

学校代码: 14596
分 类 号: C

学号: S19500251
密级: 无



中国社会科学院大学 硕士学位论文

长期照护服务对失能老人医疗利用的影响 ——基于城市住户抽样调查数据的研究

包尉帅

导师姓名及职称: 王桥 研究员
院 系: 应用经济学院
专 业: 劳动经济学
研 究 方 向: 人口与社会福祉学

评 阅 人: 匿名评阅
答辩委员会: 任吉、赵文、曲玥、向晶
答 辩 日 期: 2022年5月17日

2022年4月

摘要

在加速发展的老龄化背景下,我国失能老人数量不断增加。据全国老龄办第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查显示,2015年全国失能、半失能老人约为4063万人,占总体老年人口的18.5%,并呈逐步加剧的趋势。规模庞大的失能老年人口背后是巨大的照护服务缺口。由于我国尚未形成健全的长期照护服务体系,导致许多难以获得照护服务的老年人选择增加对医疗服务的利用,特别是对住院服务的过度利用,出现所谓“社会性住院”问题。中国于2016年在15个城市开展长期护理保险试点,其政策含义之一是通过护理保险的补贴增加失能老人对养老服务的利用,从而减少对医疗服务的挤占。而截至目前,关于中国的长期护理服务能否减轻失能老人对医疗服务的利用,学术界尚无完全成熟的结论。

基于此,本文在使用中国社会科学院人口与劳动经济研究所自主开展的针对城市老年人长期照护服务需求的抽样调查数据的基础上,以60岁以上失能老人为研究对象,以就医概率和就医次数作为因变量衡量其医疗服务利用情况,以是否已经接受长期照护服务为自变量,并根据Anderson卫生服务利用模型选取控制变量来研究长期照护服务对失能老人医疗利用的影响。本文在构建线性模型(LPM/OLS)基础上使用工具变量法(IV-OLS)来解决内生性问题,并进而重点探讨了长期照护服务对不同年龄组别的失能老人影响的差异。

通过实证分析,本文主要发现以下结论:(1)长期照护服务对失能老人的医疗服务利用有显著的替代作用,具体来说,接受长期照护服务可以显著降低失能老年人5.4%的年门诊利用率和47.4%的年住院率,并且显著减少其0.661次的年门诊次数和1.319次的年住院次数。由此可见,接受长期照护服务其中对住院利用的替代效应远比门诊更高;(2)本文进一步将样本分为低龄组(60-80岁)和高龄组(80岁及以上)后进行讨论,发现长期照护服务对低龄组老人的医疗服务有显著替代作用。具体而言,在控制其他条件不变的前提下,接受长期照护服务将显著降低低龄组老人8.8%的年门诊利用率和58.4%的年住院率,同时显著减少其1.218次年门诊就医次数1.861次年住院次数,而对高龄组老人的影响并不显著;(3)失能老人的长期照护服务来源主要为家庭内部和社会服务,社会养老资源的可及性对失能老人接受长期照护服务有显著促进作用。

本文的研究结果为我国长期护理服务体系的构建和完善提供了理论依据和政策导向。并据此提出三条政策建议:(1)国家应积极加强长期照护服务的供给能力的建设,包括对非正式照料和正式照料的支持;(2)坚持精准服务,有效供给,考虑不同年龄层次和健康水平的失能老人需求的异质性。(3)加快推进长期护理保险覆盖,逐步扩大参保人群、享受服务人群和服务范围。

关键词：长期照护服务；失能老人；医疗服务利用

ABSTRACT

In the context of accelerated development of aging, the number of disabled elderly in China is increasing. According to the fourth sample survey on the living conditions of the elderly in urban and rural areas conducted by the National Office on Aging, there were about 40.63 million disabled and semi-disabled elderly people in China in 2015, accounting for 18.5% of the total elderly population. Behind the large-scale disabled elderly population is a huge gap in care services. Because a sound long-term care service system has not been formed in our country, many elderly people who are difficult to obtain care services choose to increase the use of medical services, especially the excessive use of hospitalization services, that is, the problem of "social hospitalization". China launched a pilot project of long-term care insurance in 15 cities in 2016. one of its policy implications is to increase the use of old-age services for the disabled through subsidies for the disabled, thereby reducing the crowding out of medical services. Up to now, there is no fully mature conclusion on whether the long-term care service in China can reduce the use of medical services by the disabled elderly.

Therefore, based on the sample survey data of the demand for long-term care services for the urban elderly independently conducted by the Institute of Population and Labor Economics of the Chinese Academy of Social Sciences, this paper takes the disabled elderly over 60 as the research object, measures the utilization of medical services by the probability and frequency of medical treatment, takes whether they have received long-term care services as the independent variable, and selects control variables according to Anderson's health service utilization model for empirical research. Considering the endogenous problem, based on the linear model (LPM/OLS), this paper uses the instrumental variable method (IV-OLS) to study the impact of long-term care service on the medical utilization of the disabled elderly, and then focuses on the differences of the impact of long-term care service on the disabled elderly in different age groups.

Through empirical analysis, this paper mainly finds the following conclusions: (1) long-term care service has a significant substitution effect on the utilization of medical services for the disabled elderly. Specifically, receiving long-term care clothing can significantly reduce the annual outpatient utilization rate of 5.4% and the annual hospitalization rate of 47.4%, and significantly reduce the number of 0.661 outpatient visits and 1.319 annual hospitalization times. It can be seen that the substitution effect of receiving long-term care service on hospitalization utilization is much higher than

that of outpatient service. (2) the sample is further divided into low age group (60-80 years old) and advanced age group (80 years old and above). It is found that long-term care service has a significant substitution effect on medical services for the elderly in the low age group. For the disabled elderly in the low age group (60-80 years old), under the premise of controlling other conditions unchanged, receiving long-term care service will significantly reduce their annual outpatient utilization probability and annual hospitalization rate by 8.8% and 58.4%. At the same time, it significantly reduced the number of 1.218 annual outpatient visits and 1.861 annual hospitalization times, but the effect on the elderly in the elderly group was not significant. (3) the sources of long-term care services for the disabled elderly are mainly intra-family and social services, and the accessibility of social pension resources can significantly promote the disabled elderly to receive long-term care services.

The research results of this paper provide theoretical basis and policy guidance for the construction and improvement of long-term nursing service system in China. On the basis of this, three policy recommendations are put forward: (1) the state should actively strengthen the construction of the supply capacity of long-term care services, including support for informal care and formal care; (2) adhere to accurate services and effective supply, consider the heterogeneity of the needs of disabled elderly people of different ages and health levels. (3) accelerate the promotion of long-term care insurance coverage, gradually expand the insured population, enjoy the service population and the scope of service.

Key words: Long-term care service; disabled elderly; utilization of medical services

目录

第一章 绪论.....	1
一、研究背景及研究意义.....	1
(一) 研究背景.....	1
(二) 研究问题的提出.....	1
(三) 研究意义.....	2
二、研究内容和方法.....	2
(一) 研究内容.....	2
(二) 研究方法.....	3
(三) 研究技术路线图.....	4
三、研究的创新点和不足之处.....	4
(一) 可能的创新点.....	4
(二) 不足之处.....	5
第二章 文献综述.....	7
一、基本概念界定.....	7
(一) 失能老人.....	7
(二) 长期照护.....	7
(三) 医疗服务利用.....	8
二、医疗服务利用的影响因素.....	8
(一) 健康因素.....	9
(二) 人口学特征因素.....	9
(三) 社会经济因素.....	10
三、照护服务与医疗利用.....	11
(一) 照护方式的选择.....	11
(二) 照护服务对医疗利用的影响.....	11

四、文献评述.....	13
(一) 文献情况概述.....	13
(二) 现有研究的不足.....	13
(三) 提出研究假设.....	14
第三章 基本理论.....	16
一、Grossman 健康需求理论.....	16
二、Anderson 医疗服务利用模型.....	17
第四章 实证研究.....	18
一、模型方法的选择.....	18
(一) 线性概率模型 (LPM).....	18
(二) 工具变量法 (IV).....	18
二、数据和变量选取.....	19
(一) 数据说明.....	19
(二) 变量选取.....	20
三、描述性统计.....	24
(一) 失能情况与照护获取.....	24
(二) 长期照护服务的获取和医疗利用.....	26
(三) 控制变量的描述性统计分析.....	26
四、回归分析.....	30
(一) LPM 回归.....	30
(二) 工具变量回归.....	32
(三) 工具变量有效性检验.....	33
(四) 稳健性检验.....	35
(五) 异质性分析.....	38
第五章 研究结论及政策建议.....	41

一、研究结论.....	41
二、政策建议.....	42
三、展望.....	43
参考文献	44
致谢	52

第一章 绪论

一、研究背景及研究意义

（一）研究背景

21 世纪以来,我国老龄化呈现阶段性加速发展的特点,同时伴随的未老先富、城乡差异等多种问题,对我国经济和社会各方面将产生重要影响(邬沧萍等,2004;杨雪、侯力,2011)。据国家统计局第七次人口普查数据显示,到 2020 年,全国 60 周岁及以上老年人口达到 2.64 亿人,占年末总人口的 18.70%,而其中 65 周岁及以上老年人口 19064 万人,占总人口的 13.50%,远超过国际上关于老龄化社会 7%的标准,相比较“六普”数据,老龄化呈现加速发展趋势。同时根据《全国老龄事业发展公报》,60-69 岁的低龄老年人占比过半,这意味着 60 年代婴儿潮时期出生的人正在步入老年,老龄化的速率还会进一步加快。

老龄化的发展趋势加剧了世界范围内医疗系统的压力(Friedrich et al., 2010),也显著增加了我国的社会保障支出和财政压力(张鹏飞、苏畅,2017)。就医保而言,我国基本医疗保障提高了老年人就医负担能力,这对于改善老年人就医情况有很大帮助(刘国恩等, 2011),但随着我国医疗卫生费用的持续上涨,医疗保险基金运行的压力也逐年加大(王贞、封进, 2021)。同时由于人口流动,导致地区间的老龄化差异,加之城乡之间养老资源的差异显著,农村的养老资源供给不足问题尤为突出(杜鹏等,2016),并且随着老龄化程度的加深和劳动年龄人口逐渐减少,老年人口抚养比不断增加,在当前不充分的养老服务体系下,老龄化将成为全社会最大的负担之一(翟振武等,2016)。

从家庭层面来看,负担表现在对照料者的压力上。整体来看,家庭照料者主要为子女或配偶,而其中女性是主要的服务者,现有研究显示,照料对女性的劳动参与、健康和心理产生诸多负面影响(陈璐、范红丽,2016;刘岚等,2010;宋丽敏、朱丹华,2021)。同时家庭之间也存在异质性,伍海霞和王广州(2021)的研究显示,独生子女家庭的老年照料负担远比多个子女的家庭高,而与此相对,失独家庭的老年照料又是另一个社会问题(风笑天, 2020;秦秋红、张甦,2014)。

老龄化引致的照护负担已经越来越不容乐观,根据测算,未来 30 年失能老年人口规模将翻倍增长,于 2050 年达到 5472.3 万人(廖少宏、王广州,2021)。如此快速老龄化背景下,失能老人群体的扩大,将进一步加剧社会医疗保障压力和家庭的照料负担,而与之相比我国的长期照护体系尚且诸多问题(谢红等,2012),特别是在相关政策、制度和基础设施仍处于起步阶段的情况下,现实和理论都在呼唤一个相对完善的长期照护体系(Feng et al., 2012)。

（二）研究问题的提出

基于上述老龄化背景下照护负担加剧的问题,国内许多学者将目光聚焦在失能老人的照料安排与其医疗利用上,并主要集中在家庭照料上。余央央和封进(2018),利用 CHARLS 数据研究家庭照料对老年人医疗服务利用的影响,结果发现两者呈显著互补的关系,接受家庭照料的老年人有更高的门诊和住院率。除此之外也有研究表明家庭照料对老年人医疗服务有替代作用(林莞娟等,2014),或者没有显著影响(黄枫、傅伟,2017)。然而,不同于一般的家庭照料,本文所研究的长期照护服务,除了日常生活照料以外,还包括慢性病护理、康复护理等专业医疗护理,那么,当接受长期照护服务时,对于失能老年人而言,他们的医疗服务利用是否会发生改变?如果是,会怎么改变,替代效应还是和互补效应?影响程度如何?对不同形式医疗服务利用(门诊、住院)的影响是否有差异?这种影响在不同特质的失能老年群体之间又是否有差异?本文将对此逐一讨论。

(三) 研究意义

本文研究了接受长期照护服务对失能老人医疗服务利用(包括门诊和住院)的影响,以及这种影响在不同医疗服务、和不同失能老年群体之间的异质性。这填补了过往研究的空白,对于从经验研究层面拓展当前中国的长期照护服务理论有一定的积极意义。

本文研究结果可以为制定相关老龄服务政策,以及建立健全长期照护服务体系提供参考和依据。如果接受长期照护服务(包含一般照料和专业护理)对失能老人的医疗服务利用具有显著的替代效应,那么决策者应当讨论如何提升全社会长期照护服务能力和完善长期照护体系,以应对老龄化可能带来的巨大医疗负担。在此基础上,本研究有助于决策者增加对失能老人群体的关注,在社会照料资源普遍匮乏的中国当下,通过正确的政策支持将有助于提高失能老人整体受照护程度,并增进社会福祉。

二、研究内容和方法

(一) 研究内容

为探讨长期照护服务与失能老人医疗利用之间的关系,本文以中国社会科学院人口与劳动经济研究所自主开展的针对城市老人长期照护服务需求的调查数据为基础,研究 60 岁以上失能老人接受长期照护服务与其门诊和住院利用情况之间的关系,论文的具体内容安排如下:

第一章为绪论,包括三个部分。第一部分介绍本文的研究背景,继而引出研究问题并阐述研究意义;第二部分简述了本研究的内容和所使用的研究方法;明确研究的思路框架和方法基础上,第三部分陈述了本文可能存在的创新点以及尚且不足之处。

第二章为国内外文献综述。首先是基本概念界定,通过文献梳理,对本文的研究对象(失能老人)、自变量(接受长期照护服务)和因变量(医疗服务利用)进行了概念层面的界定。同时对既有长期照护服务与失能老人医疗服务利用方面的研究成果进行梳理综述,并进行评

述、继而提出本文的研究假设。

第三章为基本理论框架，介绍 Grossman 健康需求模型和 Anderson 卫生服务利用模型，为实证分析框架的建立和控制变量选取提供理论支持

第四章为实证分析，包括模型设定、数据来源与变量选取、描述性统计分析和回归分析。首先，根据上文理论基础提出的研究假设进行基本模型设定。在模型设定过程中对内生性问题着重进行讨论及并提出解决方法。其次进行数据说明和描述性统计分析，介绍各变量的选取理由与衡量方法，并使用 STATA16 软件对城市住户抽样调查数据样本进行处理，并在此基础上对各主要变量进行描述性统计分析。回归分析部分，本文并运用 LPM 模型以及 IV-OLS 估计长期照护服务对失能老人医疗服务利用率的影响，在后续稳健性检验中，将因变量替换成门诊和住院次数，并使用 OLS 和 IV-OLS 进行估计，回归方程和估计策略不变。在此基础上，本文进一步并对不同年龄群体的失能老人接受长期照护服务与医疗服务利用的关系进行异质性分析，其中因变量包括医疗服务利用率和利用次数。

