趋势假定, 即在长护险试点前, 被解释变量在实验组和控制组具有相同的时间发展趋势。如果不满足平行趋势假定, 处理组和控制组在试点前就存在一定差异, 可能就无法评估出政策的净效应。若平行趋势假设成立则说明长护险对老年人医疗费用的影响存在于试点后。具体模型设定如模型 (2-2) 所示:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-7}^{k=5} \lambda_k D_{it}^k + \delta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2-2)$$

D_{it}^k 表示长护险试点这一“事件”, 是一个虚拟变量。 D_{it}^k 的赋值方式为: 用 m_i 表示长护险试点开始的具体年份, 如果 $t - m_i = k$, D_{it}^k 取值为 1, 否则取值为 0。 λ_0 衡量的是长护险试点当期的政策效果, $\lambda_{k<0}$ 衡量的是实施长护险试点之前的政策效果, $\lambda_{k>0}$ 则衡量的是实施长护险试点之后几期的政策效果。

二、影响机制探究

本研究对长护险减少住院费用的作用途径作了进一步探讨,依据前文对其影响机制的分析,这种影响可能由两方面产生。一是长护险通过对居家护理或者机构护理的补贴,使得老年人从住院享受服务转变为居家护理或者入住养老机构、护理机构等接受护理服务。这可以在很大程度上缓解“压床”和“社会性住院”问题,减少对医院医疗资源的占用,即产生替代效应。二是长期护理可以起到一定的预防作用,能够防止疾病恶化,改善老年人健康状况,即可以预防潜在性住院,产生健康效应。除替代效应与健康效应外,本研究还简要考察了是否存在收入效应与知识效应,从而抵消长护险对医疗费用的减少作用。

若长护险实施对住院护理服务存在替代效应,那么最终可能会表现为长护险试点地区老年人的住院次数下降。为检验替代效应是否存在,本文将“过去一年内住院次数”作为被解释变量进行实证分析。而健康效应若存在,则实验组老年人的健康状况会得到一定程度上的改善。因此,本文还将“自评健康”作为被解释变量进行检验。此外,使用个人总收入衡量收入水平并对收入进行回归分析,从而测量收入效应。

第三章 实证结果

第一节 变量描述性统计

变量的描述性统计可以初步了解数据分布状况以及为研究结论提供初步判断。为更好对比处理组与控制组群体之间的特征差异，对样本进行分组描述性统计。首先，从住院消费总额、住院报销费用和住院自付费用三个被解释变量来看，处理组的费用均值均低于控制组。初步推断长护险政策对个体住院费用存在一定的影响，具体影响需要通过回归分析才能揭示。从总体上来看，样本的平均年龄为 69 岁，其中 61.99% 的人是男性，38.01% 的人是女性。在婚姻状况的分布中，约有 84% 的样本处于在婚状态，只有少量样本处于分居、离异、丧偶或从未结婚状态。从受教育程度的分布上来看，超过一半的样本接受过初中及以上教育，有约 17% 的老年人为文盲或半文盲。样本的平均受教育水平较高可能是因为我们筛选出了参加城镇职工医疗保险的老年人，他们通常接受过一定教育并有稳定工作。在家庭金融资产的分布上，处理组的资产均值高于控制组。在健康状况方面，约有 77% 的老年人自评健康为一般、不好或很不好。样本的慢性病患病率较高，约 67% 的老年人至少患有一种慢性病。此外，约有 9% 的样本存在失能问题。

表 3-1 变量描述性统计

变量名称	变量说明	均值（标准差）/百分比		
		全样本	处理组	控制组
住院消费总额	过去一年住院总费用取对数	0.81 (2.72)	0.45(2.15)	0.83 (2.74)
住院报销费用	过去一年住院报销费用取对数	0.73 (2.55)	0.44(2.10)	0.74 (2.56)
住院自付费用	过去一年住院自付费用取对数	0.70 (2.36)	0.36(1.72)	0.71 (2.38)
年龄	连续变量	69.06 (6.90)	68.51 (6.53)	69.07 (6.91)
性别 (%)	男性=1	61.99	65.71	61.87
	女性=0	38.01	34.29	38.13
婚姻状况 (%)	已婚同居、因工作原因	84.41	88.57	84.28
	短暂分居=1	15.59	11.43	15.72
	分居、离异、丧偶、从未结婚=0			

续表 3-1

变量名称	变量说明	均值 (标准差) /百分比		
		全样本	处理组	控制组
受教育程度 (%)	文盲、半文盲=1	17.45	20.95	17.34
	小学=2	23.15	18.10	23.31
	初中、高中、中专=3	51.82	57.14	51.65
	大专、本硕博=4	7.58	3.81	7.70
家庭金融资产	家庭全部金融资产取对数	8.39 (2.96)	9.86(1.82)	8.34(2.98)
自评健康 (%)	很不好=1	4.61	2.02	4.72
	不好=2	16.19	8.08	16.53
	一般=3	56.51	57.58	56.46
	好=4	14.74	19.19	14.56
	很好=5	7.95	13.13	7.73
慢性病数量 (%)	没有慢性病=1	33.07	49.52	32.57
	1-2 种慢性病=2	45.58	46.67	45.55
	3 种及以上=3	21.35	3.81	21.89
身体功能障碍 (%)	不失能=1	91.42	97.14	91.23
	轻度失能=2	5.76	2.86	5.85
	中度失能=3	1.07	0	1.11
	重度失能=4	1.75	0	1.80

第二节 基准回归结果分析

表 3-2 展示了分别以住院消费总额、住院报销费用和住院自付费用作为因变量的 DID 模型回归结果。由于我们对所有费用都进行了对数处理, 因此回归系数的含义变为百分数。由表 3-2 可知, 实施长护险无论是对住院消费总额、住院报销费用还是住院自付费用均有显著的负向影响, 都出现了不同程度的下降。这一实证结果验证了假设 1b。其中, 处理组老年人的住院消费总额比控制组下降了 39.4%, 住院报销费用下降了 34%, 住院自付费用下降了 37.6%。这一结果初步说明了长护险试点的实施具有降低住院费用的作用, 并且与住院报销费用相比, 住院自付费用的下降幅度更大。马超等 (2019) 在分析长护险试点的实施对于青岛市中老年人医疗费用的影响中发现了类似的结论, 长护险的实施使得中老年居民的年均住院费用减少约 1902 元。

个体的人口学特征、社会经济地位及健康状况层面的因素也会影响老年人的住院费用。在个体的人口学特征方面，随着样本年龄的提高，其住院费用会随之增加。性别变量的系数显著为正，表明与女性老年人相比，男性老年人的住院费用更高。婚姻状况则对老年人的住院费用无显著影响。在个体的社会经济地位方面，受教育程度的系数为负但不显著。家庭金融资产越多，老年人的住院报销费用越高。在样本的健康状况层面，自评健康、慢性病数量和身体功能障碍均会影响老年人住院费用。自评健康越好，住院费用越低；慢性病数量越多，住院费用越高；身体功能越差，住院费用越高。

表 3-2 双重差分回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)
	住院消费总额	住院报销费用	住院自付费用
DID	-0.394* (0.208)	-0.340* (0.202)	-0.376** 0.170
年龄	0.025** (0.011)	0.015 (0.010)	0.021** 0.009
性别	0.225* (0.127)	0.262** (0.119)	0.145 0.113
婚姻状况	0.206 (0.169)	0.167 (0.156)	0.152 0.152
受教育程度	-0.036 (0.076)	-0.012 (0.070)	-0.041 0.067
家庭金融资产	0.032 (0.022)	0.034* (0.020)	0.021 0.020
自评健康	-0.574*** (0.084)	-0.521*** (0.079)	-0.533*** 0.075
慢性病数量	0.490*** (0.103)	0.446*** (0.096)	0.421*** 0.090
身体功能障碍	0.900*** (0.288)	0.905*** (0.274)	0.636*** 0.244
样本量	1876	1875	1877
年份效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制

注：***、**、*分别表示变量在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性；括号内为标准误，聚类到个体层面

第三节 稳健性检验

本文选用的多期 DID 模型是政策效应评估方法中较为严谨的，虽可以解决一定的内生性问题，但是依然可能存在一些其他内生性问题，为此，本文接下来进行一系列稳健性检验来验证研究结果的稳健性。

一、平行趋势检验

使用 DID 方法的前提是满足平行趋势，即实施长护险试点的城市的老年人在住院费用上的趋势，要与其他未试点城市的老年人一样。本文参考 Beck et al. (2010) 的研究，利用事件分析法进行平行趋势检验。这一方法优势在于：除了能够直接观测处理组与控制组在开展长护险试点前是否满足平行趋势外，还能分析长护险试点对老年人住院费用产生的动态政策效果。

本文通过图示法比较试点实施前后住院消费总额的变动趋势。图 3-1 汇报了以开展长护险前一期为基准的平行趋势检验结果，长护险试点政策实施前 7 年到前 4 年的政策效应点估计结果均在 0 点上下波动，且置信区间包含 0，这表明在试点实施前，处理组和控制组的老年人住院消费总额并不存在显著差异，满足平行趋势假设。长护险试点实施后，政策效应点估计结果逐渐远离 0 点，同时置信区间不再包含 0，政策效应开始显现，随着试点时间的推移，住院消费总额下降，政策效果持续增强。

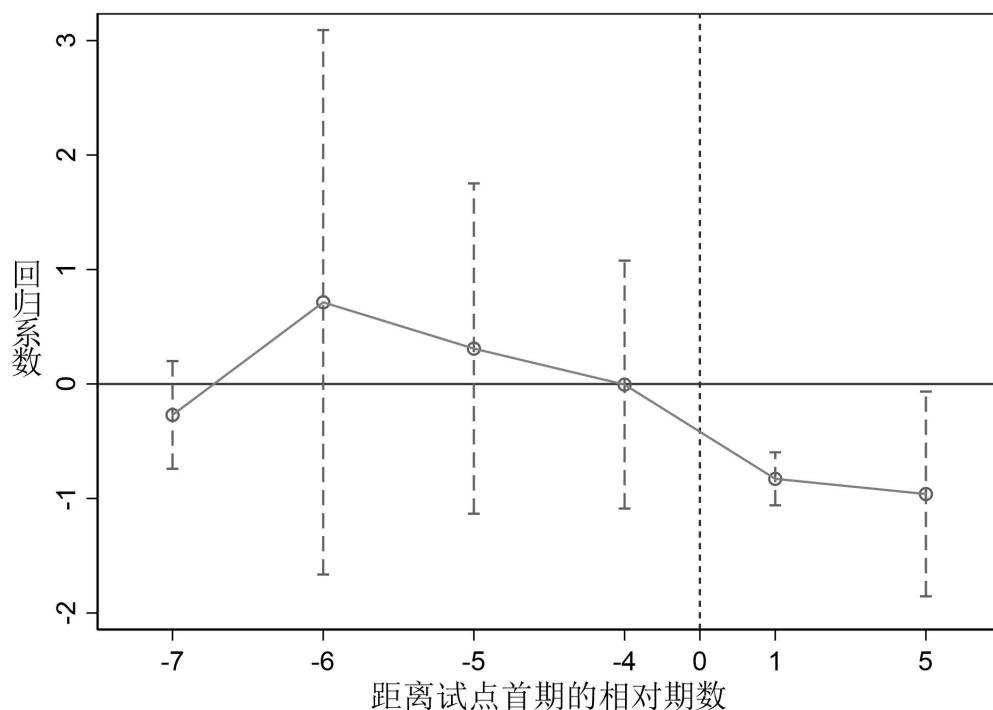


图 3-1 平行趋势假设检验

二、基于倾向得分双重差分方法（PSM-DID）的稳健性检验

由于各个城市在人口特征、经济水平等方面存在一定差异，因此，试点城市的设立，即个体被纳入长护险参保范围并非完全随机的，可能存在自选择偏差。由于多期 DID 方法可能存在自选择偏差，会导致内生性问题。Heckman 等（1997）提出并发展起来的倾向得分双重差分（PSM-DID）方法可以有效解决这一问题（刘瑞明和赵仁杰，2015；王天宇和彭晓博，2015）。所以，本文使用倾向得分双重差分法（PSM-DID）使得处理组和控制组在各方面特征上尽可能地相似，从而消除自选择偏差，以便更加准确地估计出长护险试点的政策效应。

本文采用核匹配方法进行逐期匹配。逐期匹配即在倾向得分匹配时，限制仅在同一年数据中的控制组寻找最合适的个体进行匹配。Bockerman 和 Ilmakunnas（2009）、孙文凯和王亿杰（2016），郝项超等（2018）均使用了逐期匹配的方法进行 PSM-DID 的匹配。本文选择年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、家庭金融资产、自评健康、慢性病数量和身体功能障碍作为匹配变量，通过 logit 模型计算纳入处理组的概率。此外，使用 PSM-DID 方法需要进行协变量的平衡性检验。如果检验结果显示处理组和控制组无显著差异，说明 PSM-DID 方法具有合理性。表 3-3 的结果表明，匹配后的样本平衡性良好，所有变量匹配后的标准偏差均明显缩小至 10% 以内，且所有 t 检验结果接受原假设处理组与控制组无系统差异，即匹配后所有变量在处理组与控制组之间的差异不显著。这表明，通过倾向得分匹配，样本的自选择偏误在很大程度上得以消除，使用 PSM-DID 方法是合理的。各变量标准化偏差的匹配前后变化，见图 3-2。从图 3-2 中可以直观地看出，大多数变量的标准化偏差在匹配后缩小了。