第五章为研究结论及政策建议，本文在实证分析的结论基础上，结合理论与现实提出相应的政策建议，并对本文的后续研究进行展望，以期在未来研究中继续完善。

（二）研究方法

本文使用 STATA16 软件，将中国社会科学院人口所自主开展的针对城市老年人长期照护服务需求的调查数据（2016-2020）进行清理整合，并根据失能标准进行筛选，最终得到所需要的样本数据。在此基础上，本文采用理论研究和实证分析相结合的方法分析样本数据。

一是文献分析法，通过整理、查阅国内外公开发表的有关照护服务与失能老人医疗服务利用方面相关的研究成果和最新进展，梳理出理论框架，并在对这些文献的分析过程中发现其中的分歧与不足。同时，学习掌握 Grossman 健康需求理论和 Anderson 医疗服务利用模型，并在此基础上构建主要分析框架，为后文研究奠定坚实基础。

二是描述性统计，首先对本文所使用的数据进行描述性说明，并直观分析比较失能与长期照护服务获取、长期照护获取与医疗服务利用的情况。其次，对全样本、接受长期照护服务的控制组以及未接受服务的对照组的均值进行比较分析，并对造成变量组之间差异的原因进行说明。其中还重点探讨了年龄差异与失能老人健康状况、长期照护服务获取以及医疗服务利用的关系，为后文异质性分析提供基础数据支持。

三是回归分析，本文主回归采用线性概率模型（LPM）和工具变量（IV-OLS）的方法研究接受长期照护服务对失能老人医疗服务利用率（门诊和住院）的关系，在此基础上采用替换因变量的方法对以上回归结果进行稳健性检验，即将因变量替换成门诊和住院次数。进而对不同年龄组别失能老人的情况进行异质性检验。综合以上过程，使得文章实证部分更为合理。

(三) 研究技术路线图

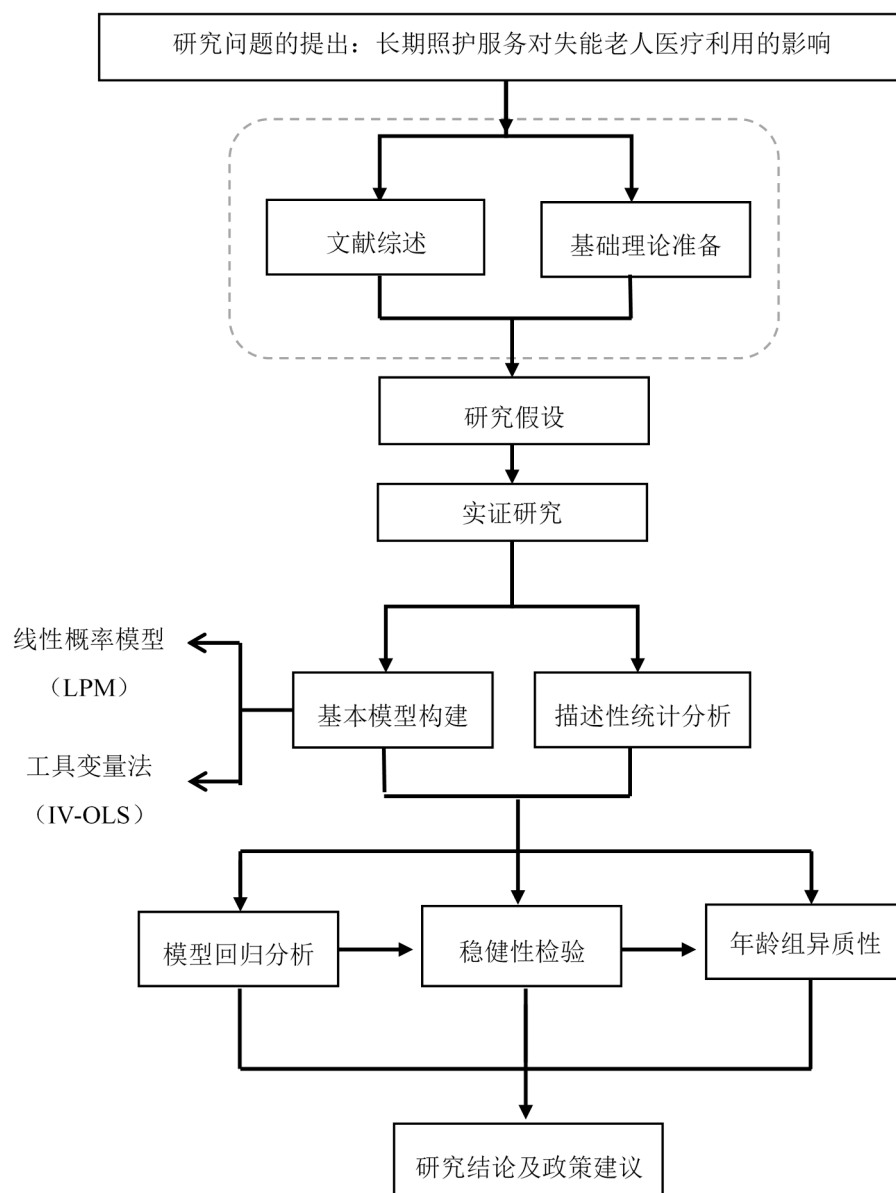


图 1-1 本文研究的技术路线图

本文的主要研究路径为，在提出研究问题后，对涉及长期照护服务与医疗服务利用的理论及文献进行梳理，据此提出研究假设并开展实证研究，在模型构建和变量描述性统计后，使用两种模型进行回归分析，并对结果进行稳健性检验，继而检验年龄组别间的异质性影响，最后根据本文研究结论提出相关政策建议。技术路线图详见图 1-1。

三、研究的创新点和不足之处

(一) 可能的创新点

第一，当前国内学者对于失能老人照料服务的研究，多集中在家庭照料上，因为家庭照料作为失能老人最主要的照料选择，往往更容易获取。然而家庭照料的层次较为有限，基本多停留在失能老人日常生活的照料上，而没有更为专业化的服务介入。和家庭照料相比，本文所界定的长期照护服务除了日常生活照料之外，还包括慢性病管理、康复护理等较为专业的正式护理。因而可能产生与一般家庭照料截然不同的服务影响。

第二，现有关于长期照护和失能老年人医疗服务利用关系的研究较少，一些学者通过调查数据在护理保险试点基础上，以筹资机制为识别策略进行试点人群研究，得出长期护理保险对试点地区老年人的医疗服务利用和支出具有抑制作用的研究结论，并将部分原因归结为长期照护服务的替代效应。此类研究多数并不够严谨，主要在于长期护理保险受保人群与实际享受服务人群之间有巨大的“评估”鸿沟，可能造成最终结论的不够稳健。相比较而言，本文直接以老年人接受长护服务为界定依据，来研究其对失能老人医疗服务利用的影响。这在识别策略上更加准确，估计结果也更为稳健。

第三，在实证方法上，本文在 Grossman 健康需求理论和 Anderson 医疗利用模型基础上，生成了基准线性概率（LPM）模型框架，其中将 Anderson 模型作为选取控制变量的主要依据，使得回归模型较为科学。同时在考虑照护服务与医疗服务利用之间存在天然内生性的前提下，本文进一步使用工具变量（IV-OLS）的方法，减少内生性的影响。在此基础上，本文进一步替换因变量进行稳健性检验，并对不同年龄组别的失能老人进行分组回归分析，佐证模型和主回归估计结果的稳健性的同时也丰富了文章的结论。

（二）不足之处

第一，在因变量选取上，本文并未全面反映老年人医疗服务的利用情况。医疗服务是一个较为复杂的概念，受限于本文所使用问卷的内容设置，本文在借鉴既有研究基础上，将过去一年有门诊和住院经历的界定为有医疗利用行为。因而本文仅考虑了门诊和住院两种医疗服务的利用，而未考虑其他医疗保健服务利用情况。此外，对门诊和住院的利用的评估也未包括具体的医疗费用支出、住院天数、医疗机构选择等等。因而就此而言，本文对失能老人医疗服务利用的衡量指标虽然符合既有研究的范式，但尚不全面。

第二，在工具变量选取上，本文在既有文献的基础上，选取了家庭层面（家庭同住人口数）和社会层面（社区是否有养老服务）两个变量作为影响老年人接受长期照护服务的工具变量。虽然这两个工具变量通过了一系列统计检验，如弱工具变量检验、过度识别检验以及半简化式回归检验。但仍然存在内生性的可能，如家庭人口数多是为了方便照顾、报告社区有养老服务是因为接受过服务。当然，寻找完全外生的工具变量在逻辑上非常困难，要完全解决内生性问题也殊为不易。本文所使用的工具变量通过了上述统计检验，表明其在统计意义上的合格性，至少可以解决原估计结果中的一部分的内生性问题。此外，对于二值因变量，本文在参考相关文献基础上，仍然采用线性模型进行估计，虽然使用稳健标准误进行回归可

以基本消除异方差问题，但在估计效率上可能有所折扣。

第三，在数据结构上，本文使用混合截面数据来探讨长期照护服务对失能老人医疗服务利用的影响。相比较面板数据，截面数据不能捕捉个体不随时间变化而变化的因素。虽然本文控制了地区和时间固定效应，但可能在估计精准性上不如面板数据。且本文的样本量在900个左右，不算非常大，在使用工具变量过程中，估计效率可能会有所降低。然而鉴于微观调查数据获得的成本较高，本文在花费巨大精力整合筛选多年原始调查数据的基础上，使用该混合截面数据进行分析研究，也是一次有意义的尝试。

第二章 文献综述

一、基本概念界定

(一) 失能老人

根据世界卫生组织（WHO）的定义，失能（disability）是指一个人在日常生活中主要活动能力或生活能力的丧失或受限，是测量个体健康水平的重要指标（World Health Organization, 1980）。基于此，那些由于人体器官组织受损或自然退化而逐渐丧失部分生理功能，以至于无法进行日常活动的老年人被称为失能老人（庄绪荣、张丽萍, 2016）。

相比较一般意义上的自我失能情况评价（周国伟, 2008），学术界广泛采用 Sidney Katz 等人于 1963 编制的日常生活活动能力量表，即 ADL 量表（activities of daily living），作为失能情况的主要评定依据（丁华、严洁, 2018；顾大男、曾毅, 2004；廖少宏、王广州, 2021）。ADL 量表为包涵吃饭、进食在内的六项基本生活能力评价。在此基础上，工具性失能量表，即 IADL 量表（Lawton and Brody, 1969），通过对工具性能力的测度为进一步评估老年人独立生活的能力提供依据。此外，老年人随着除了生理方面失能，认知层面的失智也是重要问题，老年抑郁和阿尔兹海默症成为困扰老年人的重大问题（World Health Organization, 2012）。因而随着调查体系的完善，对心理健康和认知功能的测评也逐渐加入失能评定。但从日常生活的基本需求和调查的难易程度而言，ADL 和 IADL 量表由于指标直观和操作简易，仍然是评估老年人日常生活自理情况的重要工具（丁华、严洁, 2018）。而在具体失能界定上，廖少宏和王广州（2021）指出在失能量表基础上，研究者对于失能判别的标准，往往因为研究目的各异。而本文根据文献和数据情况的基础上，选择 60 岁以上老年人为研究对象。并使用 ADL 和 IADL 作为失能的判断标准，将有一项 ADL 失能或 IADL 失能的老人定义为失能老人。

(二) 长期照护

根据 WHO 的定义，长期照护是指由专业护理者（社会服务人员和医疗卫生服务人员）和非专业护理人员（配偶、子女、其他亲属、朋友等）进行的照料活动，其旨在使接受服务的失能人员获得较高的生活质量以及最大可能的个人满足和人格尊严（徐萍、钟清玲, 2016）。一般来说，对长期照护的理解可以拆分为“长期”和“照护”两个方面（曹艳春、王建云, 2013）。就受照护时间来看，有学者认为长期照护的时间应该至少在三个月（90 天）以上（Manton et al., 2006），而 Cha（1998）则指出，长期健康护理是没有明确时限。

而就照护内容来看，Feder et al.（2000）指出，长期照护的内容主要包括对日常生活活动（ADLs）或日常生活工具性活动（IADLs）方面的个人帮助，除此之外长期照护还可能包括治疗和慢性疾病管理等在内的专业治疗和护理。中国学者邬沧萍（2001）也认为将长期照

护服务分为一般生活照料和医疗护理,即包涵从饮食起居照料到康复治疗等一系列日常性和专业性的长期服务(裴晓梅,2009)。而景跃军和李元(2014)从需求侧分析,也将老年人长期照护的需求分为对一般生活照料的需求和对专业护理服务的需求。

基于长期照护的特点,其需求和利用在很大程度上取决于慢性病和残疾的发病率,虽然这些情况影响所有年龄段的人,但老年人由于其患慢性病和残疾的高风险,因而是长期照护的主要接受者(陈杰,2002; 邬沧萍,2001)。

本文所研究的长期照护服务,即包含一般生活照料和专业护理服务两大类,后者包括慢性病管理、康复护理、长期卧床护理和其他医疗护理等五项服务内容,本文将老年人接受这六项中一项及以上定义为接受长期照护服务,并在此基础上研究接受长期照护服务对失能老人医疗服务利用的影响。

(三) 医疗服务利用

一般而言,医疗服务是指医疗服务机构为满足患者或特定人群的卫生健康需求,而进行的一系列有形和无形态形式的输出(沈蕾、曹建文,2007)。在此基础上,医疗服务可进一步分为预防性服务和治疗性服务两类,前者通常包括体检、疾病筛查等,而后者主要为治疗活动,如急门诊、住院等(Sudano & Baker, 2003)。此外,医疗服务还包括为实现上述服务而提供的药品、医疗器具以及救助运输和病房住宿等服务(王魁等,2014)。

医疗服务作为一种特殊的消费品,对其利用的界定与衡量也需要着重讨论。一方面,由于医生和医院参与乃至主导患者的医疗决策,往往产生信息不对称等问题(Arrow, 1963),因而对医疗服务利用的界定要综合考虑需求和供给两方面(盛帅,2017)。而另一方面,在量化研究的层面上,学界则直接将医疗服务利用界定为个体的医疗行为决策,如门诊、住院等(廖小利等,2017; Bolin et al., 2008)。

根据现有研究,对于正规医疗服务利用的衡量指标一般可以分为三类。首先是就医概率,包括门诊率和住院率,以及总体医疗服务利用率(Weaver & Weaver, 2014; 余央央、封进,2018; Bolin et al., 2008; Houtven & Norton, 2008)。进而有研究采用一些更细致的指标,如应就诊未就诊率、应住院未住院率等(陈雪玲,2014)。其次,在就医概率基础上,一些研究采用治疗时长、次数以及住院天数等指标来量化患者的医疗利用程度(马超等,2019; 王贞、封进,2021; Bolin et al., 2008; Houtven & Norton, 2008)。此外,医疗总费用也可以作为反映医疗服务利用的综合指标(刘国恩、蔡春光、李林,2011),包括门诊费用、住院费用以及非治疗性费用等(侯艳杰等,2021; 马超,俞沁雯,宋泽、陈昊,2019; 王贞、封进,2021; Grossman & Michael, 1972)。

据此,本文在调查问卷基础上,将失能老人过去一年医疗服务利用的概率作为反映其医疗服务利用状况的主要指标,并在稳健性检验中加入就医次数来研究其利用程度。通过对比研究长期照护服务对失能老人不同的医疗服务利用指标的影响,使得研究结果更具稳健性。

二、医疗服务利用的影响因素

（一）健康因素

传统的卫生经济学理论将医疗卫生的利用视为人对健康需求的引致需求（Grossman & Michael, 1972），同时 Anderson（1968）也将个人健康情况视为影响医疗卫生利用的基本要素。一般来说，患病数量多、自评健康水平低以及心理健康状态不佳的中老年人对门诊等医疗服务的利用较多（Idler & Benyamini, 1997）。具体而言，疾病作为反映个体健康状况的客观指标，其严重程度与其医疗服务利用之间有显著的正相关关系（李云蕾, 2017）。同时相比较急症，慢性病由于病情迁延反复，使得患病人对医疗利用更频繁（余央央、封进, 2018），尤其对于老年群体而言，多病共存的情况更加常见，这将导致递增的医疗服务利用和支出（陈鸣声、司磊, 2021）。此外自评健康水平作为主观健康感知，其除了与实际健康状况有高度相关性（LaRue et al., 1979），也反映出个体主观上对医疗服务利用的急迫程度，因而与医疗利用也有显著正向关系（郝爱华等, 2021）。

除了生理层面，心理健康水平的参差也对个体的医疗利用也有显著影响。Vasiliadis et al.（2013）的研究显示抑郁和焦虑情绪会显著增加老年人的医疗利用支出，原因是负面情绪加重了其对自身健康状况的担忧。其中对于合并慢性病的患者而言，消极情绪不仅会带来过度医疗利用（韦悦、罗恩立, 2021），并且还会加剧自身疾病状况的恶化（Bhattacharya et al., 2014），从而增加一般医疗服务的利用。

（二）人口学特征因素

Anderson（1968）将年龄、性别、受教育水平、婚姻情况等基本个人特征因素视为影响个体医疗利用的倾向性因素。首先就年龄而言，其对医疗利用的影响一般有正反两种理论机制，一是老年人罹患慢性病概率更高，因而往往有更高的健康需求和医疗服务利用；另外一种则是由于老年人的健康投资回报率更低，反而会抑制其对医疗服务的利用（Grossman & Michael, 1972; Kenkel, 1994）。而从经验证据来看，结论多倾向于前者，即年龄的增长与个体医疗服务利用呈显著正相关，老年群体的医疗利用和支出水平显著超过 60 岁以下人口（Fuchs, 1984），并且在老年人中，高龄人群的医疗费用也显著高于低龄人群（Ellis et al., 2013）。而 Zweifel et al.（1999）的研究在控制了死亡时间后，发现年龄本身对老年人的医疗利用没有显著影响，而关键在于临终期的医疗支出，这一结论挑战了一般的观点。虽然年龄与医疗利用的影响机制仍然存在争议，但是年龄仍然是研究医疗需求重要的视角（李乐乐、杜天天, 2021）。

其次，性别差异对医疗服务的利用也有显著影响。国外既有研究发现在不同时期女性的健康状况和医疗利用可及性都不如男性（Daniel & Buor, 2004; Gertler & Gaag, 1990），由此在全生命周期累积的健康不平等将在老年时期达到峰值（United Nations, 2002），从而造成老

年女性所面临的“双重危险”，即同时享有女性和老年两种危险因素（Chappell & Havens, 1980）。国内的研究也基本证实了这一点，封婷和郑真真（2015）的研究显示以高龄老人和老年妇女为代表的弱势群体，在健康和社会资源上利用存在巨大劣势。而宋璐和左冬梅（2010）对农村地区老年人的研究也发现农村老年女性的健康状况较男性更差，但总体的医疗支出却更低，且随着年龄增加有递减趋势。

除了年龄和性别，受教育水平对医疗利用有重要影响。Grossman（1972）认为受教育水平代表了个体的人力资本水平。受教育水平越高的人，其人力资本水平也更高，健康投资的边际收益也越大，这将会促进个体的医疗服务利用。同时受教育水平具有收入效应，即增加受教育年限可以提高收入，从而提高个体医疗负担能力。此外，受教育水平的提高，会提高个体的健康意识，以及提高其为健康付费的意愿（Gertler, 1990），因而高学历往往增加个体对医疗服务的利用。

婚姻和子女情况也将影响个体的医疗利用，因为配偶和子女意味着家庭照料资源，而家庭照料往往对老年人的医疗服务利用有重要影响（余央央、封进, 2018; Bolin, Lindgren & Lundborg, 2008; Charles & Sevak, 2005; Houtven & Norton, 2004a）。

（三）社会经济因素

首先，许多既有研究表明收入对个体的医疗服务利用有显著影响。作为一种消费品，医疗服务也具有价格和收入弹性，因此个体收入水平与其医疗服务利用之间存在正相关关系（杨程、孙晓彤, 2016）。即相比较低收入人群，高收入人群往往能更及时且充分地获得相应医疗服务（Makinen et al., 2000）。究其原因，随着收入水平的提高，人们会加大对健康资本的投资力度（Grossman & Michael, 1972），人们对于高质量的医疗服务需求也会随之增加。而低收入阶层受制于经济水平对健康关注度较低，相应的健康投资也较少，与此同时伴随着较差的健康状况和高强度工作的难以为继，进而陷入经济状况更差，健康水平更低的恶性循环（朱斌、毛瑛, 2017）。

其次，社会保障对个体医疗利用也有重要影响。如研究证明，基本医疗保险制度能有效释放个体医疗服务需求（龚秀全, 2019; 郑莉莉, 2017）。而这种影响也有不同层面的异质性：相比于经济发达地区，落后地区由于医疗资源薄弱和居民医疗负担能力较弱，更需要发挥社会保障的兜底作用，如马桂峰（2017）医疗保险对农村地区的老年人医疗服务利用影响程度更大。同时相比较健康优势人群，医保制度显著促进了弱势群体和低健康群体的医疗服务利用（胡宏伟等, 2015），特别是对提高老年人就医程度和及时就医率、减轻老人家庭医疗负担有显著作用（刘国恩等, 2011）。

此外，社会网络以及城乡区位等社会环境因素也需要重点考量。首先，个体能从社会网络中获取医疗相关的讯息和资源，个体的这种社会互动越频繁，其患病时能及时获取医疗服务的可能性也越大（杜本峰等, 2018; 龚秀全, 2016）。其次中国城乡二元结构的现实使得城

乡的医疗服务利用也存在显著差异,虽然农村地区的老龄化率远高于城市(杜鹏等,2016),但陈乐乐等(2017)研究显示城市老年人医疗服务利用率、频次及费用支出均显著高于农村。

三、照护服务与医疗利用

(一) 照护方式的选择

老年人长期照料模式,可以分为家庭非正式照料和社会机构的正式照料(黄枫、傅伟,2017),在关于影响老年人养老照料方式选择的因素研究中,虽然由于学科视角和观察维度的差异,其基础理论建构上并不一致,但结论却有相似之处。综合来看,老年人养老意愿的影响因素可以分为个人因素、家庭因素和社会因素等三大方面(王佳,2018)。其中个人因素除了包括个人性别、年龄、受教育水平以及婚姻和代际关系在内的人口学的特征(李建新等,2004)之外,个人的健康状况需要着重考量,左冬梅等(2011)的研究发现慢性病所带来的医疗需求是老年人选择专业机构养老的动机之一,而随着年龄增长,老年人的身体机能不断下降,对机构养老服务的需求会明显增加(郑毅敏、李娜,2020)。家庭因素包括家庭收入、子女数量、代际支持以及家庭和睦程度等一组反映家庭养老能力的变量(蒋岳祥、斯雯,2006),家庭养老功能越强的老人越倾向于家庭照料。其中,家庭和睦程度是反应家庭的情感功能,是影响老年人选择家庭照料的重要因素(宋宝安,2006)。社会因素包括社会支持、社区相关服务和公共养老服务资源等(段联峥等,2016),基于社区的养老服务支持对老年人选择社区养老和机构养老有显著影响(程欣,2020)。

综上所述,无论是家庭或是社会因素,对于大多数老年人而言,养老资源的可及性将直接影响其照料方式的选择。相对于社会照料,家庭资源往往更容易获得,宗庆庆等(2020)利用大样本随机干预实验证实了家庭在老年人照料模式选择中存在“啄序偏好”:家庭首先动用所有内部照料资源,然后再使用社会照料。其次总体来看,老年人,特别是高龄失能老人的照料资源仍然集中在家庭内部(丁志宏,2011),加之在相同养老效用下,家庭养老的成本显著低于机构养老的费用(邓颖等,2004),因而家庭照料仍然是目前我国老年人长期照料方式的首要选择(姜向群、刘妮娜,2014;彭青云,2019)。

本文对失能老人长期照护服务问题的研究,虽然没有区分服务的提供者,但是基本隐含家庭层面和社会层面(机构)这两类服务来源。

(二) 照护服务对医疗利用的影响

人们普遍认为,长期护理受到人口老龄化的影响。随着预期寿命的增加,老年人的比例增加,从而导致对长期照护服务的需求增加(Spillman & Lubitz, 2000)。然而,当市场上没有相关服务或服务价格难以负担时,需要长期照护的人可能会向医院寻求护理服务,产生所谓“社会性住院”问题(Lu et al., 2020)。而这里隐含着一个前提,即长期照护服务和医疗服务之间存在某种替代的可能,而这也成为国内外学者关注的焦点。

就家庭照料而言,在既往国外的研究中,已经发现家庭照料对于医疗利用有显著的替代作用(Houtven & Norton, 2004b; Houtven & Norton, 2008),虽然在国内的研究中,林苑娟等(2014)发现家庭照料可以显著降低老年人的门诊率,陈荣荣(2019)研究也显示了对于中高年龄组的失能老人,接受家庭照料将显著减少其医疗费用支出。但这一点学界并未达成共识,黄枫、傅伟(2017)的研究发现家庭照料虽然可以显著替代家政服务 etc 社会性养老服务,但对门诊等医疗服务没有显著影响。相反的,余央央和封进(2018)的研究则显示,家庭照料和老年人医疗服务之间存在互补关系,即接受家庭照料的老年人能更好地利用医疗资源,因而有更高的门诊利用率和住院率。对于失能老人而言,长期照护服务的来源和种类并不限于家庭层面,如社会机构提供的慢性病管理、康复管理等医疗护理服务比一般家庭提供的照料服务更加专业,因而往往产生不同的效应。

由于经济发展水平的差异,关于机构专业护理与医疗利用关系的研究多集中在发达国家(Lu, Mi, Yan, Lim & Feng, 2020)。在英国, Forder (2009)发现老年人在护理院多花 1 英镑,医院支出就会减少 0.35 英镑,护理投入与医院支出呈现替代关系(Bardsley et al., 2010)。此外, Fernandez & Forder (2008)在使用 150 个英国地方当局 2 年的行政数据基础上,发现提高社会机构护理资源的可获得性,对老年人的延迟出院率和急诊再入院率有显著负向影响。Gaughan et al. (2015)研究也发现在英国增加机构护理床位数量,将会有效减少老年人的住院天数,从而缓解了“社会性住院”的现象。在西班牙, Costa-Font et al. (2018)通过利用政府扩大长期护理服务津贴的政策变动进行准自然实验研究,结果显示增加失能人群对护理服务的负担能力会导致其住院率和住院时间的显著下降。在法国, Rapp et al. (2015)也发现,在阿尔茨海默病患者中,长期护理服务补贴的受益人的急诊护理率明显低于非受益人。类似的结论也存在于对亚洲国家的研究,如 Kim & Lim (2015)研究发现增加对韩国失能老人的照护补贴后,其医疗费用,特别是住院费用得以显著下降。

除了替代效应,有一些相关研究也得出了不同的结论,如挪威的研究显示,增加老年人接受长期护理本身并不能减轻医院的压力(Deraas et al., 2011)。而一项对美国的研究则显示,疗养院床位的可获得性增加与老年人急诊科就诊次数的小幅增加有关(Hunold et al., 2014)

中国有关长期护理实证研究起步较晚,除了家庭照料之外,对于社会正式护理的效果研究多通过研究长期护理保险试点研究来实现。马超等(2019)率先使用 CLARLS(2011-2015)数据,通过双重差分的方法对长期护理试点城市青岛市的情况进行分析,研究发现长期护理保险的实施显著减少了试点城市中老年居民门诊费用、月均门诊次数;年均住院费用和年均住院次数,同时还提高了老年人的身心健康水平。其后,相关研究基于 CHARLS(2011-2018)数据,对包含更多试点城市的情况进行分析,印证了长期护理保险的覆盖有效抑制老年人医疗利用的同时对其健康水平产生正向的显著影响(胡天天、刘欢, 2021),然而此间也有研究显示,长护险对老年人住院费用、自评健康、精神抑郁程度的影响不显著,乃至会增加门诊次数和费用(侯艳杰, 王瑜, 颜诗源, 张文静, 张琳、姚俊, 2021),其间结果差异一定程度上

来源于不同的试点城市选取规则和参保人员的界定标准。

除了调查数据之外，Feng et al. (2020) 利用上海市 2016-2017 的医保抽样数据进行研究，结果发现长期护理保险显著缩短了上海老年人在三级医院的住院时间和医疗支出。王贞、封进 (2021) 在此基础上，以“居家服务补贴”的使用情况印证并测度了长期护理服务对老年人的“健康效应”，以及“机构服务补贴”导致养老机构对住院的“替代效应”，进一步从机制层面说明了长护险降低了社会性住院发生的影响渠道。除了上海，Lu et al. (2020) 利用青岛市医保数据，发现使用长期护理可使得老年人使用医院住院服务的可能性降低 12%。此外，陈铂麟 (2021) 使用某试点县 2015-2019 的医保报销数据，证实了长护险在县级层面也具有显著的医疗控费效应，其机制是长期护理保险通过照护服务补贴，减少保险受益人的住院次数和次均住院时长。现相比较一般调查数据，医保数据能更加准确地识别长护险受益人，且真实反映实际医疗利用程度，其结果也更加稳健。

四、文献评述

(一) 文献情况概述

通过归纳梳理长期照护服务以及医疗服务利用的相关研究成果可以发现，首先对于个体的医疗服务利用因素，国内外学者已经有了十分透彻的研究，如 Grossman 健康需求理论和 Anderson 卫生服务利用模型，这些研究结果对本文变量的选取具有重要意义。此外，国外对于长期照护服务和医疗利用的关系研究较为充分，虽然没有完全统一的结论，但基于“互补”和“替代”的分析机制，已经成为研究照护服务与老年人医疗利用的重要思路。国内对完整意义上长期照护服务（包括专业照护在内）与医疗利用关系的研究比较少，一些通过长期护理保险的试点研究，基本证实了长期照护服务对医疗利用，尤其是住院服务利用的替代作用。