表 3-3 倾向得分匹配的平衡性检验结果

变量	样本	均值		标准偏差 (%)	偏差缩减 (%)	差异性 t 检验	
		处理组	对照组			t 值	P 值
年龄	匹配前	68.113	68.693	-9.200		-0.980	0.327
	匹配后	68.113	68.180	-1.100	88.300	-0.090	0.930
性别	匹配前	0.662	0.603	12.100		1.330	0.185
	匹配后	0.662	0.629	6.800	44.100	0.540	0.586
婚姻状况	匹配前	0.902	0.867	10.900		1.140	0.253
	匹配后	0.902	0.895	2.400	78.100	0.200	0.841
受教育程度	匹配前	2.391	2.509	-13.500		-1.540	0.123
	匹配后	2.391	2.422	-3.500	73.900	-0.280	0.783
家庭金融资产	匹配前	8.970	8.954	0.600		0.070	0.946
	匹配后	8.970	8.947	0.900	-43.900	0.070	0.947

续表 3-3

变量	样本	均值		标准偏差 (%)	偏差缩减 (%)	差异性 t 检验	
		处理组	对照组			t 值	P 值
自评健康	匹配前	3.256	3.106	16.800		1.870	0.062
	匹配后	3.256	3.198	6.400	61.700	0.510	0.612
慢性病数量	匹配前	1.699	1.728	-4.300		-0.450	0.650
	匹配后	1.699	1.709	-1.400	66.300	-0.120	0.908
身体功能障碍	匹配前	1.038	1.058	-7.800		-0.800	0.424
	匹配后	1.038	1.043	-2.100	72.900	-0.180	0.854

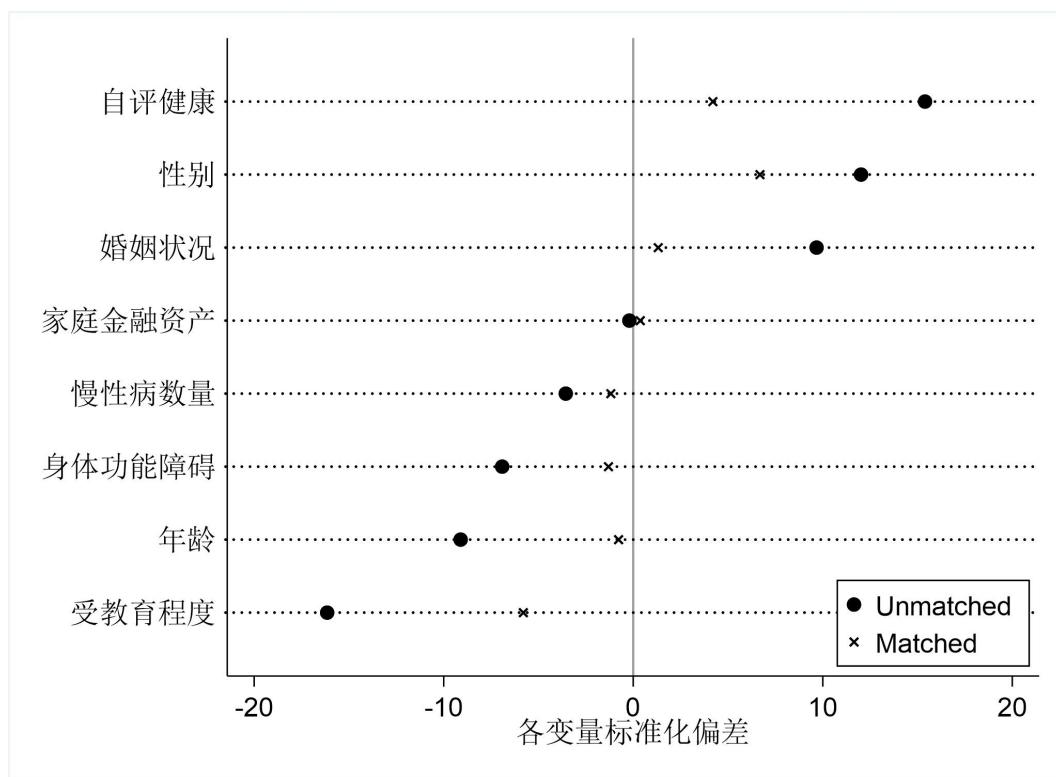


图 3-2 平衡性检验

在验证了使用 PSM-DID 方法的合理性后，使用匹配成功的样本进行回归分析。如表 3-4 所示，模型（1）至模型（3）的 PSM-DID 的估计结果与基准回归结果基本一致，均显示长护险试点对老年人住院费用具有负向影响，这表明基准回归结果具有一定的有效性。具体来看，处理组老年人的住院消费总额比控制组下降了 39.4%，住院报销费用下降了 35.2%，住院自付费用下降了 37.2%。

表 3-4 PSM-DID 回归结果

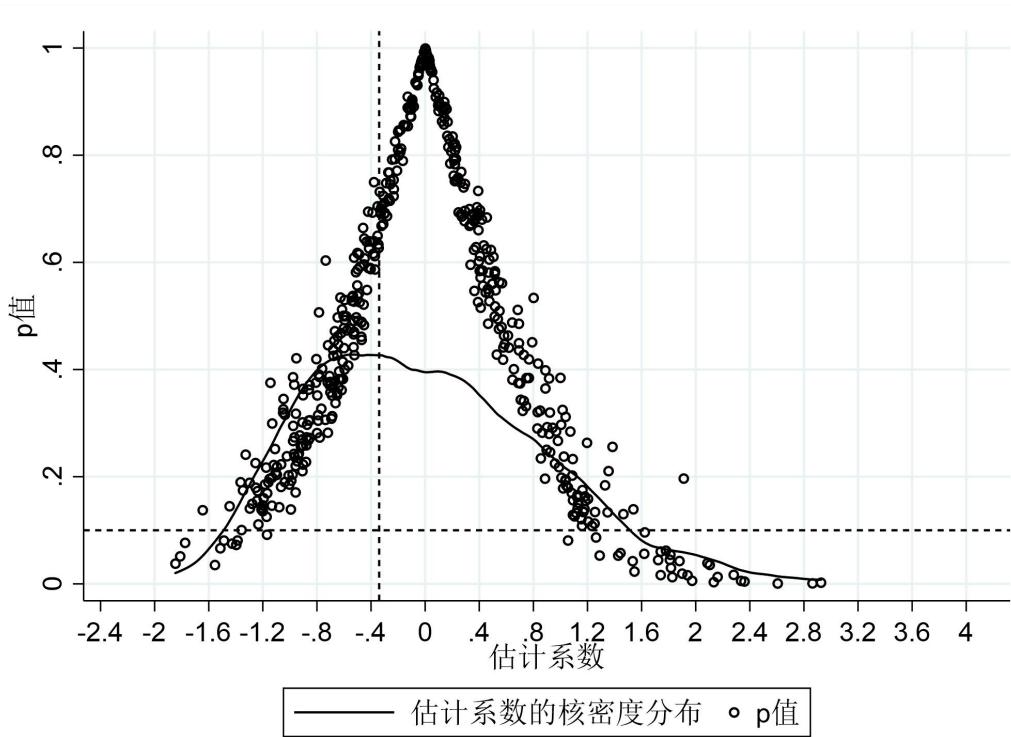
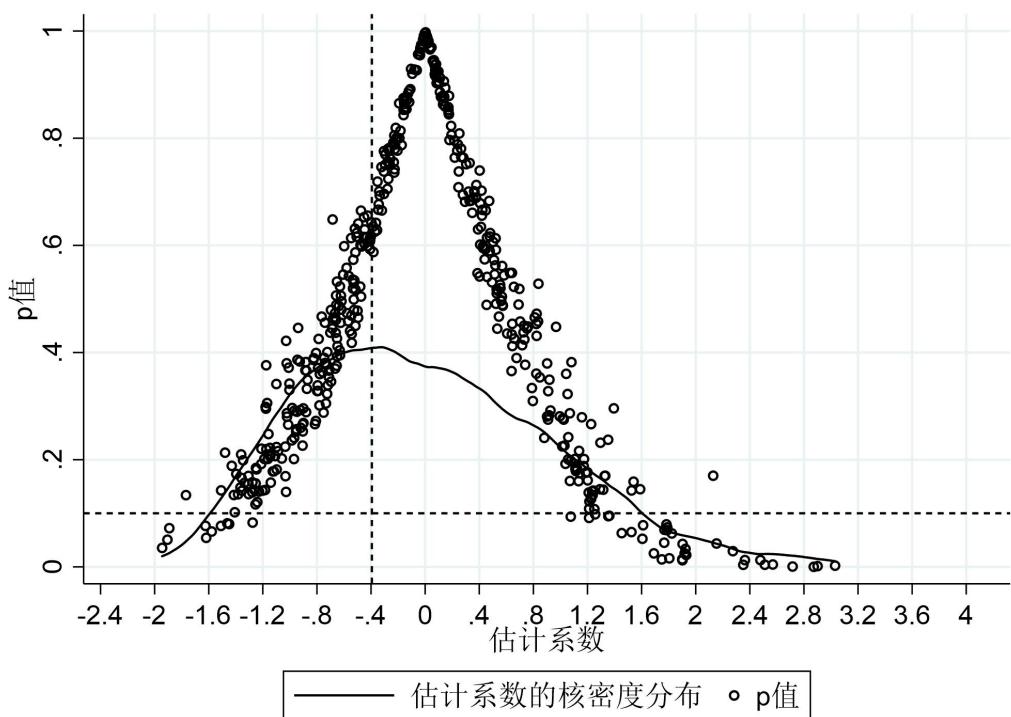
变量名	(1)	(2)	(3)
	住院消费总额	住院报销费用	住院自付费用
DID	-0.394*	-0.352*	-0.372**
	(0.210)	(0.202)	(0.173)
样本量	1627	1627	1628
年份效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制

注：***、**、*分别表示变量在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性；括号内为标准误，聚类到个体层面

三、安慰剂检验

安慰剂检验最早来源于医学实验，后逐步推广到实证研究中来。DID 模型中的安慰剂检验是一种反事实检验工具，可用来检验政策实施效果。安慰剂检验的核心思想是通过虚构处理组或虚构政策实施时间进行估计，在虚构处理组或虚构政策实施时间的方式下，如果估计结果依然显著，那么之前的估计结果很有可能出现了偏误。

安慰剂检验通常有构造虚拟的处理组或者构造虚拟的政策冲击时间两种思路，本文采用随机生成处理组的方式进行安慰剂检验。具体地，从位于控制组中的 106 个城市中随机抽取 11 个城市，替代承德市、齐齐哈尔市、宁波市、安庆市、广州市、成都市、苏州市、上饶市、青岛市、荆门市和上海市。假设随机抽取的这 11 个城市开展了长护险试点，其他城市作为控制组，然后再逐一为这 11 个“伪处理组”随机抽取一个年份作为其政策时点（伪政策时间）。如果发现虚拟处理组地区在假设开展长护险的情况下老年人的住院费用显著降低，那么就说明处理组老年人住院费用的降低并不是由长护险试点引起的。本文进行 500 次随机抽取并按照（2-1）式回归，得到长护险估计系数大小及其 P 值的分布，如图 3-3、图 3-4 和图 3-5 所示。图 3-3、图 3-4 和图 3-5 分别是对住院消费总额、住院报销费用和住院自付费用的估计系数。本文发现，无论是对住院消费总额、住院报销费用，还是住院自付费用，随机抽样的长护险估计系数绝大多数都高于基准回归结果，且分布多集中在 0 点附近，系数对应的 P 值也大多高于 0.1，因此可以判断由于其他不可观测因素导致上文回归结果的概率极小，即可以认为处理组地区老年人住院费用的下降是由当地开展的长护险政策引起的，本文的回归结果是稳健的。