(二) 现有研究的不足

此外，现有国内关于长期照护服务的研究还存在一些不足，主要集中在研究视角上。

第一，现有关于长期照护和老年人医疗服务的研究多数以全体老人为研究对象，而没有看到老年群体内部的异质性。相较于正常状态的老人，失能老人对照护服务和医疗利用的需求更高，研究照护服务对他们的影响将更具现实意义。另外大多数研究对于医疗服务利用指标的选取往往很单一，如为了工具变量的外生性考虑，只选取门诊和住院概率作为其医疗服务利用情况的衡量指标，可观测的维度较少。最后国内大多数对长期照护服务的研究多集中在家庭照料和代际支持上，对于包括专业护理在内的正式照护服务的研究较少。

第二，相关研究在长期照护服务享受人群的界定上较为模糊。国内既有以调查数据为基础，对长期护理保险和保险受益人就医行为关系的研究都有一个隐含的假定，就是参加护理保险与接受服务之间的高度相关性，即界定参保人群即为接受服务人群，而这种界定在理论和现实逻辑上存在一些纰漏。首先由于各试点城市的长护险推进情况存在渐进性，体现在不

同时间点和不同区县和街道的政策覆盖差异,因而现行微观调查数据仅从城市层面难以准确反映实际情况,因而在实际参保人群的界定上即存在一定的模糊性。其次由于长护险作为一种对冲失能风险的险种,并非即时收益,参保人和实际享受待遇人之间存在很大空间。根据国家医保局发布《2020年全国医疗保障事业发展统计公报》来看,2020年,全国长期护理保险参保人数10835.3万人,而享受待遇人数83.5万人,仅占0.77%。虽然没有老年人的参保和受益数据,但根据目前受益规则的严苛程度,并不能将两者简单划等号。以成都市为例,2020年城镇职工基本医疗保险参保995.98万人,其中退休人员212.14万人,而长期护理保险参保人数为948.48万人,根据成都市长期护理参保原则(覆盖城镇职工参保人员)测算,参保率约为95.2%。而截至2020年,成都市长护理服务累计支付57.24万人,占现有退休参保人群的28%。同时长期照护保险受理失能人员评估申请通过率也为74.88%,需求和实际供给之间仍有差距。¹因而在通过长期护理保险来研究长期照护影响的研究中,我们既不能笼统的根据使用调查数据在城市层面进行参保人数估计,更不能将参保人和实际受益人等同起来。与之相比,医保报销数据很好的规避了识别上的困难。除了受益人的界定层面,还有隐含了一个机制层面假设,即接受长期照护服务对老年人医疗利用有显著影响。然而这种服务层面的替代作用是否存在,仍值得加以探讨。

基于此,本文采用中国社会科学院人口与劳动经济学研究所的城市住户抽样调查数据,根据ADL和IADL量表选取失能老人作为本文的研究对象,以老年人是否接受相关长期照护服务(不论是否是受保人群)为界定标准,检验相关长期照护服务(包含日常照料和专业护理服务在内)对失能老人医疗利用的影响。由于让失能老人接受长期护理服务,是长期护理保险的开展的直接政策含义,因而从接受服务角度去研究,从界定层面会更加清晰和稳健。此外,本文同时在稳健性检验中将年度门诊次数和住院次数作为门诊率和住院率的替代变量来共同研究,拓宽了医疗服务测量的维度。

(三) 提出研究假设

根据上述文献综述所示,国内对长期照护保险试点研究显示接受长期照护服务对老年人医疗服务利用有显著抑制作用,且主要体现在减少“社会性住院”上。基于此本文提出先两个基本假设:

假设一:接受长期照护服务对失能老人的医疗服务利用有显著替代效应。

假设二:接受长期照护服务对失能老人住院利用的替代效应大于对门诊的替代效应。

同时根据Grossman的健康需求理论,人们对于医疗服务利用的需求是对健康需求的所引致的。人的健康存量随年龄而折旧,因而不同年龄层次的老人健康状况有差异,可能会对

¹ 数据来源于《2020年成都市医疗保障事业发展统计快报》以及《成都市医疗保障事业发展“十四五”规划》

医疗服务利用产生不同的影响，故而在假设一和二基础上，本文提出第三个假设：

假设三：接受长期照护服务对失能老人医疗服务利用的替代效应存在年龄层面的异质性。

第三章 基本理论

一、Grossman 健康需求理论

在 Becker 等人的人力资本理论基础上, Grossman (1972) 提出并发展了健康需求理论。Grossman 将健康视为人力资本的重要组成部分, 认为其同时具备消费品和投资品两种属性, 并提出健康资本的概念。首先作为消费品, 健康的消费直接影响个体全生命周期的效用, 满足人们认为人对生活品质的基本需要, 即当人们更健康时会更快乐; 其次, 个人的健康资本也能决定其参与劳动市场的意愿和时间, 良好的健康水平促使人们参与市场和生产性活动。与以往理论中的静态模型不同, Grossman 的健康需求理论关注个体健康资本的动态变化, 并考虑个体多期的综合效用。其基本逻辑是: 每个人在人生初始阶段, 都会有一定的健康存量, 并随着年龄的增长产生折旧, 于是人们会增加健康投资(医疗保健支出)来弥补其不足。而健康需求理论的逻辑起点是消费者全生命周期的效用函数, 如(3.1)式所示

$$U = U(\phi_t H_t, Z_t), \quad t = 0, 1, 2, \dots, n \quad (3.1)$$

上式中, H_t 是其在第 t 期的健康存量, ϕ_t 是第 t 期每单位健康存量所带来的效益, $\phi_t H_t$ 表示第 t 期可消费的健康, Z_t 是除了健康之外的其他消费品在第 t 个时期的总消费量。当 $t=0$ 时, H_0 表示个体在初始阶段外生给定的健康存量; 此后各期 H_t 则是内生的, 由消费者自行决定。 n 代表生命长度, 也是内生变量, 由健康存量 H_t 决定, 而当健康存量 H_t 不足以维持生命所需时, 个体将会死亡。

在(3.1)模型中, 个体的健康状况主要受外生的折旧率影响, 而这种折旧速率与个体年龄增长高度相关。为了弥补这种折旧率上升对个体初始健康的损耗, 维系自身健康状况, 人们将不断适时增加健康投资, 主要表现在对医疗服务的利用。在此基础上, Grossman 进一步提出了个体的医疗服务需求模型, 将个体对医疗服务的需求视为其健康状况、工资率、医疗服务价格、受教育水平等四个主要影响因素的函数:

$$ME(t) = F(PH(t), w(t), p(t), ED(t), X(t)) \quad (3.2)$$

(3.2) 式中 $ME(t)$ 代表个体 i 在第 t 期的医疗服务需求, $PH(t)$ 、 $w(t)$ 、 $p(t)$ 、 $ED(t)$ 分别表示个体 i 在第 t 期的健康状况、工资率、医疗服务价格和受教育水平, $X(t)$ 表示其他潜在的影响因素。为了简化研究, 可以使用年龄作为健康资本折旧率的代理变量。其次, 工资率是指单位时间内的劳动价格, 决定着个体的收入水平以及健康投资的边际收益和成本。此外, 医疗服务作为一种商品, 其价格也将直接影响个体对医疗服务的需求。最后, 个体的受教育水平实际代表着人力资本存量, 一般而言个体的受教育水平越高, 其对健康进行投入的回报和意愿也会越高。

Grossman 健康需求模型对于本文研究模型的构建和变量选取具有重要意义。首先, 根据 Grossman 模型, 失能老人对医疗服务利用的需求是其对维持健康状况需求的引致需求。

因而失能老人的健康状况是研究其医疗服务利用要考虑的首要因素。此外,年龄、经济情况、受教育程度等因素也成为本文计量模型中重要的控制变量

二、Anderson 医疗服务利用模型

为了研究人们的医疗服务利用行为, Andersen (1968) 提出了一个涵盖多层次的卫生服务利用分析模型, 在该模型中 Andersen 将影响个体医疗服务利用的主要因素归结为三类: 倾向性因素(predisposing characteristics)、能力因素(enabling resources)以及需要因素(needs)。

倾向性因素主要包括个体人口学特征、社会地位以及个人的健康理念等一些可能影响医疗服务利用的个人因素。具体而言, 人口学特征通常包括年龄、性别、婚姻状态等; 社会地位则通常使用职业类型、户籍所在地以及社交网络来衡量; 健康理念是指人们对自身健康状况的认知和重视程度, 可以通过个体对自身健康投入强度来衡量。

能力因素是指反映个体对获取医疗服务能力的条件因素, 包括个人和社会两个层面。个人层面主要包括收入水平和参加医保情况等经济因素, 可支配收入高且有参加医疗保险的人对医疗服务的负担能力更强, 对医疗服务的利用也相对更高; 而社会层面则体现在医疗资源的可及性上, 如所在区域医疗资源多寡、个体距最近医疗机构的路程和便利程度, 以及医保报销比例和报销难易程度。这些因素共同构成了人们获取医疗服务利用的基本条件。

需要因素主要包括主观和客观层面上反映个体健康状况的系列因素。在主观上, 包括个体对自身健康状况的评价; 客观上则主要为医务人员对个人健康的临床评估和诊断结果。与客观健康指标相比, 主观层面的自我健康评价除了反映真实健康水平之外, 更侧重于体现其当前的健康状态对医疗服务利用的急迫程度, 这些对人们购买医疗服务都有重要影响。

除了以上三种主要因素之外, 还有其他环境因素也会影响个人的医疗服务利用, 包括当地的经济发展水平、贫富差距、医疗卫生体系和制度等等。

Anderson 医疗服务利用模型是本文模型中控制变量选取的主要理论支撑。本文分别从倾向性因素、能力因素和需要因素等三个方面选取了可能影响失能老人医疗服务利用的主要因素作为控制变量, 来研究长期照护服务对失能老人医疗服务利用的影响。

第四章 实证研究

一、模型方法的选择

(一) 线性概率模型 (LPM)

为了研究长期照护与老年人医疗利用的关系,本文首先构建了一个基本的线性概率模型。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTC_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 D_{it} + \beta_5 P_{it} + u_i \dots\dots\dots (4.1)$$

其中 y_{it} 为被解释变量,指第 i 个失能老年人在 t 期的医疗利用情况,包括门诊和住院两类,是二分变量,即是否看过门诊和是否住过院。 LTC_{it} 则是解释变量,表示第 i 个失能老年人在 t 期是否接受了长期照护服务,1表示有,0表示没有。其余是一些必要的控制变量,根据Anderson医疗服务利用模型, X_{it} 为倾向性因素,包括性别、年龄、受教育水平、是否有配偶等人口学特征变量。 A_{it} 能力因素,包括户口类型、是否领取养老保险、是否有医疗保险,以及家庭经济状况等显示个人经济社会特征的变量。 D_{it} 表示需要因素,主要反映老年人的健康状况,包括所患慢性病的数量、自评健康,以及ADL失能等级和使用辅具的数量。另外 β_0 为截距, $\beta_1 \dots \beta_4$ 为待估系数, u_i 为随机扰动项。

以上模型虽然控制了影响健康和医疗利用的大部分变量,但没考虑潜在的地区差异,如不同地区的老年人健康状况往往有差异,东部地区的老年人健康状况要优于中西部地区(张忆雄等,2014),这将直接影响医疗利用的获取,因此本文在(4.1)式的基础上结合调查城市的分布,根据国家经济区位划分标准,生成东部地区、东北地区和西部地区三个虚拟变量,用以控制地区固定效应。此外,本文所使用的数据虽然不是面板数据,部分城市只有一期的观测值,但为了提高整体估计的准确性,本文也加入了时间固定效应,将时间分为2016、2017、2018和2019年度(2020失能老人数量较少,为了估计稳健性考虑,将其并入2019年度)。此外,在Anderson医疗服务利用模型基础上,本文控制了一组偏好因素,包括日常就医习惯(有病是否就医)和对长期照护服务的需求(是否主观需要LTC)。具体计量公式如下所示

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTC_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 D_{it} + \beta_5 P_{it} + \delta_i + \sigma_i + u_i \dots\dots\dots (4.2)$$

其中 δ_i 是地区虚拟变量, σ_i 为年份虚拟变量, P_{it} 为上述偏好因素。其它变量与(4.1)式一样,

(二) 工具变量法 (IV)

1. 内生性与方法选择

既有有关照料服务和医疗利用的实证研究中,不能忽视的一个问题是当照料服务作为解释变量时的内生性问题。参考现有文献,其内生性来源主要有两个。首先是遗漏变量问题,即由于一些不客观测的重要变量同时影响照料服务的获取和医疗服务的利用,造成伪相关的

关系 (Charles & Sevak, 2005)。比如老年人健康状况突然地恶化, 将同时增加其对医疗服务以及照料服务的利用。其次是个人对照料服务与医疗服务的选择往往同时进行, 因而可能存在联立性误差, 即反向因果的问题 (林莞娟, 王辉、邹振鹏, 2014; Bonsang, 2009; Houtven & Norton, 2008)。

本文在初始回归中虽然已经尽可能的控制了不可观测变量, 如就医态度和服务需求等, 但同样可能存在某些无法观测的遗漏变量, 同时联立性误差存在的可能性使得初始估计并不稳健。基于此, 本文进一步采用工具变量回归的方法来克服内生性问题。

对于因变量和自变量均为二值变量的情况, IV-Probit 的估计方法并不适用, 本文在参照现有文献的解决方法基础上 (余央央、封进, 2018; Angrist, 1990), 采用线性模型 IV-OLS 检验和规避其内生性, 与 IV-Probit 方法相比, IV-OLS 可以不受限与自变量的类型, 同时在使用稳健标准误回归的前提下也可以很大程度规避异方差的问题。此外, 这一方法也可与线性概率模型估计结果进行直观比较。工具变量法的一阶段回归方程为:

$$LTC_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 IV + \gamma_2 X_{it} + \gamma_3 A_{it} + \gamma_4 D_{it} + \gamma_5 P_{it} + \delta_i + \sigma_i + u_i \dots \dots (4.3)$$

(4.3) 式中因变量为 (4.2) 式中的自变量, 即是否接受长期照护服务。IV 为一组工具变量, 其他控制变量与 (4.2) 式一致。

2. 工具变量的选择

关于工具变量的选择, 有两个基本前提, 模型具有内生性以及选取的工具变量的外生性。后者是对工具变量的要求, 即工具变量的选取需要和自变量相关, 同时不能直接影响因变量。通过第一级阶段的回归, 将工具变量对自变量的影响带入到第二阶段回归中, 得到净效应。

本文参考了大量文献的基础上选择了家庭人口数和社区是否有养老服务机构作为失能老人是否接受服务的工具变量。一般来说, 长期照护服务主要有家庭和社会两方提供者, 家庭如配偶、子女和其他亲属的非正式护理; 社会则包括养老机构提供的正式护理以及雇请保姆或者护理人员上门居家护理。家庭层面, 子女数和以及和子女的居住距离常作为工具变量使用 (Bolin et al., 2008; Charles & Sevak, 2005; Stern, 1995), 本文选取的工具变量是家庭同住人口数, 因为家庭人口数可以很大程度包涵家庭成员的信息, 这将影响其是否接受家庭成员提供的照料服务 (李青原, 2021), 由此我们假设家庭成员越多的失能老人接受照护服务的概率越高; 社会层面, 社区的养老服务供给情况可以作为影响老年人接受社会照料的工具变量 (刘柏惠、寇恩惠, 2015), 因为社区养老服务供给是外生的, 能影响该老年人的养老服务获取, 而与其医疗利用没有直接关系。同时参考相关文献, 本文根据问卷中由老年人自行报告的“是”或“否”, 来确定其住所周边是否有养老服务机构 (张仁慧、苏群, 2019)。以上两个工具变量的有效性在后文的讨论中得到进一步证实。

二、数据和变量选取

(一) 数据说明

1.数据来源

本文使用的数据来自中国社会科学院人口与劳动经济研究所有关城市老年人长期护理服务的城市抽样调查。从2016年开始,相关课题组以60岁以上老年人为对象,先后组织对宁波市、成都市、青岛市、长春市、北京市、和内蒙古五市的“长期照护需求个人抽样调查”,共回收有效问卷11000多份。该调查问卷包括六个大项,涉及老年受访者个人及家庭基本情况、个人收入与家庭经济状况、医疗保障与医疗资源利用、健康状况与生活质量、长期照护服务意愿和长期护理保险意愿。

2.样本选择

本文使用的数据为该调查2016-2020四年间对包括成都市、宁波市、青岛市、长春市、北京市和内蒙古五市共计10个地级市的调查数据集,即混合截面数据,总体共计4925份数据。同时,根据该调查问卷中测得的ADL和IADL量表,确定所研究的失能老人样本。ADL包括如厕、进食、穿衣、上下床、行走、洗澡六项问题;IADL包括做家务、做饭菜、洗衣、购物、搭乘公共交通、打电话、处理财务等七项问题,每个问题有“自己完全可以做”、“有困难,尚能克服”、“需要帮助”、“根本无法做”等四个选项,作为判断的依据。本文将ADL量表中只要有1项“需要帮助”即认定为ADL失能。在此基础上有1~2项失能为轻度失能;3~4项为中度失能;5~6项为重度失能,IADL失能情况同理。并将有一项及以上ADL或IADL失能的老人定义为失能老人。删去关键变量缺失的样本,其中符合条件的失能老人912人。为了消除调查数据中极端值可能带来的偏差,本文对与模型相关的连续性变量进行了前后2.5%的缩尾处理。

(二) 变量选取

1.被解释变量

门诊率和住院率是反映失能老人医疗服务利用情况的重要指标(杜本峰,曹桂、许锋,2018;郝爱华,陈楚天,郎玲玲、徐宁,2021)。基于问卷设计,本文选取老年人过去一年的门诊和住院服务利用情况作为被解释变量,指代其医疗服务利用情况。其中,将过去一年门诊次数大于零的界定为过去一年看过门诊,将过去一年住院次数大于零界定为过去一年看过门诊。

在本文使用的城市住户抽样调查问卷(下称:住户问卷)中,分别询问了老年人过去一年的门诊次数和住院次数,据此产生了是否门诊和是否住院两个因变量,若门诊次数和住院次数大于0,则赋值为1,否则为0。

2.解释变量

本文的核心解释变量为是否获得长期照护服务。住户问卷中对于接受长期照护服务的界定,包含生活照料、心理抚慰、慢性病管理、康复护理、长期卧床护理和其他专业医疗护理等六项。对于每一项服务有“没考虑过”、“不需要”、“需要并已获得”“需要但未获得”四个选

项。对于其中任何一项服务，若回答“没考虑过”、“不需要”或“需要未获得”则都视为没有获得该服务，回答“需要且获得”则视为获得该项服务。老年人对于这六项服务有获得一项及以上的，即认定为接受长期照护服务，赋值为1；否则为0。

3.控制变量

根据 Anderson 卫生服务利用模型，将影响医疗服务利用的倾向性因素、能力因素、和需要因素作为控制变量纳入本文分析框架。其中倾向因素包括影响个体医疗利用的人口学特征、社会结构和健康理念，据此本文的倾向性因素包括性别、年龄、婚姻状况和受教育水平。能力因素主要为反映个体对获取医疗服务能力的条件因素，涵盖家庭资源和社会资源两个层面，故包括家庭经济状况、养老保障、医疗保险和户口类型。需要因素主要为个人健康情况指标，包括罹患慢性病数量、自评健康好坏以及 ADL 失能程度。本文为减轻遗漏变量所带来的内生性问题，在此上述 Anderson 模型基础上，增加控制了一组偏好因素，包括就医习惯和是否主观需要长期照护服务。

(1) 倾向性因素

根据 Grossman 健康需求理论，个体的健康资本随着年龄增长而不断贬值，由此带来了健康投资，即医疗服务利用的增加。同时失能老人的健康投资的边际收益较低，对医疗利用会有抑制作用。因而年龄是影响老年人医疗服务的重要因素。住户问卷中询问了老年人的真实年龄，本文直接将该回答作为连续型变量纳入模型，并据此剔除了 60 岁以下样本。

既有研究表明，性别差异对老年人的医疗服务利用有显著影响，本文将问卷中对于性别的回答设置为虚拟变量，性别“男”赋值为“1”，性别“女”赋值为“0”。

研究表明，同居配偶的存在与否可能会影响老年人的健康状况，进而影响其医疗服务利用。住户问卷中，对老年人婚姻情况的测量包括六个选项：“（1）未婚、（2）有配偶、（3）离婚、（4）丧偶、（5）同居、（6）分居”。据此，本文将回答“有配偶”和“同居”的重新复制为“1”，回答其它选项的赋值为“0”，由此生成了一个表示老年人有无同居配偶的二分变量。

Grossman（1972）认为受教育水平（学历）是影响个体健康资本的重要因素。教育会提高个体人力资本从而提升健康投资的边际收益和投资意愿。根据问卷中“文化程度”一问，本文生成了代表受教育水平的一组虚拟变量，包括文盲/没上过学、小学水平、中学水平、高中水平及以上。其中将文盲/没上过学作为对照组。

(2) 能力因素

收入水平是影响个体健康需求的关键因素。一方面，较高的收入水平可以将个体的医疗需求是否能转换为对医疗服务的利用，从而促进其医疗服务的利用；另一方面，较高收入水平的个体往往生活水平及健康水平更高，从而抑制个体的医疗服务利用。由于失能老人个人收入有限，因而本文选取家庭经济状况作为控制变量。住户问卷中，对老年人家庭经济状况的提问有四个选项：“（1）入不敷出、（2）收支平衡、（3）尚有结余、（4）很宽裕”，据此本文生成了三个反映受访者家庭经济状况的虚拟变量，分别为：是否入不敷出、是否收支平衡、

是否有结余，其中是否收支平衡为对照组。

一般而言，医疗保险制度的成本补偿机制会直接减少个体医疗费用，提高其医疗负担能力，从而影响其实际医疗利用情况。因此本文对受访失能老人的参保情况进行控制。根据住户问卷“您参保的医疗保障方式”一问，对参加城镇职工医保在内的任意一种医疗保险的老人赋值为“1”，未参保的赋值为“0”。

养老金是老年人的重要收入来源，由于本文研究的失能老人均已达到退休年龄（60岁以上），因而本文根据住户问卷中“您是否已经正式领取退休金、养老金？”一问，将回答“是”的赋值为“1”，“否”赋值为“0”，由此生成是否领取养老金的虚拟变量。

我国城乡二元经济结构导致城乡医疗资源配置呈现两极化的不均衡状态，同时户籍制度的存在使得养老等公共服务难以实现城乡之间的均等化。根据问卷中关于受访者户籍的选项，对该变量进行重新编码并生成虚拟变量：对非农居民户口赋值为“1”，农业户口赋值为“0”。

(3) 需要因素

Grossman 认为个体对医疗服务的需求其对健康需求的引致需求，为了控制健康这一重要因素对失能老年人医疗利用的影响，本文使用个体患病情况对其进行控制。相较于急症，由于慢性病具有病情迁延反复，同时老年人往往存在多病共存的状况，这将导致递增的医疗服务利用。为了有效反映出老年人“共病”情况，提高对老年人健康水平的预测，本文使用所患慢性病的数量作为反映个体健康状况的重要控制变量。住户问卷中对老年人是否患有包括高血压、糖尿病在内的 15 个常见慢性疾病进行提问，由老年人自行报告。该问题，本研究对每位受访老人所患慢性病的数量进行加总计算，生成代表慢性病数量的新变量，并将其纳入模型中。

自评健康作为个体对自身健康状况的主观判断，一方面可以作为对客观健康状况的补充说明，另一方面则反映出在当前健康水平下，个体对医疗服务利用的急迫程度。根据问卷中老年人对自身健康和失能情况的评估，生成了一个是否自评健康较好的虚拟变量，其中对回答“身体健康，还能帮助别人”和“尚能自理”的赋值为“1”，其余赋值为“0”，

一般来说，缺乏自理能力的老年人，其健康状况越差，越需要医疗服务，同时就医难度也较高。对老年人失能情况的判断，一般有 ADL 和 IADL 两种方式，而作为控制变量为了防止多重共线性的存在，本文选用 ADL 失能等级作为反映个体失能程度的指标。根据住户问卷中 ADL 量表，将六项日常活动（进食、上厕所、穿衣、上下床、行走、洗澡）中至少有一项需要帮助的老人判定为 ADL 失能，并依据不能完成的项目数来划分其失能程度。其中有 1-2 项需要帮助的为“轻度 ADL 失能”，3-4 项需要帮助的为“中度 ADL 失能”，5-6 项需要帮助的为“重度 ADL 失能”，IADL 同理。由于本文对失能老人的界定，由 ADL 和 IADL 共同确定，因而存在 IADL 失能而 ADL 不失能的老人。据此，上述生成的三个反映 ADL 失能等级的虚拟变量最终为“轻度 ADL 失能及以下”、“中度 ADL 失能”和“重度 ADL 失能”。

除了 ADL 失能等级之外，本文还选用了受访老年人使用辅具数量作为其失能程度的补

充说明。辅具作为老年人日常活动的辅助器械，反映了老年人在某个功能上的缺失。住户问卷中，对老年人使用包括老花镜、助听器、拐杖、轮椅等 15 种辅具情况进行提问，本文对每个老年人使用辅具的数量进行加总纳入模型中，作为反映其失能程度的客观依据。

(4) 偏好因素

作为遗漏变量，在回归分析中，个人偏好的难以捉摸往往是内生性的重要来源。因而在控制健康和个人基本社会的基础上，本文较为创新地控制了老年人的就医态度，这是不太容易观测的变量，并且能够强烈影响老年人的医疗情况。本文根据住户问卷“您对于常见病或慢性病您通常采取的治疗方式”一问，定义了一个反映老年人就医态度的二分变量，将去包括三甲医院等不同门类的医院就诊视作习惯接受正规医疗，赋值为 1，而将“去药店买药”、“自己找点药吃”和“不看病，不吃药”定义为不接受正规治疗，赋值为 0。该变量不仅隐含了对正规门诊就医的偏好，同时也隐含了获取医疗利用的难易度。

此外，本文还将老年人对长期照护服务的主观需求加入控制变量，不同需求之间的老年人，除了个人偏好。可能隐含有一些不易观测的健康和社会经济差异，将会同时影响医疗服务的利用。根据问卷中对六种长期照护服务需求的回答，将“没考虑过”、“不需要”合并为不需要，赋值为 0；将“需要已获得”和“需要未获得”合并为需要，赋值为“1”，由此生成一个反映长期照护服务需求的二分变量。通过这两个偏好性变量的加入将在很大程度上规避由难以观测的遗漏变量所带来的内生性问题。

上述各变量的赋值与定义见表 4-1。

表 4-1

变量	赋值及定义	属性
因变量:		
门诊	过去一年看过门诊=1; 过去一年没看过门诊=0	二分变量
住院	过去一年住过院=1; 过去一年没住过院=0	二分变量
自变量:		
获得 LTC	获得长期照护服务=1; 未获得长期照护服务=0	二分变量
倾向性因素:		
性别	男=1; 女=0	二分变量
年龄	真实年龄, 介于 60-99 岁	连续型变量
受教育水平	生成文盲/没上过学、小学水平、中学水平、高中水平及以上等四个虚拟变量	二分变量

续表 4-1

有配偶	有同居配偶=1；无同居配偶=0	二分变量
能力因素：		
户口	非农户口=1；农业户口=0	二分变量
养老金	已领取养老金=1；未领取养老金=0	二分变量
医疗保险	有医疗保险=1；未参保医疗保险=0	二分变量
家庭经济状况	生成入不敷出、收支平衡、有结余三个虚拟变量	二分变量
需要因素：		二分变量
慢性病数量	个体患有慢性病的数量	连续型变量
自评健康	自评健康较好=1；自评健康较差=0	二分变量
ADL 失能等级	生成轻度 ADL 失能及以下、中度 ADL 失能、重度 ADL 失能三个虚拟变量	二分变量
辅具数量	个体使用辅助工具的数量	连续型变量
偏好因素：		
就医习惯	习惯接受正规医疗服务=1；自我治疗=0	二分变量
需要 LTC	需要长期照护服务=1；不需要长期照护服务=0	二分变量
地区固定效应	生成西部地区、东部地区和东北地区三个虚拟变量	二分变量
年份固定效应	生成 2016、2017、2018、2019 四个虚拟变量	二分变量

三、描述性统计

（一）失能情况与照护获取

1. 总体失能情况

一般而言，照护需求和获取和老年人身体状况息息相关。其中老年人是否失能是重要的分水岭。本文将有一项及以上 ADL 或 IADL 失能的老人定义为失能老人，并通过具体需要帮助的项目数、失能等级和使用辅具数量反映其失能程度。

总体数据中，老年人的综合失能情况如表 4-2 所示。根据本文的判别标准，老年人总体失能率为 21.7%，其中 ADL 失能率在 16.3% 左右，IADL 失能率约为 22.3%，平均使用辅具

2.33 种。分年龄段来看，总体失能率、需要帮助的项目数（ADL/IADL）、ADL 和 IADL 失能率、使用辅具数量以及自评失能等级都随着年龄增加，且呈现加速状态。70 岁以上老人平均有 0.4 项 ADL 项目和 0.9 项 IADL 项目无法独立完成，而 80 岁以上老人则平均至少有 1.5 项 ADL 项目和 3.2 项 IADL 项目不能独立完成，失能情况呈现倍数增长。同时，近 53.1% 的 80 岁以上老年人面临失能风险，其中 ADL 失能和 IADL 失能率分别为 42.1%和 52.3%。其次，各年龄段 IADL 失能率和需要帮助的项目数也均高于 ADL 量表，表明老年人失能的渐进状态，即 ADL 失能滞后于 IADL 失能。

表 4-2 总体数据老年人综合失能情况

	总体数据	60-70 岁	70-80 岁	80 岁及以上
综合失能率	0.217	0.064	0.172	0.531
需要帮助的项目数（ADL）	0.585	0.155	0.416	1.523
ADL 失能率	0.163	0.043	0.118	0.421
需要帮助的项目数（IADL）	1.233	0.309	0.901	3.208
IADL 失能率	0.223	0.063	0.168	0.523
使用辅具数量	2.325	1.893	2.079	3.361
观测值	4265	1808	1379	1078

根据上述条件，本文共筛选出符合条件的失能老人 912 人，作为本文的研究样本。具体年龄性别分布如图 4-1 所示。由图可见，失能老人总体分布在 80 岁及以上，符合失能老人的一般年龄特征。在 912 个失能老人中，女性 528 人，男性 384 人，各年龄段也基本呈现女多男少的态势。