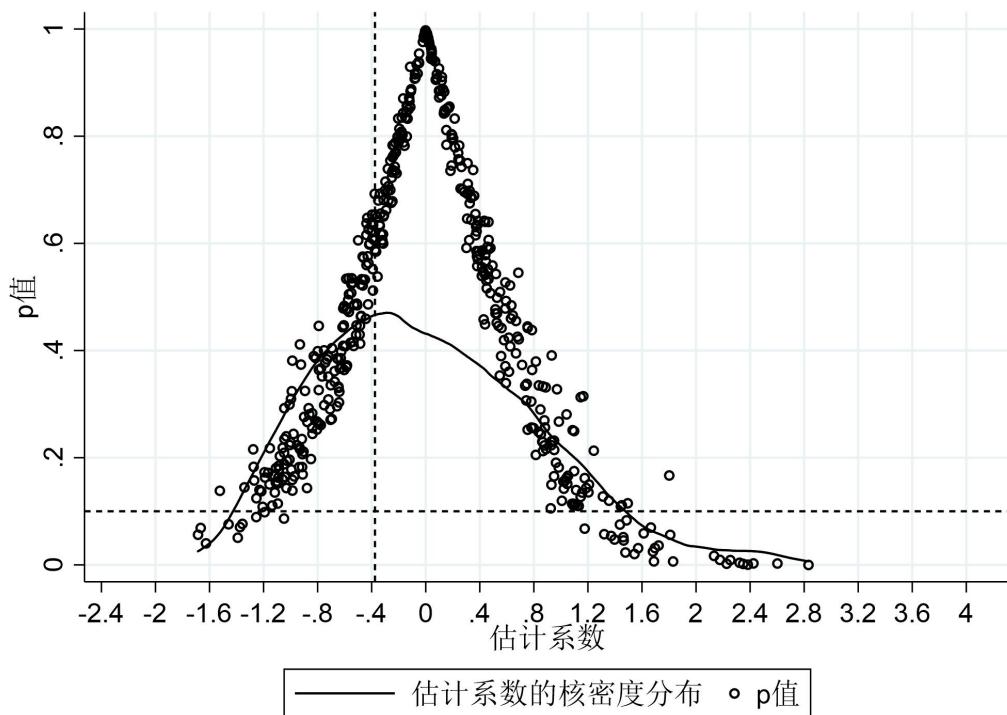


图 3-5 住院自付费用的安慰剂检验

四、调整缩尾

前文的分析中将因变量进行了 1% 的最大值缩尾处理后再进行对数处理，为进一步考察结果的稳健性，对因变量的缩尾范围进行调整，由 1% 提高至 2% 后再进行回归，结果见表 3-5。由表可知，在调整缩尾范围后，回归结果仍与前文的基准回归结果保持一致。

表 3-5 调整缩尾范围后的回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)
	住院消费总额	住院报销费用	住院自付费用
DID	-0.417** (0.204)	-0.356* (0.199)	-0.397** (0.165)
样本量	2016	2014	2016
控制变量	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制

注：***、**、*分别表示变量在 1%、5%、10% 统计水平上的显著性；括号内为标准误，聚类到个体层面

第四节 进一步讨论

一、异质性分析

前文实证结果基本支持了长护险试点对老年人住院费用的降低作用,但老年人对医疗服务的利用会受到身体健康状况、年龄、性别、婚姻状况、经济状况以及文化程度等因素的影响(张丽珍,1996;陈乐乐等,2017),从而在不同群体中表现出异质性。结合样本特征,本文在不同年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、家庭金融资产、慢性病数量状态下对比长护险对老年人住院消费总额影响的异质性。长护险对老年人住院消费总额影响的异质性回归结果见表3-6。

表3-6 长护险对住院消费总额异质性影响的实证结果

	年龄		性别	
	<70	≥70	男性	女性
DID	-0.109 (0.291)	-1.009*** (0.200)	-0.366 (0.272)	-0.401 (0.340)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1105	771	1118	758
	婚姻状况		受教育程度	
	已婚	其他	文盲	小学及以上
DID	-0.283 (0.234)	-1.019*** (0.272)	-0.281 (0.535)	-0.454** (0.219)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1566	310	340	1544
	家庭金融资产		慢性病	
	低于平均	高于平均	无慢性病	有慢性病
DID	-0.569** (0.222)	-0.055 (0.385)	-0.502*** (0.109)	-0.331 (0.415)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1345	533	731	1145

注:***、**、*分别表示变量在1%、5%、10%统计水平上的显著性;括号内为标准误,聚类到个

体层面

一是按照年龄分组进行的异质性分析结果。本文将原样本以 70 岁为界限，分为 60-69 岁和 70 岁及以上两组。如表 3-6 所示，长护险显著降低了 70 岁及以上老年人的住院消费总支出，但对于 60-69 岁人群无显著影响，验证了假设 2a。这种差异可能源于不同年龄群体的健康水平差异。有大量研究发现，老年人的失能概率和失能程度会随着年龄增大而增加 (Cubanski 等, 2005)。年龄每增加 10 年，身体功能状态下降的相对风险增加约 2.0 (Guralnik 等人, 1993)。Ishizaki 等 (2000) 针对日本老年人的一项研究发现，年龄大于等于 75 岁是基本日常活动能力 (BADL) 和工具性日常生活活动能力 (IADL) 下降的重要预测因素。类似的，杨明旭等 (2018) 通过对我国老年人失能水平的评估及影响因素研究发现，年龄的增长明显会提高失能风险。因此，长护险试点的开展对 70 岁及以上老年人的影响更大，他们从长护险中受益更多，导致他们住院费用的下降。

二是根据性别分组的异质性回归结果。结果显示，长护险试点的开展对男性老年人和女性老年人均无显著影响，说明这一影响不存在性别差异，验证了假设 3b。这可能是因为男性和女性在身体功能水平上并无太大差异，导致老年人受长护险影响的程度并不因性别而存在差异。Guralnik 和 Kaplan (1989) 的研究就发现性别并不能预测老年人的身体功能水平。类似的，Katz 等 (1983) 发现在 65 岁及以上的人群中，不同年龄组的男性和女性之间平均剩余无残疾年数的差异非常小，并没有反映在剩余无残疾年数方面的巨大差异。

三是根据婚姻状况分组的异质性回归结果。本文将处于在婚状态的老年人分为一组，将分居、离异、丧偶和从未结婚的老年人分为另一组。由表 3-6 可知，长护险试点显著降低了非在婚群体的住院费用，但对于在婚状态的老年人并无显著影响，验证了假设 4a。这可能是由两个原因导致的，一方面，处于在婚状态的老年人出现身体功能障碍，需要护理服务时，往往会由其配偶承担起护理责任。Byrne 等 (2009) 利用美国数据的研究发现，在接受非正式照顾的老年人中，63% 的人接受配偶的照顾。所以这一群体本身就较少因为无人护理而出现住院接受护理服务的现象，这就导致，长护险试点的开展对于在婚状态老年人的影响较小，而丧偶、离异和未婚的成年人更可能接受长期护理，接受护理时间更长 (Thomeer 等, 2016; Rice 等, 2009)。另一方面，处于非在婚状态的老年人失能风险可能相对更高 (杨旭明等, 2018)，健康状况较差，这使得这一群体受到长护险政策的影响更容易将原本的医疗需求转变为护理需求，导致他们的住院费用降低。

四是根据受教育程度分组的异质性回归结果。本文按照受教育程度将原样本分为了文盲组和非文盲组两组子样本。根据回归结果可以看出，长护险会显著降低非文盲组老年人的住院费用，而对文盲组老年人的影响不显著，验证了假设 5a。可能的原因是，由于经济水平和思想观念存在差异，非文盲组老年人更能接受长护险这一新事物，支付能力也更强，其从长护险中受益度较高，因此造成了住院费用下降。

五是根据家庭经济状况分组的异质性分析结果。本文将原样本按照低于家庭金融资产平均水平和高于家庭金融资产平均水平分为两组。回归结果表明，长护险会显著降低经济状况相对较差的老年人的住院费用，而对经济状况相对较好的老年人的影响不显著，验证了假设 6a。可能的原因是，与收入较高的老年人相比，收入较低的老年人身体功能更容易受损，失能风险相对更高 (Berkman 等, 1993; 杨旭明等, 2018)，健康水平更低。因此，低收入老年人更有可能通过护理服务替代医疗服务，从而降低其住院费用。

六是根据慢性病数量分组的异质性回归结果。本文按照有无慢性病将原样本分为两个子样本。回归结果显示，长护险会显著降低无慢性病老年人的住院费用，而对患有慢性病的老年人的影响虽是负向的但并不显著，验证了假设 7a。本文认为，这可能是因为患有慢性病的老年人是以治疗疾病为目的，对于医疗资源的需求是相对稳定的且持续的，是客观性需求，他们很难通过护理服务来替代医疗服务，因此，长护险对这一群体的住院费用的影响较弱。而无慢性病的老年人对医疗资源的需求相对更容易被护理需求所替代，导致这一类老年人的住院费用下降。

二、机制分析

实证分析结果支持了长护险对老年人住院费用的降低作用，长护险的实施通过何种因素影响老年人的住院费用，其中的作用机制是什么，对于这一问题的回答有助于我们更好地理解长护险与老年人住院费用之间的关系。在机制探索方面，已有研究主要从健康效应、替代效应等角度对长护险政策影响医疗利用服务及医疗费用的作用渠道进行了相关分析。基于已有研究成果、本文的研究结果和数据的可获得性，参考王贞和封进 (2021) 的研究，主要从替代效应和健康效应角度去探索长护险试点政策对老年人住院费用的影响。

(一) 替代效应

理论上，长护险通过对居家或机构护理的补贴，使得原本在医院中接受护理的老年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，替代效应可能会表现为老年人的住院次数下降。因此，本文由问卷中“过去一年，您接受过几次住院治疗”得到“住院次数”变量，进行回归分析。如表 3-7 模型 (1) 结果所示，在对所有控制变量进行控制后，长护险在 5% 的水平上显著降低了老年人住院次数。具体来看，与控制组老年人相比，处理组老年人住院次数下降了约 0.11 次，这一结果为替代效应的存在提供了间接的证据。实证结果表明长护险通过替代效应，减少了老年人住院次数，进而降低了老年人住院费用，减轻了医疗负担，验证了假设 8。类似的，Gaughan 等 (2015) 的一项针对英国的研究发现，长期护理与住院医疗服务之间存在替代关系，护理机构床位的增加会使得延迟出院的现象减少。Gade 等 (2008)、Hyun 等 (2014) 学者也发现了类似的长护险对医疗费用的替代效应。

表 3-7 住院费用影响机制实证结果

变量名	(1)	(2)	(3)
	住院次数	自评健康	总收入
DID	-0.113** (0.057)	0.506*** (0.195)	-0.262 (0.245)
年龄	0.008*** (0.002)	-0.002 (0.007)	0.012* (0.007)
性别	0.041 (0.031)	-0.081 (0.095)	0.082 (0.094)
婚姻状况	0.088** (0.041)	-0.044 (0.127)	0.030 (0.136)
受教育程度	0.003 (0.019)	-0.069 (0.054)	0.216*** (0.053)
家庭金融资产	0.007 (0.006)	0.029* (0.017)	
自评健康	-0.172*** (0.020)		0.066 (0.047)
慢性病数量	0.151*** (0.024)	-0.813*** (0.065)	-0.002 (0.069)
身体功能障碍	0.153*** (0.056)	-1.137*** (0.142)	-0.223 (0.158)
样本量	2220	2221	2223
年份效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制

注: ***、**、*分别表示变量在 1%、5%、10%统计水平上的显著性; 括号内为标准误, 聚类到个体层面

(二) 健康效应

根据以往研究以及数据的可得性, 本文将自评健康作为其健康水平的代理变量, 检验长护险是否提升了老年人健康水平。若健康效应存在, 那么可以观察到长护险政策显著提升老年人的自评健康水平。如表 3-7 模型 (2) 的分析结果所示, 与控制组老年人相比, 处理组老年人的自评健康水平更高, 且在 1% 的水平上显著。类似的, Rice 等 (2009) 通过对美国国家长期护理相关政策的研究发现, 长期护理可以改善日常生活活动能力 (ADL) 和工具性日常生活活动能力 (IADL), 减少未满足的需求。而自评健康是其对自身的健康状况的直接评估, 会直接影响医疗费用。郝爱华等 (2021) 利用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据的研究发现, 自评健康状况显著影响中国老年人的医疗服务利用, 自评健康状况差者的门诊服务利用率和住院服务利用率

均显著高于自评健康状况好者。马超等（2019）针对青岛市中老年人的研究得出了与本文相似的结论，长护险降低了中老年人的医疗费用，并且长护险能够提升他们的健康水平。因此，我们可以根据该实证结果推断，长护险试点显著提高了老年人的健康水平，从而降低了他们的住院医疗支出，验证了假设 9。

以上实证研究发现，长护险对老年人住院医疗具有替代效应和健康效应，这与国内学者荆涛和邢慧霞（2022）、王贞和封进（2021）的研究结果一致。

根据前文理论分析，长护险对于老年人住院费用的影响不仅受到替代效应和健康效应的影响，还受到收入效应和知识效应的影响，最终结果取决于正负两种效应相互抵消后的总效应。以下根据收入效应与知识效应做简要的分析。

（三）收入效应

如表 3-7 模型（3）结果所示，使用个人总收入衡量收入水平并对收入进行回归分析，从而测量收入效应。回归结果显示，长护险对于收入的影响并不显著。即分析结果表明长护险并未显著提高收入水平，从而增加医疗需求和提高住院费用，换言之，并未观察到收入效应。

（四）知识效应

知识效应需要通过个人健康知识水平进行分析，由于数据库中难以找到恰当变量测量个人健康知识储备，因此无法进行回归分析。个人的健康知识储备主要受到生活环境、经济水平和文化水平等因素的影响，长护险的宣传对于个人健康知识水平的提升作用可能较为有限。因此，长护险通过提升个人健康知识水平而使老年人医疗支出增长的作用较小。

综上，长护险通过收入效应与知识效应对老年人住院费用的正向影响并不足以抵消替代效应和健康效应带来的负向影响，使得长护险对老年人住院费用的总效应为负。

第五节 对比分析

除长护险对住院费用的影响研究外，众多学者还围绕长护险对门诊医疗费用的影响展开了研究（高旭瑶和乐章，2022；荆涛和邢慧霞，2022；马超等，2019）。为继续探讨长护险与门诊医疗费用之间的关系，本文进行了进一步的对比分析。对比分析部分的被解释变量包括三个方面：门诊消费总额、门诊报销费用、门诊自付费用。门诊消费总额由 CHARLS 问卷中“您过去一个月去门诊看病的总费用大概是多少？包括自付和报销部分的总费用”得到。门诊自付费用由问卷中“其中，自己花了多少钱？”得到。门诊自付费用为个人自付加个人自费。个人自付指自付一加自付二。其中，自付一是可计入医保报销的药品、项目等在医保报销范围内扣除按比例报销部分后个人应负担的金额，自付二是只有部分纳入医疗保险范围内的药品、项目、耗材的不可报销部分。个人自费是指医保不报销的药品和项目的费用，由参保人完全自费。由于各地门诊报销政策存在较大差异，因此门诊报销费用也有一定差别。此处的门诊报销费

用是由门诊消费总额减去门诊自付费用得到。同样的，考虑到“门诊消费总额”“门诊报销费用”和“门诊自付费用”可能存在异常值，会对研究结果产生干扰，本文将这三个被解释变量进行了1%的最大值缩尾处理后再进行对数处理。

表 3-8 对比分析双重差分回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)
	门诊消费总额	门诊报销费用	门诊自付费用
DID	-0.281** (0.144)	-0.133 (0.092)	-0.251** (0.127)
年龄	-0.003 (0.007)	0.003 (0.005)	-0.005 (0.007)
性别	-0.023 (0.099)	-0.018 (0.068)	-0.038 (0.088)
婚姻状况	-0.078 (0.128)	-0.033 (0.086)	-0.054 (0.114)
受教育程度	0.140*** (0.054)	0.125*** (0.035)	0.096** (0.048)
家庭金融资产	0.005 (0.020)	0.022 (0.014)	0.001 (0.0180)
自评健康	-0.287*** (0.059)	-0.095** (0.039)	-0.266*** (0.053)
慢性病数量	0.185*** (0.068)	0.112** (0.044)	0.160*** (0.062)
身体功能障碍	0.067 (0.146)	0.075 (0.091)	0.064 (0.136)
样本量	1949	1946	1947
年份效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制

注：***、**、*分别表示变量在1%、5%、10%统计水平上的显著性；括号内为标准误，聚类到个体层面

表3-8展示了分别以门诊消费总额、门诊报销费用和门诊自付费用作为因变量的DID模型回归结果。由于我们对所有门诊费用都进行了对数处理，因此回归系数的含义变为百分数。由表3-8可知，长护险政策对门诊消费总额和门诊自付费用均有显著的负向影响，且在5%的水平上显著，但对于门诊报销费用并无显著影响。其中，处理组老年人的门诊消费总额比控制组下降了28.1%，门诊自付费用下降了25.1%。这一实证结果初步说明了长护险试点的实施不仅减少了老年人住院费用，对门诊费用同样具有降低作用，并且与门诊自付费用相比，门诊消费总额的下降幅度更大。马超等

(2019)在分析长护险试点的实施对于青岛市中老年人医疗费用的影响中发现了类似的结论，长护险的实施使得中老年居民的门诊费用平均每月减少 211 元。高旭瑶和乐章 (2022) 同样发现，长护险试点对中老年人的门诊费用支出有显著的负向影响，试点地区中老年人的门诊费用约减少了 139%。

个体的人口学特征对老年人门诊费用并无显著影响，而社会经济地位及健康状况层面的因素会影响老年人的门诊费用。在个体的社会经济地位方面，受教育程度越高，老年人的门诊费用越高。家庭金融资产对门诊费用影响的系数为正，但并不显著。在样本的健康状况层面，自评健康和慢性病数量会影响老年人的门诊费用。自评健康越好，门诊费用越低；慢性病数量越多，门诊费用越高。

通过对比分析，本文发现长护险试点政策不仅对老年人的住院费用支出具有一定减少作用，还会减少他们的门诊费用支出。荆涛和邢慧霞 (2022) 的研究认为长护险政策通过健康效应，减少了居民门诊次数，从而降低了人均门诊费用。由于本文主要聚焦于长护险政策对住院费用的影响，在此不再对长护险政策与门诊费用之间的关系做更加深入的研究。

第四章 研究结论与政策建议

第一节 研究结论

截至七普数据显示，我国 60 岁及以上人口达到 2.64 亿人，占总人口 18.7%，我国当前人口老龄化形势愈加严峻，同时伴随着预期寿命延长、失能人口增加等现象。在老年人护理需求不断增加的背景之下，护理服务供给却严重不足，家庭的护理费用压力较大。此外，老年人口医疗费用也在不断增长，给我国医保基金带来了一定压力。我国为了应对人口老龄化、失能人口增加、医疗费用和护理费用增长等问题，逐步探索建立长期护理保险制度。那么，对长期护理保险的开展是否会影响个体的医疗服务利用及费用这一问题的回答，能够明晰长期护理保险对老年人医疗总费用和医保基金的影响。因此，本文主要讨论了长期护理保险对老年人住院消费总额、住院自付费用和住院报销费用的影响。基于数据的可获得性与我国长期护理保险试点开展的现状，选取 2011、2013、2015 和 2018 年四期中国养老与健康追踪调查数据，利用多期双重差分模型推断长期护理保险对老年人住院费用的政策效应，并采用平行趋势检验、安慰剂检验、倾向得分双重差分模型提供稳健性支持，并进一步分析了不同群体间的异质性和可能的内在机制，最终还使用门诊费用总额、门诊报销费用和门诊自付费用进行对比分析。主要结论如下：

第一，实施长期护理保险试点无论是对住院消费总额、住院报销费用还是住院自付费用均有显著的负向影响，都出现了不同程度的下降。基于倾向得分双重差分方法（PSM-DID）的稳健性检验、构建虚拟处理组的安慰剂检验、调整缩尾的稳健性检验均支持了长护险对老年人住院费用的负向影响这一结果。

第二，长期护理保险尤其显著降低了 70 岁及以上、非在婚状态、非文盲、低收入、无慢性病老年人的住院消费总额，而并未发现长护险对老年人住院费用的性别差异。

第三，本文通过机制研究发现，长期护理保险对老年人住院费用的负向影响，是通过替代效应和健康效应而实现。基于替代效应，长期护理保险的开展提高了护理服务的可及性，使得患者从医院转移到机构或者家中接受护理，住院次数减少，从而降低住院费用；基于健康效应，长期护理保险带来的护理服务使用的增加，显著提升了老年人的身体健康状况，从而减少了住院医疗费用的支出。

第四，本文通过门诊费用的对比分析发现，长期护理保险政策对门诊消费总额和门诊自付费用均有显著的负向影响，且在 5% 的水平上显著，但对于门诊报销费用并无显著影响，并且与门诊自付费用相比，门诊消费总额的下降幅度更大。

第二节 政策建议

基于实证研究结果，本文提出如下政策建议：

一、逐步扩大长护险的保障范围

参考国际经验并结合本国国情，全面开展长期护理保险、完善长期护理保障体系是十分有必要的。党的十九届五中全会在关于制定“十四五”规划和2035年远景目标纲要的建议中也再次强调要稳步建立长期护理保险制度。2020年国家医保局同财政部印发《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》，强调要逐步扩大参保对象范围，调整保障范围。从个体层面来看，根据本文的研究结论，长护险可以在一定程度上提升老年人健康状况、减少老年人住院费用。从国家层面来看，长期护理保险的开展主要利于缓解护理需求无法满足和老年人医疗费用上涨的问题。未来我国应在当前49个试点城市的基础上继续增加试点城市数量，扩大参保范围。此外，目前多数试点城市的长护险参保对象为城镇职工基本医疗保险参保人，少数试点城市将覆盖范围扩大至了城乡居民医疗保险参保人。未来各试点城市应逐步扩大长护险参保范围，从职工医保参保人到城乡居民参保人，最终实现全覆盖。从待遇申请条件来看，大部分试点城市的长护险服务对象为重度失能人群，缺少对于中度失能人群的关注。未来有条件的城市也应逐步探索深入，将中度失能人群、失智人群也纳入保障范围。根据本文的异质性研究结论，还要重点关注高龄、丧偶、低收入老年群体，以缓解他们的医疗费用压力。在逐步推广长期护理保险的过程中，我们应当深入分析当前已有试点城市的政策效果，并同时注重长期护理保险的成本收益分析，避免给地方财政或医保基金带来过大压力，保障我国长期护理保险的健康可持续发展。此外，要避免盲目开展或扩大长护险参保范围，需在综合考虑经济发展水平、资金筹集能力和保障需要等因素后，再制定“本土化”政策，尽量发挥出长期护理保险的最大作用。

二、逐步开展老年失能预防工作

若要从根本上减轻个体的医疗费用负担，就要重视失能预防工作。由于失能老人问题越来越严峻，仅解决现存失能老人的护理问题远远不够，还要提前采取措施，预防和延缓失能失智状态的发生，提升老年人的健康水平，从根本上减少老年人医疗费用支出，减轻老年人负担。一是可以建立失能失智预防基金。我国可以通过财政拨款、社会捐赠和福利彩票收入划转等多种渠道筹集失能失智预防基金，专门用于失能失智预防工作。青岛市已经建立了专门的失能失智预防保障基金，并按小于等于1%的比例分别从两个长期护理保险资金账户中提取，同时还接受团体和个人的捐款，我们可以从中吸取经验推广至全国。二是进行失能失智预防宣传。可以派出医疗工作者或招募志愿者进入社区和家庭进行失能失智预防知识的宣传、在政府部门网站上开通失能失智风险评估，自动对高风险人群做出提示预警及生活建议等。这些宣传工作可以促

使民众在以后的生活中关注自身健康状态，帮助他们采取各种预防措施，降低失能失智风险。三是为轻度失能失智人员提供服务。我国长期护理保险目前缺乏对于轻度失能人员的关注，不利于失能失智预防工作的开展。我国日后应该进一步关注轻度失能失智人群，专门为这一人群提供相应的预防护理工作，例如开展较为简单的健康饮食指导、洗衣打扫服务、陪伴去医院服务等，降低日后的失能失智风险。从根源上的预防可以更加有效地降低护理费用和医疗费用的支出。

三、提升长护险的基础医疗作用

从护理人员角度来看，目前，我国具有专业资质的护理人员十分缺乏，2020年，我国每千人口拥有的注册护士数仅为3.34。这就导致我国的长期护理服务大部分局限于对日常生活的照料，而提供基础医疗服务的功能却很弱。基本医疗服务的需求得不到满足，就使得患者转向医疗机构寻求专业医疗服务，在一定程度上造成了医疗资源的浪费和医疗费用的增加。因此，未来我国应该培养更多专业的护理人员，提升我国长期护理服务的基础医疗作用，从而减少患者对专业医疗服务的使用，降低医疗支出。一方面，我国可以逐步在中等职业学校、普通高等学校职业学校和普通高等本科学校中设立老年护理、康复治疗、老年辅具应用和护理服务管理等专业，加强护理服务人才培养，提高护理人员素质。但是，王晴晴等（2017）发现护理专业毕业生会因工作压力大、专业匹配度低、人际关系复杂和学习深造机会少等原因不愿从事老年人护理工作。因此，还要对校内的护理专业学生开展实践技能培训和职业发展规划，减少学生顾虑。还可以由人力资源社会保障部门和卫生健康部门等联合设立专业护理人员选拔评定系统，通过集中培训学习、公开考试和等级评定等形式选拔出合格的护理人员。另一方面要提升护理人员的薪资待遇。由于护理对象的生活依赖性强，护理人员的工作非常辛苦，但收入却较低，付出与收入不成正比，再加上民众对这一工作的不理解与不尊重，导致很少有年轻人或具备专业知识的人从事护理工作。因此，我们有必要逐步提升护理人员薪酬待遇，工作表现良好或工作任务完成数量多者可以适当给予奖励，以此吸引更多优秀的人加入护理行业中来。