图 4-1 失能老人年龄性别分布情况

2.失能与长期照护服务获取

本文研究长期照护服务对失能老年人医疗服务利用的影响，其隐含了一个前提假设是，老年人对长期照护服务的获取与其自身的失能情况相关。由图 4-2 可知，以 ADL 和 IADL 作为失能评判依据的前提下，失能老人其对于长期护理服务的需求和获取情况都远高于非失能老人，这表明失能与照护需求和获得都息息相关，本文将失能老人群体作为研究对象是符合基本数据规律的。

同时在本文研究的失能老人样本中，接受服务的失能老人约为 54%，剩余 46%老人未接受任何长期照护服务。两者占比差距并不大，有利于实证结果的稳健性。

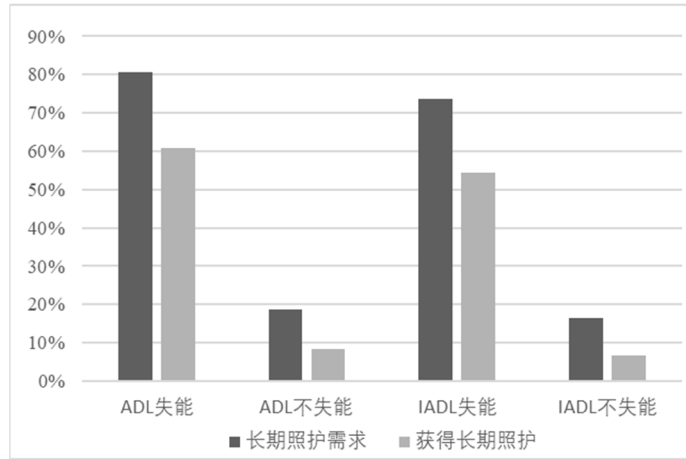


图 4-2 老年人总体失能情况和长护服务的需求与获得

(二) 长期照护服务的获取和医疗利用

表 4-3 显示了老年人接受长期照护服务于其医疗利用的基本情况。在总体数据中，接受了长期照护服务的老年人的医疗利用率(包括住院和门诊率)显著高于未接受服务的老年人。这是因为接受服务的老年人和未接受服务的老年人之间存在巨大的个体健康的差异。当控制老年人的失能状态时(失能=1)，可以看到在失能老人群体中，虽然接受服务的老人仍然显著有较高的门诊和住院利用，但是两者之间的绝对差距缩小很多，其次由于失能老人内部也有个人特质及健康的差异，如具体的失能等级、慢性病数量等等，值得进一步研究和挖掘，而这是本文实证的基本出发点。

表 4-3 老年人接受长护服务和医疗利用的基本情况

	总体数据		样本(失能=1)	
	是否已接受 LTC			
	未接受	已接受	未接受	已接受
门诊	0.678	0.895***	0.856	0.903**
住院	0.439	0.638***	0.606	0.700***
样本数	3545	720	416	496

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%和的显著水平

(三) 控制变量的描述性统计分析

1. 倾向性因素

在样本数据中，受访者失能老人的平均年龄为 79.99 岁，为高龄老年群体，其中接受长期照护服务的老人的平均年龄(81.66 岁)高于未接受服务的老人(78.03)。一般来说，由于生理机能退化和致病风险的累积，年龄将影响老年人的整体健康状况和失能情况，继而影响老年人是否接受长期照护服务和医疗服务。如表 4-2 所示，老年人的整体失

能率随着年龄增长呈加速趋势。而图 4-3 显示了随着年龄的增加，失能老人的情况整体健康水平也在恶化。其中所患慢性病数量在 60-80 岁之间增加较为明显，80 岁以上稳定在 2.4 种左右。而 ADL 和 IADL 失能等级随年龄增加而不断提升，并在 70-80 岁之间开始加速上升，即失能情况的加重滞后于慢性病的发病。

健康水平随年龄增长而恶化所带来的医疗和照护需求如图 4-4 所示。就照护获取而言，图 4-4 显示老年人的整体长期照护服务获取情况随着年龄升高而增加，70-80 岁之间呈现出加速长趋势，和 4-4 所显示的失能等级变动大体吻合。同时就医疗需求而言，图 4-4 显示了失能老人的住院率随年龄增长而不断增加，其中住院率随年龄增长的增长速率在 80 岁以后放缓，和图 4-4 中慢性病数量的年龄变动趋势相吻合。相比较住院率，而门诊利用率随年龄变化趋势较为稳定，原因可能是本文所选取的是受访失能老人过去一年的门诊利用率，失能老人的身体情况较为差，因而总体门诊率维持在一个较高的水平。

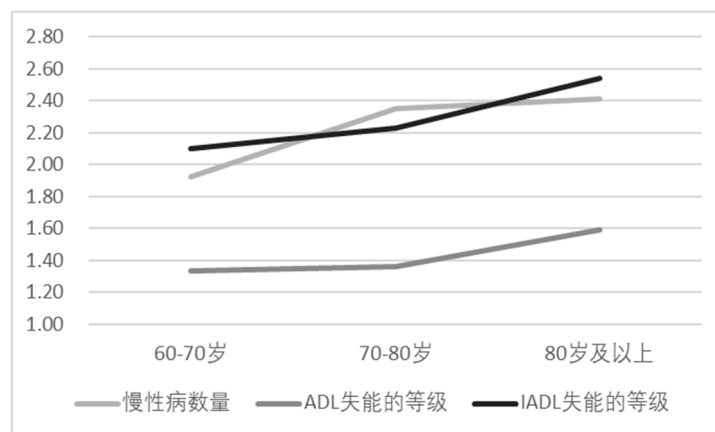


图 4-3 分年龄段失能老人健康慢性病数量和失能等级

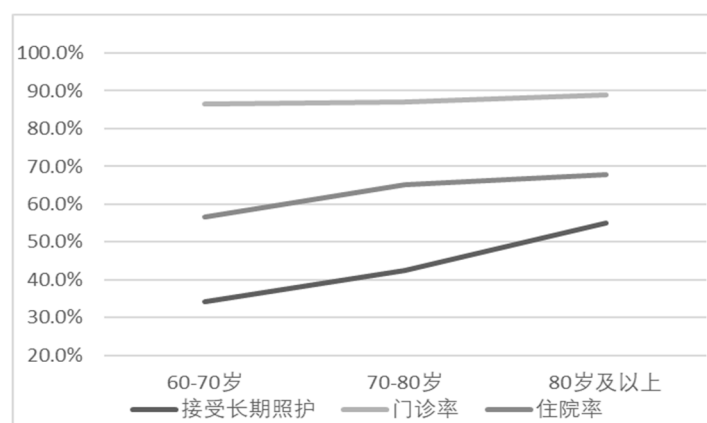


图 4-4 分年龄段失能老人医疗利用和 LTC 获取情况

在婚姻状况方面，失能老人样本中约有 43% 的老人有同居配偶，57% 的失能老人未婚、离异或丧偶。其中，在接受长期照护服务的失能老人中，大约仅有 41% 的人拥有同居配偶，小于未接受长期照护服务的失能老人的婚配率（46%）。对比来看，有配偶的老人可以满足其精神慰藉和生活照料等需求，而当配偶角色缺失时，老人对照护资源的需求转化

为对子女以及其他亲属的依赖，同时也寻求更多社会长期照护服务资源的支持。

受访失能老人的受教育水平整体不高，小学水平及以上的老人占 76%，另有约 23% 的老人没有接受过正规教育或不识字。具体来说，在小学和初中学历范围内，接受长期照护服务的失能老人与未接受服务的老人没有明显差异。然而接受长期照护服务的老人拥有高中及以上学历的比重（33%）高于未接受服务的老人（24%）。这一方面是由于高学历的老人收入更高，从而获取照料服务的能力更强；另外高学历的失能老人往往对生活质量要求更高，因而对长期照护服务的需求也越高。

（二）能力因素

由于本文所使用的数据为城市住户抽样调查数据，受访老人集中在城区，因而非农户籍的老人占比较高（87%）。同时，与未接受长期照护服务的失能老人相比，接受长期照护服务的老人有更高的非农户籍比重（93%），这是因为非农户口的老人获取社会长期照护服务资源的能力往往比农村户口更强。在社会保障方面，大多数受访失能老人都有养老金和医疗保险，拥有率分别为 92% 和 98%，其中接受长期照护服务的老人拥有养老金和医疗保险的比率更高，分别为 96% 和 99%。在家庭经济状况方面，受访失能老人中，入不敷出和经济宽裕的老人占比较为均衡，分别为 20% 和 22%，另外有 58% 的受访老人的家庭处于收支平衡状态。其中，在接受长期照护服务的老年人中只有约 9% 的家庭处于入不敷出的状态，低于未接受服务的老年人家庭情况（32%）。这表明，家庭收入情况较差的失能老人获取长期照护服务的概率更低。

（三）需要因素

需要因素主要包括一组反映失能老人健康状况的因素，包括失能老人罹患慢性病情况、自评健康和失能情况。总体来看，样本中受访失能老人平均患有慢性病的种类为 2.34 种，其中只有 28% 的老人认为自己身体较为健康。就失能情况而言，55% 的老人为轻度 ADL 失能及以下，16% 的老人为中度 ADL 失能，29% 的老人为重度 ADL 失能，失能老人平均使用辅具的数量为 3.95 个。而对比来看，接受长期照护服务的失能老人在患病数量、ADL 失能等级和使用辅具的上都高于未接受长期照护服务的失能老人，而自评健康率则低于后者。综合来看，与未接受长期照护的老人相比，接受长期照护服务的老人的健康水平整体更低，即健康水平更差的老年人对长期照护服务的需求更高。图 4-5 也直观显示了这一健康差异。

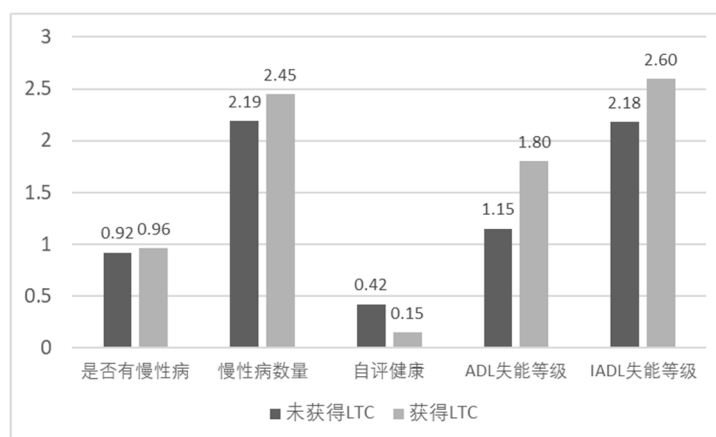


图 4-5 失能老人的 LTC 获取与其健康情况

(四) 偏好因素

本文的偏好因素包括就医习惯和是否需要长期照护服务两种。就前者而言，95%的失能老人面对常见疾病都习惯选择利用正规医疗服务，只有 5%的失能老人选择自我治疗。就对长期照护服务的主观需求来说，74%的失能老人需要长期照护服务，这与失能老人实际上 54%的服务获取率相比，有 20%的差值，即有 20%对长期照护服务有需求的老人并未获取任相应服务，显示了长期照护服务的覆盖仍然有待加强。

上述变量的描述性统计情况如表 4-4 所示。

表 4-4: 变量描述性统计

变量	样本		LTC=1		LTC=0	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
因变量:						
门诊	0.88	0.32	0.90	0.30	0.86	0.35
住院	0.66	0.47	0.70	0.46	0.61	0.49
自变量:						
获得 LTC	0.54	0.50				
倾向性因素:						
性别	0.41	0.49	0.42	0.49	0.41	0.49
年龄	79.99	8.21	81.66	7.75	78.03	8.30
小学水平	0.31	0.46	0.33	0.47	0.30	0.46
中学水平	0.16	0.37	0.13	0.34	0.20	0.40
高中及以上	0.29	0.45	0.33	0.47	0.24	0.43
有配偶	0.43	0.50	0.41	0.49	0.46	0.50
能力因素:						
户口	0.87	0.33	0.93	0.25	0.80	0.40
养老金	0.92	0.27	0.96	0.19	0.87	0.34
医疗保险	0.98	0.15	0.99	0.08	0.96	0.20
入不敷出	0.2	0.40	0.09	0.29	0.32	0.47

续表 4-4						
尚有结余	0.23	0.42	0.21	0.41	0.26	0.44
需要因素:						
慢性病数量	2.34	1.19	2.46	1.03	2.20	1.35
自评健康	0.28	0.45	0.15	0.36	0.42	0.49
中度 ADL 失能	0.16	0.37	0.25	0.43	0.06	0.24
重度 ADL 失能	0.29	0.46	0.35	0.48	0.23	0.42
使用辅具数量	3.95	3.25	4.9	3.49	2.83	2.52
偏好因素:						
就医习惯	0.95	0.22	0.96	0.21	0.94	0.24
需要 LTC	0.74	0.44	1.00	0.00	0.43	0.50
工具变量:						
社区有养老机构	0.64	0.48	0.81	0.39	0.44	0.50
家庭同住人口数	4.25	3.04	3.22	2.52	3.22	2.52
观测值	912		496		416	

四、回归分析

(一) LPM 回归

为研究长期照护服务与老年人医疗利用的影响, 本文根据 (4.2) 式模型, 先进行逐步 LPM 回归。如表 4-5 所示, 根据基于混合截面数据的线性概率模型估计, 获得长期照护服务会显著减少失能老年人的门诊率和住院率。具体而言, 在控制其他条件不变的情况下, 接受长期照护服务能降低失能老人 5.4% 的年门诊利用率和 8.3% 的年住院率, 并都在 10% 的水平上显著。值得注意的是, 相较于未添加控制变量的基准回归, 加入健康等个体控制变量后, 长期照护服务对失能老人住院的影响由显著为正转为显著为负, 这是很可能是由于在没有添加控制变量时, 接受服务的老年人整体健康状况更糟糕, 因而整体住院率更高, 而当控制了一系列可能影响个体医疗服务利用的其他变量时, 特别是控制了个体间的健康差异时, 使得相比较同等情况下未接受服务的老年人, 接受服务的失能老人有更低的医疗利用率。即表明在未加入控制变量情况下, 原始估计具有较大偏差, 而由于控制变量的加入, 矫正了初始模型的错误估计。

此外值得注意的是, 老年人的健康状况对其医疗服务利用产生显著正向影响, 这符合 Grossman 健康需求理论的基本思想。具体而言, 患慢性病数量对老年人的门诊利用率和住院率均有非常显著的正向影响 ($P < 1\%$); 而自评健康对老年人医疗服务利用呈现显著负向影响, 即自评健康越好的失能老人有更低的年门诊利用率和住院率; 另外失能程度对失能老人医疗服务的利用也有显著负向影响, 相比较轻度 ADL 失能和 ADL 不失能的老人, 中度 ADL 失能和重度 ADL 失能的老人有更高的住院率且分别在 1% 和 5% 的水平上显著, 此外使用辅具的数量越多也表明老年人健康状况的恶化, 其接受门诊和住院服务的概率将显著上升