从护理机构的角度来看，目前多数试点城市由养老机构提供护理服务，医疗机构的参与不足。未来应鼓励更多医院、社区卫生服务中心申请为定点照护服务机构，提升长护险的医疗服务水平。随着护理人员数量的增加，护理人员素质的提高和更多医疗机构的加入，我国就能提供更多高质量的护理服务，从而为我国长期护理保险的发展奠定坚实的基础，对医疗服务产生更强的替代效应与健康效应，从而更大幅度地减少医疗费用。

参考文献

- [1] 鲍萍,胡志.16162 例老年人住院医疗费用分析[J].中国卫生统计,2008(01):97-98.
- [2] 边洁英.我国农村开展长期护理保险探索[J].中国市场,2011(01):14-16.
- [3] 曾雁冰,欧龙,方亚.中国老年人健康需求影响因素——基于医疗费用视角的分析[J].中国老年学杂志,2015,35(23):6897-6900.
- [4] 曾雁冰,欧龙,杨天娇,等.医疗保险对中国老年人医疗费用的影响——基于 CLHLS 数据的实证分析[J].中国老年学杂志,2017,37(03):710-713.
- [5] 曾雁冰,袁志鹏,方亚.中国老年人就医行为及其影响因素研究[J].中国卫生统计,2020,37(02):199-205.
- [6] 陈乐乐,曾雁冰,方亚.基于四部模型法的老年人医疗服务需求及利用影响因素研究[J].卫生经济研究,2017(12):52-56.
- [7] 陈丽强,宁满秀.非正式照料对老年人医疗费用支出的影响及政策建议[J].中国卫生政策研究,2016,9(06):56-61.
- [8] 陈培榕,吴拉,朱丽莎.老年人医疗服务利用及其影响因素分析——基于中国健康与养老追踪调查的数据[J].中国社会医学杂志,2015,32(02):153-155.
- [9] 戴卫东.解析德国、日本长期护理保险制度的差异[J].东北亚论坛,2007(01):39-44.
- [10] 戴卫东.长期护理保险:中国养老保障的理性选择[J].人口学刊,2016,38(02):72-81.
- [11] 封进,秦蓓.中国农村医疗消费行为变化及其政策含义[J].世界经济文汇,2006(01):75-88.
- [12] 封进,余央央,楼平易.医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角[J].中国社会科学,2015(03):85-103+207.
- [13] 高梦滔,姚洋.性别、生命周期与家庭内部健康投资——中国农户就诊的经验证据[J].经济研究,2004(07):115-125.
- [14] 高旭瑶,乐章.我国长期护理保险对中老年人医疗费用支出的影响研究——基于中国健康与养老追踪调查数据[J].新疆农垦经济,2022(02):38-46.
- [15] 弓宪文,王勇,李廷玉.信息不对称下医患关系博弈分析[J].重庆大学学报(自然科学版),2004(04):126-129.
- [16] 顾卫兵,张东刚.城乡居民收入与医疗保健支出关系的实证分析[J].消费经济,2008(01):43-46.
- [17] 郭永松,马伟宁.论医疗保险中的道德风险及对策[J].中国医学伦理学,2004(02):40-41.
- [18] 韩晓丹,金新政.武汉市城区老年人就医行为及影响因素分析[J].医学与社会,2016,29(09):56-59.
- [19] 韩雪梅,王增福.城市居民医疗保健消费的省际差异及影响因素分析[J].甘肃社会

科学,2015(02):183-186.

[20] 韩振燕,梁誉.关于构建我国老年长期护理保险制度的研究——必要性、经验、效应、设想[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2012,14(03):38-42+126-127.

[21] 郝爱华,陈楚天,郎玲玲,等.老年人自评健康与卫生服务利用的关系研究[J].中国全科医学,2021,24(07):818-823.

[22] 郝项超,梁琪,李政.融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析[J].经济研究,2018,53(06):127-141.

[23] 何平平.协整分析与误差修正模型——经济增长、人口老龄化与我国医疗费用增长的实证研究[J].工业技术经济,2006(01):122-124+135.

[24] 何莎莎,危莉,冯占春.均等化目标下我国农村老年人利用基本公共卫生服务的影响因素分析[J].中国卫生经济,2012,31(08):42-44.

[25] 侯文,任苒.中国卫生总费用与 GDP 协整和引导关系的实证分析[J].辽宁师范大学学报(自然科学版),2008(01):12-14.

[26] 侯艳杰,王瑜,颜诗源,等.长期护理保险对中老年人医疗服务利用,医疗负担及健康的影响——基于双重差分法的实证研究[J].中国卫生政策研究,2021, 14(9):35-40.

[27] 胡宏伟,李延宇,张澜.中国老年长期护理服务需求评估与预测[J].中国人口科学,2015 (3): 79-89.

[28] 胡宏伟,张小燕,郭牧琦.老年人医疗保健支出水平及其影响因素分析——慢性病高发背景下的老年人医疗保健制度改革[J].人口与经济,2012(01):97-104.

[29] 黄枫,甘犁.过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析[J].经济研究,2010,45(06):105-119.

[30] 黄结平,赵郁馨,万泉,等.中国医疗市场需求分析与短期预测[J].卫生经济研究,2004(07):3-6.

[31] 蒋露露,曹乾,范涛,等.中国城乡居民医疗消费行为实证研究[J].中国全科医学,2012,15(01):74-76.

[32] 解垩.与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究 [J].经济研究,2009,44(02):92-105.

[33] 荆涛,谢远涛.我国长期护理保险制度运行模式的微观分析 [J].保险研究,2014(05):60-66.

[34] 荆涛,邢慧霞.长期护理保险政策对医疗负担的影响研究[J].保险职业学院学报,2022,36(01):5-13.

[35] 荆涛,张一帆.我国农村地区实施长期护理保险的可行性分析 [J].学术探索,2015(07):89-94.

[36] 赖国毅.医疗保障与老年医疗消费的实证分析[J].社会保障研究,2012(06):46-57.

[37] 黎楚湘,吴擢春,徐玲,等.我国不同性别患者医疗费用支出的差异[J].中国卫生经

济,2006(02):46-48.

[38] 李相荣,汤榕,张晨曦,等.我国卫生总费用影响因素分析[J].卫生软科学,2018,32(01):50-53+58.

[39] 梁琳.我国基本医疗保险对老年人医疗服务需求保障探讨——基于老年人年龄、城乡、性别差异的角度[J].岭南学刊,2017(05):91-99.

[40] 梁维萍,郑建中,韩颖,等.农村居民收入与医疗服务需求及其弹性研究[J].中国农村卫生事业管理,2005(10):15-17.

[41] 林俊荣.基本医疗保险中的道德风险及其控制[J].辽宁工程技术大学学报(社会科学版),2006(04):400-402.

[42] 林相森,舒元.我国居民医疗支出影响因素的实证分析[J].南方经济,2007(06):22-30.

[43] 林毓铭,肖丽莹.中国老年人医疗支出影响因素——基于安德森模型[J].中国老年学杂志,2019,39(06):1479-1482.

[44] 刘二鹏,张奇林,冯艳.慢性病的老年贫困风险:理论机制与实证检验[J].保险研究,2020(11):63-78.

[45] 刘国恩,蔡春光,李林.中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析[J].经济研究,2011,46(03):95-107+118.

[46] 刘慧侠,赵守国.我国政府介入医疗保险的政策研究[J].中国软科学,2004(11):15-22.

[47] 刘明霞,仇春涓.医疗保险对老年人群住院行为及负担的绩效评价——基于中国健康与养老追踪调查的实证[J].保险研究,2014(09):58-70.

[48] 鲁於,杨翠迎.我国长期护理保险制度构建研究回顾与评述[J].社会保障研究,2016(04):98-105.

[49] 罗楚亮.城镇居民健康差异与医疗支出行为[J].财经研究,2008(10):63-75.

[50] 吕国营,韩丽.中国长期护理保险的制度选择[J].财政研究,2014(08):69-71.

[51] 吕国营,周万里,王超群.人口老龄化、临近死亡时间与医疗费用支出——基于中国老年人健康影响因素跟踪调查的实证分析[J].中国卫生政策研究,2020,13(05):1-9.

[52] 马爱霞,许扬扬.我国老年人医疗卫生支出影响因素研究[J].中国卫生政策研究,2015,8(07):68-73.

[53] 马超,俞沁雯,宋泽,等.长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗[J].中国工业经济,2019(12):42-59.

[54] 马宁宁,李勇.我国老年人医疗卫生费用支出影响因素实证分析[J].中国药物评价,2016,33(03):188-192.

[55] 宁满秀,潘丹.新型农村合作医疗对农户医疗服务利用平等性影响的实证研究——基于CHNS的数据分析[J].东南学术,2011(02):64-71.

[56] 申志伟,蒋远胜.西部农村居民健康及其家庭医疗支出的决定因素——基于四川

和陕西的农户调查[J].农业技术经济,2008(03):58-64.

[57] 师小勤.构建长期护理保险制度的可行性分析——以郑州市为例[J].经济师,2021(06):239-241.

[58] 史文璧,黄丞.道德风险与医疗保险风险控制[J].经济问题探索,2005(02):60-63.

[59] 宋璐,李树苗.代际交换对中国农村老年人健康状况的影响:基于性别差异的纵向研究[J].妇女研究论丛,2006(04):14-20+46.

[60] 宋璐,左冬梅.农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异:以巢湖地区为例[J].中国农村经济,2010(05):74-85.

[61] 孙健,舒彬孜,申曙光.我国农村居民医疗需求影响因素研究[J].农业技术经济,2009(03):60-66.

[62] 孙文凯,王乙杰.父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察[J].经济学(季刊),2016,15(03):963-988.

[63] 孙晓锦,王瑛.长期护理保险制度构建的必要性及可行性分析[J].劳动保障世界,2015(30):16-19.

[64] 孙志萍.长期护理保险与基本医疗保险的混同与分割——以德国为镜鉴[J/OL].大连理工大学学报(社会科学版):1-11[2023-05-22].

[65] 王超群.老龄化是卫生费用增长的决定性因素吗?[J].人口与经济,2014(03):23-30.

[66] 王金营,李天然.中国老年失能年龄模式及未来失能人口预测[J].人口学刊,2020,42(05):57-72.

[67] 王培安.积极构建中国特色长期护理保险制度[J].中国社会工作,2019(23):14.

[68] 王晴晴,王妍,徐永芳,等.老年护理专业毕业生养老机构工作真实体验的研究[J].中国护理管理,2017,17(11): 1482-1485.

[69] 王晓峰,冯园园.人口老龄化对医疗卫生服务利用及医疗卫生费用的影响——基于CHARLS面板数据的研究[J].人口与发展,2022,28(02):34-47.

[70] 王晓亚,黄德海,卜鹏滨.医疗保险的双重效应与居民医疗支出:作用机理及实证检验[J].当代经济科学,2018,40(05):1-11+124.

[71] 王新军,郑超.医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J].财经研究,2014,40(12):65-75.

[72] 王贞,封进.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[J].经济学(季刊),2021,21(02):557-576.

[73] 魏宁,周绿林.健康资本对我国中老年人医疗服务利用影响研究[J].西北人口,2016,37(01):112-116.

[74] 魏宁,周绿林.老龄化、临近死亡与医疗支出[J].中国卫生经济,2017,36(11):8-10.

[75] 魏宁,周绿林.老龄化与医疗费用支出:基于“临近死亡”效应的分析[J].中国卫生经济,2016,35(10):51-53.

[76] 辛英,王慧慧,吴明.北京市城区老年人口医疗费用支付能力研究[J].中国卫生经

济,2005(10):34-37.

[77] 闫萍,李传祥.中国老年人医疗费用的负担水平及变化趋势[J].中国老年学杂志,2013,33(16):3935-3939.

[78] 闫紫菊,乐章.老年人医疗费用支出及其影响因素——基于样本选择分位数回归的实证分析[J].新疆农垦经济,2021(10):48-57.

[79] 严翻,孙玉凤,徐宁,张亚军,朱梦洁,马国栋.我国长期护理保险制度建设的必要性及试点实践与思考[J].卫生软科学,2019,33(05):71-74.

[80] 杨灵语,方匡南,郭锴鸣.大笔医疗支出下的家庭消费缩减策略——基于厦门市的调查分析[J].调研世界,2013(06):22-25.

[81] 杨明旭,鲁蓓,米红.中国老年人失能率变化趋势及其影响因素研究——基于2000,2006和2010 SSAPUR 数据的实证分析[J].人口与发展,2018,24(04):97-106.

[82] 杨娜,王永梅.我国慢性病老年人医疗支出影响因素及群体差异研究[J].老龄科学研究,2022,10(06):26-41.

[83] 姚瑶,刘斌,刘国恩,等.医疗保险、户籍制度与医疗服务利用——基于CHARLS 数据的实证分析[J].保险研究,2014(06):105-116.