(P<1%)。

4-5 长期照护对医疗服务利用的影响 (LPM)

变量	门诊		住院	
	(1)	(2)	(3)	(4)
获得 LTC	-0.025 (-1.08)	-0.054* (-1.72)	0.109*** (2.81)	-0.083* (-1.71)
性别		0.012 (0.60)		0.036 (1.20)
年龄		-0.004*** (-2.92)		-0.001 (-0.45)
小学水平		0.039 (1.34)		0.040 (0.93)
中学水平		-0.040 (-1.09)		0.012 (0.22)
高中及以上		-0.001 (-0.03)		-0.074 (-1.57)
户口		0.001 (0.03)		-0.110** (-2.00)
配偶		0.030 (1.24)		-0.012 (-0.33)
养老金		-0.003 (-0.07)		0.055 (0.85)
医疗保险		0.085 (1.13)		0.125 (1.64)
入不敷出		-0.054 (-1.59)		0.018 (0.40)
尚有结余		-0.022 (-0.81)		-0.093** (-2.34)
疾病数量		0.051*** (5.18)		0.059*** (4.52)
自评健康		-0.075** (-2.55)		-0.074* (-1.67)
中度 ADL 失能		-0.001 (-0.04)		0.181*** (3.57)
重度 ADL 失能		-0.010 (-0.36)		0.089** (2.12)
使用辅具数量		0.013*** (3.42)		0.017*** (2.89)

续表 4-5				
就医习惯		0.403*** (5.79)		0.451*** (6.50)
需要 LTC		-0.018 (-0.54)		0.152*** (3.12)
东部地区	0.237*** (8.86)	0.180*** (7.12)	0.115*** (2.70)	0.095** (2.05)
东北地区	0.124*** (3.55)	0.146*** (4.19)	0.357*** (6.77)	0.376*** (6.91)
2017	-0.012 (-0.38)	-0.015 (-0.47)	0.194*** (3.93)	0.156*** (3.01)
2018	-0.065** (-2.41)	-0.159*** (-4.52)	0.218*** (4.61)	0.060 (1.11)
2019	-0.007 (-0.17)	-0.037 (-0.83)	0.313*** (4.94)	0.224*** (3.41)
Constant	0.805*** (26.82)	0.578*** (3.70)	0.344*** (7.13)	-0.255 (-1.25)
R^2	0.095	0.245	0.070	0.243
观测值	912	912	836	836

注：括号内为稳健标准误回归下的 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平

住院率由正向显著变为负向显著的另一个原因可能是模型存在多重共线性的问题，因而本文采用方差膨胀系数（VIF）进行检验。根据计量经济学基本原理，当 $VIF < 10$ ，即表明模型不存在多重共线性问题，其数值越小，则说明共线性越弱。由表 4-6 可知，模型的平均 VIF 值均为超过 2 (< 10)，表明回归模型中各变量之间并不存在多重共线性的问题，模型设置和变量选取没有问题，即住院率的变动是因为控制变量矫正了初始回归的偏误问题。

表 4-6 模型 VIF 检验值

模型	门诊		住院	
	(1)	(2)	(3)	(4)
平均 VIF	1.48	1.76	1.53	1.80

（二）工具变量回归

为了进一步规避遗漏变量所带来的内生性问题以及潜在的反向因果问题，本文根据 (4.3) 式进行工具变量回归，结果如表 4-7 所示。2SLS 回归结果显示，获得长期照护不会对失能老人的年门诊利用率造成显著影响，但影响系数由负转正。同时，接受长期照护服务仍然会显著减少失能老人的住院率，与基准回归（LPM）结果相吻合。相比较基准回归结果，使用工具变量的回归系数数值显著增大，具体而言，在其他条件不变的情况下，接受照护将降低失

能老人 47.4%的年住院率，且在 5%的水平上显著。使用工具变量，回归系数值增大，可能印证了基准回归存在内生性，而低估了其实际效应。而与此同时，是否应该接受 2SLS 的回归结果需要进一步检验工具变量的有效性。

表 4-7 IV-OLS 回归结果

	门诊	住院
板块 A：使用工具变量回归	(1)	(2)
获得 LTC	0.037 (0.28)	-0.474** (-2.30)
R^2	0.237	0.172
	获得 LTC	获得 LTC
板块 B：第一阶段回归结果	(1)	(2)
社区是否有养老服务机构	0.116*** (3.86)	0.107*** (3.29)
家庭同住人口数	0.024*** (4.80)	0.027*** (4.82)
R^2	0.607	0.619
样本观测值	912	836

注：以上回归均控制了模型其他变量：倾向性因素、能力因素、需要因素和偏好因素，以及地区和年份固定效应。括号内为稳健标准误回归下的 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平。

(三) 工具变量有效性检验

1. 相关性检验

对于工具变量的选取有两个基本要求：一个是相关性，即工具变量和自变量之间是相关的；第二个是排他性，或外生性，即工具变量只通过自变量来影响因变量，不与扰动项相关也不与因变量直接相关。

关于工具变量的相关性，首先可以根据回归报告的 F 统计量来检验其是否为弱工具变量（相关程度低），一般来说，当联合检验 F 值大于 10 的时候，即可以通过弱工具变量检验（Staiger & Stock, 1997）。表 4-8 显示了工具变量检验的基本情况，其中在对门诊和住院概率的回归中，工具变量 F 统计量分别为 24.65 和 23.072 均高于 10。另外，根据表 4-8 的第一阶段估计结果来看，工具变量（社区是否有养老机构；家庭同住人口数）对自变量（获得长期照护服务）有正向影响，且均在 1% 的水平上显著，这说明两者之间存在高度的相关性。因而综合来看，并不存在弱工具变量问题。

表 4-8 工具变量有效性检验

	门诊	住院
工具变量检验	(1)	(2)
弱工具变量检验:		
F-Statistics	F=24.650	F=23.072
过度识别检验:		
Hansen J statistic	p= 0.6264	p= 0.8182
内生性检验:		
endogenous regressors	p= 0.4331	p=0.0445
样本观测值	912	836

2. 外生性检验

相比较相关性，工具变量的外生性更加重要。对于工具变量的外生性，统计上虽然没有彻底的检验方法，但是一般来说可以通过三种手段加以检验。首先当工具变量超过内生解释变量的个数时，可以使用过度识别检验。过度识别检验假设工具变量外生（工具变量与初始回归方程残差项的方差为 0），若 p 值小于 0.1 则拒绝原假设，表明工具变量与扰动项相关，即有内生性。表 4-8 显示了两次回归中工具变量过度识别检验的 Hansen J 统计量²，其 P 值分别为 0.6264 和 0.8182，都远高于 0.1，均不能拒绝全部工具变量外生的原假设，表明其中至少有一个工具变量外生。

参考既有文献，对于工具变量的外生性还可以通过半简化式回归的方法进行检验（孙圣民、陈强, 2017）。其原理是，将工具变量纳入基准回归中，若工具变量不与扰动项相关，则在控制自变量和其他控制变量基础上，预计工具变量不会对因变量产生显著影响。考虑到本文使用的工具变量为社区是否有养老机构和家庭人口数，虽然通过了过度识别检验，但在理论上仍有一定内生性的可能。比如说，报告社区有机构的老人可能往往已经享受过服务，而享受服务与其健康水平相关。同时家庭人口数，有可能也反映出其健康状况（人多是为了方便照顾）。因而在此基础上，本文在只控制了倾向性因素、能力因素、地区和年份固定效应的基础上，将工具变量加入到基准 LPM 方程中，其原理是若工具变量通过健康和其他扰动因素来影响医疗利用的话，那么半简化式回归中工具变量对医疗利用的影响应该显著的（余央央、封进，2018）。除了基本健康变量（慢性病、自评健康和失能程度），考虑到长期照护服务需求和就医偏好也能一定程度反映潜在的健康状况，故一并排除在半结构回归方程外，以期最大限度保证检验的准确性。图 4-9 显示了半结构回归的结果，其表明，在控制自变量和基本个人家庭变量基础上，工具变量（社区养老机构，同住家庭人口数）对失能老年

² 由于本文使用的是稳健标准误回归，即考虑异方差的影响，因而报告 Hansen J 统计量。

人的门诊和住院均没有显著影响。结合过度识别检验，综合表明本文选取的工具变量具有较好的外生性。

表 4-9 半简化式回归

变量	门诊	住院
	(1)	(2)
获得 LTC	-0.032 (-1.30)	0.125*** (3.37)
社区是否有养老服务机构	0.015 (0.50)	-0.037 (-0.91)
家庭同住人口数	0.003 (0.71)	-0.009 (-1.23)
倾向性因素	控制	控制
能力因素	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
R^2	0.095	0.080
样本观测值	912	836

注：括号内为稳健标准误回归下的 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平

最后，在过度识别检验的基础上，通过内生性检验可以对比两次回归结果是否有显著差异，来说明基准 LPM 回归的外生性情况。表 4-8 显示了内生性检验中，对住院率的 2SLS 回归估计 P 值为 0.0445 小于 0.1，说明原回归结果（LPM）有内生性，即倾向于接受工具变量回归的结果；而对门诊利用的估计则显示，两次回归结果没有显著差异，倾向于接受原方程回归结果。因此，综上所述基本可以说明在其他情况不变的情况下，接受长期照护服务将显著降低失能老年人的医疗服务利用率，具体来说，接受长期照护服务可以显著降低失能老年人 5.4% 的年门诊利用率（ $P < 10\%$ ）和 47.4% 的年住院率（ $P < 5\%$ ）。

（四）稳健性检验

上文研究显示长期照护服务对失能老人的医疗服务利用，包括年门诊率和住院率，均有显著负向影响。为了整体估计的稳健性，本文通过更换因变量的方法对上述回归结果进行稳健性检验，即将模型因变量换成过去一年的门诊次数和住院次数，再进行回归分析。相比较医疗服务利用率，医疗服务使用次数更能反映老年人对医疗服务的依赖程度。由于门诊次数和住院次数为连续型数值变量，因而在初始回归使用 OLS 估计，并保持基础模型设定不变（与 LPM 一致），进而使用 2SLS 加以验证。回归结果如表 4-10 所示。板块 A 显示了初始 OLS 回归结果，其结果表明接受长期照护服务将显著减少失能老人的年度医疗服务利用次

数。具体而言，接受长期照护服务将减少失能老人 0.661 次的年门诊次数和 0.419 次的年住院次数，并均在 5%的水平上显著。

考虑到内生性的影响，在使用工具变量回归后，2SLS 的回归结果同样印证了上述结论。首先 2SLS 回归结果显示，获得长期照护服务将对失能老人的年门诊就医次数和住院次数均产生负向影响，其中对住院的负向影响在 5%的水平上显著，而对门诊次数的影响并不显著。

进一步来验证稳健性检验中工具变量的有效性。如表 4-11 所示，从相关性上来看，工具变量的联合 F 统计值分别为 23.097 何 23.027 均大于 10，加之表 4-10 的第一阶段回归结果也显示了工具变量和自变量之间有显著的正相关关系，因而不存在弱工具变量的问题。过度识别检验的 Hansen J 统计的 P 值分别为 0.3754 和 0.4699，均大于 0.1，不能拒绝工具变量外生性假设，说明工具变量有较好的外生性。此外表 4-12 的半简化式回归结果也进一步佐证了工具变量的外生性，即在不控制相关健康变量时，工具变量没有对因变量产生显著影响，一定程度上说明了工具变量不与潜在影响因变量的扰动项相关。而内生性检验统计量 P 值分别为 0.9358 和 0.0317，说明与 2SLS 估计结果相比，初始 OLS 回归对门诊次数的估计并不具有内生性，而对住院次数有内生性，说明长期照护服务对门诊次数影响倾向于接受 OLS 回归结果，而对住院次数倾向于接受倾向于接受 2SLS 回归结果。因而综上所述，在控制其他条件不变的前提下，获得长期照护服务对老年人的年度医疗利用次数有显著的负向影响，接受长期照护服务将显著减少失能老人 0.661 次的年门诊次数和 1.319 次的年住院次数。通过上述稳健性检验可知，将因变量置换为门诊次数和住院次数后，获得长期照护服务仍然对失能老年人的医疗服务利用产生显著负面影响，且对住院影响效应大于对门诊的影响，这和主回归的估计结果一致，且工具变量都通过了相关统计检验。综合来看，就长期照护服务对失能老人医疗服务利用的替代效应这一估计结果是稳健的。

表 4-10 稳健性检验回归结果

	门诊次数	住院次数
板块 A: OLS 回归	(1)	(2)
获得 LTC	-0.661**	-0.419**
	(-2.27)	(-1.98)
R^2	0.301	0.103
	门诊次数	住院次数
板块 B-1: 2SLS 回归	(1)	(2)
获得 LTC	-0.667	-1.319**
	(-0.54)	(-2.50)
R^2	0.301	0.051
	获得 LTC	获得 LTC

续表 4-10		
板块 B-2: 第一阶段回归结果	(1)	(2)
社区是否有养老服务机构	0.116*** (3.86)	0.107*** (3.29)
家庭同住人口数	0.024*** (4.80)	0.027*** (4.82)
R^2	0.607	0.619
样本观测值	912	836

注：以上回归均控制了模型其他变量：倾向性因素、能力因素、需要因素和偏好因素，以及地区和年份固定效应。括号内为稳健标准误回归下的 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平。

表 4-11 稳健性检验：工具变量有效性检验

	门诊次数 (1)	住院次数 (2)
工具变量检验		
弱工具变量检验：		
F-Statistics	F=23.097	F=23.027
过度识别检验：		
Hansen J statistic	p= 0.3754	p= 0.4699
内生性检验：		
endogenous regressors	p= 0.9358	p= 0.0317
样本观测值	912	836

表 4-12 稳健性检验：半简化式回归结果

	门诊次数 (1)	住院次数 (2)
解释变量		
获得 LTC	-0.634*** (-2.92)	0.220** (2.35)
社区是否有养老服务机构	-0.083 (-0.32)	-0.139 (-1.41)
家庭同住人口数	0.019 (0.45)	-0.029 (-1.59)
倾向性因素	控制	控制
能力因素	控制	控制
地区固定效应	控制	控制

续表 4-12

年份固定效应	控制	控制
R^2	0.116	0.126
样本观测值	912	836

注：括号内为稳健标准误回归下的 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平。

（五）异质性分析

在上述回归的基础上，考虑年龄差异与医疗利用的关系，本文进一步对不同年龄组（60-80 岁、80 岁以上）的两个子样本进行分组回归分析，因变量包括医疗服务利用率和医疗服务利用次数。如表 4-13 第（1）列所示，基础回归（混合截面 LPM 模型和 OLS 模型）结果所示，长期照护服务对不同年龄组之间的医疗服务利用效应值都为负，其中对低龄老人组（60-80 岁）影响均显著为负，而对高龄组的影响则不显著。此外，从效应的绝对值来看，长期照护服务对低龄老人的医疗利用的替代效应更大。具体而言，基础回归结果表明在控制其他条件不变的前提下，接受长期照护服务将显著减少低龄组失能老人 8.8% 的年门诊利用概率（ $P < 10\%$ ）、13.5% 的年住院率（ $P < 10\%$ ），同时显著减少其 1.218 次年门诊就医次数（ $P < 5\%$ ）和 0.557 次年住院次数（ $P < 5\%$ ）。