[84] 叶春辉,封进,王晓润.收入、受教育水平和医疗消费:基于农户微观数据的分析[J].中国农村经济,2008(08):16-24.

[85] 尹希果,陈刚,程世骑.中国金融发展与城乡收入差距关系的再检验——基于面板单位根和 VAR 模型的估计[J].当代经济科学,2007(01):15-24+124.

[86] 余央央, 封进. 家庭照料对老年人医疗服务利用的影响[J]. 经济学 (季刊), 2018, 17(3): 923-948.

[87] 张侃,冯宗宪.职工基本医疗保险住院医疗费用的影响因素与控制研究[J].统计研究,2004(05):53-57.

[88] 张丽珍.老年人利用医疗服务的影响因素分析[J].人口研究,1996(02):70-73.

[89] 张文娟, 魏蒙. 中国老年人的失能水平到底有多高?[J]. 人口研究, 2015, 39(3): 34.

[90] 张文娟,魏蒙.中国老年人的失能水平和时间估计——基于合并数据的分析[J].人口研究,2015,39(05):3-14.

[91] 张懿祯,杨仕鹏.医疗保险促进了农村老年人医疗服务利用吗? ——基于倾向得分匹配的实证分析[J].统计与管理,2020,35(05):78-83.

[92] 赵曼, 韩丽. 长期护理保险制度的选择:一个研究综述 [J]. 中国人口科学,2015(01):97-105+128.

[93] 赵曼,吕国营.关于中国医疗保障制度改革的基本建议 [J].中国行政管理,2007(07):17-20.

[94] 赵郁馨,高广颖,杜乐勋.中国卫生总费用发展变化趋势及其影响因素[J].卫生经济研究,2000(01):7-9.

[95] 郑秉文.信息不对称与医疗保险[J].经济社会体制比较,2002(06):8-15.

[96] 郑莉莉.医疗保险改变了居民的就医行为吗?——来自我国 CHNS 的证据[J].财政研究,2017(02):84-97.

[97] 中国卫生总费用课题组.中国卫生总费用影响因素的计量经济学分析[J].中国卫生经济,1996(12):27-28.

[98] 周坚,韦一晨,丁龙华.老年长期护理制度模式的国际比较及其启示[J].社会保障研究,2018(03):92-101.

[99] 朱海龙.老年社会下我国医保基金风险问题研究 [J].甘肃社会科学,2017(05):191-195.

[100] 朱铭来,贾清显.我国老年长期护理需求测算及保障模式选择[J].中国卫生政策研究,2009,2(07):32-38.

[101] Abegunde D O, Stanciole A E. The economic impact of chronic diseases: how do households respond to shocks? Evidence from Russia[J]. Social science & medicine, 2008, 66(11): 2296-2307.

[102] Akin J S, Guilkey D K, Hutchinson P L, et al. Price elasticities of demand for curative health care with control for sample selectivity on endogenous illness: an analysis for Sri Lanka[J]. Health economics, 1998, 7(06): 509-531.

[103] Andersen R M. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?[J]. Journal of health and social behavior, 1995,36(01): 1-10.

[104] Ariizumi H. Effect of public long-term care insurance on consumption, medical care demand, and welfare[J]. Journal of health economics, 2008, 27(06): 1423-1435.

[105] Bailey M J, Goodman-Bacon A. The War on Poverty's experiment in public medicine: Community health centers and the mortality of older Americans[J]. American Economic Review, 2015, 105(03): 1067-1104.

[106] Bakx P, Wouterse B, Van Doorslaer E, et al. Better off at home? Effects of a nursing home admission on costs, hospitalizations and survival[J]. Journal of Health Economics, 2018, 73:102354.

[107] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(05): 1637-1667.

[108] Berkman L F, Seeman T E, Albert M, et al. High, usual and impaired functioning in community-dwelling older men and women: findings from the MacArthur Foundation Research Network on Successful Aging[J]. Journal of clinical epidemiology, 1993, 46(10): 1129-1140.

[109] Böckerman P, Ilmakunnas P. Unemployment and self - assessed health: evidence from panel data[J]. Health economics, 2009, 18(02): 161-179.

[110] Bolin K, Lindgren B, Lundborg P. Informal and formal care among single - living

elderly in Europe[J]. *Health economics*, 2008, 17(03): 393-409.

[111] Bonsang E. Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe?[J]. *Journal of health economics*, 2009, 28(01): 143-154.

[112] Briscoe M E. Why do people go to the doctor? Sex differences in the correlates of GP consultation[J]. *Social science & medicine*, 1987, 25(05): 507-513.

[113] Byrne D, Goeree M S, Hiedemann B, et al. Formal home health care, informal care, and family decision making[J]. *International Economic Review*, 2009, 50(04): 1205-1242.

[114] Byrne D, Goeree M S, Hiedemann B, et al. Formal home health care, informal care, and family decision making[J]. *International Economic Review*, 2009, 50(04): 1205-1242.

[115] Chiappori P A, Durand F, Geoffard P Y. Moral hazard and the demand for physician services: first lessons from a French natural experiment[J]. *European economic review*, 1998, 42(03-05): 499-511

[116] Choi J W, Park E C, Lee S G, et al. Does long - term care insurance reduce the burden of medical costs? A retrospective elderly cohort study[J]. *Geriatrics & gerontology international*, 2018, 18(12): 1641-1646.

[117] Cho Y M, Kwon S. Effects of public long-term care insurance on the medical service use by older people in South Korea[J]. *Health Economics, Policy and Law*, 2023, 18(2): 154-171.

[118] Christianson J B. The evaluation of the National Long Term Care Demonstration. 6. The effect of channeling on informal caregiving[J]. *Health services research*, 1988, 23(01): 99-117.

[119] Condelius A, Edberg A K, Hallberg I R, et al. Utilization of medical healthcare among people receiving long - term care at home or in special accommodation[J]. *Scandinavian journal of caring sciences*, 2010, 24(02): 404-413.

[120] Costa-Font J, Jimenez-Martin S, Vilaplana C. Does long-term care subsidization reduce hospital admissions and utilization?[J]. *Journal of health economics*, 2018, 58: 43-66.

[121] Crawford R, Stoye G, Zaranko B. Long-term care spending and hospital use among the older population in England[J]. *Journal of Health Economics*, 2021, 78: 1-41.

[122] Datta B K, Husain M J, Husain M M, et al. Noncommunicable disease-attributable medical expenditures, household financial stress and impoverishment in Bangladesh[J]. *SSM-population health*, 2018, 6: 252-258.

[123] Deng X, Liao J, Peng R, et al. The impact of long-term care insurance on medical utilization and expenditures: Evidence from Jingmen, China[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19(19): 12275.

[124] Dittrich L, Stara D. The impact of aging population on the rise of the health care

cost in the Czech Republic[J]. International Advances in Economic Research, 2013, 19(01): 11-17.

[125] Dostie B, Léger P T. The living arrangement dynamics of sick, elderly individuals[J]. Journal of Human Resources, 2005, 40(04): 989-1014.

[126] Ellencweig A Y, Stark A J, Pagliccia N, et al. The effect of admission to long term care program on utilization of health services by the elderly in British Columbia[J]. European Journal of Epidemiology, 1990, 6(02): 175-183.

[127] Ellis R P, Fiebig D G, Johar M, et al. Explaining health care expenditure variation: Large - sample evidence using linked survey and health administrative data[J]. Health economics, 2013, 22(09): 1093-1110.

[128] Felder S, Meier M, Schmitt H. Health care expenditure in the last months of life[J]. Journal of health economics, 2000, 19(05): 679-695.

[129] Felder S, Werblow A, Zweifel P. Do red herrings swim in circles? Controlling for the endogeneity of time to death[J]. Journal of health economics, 2010, 29(02): 205-212.

[130] Feng J, Wang Z, Yu Y. Does long-term care insurance reduce hospital utilization and medical expenditures? Evidence from China[J]. Social Science & Medicine, 2020, 258: 113081.

[131] Forder J. Long - term care and hospital utilisation by older people: An analysis of substitution rates[J]. Health economics, 2009, 18(11): 1322-1338.

[132] Frolik L A. Private long-term care insurance: not the solution to the high cost of long-term care for the elderly[J]. Elder LJ, 2015, 23: 371.

[133] Gade G, Venohr I, Conner D, et al. Impact of an inpatient palliative care team: a randomized controlled trial[J]. Journal of palliative medicine, 2008, 11(02): 180-190.

[134] García J U S R, Prieto-Flores M E, Rosenberg M W. Health services use by older people with disabilities in Spain: do formal and informal care matter?[J]. Ageing & Society, 2008, 28(07): 959-978.

[135] Gaughan J, Gravelle H, Siciliani L. Testing the bed - blocking hypothesis: Does nursing and care home supply reduce delayed hospital discharges?[J]. Health economics, 2015, 24: 32-44.

[136] Gerdtham U G, Søgaard J, Andersson F, et al. An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries[J]. Journal of health economics, 1992, 11(01): 63-84.

[137] Gijsbers C M T, Kolk A M, Bosch V D, Hoogen V D, et al. Male and female morbidity in general practice: the nature of sex differences[J]. Social science & medicine, 1992, 35(05): 665-678.

[138] Goda G S, Shoven J B, Slavov S N. Does widowhood explain gender differences in

out-of-pocket medical spending among the elderly?[J]. Journal of Health Economics, 2013, 32(03): 647-658.

[139] Goda G S. The impact of state tax subsidies for private long-term care insurance on coverage and Medicaid expenditures[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(07-08): 744-757.

[140] Greene V L. Substitution between formally and informally provided care for the impaired elderly in the community[J]. Medical care, 1983, 21(06): 609-619.

[141] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(02): 223-2251.

[142] Guralnik J M, Kaplan G A. Predictors of healthy aging: prospective evidence from the Alameda County study[J]. American journal of public health, 1989, 79(06): 703-708.

[143] Guralnik J M, LaCroix A Z, Abbott R D, et al. Maintaining mobility in late life. I. Demographic characteristics and chronic conditions[J]. American journal of Epidemiology, 1993, 137(08): 845-857.

[144] Han N K. Impact of implementing the Long-term care Health Insurance for the Elderly on the Medical Expenditure in a rural community[J]. Journal of the Korean Society of Aging Friendly Industries, 2019, 11(2): 95-109.

[145] Han N K, Chung W, Kim R, et al. Effect of the Long-term Care Insurance Policy on Medical Expenditures for the Elderly[J]. Health Policy and Management, 2013, 23(02): 132-144.

[146] Hanaoka C, Norton E C. Informal and formal care for elderly persons: How adult children's characteristics affect the use of formal care in Japan[J]. Social Science & Medicine, 2008, 67(06): 1002-1008.

[147] Hansen P, King A. The determinants of health care expenditure: a cointegration approach[J]. Journal of health economics, 1996, 15(01): 127-137.

[148] Hashimoto K, Tabata K. Population aging, health care, and growth[J]. Journal of Population Economics, 2010, 23(02): 571-593.

[149] Heckman J J, Ichimura H, Todd P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. The review of economic studies, 1997, 64(04): 605-654.

[150] Henderson G, Shuigao J, Akin J, et al. Distribution of medical insurance in China[J]. Social Science & Medicine, 1995, 41(08): 1119-1130.

[151] Hoerger T J, Picone G A, Sloan F A. Public subsidies, private provision of care and living arrangements of the elderly[J]. The review of Economics and Statistics, 1996: 78(03): 428-440.

[152] Houtven C, Norton E C. Informal care and health care use of older adults[J].

Journal of Health Economics, 2004, 23(06):1159-1180.

[153] Hughes S L, Manheim L M, Edelman P L, et al. Impact of long-term home care on hospital and nursing home use and cost[J]. Health Services Research, 1987, 22(01): 19.

[154] Hurd M D, McGarry K. Medical insurance and the use of health care services by the elderly[J]. Journal of health economics, 1997, 16(02): 129-154.

[155] Hyun K R, Kang S, Lee S. Does long-term care insurance affect the length of stay in hospitals for the elderly in Korea?: a difference-in-difference method[J]. BMC health services research, 2014, 14(01): 1-7.

[156] Ishizaki T, Watanabe S, Suzuki T, et al. Predictors for functional decline among nondisabled older Japanese living in a community during a 3 - year follow - up[J]. Journal of the American Geriatrics Society, 2000, 48(11): 1424-1429.

[157] Jochmann M, León - González R. Estimating the demand for health care with panel data: a semiparametric Bayesian approach[J]. Health Economics, 2004, 13(10): 1003-1014.

[158] Katz S, Branch L G, Branson M H, et al. Active life expectancy[J]. New England journal of medicine, 1983, 309(20): 1218-1224.

[159] Kenkel D. Consumer health information and the demand for medical care[J]. The review of economics and statistics, 1990,72(04): 587-595.

[160] Kim H B, Lim W. Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures[J]. Journal of public economics, 2015, 125: 128-142.

[161] Kim W, Kim H. The Effects of Long-Term Care Insurance on the Healthcare Expenditure of the Aged and its Policy Implications in Korea[J]. Korean Journal of Public Finance, 2020, 13(2): 25-57.

[162] Kleiman E. The determinants of national outlay on health[M]//The economics of health and medical care. Palgrave Macmillan, London, 1974: 66-88.

[163] Lee H Y, Moon Y P. The Effect of Long-term Care Utilization on Health Care Utilization of the Elderly[J]. The Korean Journal of Health Economics and Policy, 2015, 21(3): 81-102.

[164] Li S, Song L, Feldman M W. Intergenerational support and subjective health of older people in rural China: A gender - based longitudinal study[J]. Australasian Journal on Ageing, 2009, 28(02): 81-86.

[165] Liu H, Hu T. Evaluating the long-term care insurance policy from medical expenses and health security equity perspective: evidence from China[J]. Archives of Public Health, 2022, 80(1): 3.

[166] Lu B, Mi H, Yan G, et al. Substitutional effect of long-term care to hospital inpatient care?[J]. China Economic Review, 2020, 62: 101466.

[167] Manning W G, Newhouse J P, Duan N, et al. Health insurance and the demand for

medical care: evidence from a randomized experiment[J]. *The American economic review*, 1987,77(03): 251-277.

[168] Marik P E. The cost of inappropriate care at the end of life: implications for an aging population[J]. *American Journal of Hospice and Palliative Medicine®*, 2015, 32(07): 703-708.

[169] McCall N, Mangle S, Bauer E, et al. Factors important in the purchase of partnership long-term care insurance[J]. *Health Services Research*, 1998, 33(2 Pt 1): 187.

[170] McKnight R. Home care reimbursement, long-term care utilization, and health outcomes[J]. *Journal of Public Economics*, 2006, 90(01-02): 293-323.

[171] Merrill S S, Seeman T E, Kasl S V, et al. Gender differences in the comparison of self-reported disability and performance measures[J]. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 1997, 52(01): M19-M26.

[172] Mi R B. Medical expense changes of outpatient and inpatient who insured long-term care insurance[J]. *Korean Social Security Studies*, 2019, 35(3): 153-170.

[173] Mitchell O S, Piggott J, Shimizutani S. An empirical analysis of patterns in the Japanese long-term care insurance system[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 2008, 33(04): 694-709.

[174] Mwabu G, Ainsworth M, Nyamete A. Quality of medical care and choice of medical treatment in Kenya: an empirical analysis[J]. *Journal of Human Resources*, 1993,28(04): 838-862.

[175] Nadraj S, Madhiwalla N, Sinha R. Women and health care in Mumbai (India): A study of morbidity, utilization and expenditure on health care in the households of the metropolis[J]. SNDT Churchgate: Centre for Enquiry into Health and Allied Themes, 1998.

[176] Newhouse J P. Medical-care expenditure: a cross-national survey[J]. *The journal of human resources*, 1977, 12(01): 115-125.

[177] Nguyen K T, Khuat O T H, Ma S, et al. Impact of health insurance on health care treatment and cost in Vietnam: a health capability approach to financial protection[J]. *American journal of public health*, 2012, 102(08): 1450-1461.

[178] Noh Y G. The role establishment needs of long-term care hospitals and nursing facilities for the elderly long-term care protection[J]. *HIRA Policy Trend*, 2011, 5(03): 23-33.

[179] Polder J J, Barendregt J J, van Oers H. Health care costs in the last year of life—the Dutch experience[J]. *Social science & medicine*, 2006, 63(07): 1720-1731.

[180] Rahman M O , Liu J H . Gender differences in functioning for older adults in rural Bangladesh. The impact of differential reporting?[J]. *Journals of Gerontology*, 2000,

55(01):M28.

[181] Rapp T, Chauvin P, Sirven N. Are public subsidies effective to reduce emergency care? Evidence from the PLASA study[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 138: 31-37.

[182] Rice J B, Kasper J D, Pezzin L E. A comparative analysis of Medicaid long - term care policies and their effects on elderly dual enrollees[J]. *Health economics*, 2009, 18(03): 275-290.

[183] Riley G F, Lubitz J D. Long - term trends in Medicare payments in the last year of life[J]. *Health services research*, 2010, 45(02): 565-576.

[184] Rivlin A M, Wiener J M, Hanley R J, Spence D A. Who should pay for long-term care for the elderly?[J]. *The Brookings Review*, 1988, 6(03): 3-9.

[185] Stabile M , Laporte A , Coyte P C . Household responses to public home care programs[J]. *Journal of Health Economics*, 2006, 25(04):674-701.

[186] Stearns S C, Norton E C. Time to include time to death? The future of health care expenditure predictions[J]. *Health economics*, 2004, 13(04): 315-327.

[187] Sun X, Jackson S, Carmichael G, et al. Catastrophic medical payment and financial protection in rural China: evidence from the New Cooperative Medical Scheme in Shandong Province[J]. *Health economics*, 2009, 18(01): 103-119.

[188] Tang Y, Chen T, Zhao Y, et al. The impact of the long-term care insurance on the medical expenses and health status in China[J]. *Frontiers in Public Health*, 2022: 876.

[189] Thomeer M B, Mudrazija S, Angel J L. Relationship status and long-term care facility use in later life[J]. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2016, 71(04): 711-723.

[190] Tomita N, Yoshimura K, Ikegami N. Impact of home and community-based services on hospitalisation and institutionalisation among individuals eligible for long-term care insurance in Japan[J]. *BMC Health Services Research*, 2010, 10(01): 1-13.

[191] Torbica A, Calciolari S, Fattore G. Does informal care impact utilization of healthcare services? Evidence from a longitudinal study of stroke patients[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 124: 29-38.

[192] Van Doorslaer E, Wagstaff A, Bleichrodt H, et al. Income-related inequalities in health: some international comparisons[J]. *Journal of health economics*, 1997, 16(01): 93-112.

[193] Van Houtven C H, Norton E C. Informal care and health care use of older adults[J]. *Journal of health economics*, 2004, 23(06): 1159-1180.

[194] Van Houtven C H, Norton E C. Informal care and Medicare expenditures: Testing for heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of health economics*, 2008, 27(01): 134-156.

- [195] Wagstaff A. The economic consequences of health shocks: evidence from Vietnam[J]. *Journal of health economics*, 2007, 26(01): 82-100.
- [196] Wan T T H. Functionally disabled elderly: Health status, social support, and use of health services[J]. *Research on aging*, 1987, 9(01): 61-78.
- [197] Wang D, Zheng J, Kurosawa M, et al. Changes in activities of daily living (ADL) among elderly Chinese by marital status, living arrangement, and availability of healthcare over a 3-year period[J]. *Environmental health and preventive medicine*, 2009, 14(02): 128-141.
- [198] Wang X, Sun Y, Mu X, et al. How to improve the equity of health financial sources?-Simulation and analysis of total health expenditure of one Chinese province on system dynamics[J]. *International Journal for Equity in Health*, 2015, 14(01): 1-10.
- [199] Weaver F M, Weaver B A. Does availability of informal care within the household impact hospitalisation?[J]. *Health Economics, Policy and Law*, 2014, 9(01): 71-93.
- [200] Zhang W, Li S, Feldman M W. Gender differences in activity of daily living of the elderly in rural China: evidence from Chaohu[J]. *Journal of Women & Aging*, 2005, 17(03): 73-89.
- [201] Zhou R T, Browne M J, Gründl H. Don't they care? or, are they just unaware? risk perception and the demand for long - term care insurance[J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2010, 77(04): 715-747.
- [202] Zweifel P , W Strüwe. Long-Term Care Insurance and Trust Saving in a Two-Generation Model[J]. *Dev Health Econ Public Policy*, 1996, 5:225-250.
- [203] Zweifel P, Felder S, Meiers M. Ageing of population and health care expenditure: a red herring?[J]. *Health economics*, 1999, 8(06): 485-496.

附录

附录 A : 15 个首批试点城市实施长护险时间及覆盖范围

表 A1 试点城市实施长护险时间及覆盖范围

试点城市	政策实施时间	覆盖范围
青岛市	2012.7.1	城镇职工基本医疗保险 城镇居民基本医疗保险的参保人员 2014 年扩大至城乡居民医疗保险参保人
长春市	2015.5.1	城镇职工基本医疗保险 城镇居民基本医疗保险的参保人员 2021 年扩大至城乡居民医疗保险参保人
南通市	2016.1.1	城镇职工基本医疗保险 城乡居民基本医疗保险的参保人员
承德市	2016.11.23	城镇职工医疗保险的参保人
荆门市	2016.11.22	城镇职工医保参保人员 2017 年纳入城乡居民医保参保人员 2018 年实现全覆盖
上海市	2017.1.1	职工基本医疗保险 城乡居民基本医疗保险 (≥60 岁) 的参保人
上饶市	2016.11.1	城镇职工基本医疗保险的参保人员 2019 年纳入城乡居民基本医疗保险参保人
安庆市	2017.1.25	城镇职工基本医疗保险的参保人员
成都市	2017.7.1	城镇职工基本医疗保险的参保人员 2020 年扩大至城乡居民医疗保险参保人

续表 A1

试点城市	政策实施时间	覆盖范围
石河子市	2017.1.1	城镇职工基本医疗保险 城乡居民基本医疗保险的参保人员
广州市	2017.8.1	城镇职工基本医疗保险的参保人员 2020年扩大至城乡居民医疗保险参保人
苏州市	2017.6.28	城镇职工基本医疗保险 城乡居民基本医疗保险的参保人
齐齐哈尔市	2017.10.1	城镇职工基本医疗保险的参保人员
宁波市	2017.12.28	城镇职工基本医疗保险的参保人员
重庆市	2019.5.1	城镇职工基本医疗保险的参保人员

附录 B : 15 个首批试点城市长护险具体措施

表 B1 试点城市长护险具体措施

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
青岛	医保基金划转；财政补贴；社会捐赠	(1) 职工护理保险：按基本医疗保险缴费基数总额 0.3% 的比例，从职工基本医疗保险统筹基金中按月划转；以在职职工基本医疗保险个人缴费基数为基数、退休人员基本医疗保险个人账户划入基数为基数，按照 0.2% 的比例，从应划入基本医疗保险个人账户的资金中，在计入本人基本医疗保险个人账户前按月划转；财政部门按照参保职工每人每年 30 元标准予以补贴，补贴资金由市与区（市）两级财政按 1:1 比例负担。（2）居民护理保险：按照每人每年不低于 10 元的标准，从居民社会医疗保险个人缴费资金中按年度划转；按照每人每年不低于 20 元的标准，从居民社会医疗保险财政补贴资金中按年度划转。（3）调剂金：按照职工和居民当年护理保险筹集资金 20% 的比例提取；按照职工和居民护理保险历年结余资金 30% 的比例一次性提取；福彩公益金补贴资金和社会捐赠资金全部纳入调剂金。	居家照护（家护）；机构照护（院护）；日间照护（日护）	参保职工报销比例为 90%；参保居民：一档缴费的成年居民、大学生、少年儿童报销比例为 80%，二档缴费的成年居民报销比例为 75%。失能人员照护需求等级评估为三、四、五级的，照护服务费月度最高支付标准：参保职工分别为 660 元/月、1050 元/月、1500 元/月；参保居民分别为 450 元/月、660 元/月、1050 元/月。重度失智人员参照照护需求等级评估为五级的失能人员执行。（1）居家照护。失能人员照护需求等级评估为三、四、五级的，每周最多可纳入护理保险资金支付的照护服务时长：参保职工分别为 3、5、7 小时，参保居民分别为 2、3、5 小时。照护人员照护服务最高支付标准：护理员、社工等为 50 元/小时，护士为 60 元/小时，康复师、康复士为 70 元/小时；（2）机构照护。失能失智人员发生的照护服务费用最高支付标准：评估等级为三、四、五级的失能参保职工分别为 22 元/天、35 元/天和 50 元/天，参保居民分别为 15 元/天、22 元/天和 35 元/天。失智参保职工为 50 元/天，参保居民为 35 元/天；（3）日间照护。最高支付标准参保职工为 50 元/天，参保居民为 35 元/天。

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
南通	医保基金按年划转: 财政补贴: 个人缴纳:	每人每年 100 元(县、市区 80 元), 其中个人缴纳 30 元, 医保统筹基金筹集 30 元, 政府补助 40 元(县、市区 20 元)。个人缴纳部分: 参加职工医保的人员从医保个人账户中划转, 参加居民医保的人员在缴纳居民医保费时一并缴纳, 其中未成年人(含在校学生)、医疗救助对象个人缴费部分由政府全额补助。	居家护理: 养老机构护理: 医疗机构护理	(1) 居家护理: 在 11 个套餐中选择一款套餐居家服务, 每月服务 8 次; 13 项个性化服务项目供失能、失智人员选择, 每周可新增 1-2 项个性化服务; 居家辅具租售服务, 重度和中度失能失智人员分别为 8000 元/年和 6000 元/年; 居家重度和中度失能、失智人员按每日 15 元和 8 元标准支付家庭照护服务费。(2) 入住机构: 按平均床日结算费用限额标准, 由照护保险基金与定点机构结算。在医疗机构(病区)接受照护服务的, 重度失能失智人员按 70 元/人/天支付, 中度失能失智人员按 50 元/人/天支付; 在养老服务机构接受照护服务的, 重度失能失智人员按 50 元/人/天支付, 中度失能失智人员按 40 元/人/天支付。
上海	医保基金划转: 财政补助: 个人缴费: 单位缴费	第一类人员(参加职工医保), 按照用人单位缴纳职工医保缴费基数 0.5% 的比例, 从职工医保统筹基金中按季调剂资金, 作为长期护理保险筹资; 第二类人员(参加居民医保, 60 周岁及以上), 根据 60 周岁以上居民医保的参保人员人数, 并按照略低于第一类人员的人均筹资水平, 从居民医保统筹基金中按季调剂资金, 作为长期护理保险筹资。	社区日间照护: 居家上门照护: 养老机构照护	(1) 居家上门照护待遇: 评估等级为 2 或 3 级的, 每周上门服务 3 次; 4 级, 服务 5 次; 5 或 6 级, 服务 7 次; 每次上门服务时间为 1 小时。5 或 6 级接受连续接受居家照护服务 1 个月以上 6 个月(含)以下的, 由其自主选择, 可增加服务时长或接受现金补助。居家上门照护的服务费用, 长期护理保险基金的支付水平为 90%。(2) 社区日间照护待遇: 评估等级为 2 或 3 级的参保人员, 每周服务 3 天; 评估等级为 4 级的参保人员, 每周服务 5 天。社区日间照护的服务费用, 长期护理保险基金的支付水平为 85%。(3) 养老机构照护待遇: 评估等级为 2-6 级的参保人员, 可以享受养老机构照护。养老机构照护的服务费用, 长期护理保险基金的支付水平为 85%。

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
承德	单位缴费：个人缴费（从职工基本医疗保险承缴费中划转）	筹资标准为参保人员（含退休人员）上年度工资总额的 0.2%，通过单位和个人缴费筹集。单位缴费部分按上年度工资总额（含退休人员工资总额）的 0.1% 缴纳；已建立医保个人账户的参保人员，个人缴费按上年度工资总额的 0.1% 从其个人账户中代扣代缴；未建立个人账户的灵活就业人员，在缴纳城镇职工医疗保险费时，按照职工医保缴费基数的 0.2% 缴纳。	入住护理服务（定点护理服务机构）；居家基础护理服务（个体服务人员提供）；居家补充护理服务（基础服务+机构基本医疗服务）	入住定点医疗机构：每床日结算定额为一级医疗机构 70 元，二级以上医疗机构 80 元；入住定点护理机构、养老机构：每床日结算定额为 60 元；居家服务：按服务包定额方式支付，居家基础护理服务包结算定额为每人每月 1200 元，居家补充护理服务包结算定额为每人每月 300 元。
齐齐哈尔	优化职工医保统账结构：划转城镇职工医疗保险统筹基金结余；个人缴费	每人每年 100 元，其中单位缴费 50 元（从城镇职工医保统筹基金中划入），个人缴费 50 元（有个人账户的参保人员从个人账户资金中划转；无个人账户的由个人缴费）。	医养护理服务 机构护理：养老护理服务机构护理；居家护理	不设起付线，按日定额管理，定额以内的费用，由长期护理保险基金按比例支付。医养护理服务机构：每人日定额 30 元，由长期护理保险基金支付 75%；养老服务机构：每人日定额 25 元，由长期护理保险基金支付 70%；居家护理：每人日定额 20 元，由长期护理保险基金支付 70%。
宁波	职工医疗保险统筹基金累计结余中划转：参保人员暂不缴费		专业机构护理； 养老机构护理	定额标准为每日 40 元
安庆	个人缴纳：医保统筹基金划拨；财政补助；社会团体和个人的捐助	每人每年 40 元；个人缴费 20 元（随大病医疗保险费一并征收或个人账户代扣）；地方财政 5 元；医疗保险统筹基金 15 元	医疗机构护理； 养老机构护理； 居家长期护理	接受医疗机构护理服务：60 元/天；养老机构：50 元/天；居家护理：15 元/天

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
广州	单 位 缴 费： 个人 缴 费： 财政补助	职工参保人员缴费基数为当年度职工医保缴费基数。月缴费费率按以下标准执行：单位缴费（0.05%）+个人缴费（<35 岁不缴费；35（含）-45 岁为 0.02%；≥45 岁至退休前参保人员、退休延缴人员为 0.08%；退休人员为 0.12%）；居民参保人员缴费基数为当年度城乡居民医保缴费基数，年缴费费率按以下标准执行：个人缴费+财政补助（年满 18 周岁的在校学生个人缴费和财政补助各为 0.03%；年满 18 周岁的其他城乡居民个人缴费和财政补助各为 0.12%）	机构护理（生活照料服务+医疗护理服务）；居家护理（ABC 三类生活照料服务+医疗护理服务）	将失能人员分为长护 3 级，2 级和 1 级，分别根据机构护理、居家护理、设备使用费设置待遇限额标准。费用按照以下比例支付：生活照料费用和医疗护理费用：职工参保人（机构护理 75%、居家护理 90%），居民参保人（机构护理 70%、居家护理 85%）；设备使用费用：长护 3 级，延续护理人员按 90% 的比例支付；长护 2 级按 85%；长护 1 级按 80%。
重庆	个人 缴 纳： 医 保 基 金： 财 政 补 助： 社会团体 和个 人 的 捐 助	筹集标准为 150 元/人/年。其中医保基金补助 60 元/人/年，职工医保参保人个人承担 90 元/人/年（个人账户代扣或个人缴纳）。	“8+4+3”服务项目包：“6+3”居家护理服务项目包。	不设起付线，按 50 元/人/日的标准结算。

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
成都	医保基金：城镇职工 个人缴费：个人账户划转标准： 财政补助 40岁（含）以下未退休人员：每人每月0.1%（基数：职工基本医疗保险缴费基数）；40岁以上未退休人员，达到法定退休年龄但需继续缴纳城镇职工基本医疗保险费的：每人每月0.2%（基数：同上）；退休人员：每人每月0.3%（基数：职工基本医疗保险个人账户划入基数）。 统筹基金划转标准： 每人每月0.2%（基数：职工基本医疗保险缴费基数）。 城乡居民 个人缴费：每人每年25元；财政补助：未满60周岁（不含）每人每年13元，已满60周岁（含）每人每年20元。		机构照护：机构提供的居家上门照护；居家照护	城镇职工长期照护保险基础照护待遇为：重度失能一级1077元/月/人，重度失能二级1437元/月/人，重度失能三级1796元/月/人。 专业照护待遇：（1）社会支持类上门服务待遇。按照失能等级实行限额支付。（2）按照失能等级定额增加机构照护待遇。 城乡居民长期照护保险基础照护待遇为：重度失能一级542元/月/人，重度失能二级722元/月/人，重度失能三级903元/月/人。 由未经培训合格的个体服务人员提供居家照护的，长期照护保险基金以失能等级对应基础照护待遇标准80%的比例支付。
苏州	医保统筹基金划拨	职工基本医疗保险统筹基金结余按60元/人/年划转，城乡居民基本医疗保险统筹基金结余按30元/人/年划转。	机构护理：居家护理	入住机构的重度失能人员定额标准为30元/天，中度定额标准为23元/天。享受居家护理服务的重度失能人员，每月服务15次，每次服务时间2小时。中度失能人员，每月服务13次，每次服务时间2小时。居家护理普通护理员标准每小时40元，长期护理保险支付37.5元，参保人员个人承担2.5元，实时救助人员费用由长期护理保险基金全额支付。
饶	个人缴纳：城镇职工和城乡居民长期护理保险筹资标准为每人每年90元，其中个人缴纳每人50元、医保统筹基金划转：财政补助：转每人35元，单位缴费：位缴纳或财政补助每人5元。		自主照料：上门护理；机构内护理	自主照料补助按照每人每月450元的标准支付给失能人员；居家上门护理费用按照每人每月900元的标准支付给护理服务机构；机构内护理费用按照每人每月1200元的标准支付给护理服务机构。

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
荆 门	个人缴纳：医保统筹基金划拨；财政补助	按照本市上年度居民人均可支配收入的0.4%确定，其中，个人缴纳不低于筹资标准的40%；财政补助每人每年不低于30元。	居家护理（全日护理/非全日护理）；养老机构护理；医院护理	居家护理：每人每日限额为100元，基金支付比例与失能等级挂钩。重度失能一级80%，重度失能二级50%，重度失能三级40%；养老机构护理。每人每床日限额标准与失能等级、护理机构级别挂钩，长期护理保险基金支付比例75%。每人每床日限额标准： (1) 重度失能一级。三级养老护理机构100元，二级养老护理机构90元，一级养老护理机构80元。(2) 重度失能二级。三级养老护理机构80元，二级养老护理机构70元，一级养老护理机构60元。(3) 重度失能三级。三级养老护理机构70元，二级养老护理机构60元，一级养老护理机构50元；医院护理：评定为重度失能一级的，可享受医院护理待遇，每人每床日限额为150元，由长期护理保险基金支付70%。

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
个人缴纳：	控制在本地社会保险平均缴费基数或城乡居民可支配收入的1%左右。(1)	入住护理机构：居家接受服务	入住护理机构护理、居家接受护理照料的参保人，发生的护理费不设起付线，护理保险基金支付70%，全月限额报销标准为750元。选择居家自行护理或者在非协议服务机构入住的，经办机构按25元/日标准支付给参保人个人。	
单位缴纳：	医保基金划转。参加城镇职工医保：每月月底以当月职工医保参保人数为基数，按15元/人/月的标准从职工医保统筹基金结余中划转；参加居民医保：18周岁及以上的居民参保人（大中专在校学生除外）按24元/人/年的标准一次性缴纳至居民医保基金内，再从居民医保统筹基金结余中按相应标准划转。(2)	机构护理：居家接受服务		
划转医保统筹基金和个人账户基金：	财政补助：市财政以辖区内上年度60岁以上老年人数为基数，补助40元/人·年；以辖区内上年度重度残疾人数量为基数，按40元/人/年标准补助；(3)	机构的护理：居家自行护理		
调剂职工医保费率：	福彩公益金补助：福彩按照每年度50万元（占同期福彩公益金的5%）的标准，从福彩公益金划转。	自行护理		
政府补助：				
扩展福彩体彩公益金收入：				
社会捐赠				

续表 B1

城市	筹资渠道	筹资标准	服务形式	待遇标准
长春	个人缴费；单位缴费；财政专项补助；社会资金资助	(1) 城镇职工：单位和个人缴费按同比例分担。其中，省直和长春地区单位(或个人)缴费比例各为 0.1%，其他统筹地区单位(或个人)缴费比例各为 0.075%。缴费基数与基本医疗保险缴费基数保持一致；(2) 城乡居民：每人每年 12 元。其中，个人缴费 10 元，省级财政每人每年补助 1 元，市县财政每人每年补助 1 元；(3) 灵活就业：长春地区参加城镇职工长期护理保险的由基本医疗保险费中划转 0.1%，个人缴纳 0.1%；其他统筹地区的，由基本医疗保险费中划转 0.075%，个人缴纳 0.075%。缴费基数与基本医疗保险基数保持一致。参加城乡居民长期护理保险的，个人缴费 10 元，省级财政每人每年补助 1 元，市县财政每人每年补助 1 元；(4) 资助资金：红十字会对全省红十字志愿者、无偿献血志愿者、造血干细胞捐献志愿者中的符合条件的困难城乡居民个人缴费部分每人每年资助 5 元。被上述社会资金资助后，受资助个人只需缴纳个人缴费缺口部分。	机构护理；居家照护	参保人享受居家照护服务所发生的生活照料、医疗护理等费用不设起付线，由失能人员照护保险基金按比例进行补偿，其中城镇职工医保补偿比例为 80%，城乡居民医保补偿比例为 70%；入住定点的养老或护理医疗照护机构接受长期日常照料和医疗护理的参保人，发生的照护费用不设起付线，参加职工医保的补偿比例为 90%，参加居民医保的补偿比例为 80%。

附录 C : 主要解释变量的设置

表 C1 试点城市 DID 赋值

	2011 年	2013 年	2015 年	2018 年
青岛市	0	1	1	1
承德市	0	0	0	1
荆门市	0	0	0	1
上海市	0	0	0	1
上饶市	0	0	0	1
安庆市	0	0	0	1
成都市	0	0	0	1
广州市	0	0	0	1
苏州市	0	0	0	1
齐齐哈尔市	0	0	0	1
宁波市	0	0	0	1