由于内生性等问题的存在，如高龄老人健康状况更差而无法使用医疗服务等问题，需要使用工具变量进行回归。如表 4-13 第（2）列所示，使用工具变量的 2SLS 回归结果显示了接受长期照护服务对低龄组失能老人的医疗服务利用有显著负面影响，主要体现在对年住院率和住院次数影响上。接受长期照护服务将显著减少低龄组失能老人 58.4% 的年住院率（ $P < 5\%$ ）和 1.861 次年住院次数（ $P < 5\%$ ）。

4-13 长期照护服务对不同年龄组失能老人医疗利用的影响

被解释变量	LPM/OLS 回归结果:	2SLS 回归结果:	观测值
	(1)	(2)	
60-80 岁			
门诊	-0.088* (-1.78)	0.053 (0.29)	344
住院	-0.135* (-1.73)	-0.584** (-2.08)	314
门诊次数	-1.218** (-2.39)	-2.079 (-1.39)	344
住院次数	-0.557** (-2.07)	-1.861** (-2.25)	314

续表 4-13

80 岁及以上			
门诊	-0.021 (-0.53)	0.126 (0.64)	568
住院	-0.024 (-0.38)	-0.335 (-1.21)	522
门诊次数	-0.317 (-0.87)	1.373 (0.69)	568
住院次数	-0.253 (-0.86)	0.100 (0.10)	522

注：以上回归均控制了模型其他变量：倾向性因素、能力因素、需要因素和偏好因素，以及地区和年份固定效应。括号内为稳健标准误回归下的 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平。

在上述回顾基础上，进一步来验证稳健性检验中工具变量的有效性。如表 4-14 和 4-15 所示，从相关性上来看，在分样本回归中，工具变量的联合 F 统计值除了在对高龄组门诊次数的回归中为 $9.12 < 10$ ，没有通过弱工具变量检验，其余 7 次回归中 F 值均大于 10，表明基本不存在弱工具变量问题。而过度识别检验的 Hansen J 统计的 P 值分别为均大于 0.1，不能拒绝工具变量外生性假设，说明工具变量有较好的外生性。而内生性检验统计量 P 值只在低龄老人年住院率和住院次数的回归中小于 0.1 (0.0983 和 0.0868)，说明与 2SLS 估计结果相比，初始 LPM 和 OLS 的这两次回归结果具有内生性，可以接受 2SLS 回归的结果，而其余回归 P 值均大于 0.1，即与 2SLS 回归结果相比，初始回归中结果不具有内生性，倾向于接受初始回归结果。

综上所述，接受长期照护服务对失能老年人医疗服务利用的影响存在年龄组别的异质性。对于低龄组失能老人而言 (60-80 岁)，在控制其他条件不变的前提下，接受长期照护服务将显著降低其 8.8% 的年门诊利用概率 ($P < 10\%$) 和 58.4% 的年住院率 ($P < 10\%$)，同时显著减少其 1.218 次年门诊就医次数 ($P < 5\%$) 和 1.861 次年住院次数 ($P < 5\%$)。而对于高龄老人而言，获得长期照护服务对其医疗服务利用并无显著影响。

4-14 工具变量有效性检验 (一)

	80 岁及以下		80 岁以上	
	门诊	住院	门诊	住院
	(1)	(2)	(3)	(4)
弱工具变量检验:				
F-Statistics	F=13.717	F= 11.207	F=10.217	F= 12.437

续表 4-14

过度识别检验:				
Hansen J statistic	p=0.6509	p=0.7800	p= 0.9934	p=0.8266
内生性检验:				
endogenous regressors	p=0.4030	p=0.0868	p=0.4426	p=0.2342
观测值	344	314	568	522

4-15 工具变量有效性检验 (二)

	80 岁及以下		80 岁以上	
	门诊次数	住院次数	门诊次数	住院次数
	(1)	(2)	(3)	(4)
弱工具变量检验:				
F-Statistics	F=15.288	F= 11.207	F=9.217	F= 12.437
过度识别检验:				
Hansen J statistic	p=0.1889	p=0.7975	p= 0.8590	p=0.9383
内生性检验:				
endogenous regressors	p=0.518	p=0.0983	p=0.3233	p=0.7178
观测值	344	314	568	522

第五章 研究结论及政策建议

一、研究结论

本文运用中国社会科学院人口所自主开展的城市住户抽样调查数据，通过线性模型（LPM）和使用工具变量法（IV-OLS）两种实证策略，探讨了长期照护服务对失能老年人医疗利用的影响。研究发现，对失能老人群体而言，长期照护服务的获取与其医疗服务利用之间存在显著的替代关系。即在控制其他条件不变的前提下，接受长期照护服务会显著降低失能老人的医疗服务利用，具体表现在降低年门诊利用率和年住院率上。在此基础上本文进一步使用线性回归模型（OLS）和工具变量法（IV-OLS），发现接受长期照护服务对失能老人的年门诊就医次数和年住院次数也有显著替代效应。同时，通过进一步分组回归分析，本文发现接受长期照护服务对失能老年人医疗服务利用的影响存在年龄组别的异质性。具体结论如下：

（1）本文研究发现，获得长期照护服务对失能老人医疗服务利用有显著的替代效应，表现在长期照护服务将显著降低失能老人的年门诊利用率和住院率，同时对年门诊就医次数和住院次数也有显著负向影响，这基本印证了本文的第一个研究假设。虽然失能老人的健康状况较一般人更为糟糕，但接受长期照护服务能满足老年人一般生活的需要，同时慢病管理、康复服务等带有专业医疗性质的长期护理服务一方面可以改善失能老人的健康水平、降低潜在的健康风险，另一方面则能够对专业医疗服务（门诊、住院）产生直接替代作用，进而降低失能老人对医疗服务的依赖。

对比来看，接受长期照护服务可以显著降低失能老年人 5.4% 的年门诊利用率和 47.4% 的年住院率，并且显著减少其 0.661 次的年门诊次数和 1.319 次的年住院次数。相较于门诊，长期照护服务对失能老人住院概率的影响程度更高，这也印证了本文的第二个假说。这意味着，长期照护服务缺位时，产生严重的“社会性住院”问题。原因在于失能老人的健康水平普遍较差，日常生活能力难以自理，当长期照护服务难以获得时，其只能寻求更高层面医疗服务的利用，而住院服务连带专业医疗护理是较为理想的选择。在这种情况下，长期照护服务的覆盖，将满足一大部分寻求照护服务帮助的老年人的需求，同时有效减少失能老人的医疗服务利用，特别是“社会性住院”等问题，这对于缓解快速老龄化背景下的医疗服务负担有重要意义。

（2）长期照护服务的影响存在年龄组别的异质性。本文在发现长期照护服务对失能老人医疗服务利用的替代效应的基础上，进一步探究了该替代效应在不同年龄组别的异质性。实证结果显示，对于低龄组失能老人而言（60-80岁），在控制其他条件不变的前提下，接受长期照护服务将显著降低其 8.8% 的年门诊利用概率和 58.4% 的年住院率，同时显著减少其 1.218 次年门诊就医次数 1.861 次年住院次数。而对于高龄老人而言，获得长期照护服务对

其医疗服务利用并无显著影响。这表明长期照护服务对失能老人的医疗利用替代效应主要集中在低龄老人组,根据已有研究,原因可能是低龄老人组整体的健康水平更好,一方面照料护理的难度不高,通过长期照护服务可以替代相关医疗服务,而高龄失能老人的护理难度更大,失能等级和健康状况更差,更多需要专业医疗服务的介入;另一方面低龄失能老人的健康状况有较大的可逆性,因而通过照料服务可以一定程度上提升健康水平或者能够在一段时间内维持其健康状况的稳定,从而减少其医疗利用;而高龄老人健康状况较差,难以通过长期照护服务实现其健康水平的逆转,随着健康水平的不断恶化,其对专业医疗服务的需求不会减少。

(3) 照料资源可及性对照护服务的获取有重要意义。本文对长期照护服务的来源有两个基本判断,一个是家庭层面,另一个是社会层面。同时本文实证研究结果表明,以家庭人口数为代表的家庭照料资源和社区养老服务机构为代表的社会照料资源,对失能老人长期照护服务的获取均有显著正向影响。

二、政策建议

根据本文研究结论,笔者认为政府部门应当充分认识到长期照护服务的获取提高失能老人健康状况、减少其医疗服务医用具有重要意义。因此本文建议如下:

第一,国家应积极加强长期照护服务的供给能力的建设。一方面政府应加大对非正式护理的支持与激励。中国当下,家庭提供的非正式照护目前仍然是失能老人的主要依托,而长期以来的社会保障制度都将它置于体系之外。为了充分发挥非正规照护的作用,需要靠政策指引。如向非正规照护提供者支付补贴或津贴,对提供非正规照护的人开展培训和咨询服务及其他形式的帮助,实行弹性工作制度和老年照护休假制度等。另一方面中国必须在医疗体系的改革中加大对正式护理的投入,以应对全社会快速老龄化的过程。其中对正式护理的投入包括对医疗资源本身的投入,同时加强专业养老护理服务的供给能力,大力推动医养结合的养老模式,满足不同层次的养老服务需求。

第二,精准服务,有效供给。国家对老年人的养老照护资源,要精准投放,而不能搞“大水漫灌”。要从需求方入手,考虑到不同失能老年群体之间的异质性,特别关注低龄失能老人的健康管理和康复护理,这有助于其健康状况的逆转或长久保持,从而提高其生活质量,而降低医疗利用。对于高龄组别的失能老人则要加大专业医疗护理支持,最大限度的保证其获得较高的生活质量。其次,要推动养老信息服务平台的建设,充分利用大数据、物联网技术,动态捕捉失能老人的长期照护需求,并及时反馈和提供服务,提高服务的针对性和实效性。

第三,加快推进长期护理保险全覆盖。通过长期护理保险,对那些由于身体或认知障碍而无法进行日常活动的人群,特别是失能老年人提供机构或居家护理的支付援助(Brown et al., 2007),是基本长期护理保险的基本政策含义。在既往研究中也发现,长期护理保险在一

一定程度上解决了世界范围内中等收入国家巨大的老年人护理成本问题（Jong et al., 2015），而 Wei et al.（2016）近期的研究也显示了对于中国而言，长期照护险也是目前最好的筹资方式。同时，我国长期护理保险的总体覆盖率较低，其中试点地区参保人群的城乡差异巨大。因此，我们要坚定不移的推进长期护理保险的实施，同时应扩大其覆盖范围，重点将农村地区的老年人纳入长期照护服务体系中，弥补农村养老资源不足，缩小城乡服务供给的不平等。

除了参保人群外，还应该扩大长期护理保险的受益人群范围。在兜底性的基础上，坚持适度普惠的原则，将中低失能等级的老年人纳入长护险实际受益人群中，这可以很大程度上减轻老年照护负担，同时增加失能老人对专业服务的获取，从而减少医疗服务的利用，从需求上缓解老龄化可能带来的“社会性住院”等问题。

此外，还应讨论对于长护险所覆盖服务的范围。中国当前的长期护理保险制度在服务层面主要学习“日本模式”，即支持失能老人接受正式护理服务，而不对家庭等非正式照料提供补贴，这与家庭在中国养老体系中的重要地位并不相符。因此，从支持的服务内容来看，“德国模式”应当是我们学习的另一个榜样：强调家庭的责任和参与，即以支持居家养老为主（Cuellar et al., 2000）。尤其是面对劳动参与率下降和家庭负担沉重的现实，应创新长期照护保险机制，扩大长期护理保险的服务覆盖范围，尝试将保险赔付作为对由子女和配偶提供的照料服务的现金支付。

三、展望

随着中国进入深度老龄化社会，长期照护服务对失能老年人的重要意义日渐引起政府以及各界学者的关注。本文的研究根植于老龄化的背景下失能老人的照护问题，兼具理论性和现实关怀，同时通过使用不同策略的回归分析，加强了整体结论的科学性，其基本结果也符合理论预期与现实观察，同时，作为为数不多直接从接受服务层面研究长期照护影响的研究，本文的研究结果对证明了长期照护服务的重要作用，这对于理解当前长期护理照护体系中国化的内涵做出了一定的边际理论贡献。当然，本文仍然存在一些问题，如虽然本文从控制变量和实证方法上尽可能的规避了内生性的存在，但不能完全消除其影响，而使用截面数据也无法捕捉到关键变量的动态变动。同时，对于二值因变量本文采用线性模型回归，估计数值可能也存在一定偏差。其次，由于样本数据所限本文没有进一步对长期照护服务与医疗服务的成本差异问题进行探讨，也并未对不同类型的长期照护服务的影响做异质性检验，而这是未来研究的两个重要方向。

参考文献

- 曹艳春、王建云, 2013: 《老年长期照护研究综述》,《社会保障研究》,第 3 期。
- 陈铂麟, 2021: 《长期护理保险对住院服务利用和住院医疗费用的影响研究》,《浙江大学, 硕士, 63。
- 陈杰, 2002: 《日本的护理保险及其启示》,《市场与人口分析》,第 02 期。
- 陈乐乐、曾雁冰、方亚, 2017: 《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》,《卫生经济研究》,第 12 期。
- 陈璐、范红丽, 2016: 《家庭老年照料对女性照料者健康的影响研究》,《人口学刊》,第 04 期。
- 陈鸣声、司磊, 2021: 《慢性病共病对患者门诊次数、住院床日与灾难性卫生支出的影响研究》,《中国卫生政策研究》,第 11 期。
- 陈荣荣, 2019: 《家庭照料对老年正式照料资源的替代效应研究》,《西南财经大学, 硕士, 72。
- 陈雪玲, 2014: 《农村老年人医疗服务利用及影响因素研究》,《南京农业大学, 硕士, 76。
- 程欣, 2020: 《居家养老、社区养老还是机构养老?——基于社会支持的影响研究》,《统计与管理》,第 08 期。
- 邓颖、李宁秀、刘朝杰、杨维中、吴先萍、王燕, 2004: 《老年人养老模式选择的影响因素研究》,《中国公共卫生 2003年19卷6期 731-732页 IStic Pku Cscd Ca》,第期。
- 丁华、严洁, 2018: 《中国老年人失能率测算及变化趋势研究》,《中国人口科学》,第 03 期。
- 丁志宏, 2011: 《我国高龄老人照料资源分布及照料满足感研究》,《人口研究》,第 05 期。
- 杜本峰、曹桂、许锋, 2018: 《流动老年人健康状况及医疗服务利用影响因素分析》,《中国卫生政策研究》,第 05 期。
- 杜鹏、孙鹃娟、张文娟、王雪辉, 2016: 《中国老年人的养老需求及家庭和社会养老资源现状——基于2014年中国老年社会追踪调查的分析》,《人口研究》,第 06 期。
- 段联峥、傅再军、黄则梅, 2016: 《丽江市城市空巢老人养老模式选择意愿及影响因素调查》,《大理大学学报》,第 1 期。
- 风笑天, 2020: 《“空巢”养老? 城市第一代独生子女父母的居住方式及其启示》,《深圳大学学报(人文社会科学版)》,第 04 期。
- 封婷、郑真真, 2015: 《老年人养老负担和家庭承载力指数研究》,《人口研究》,第 01 期。
- 龚秀全, 2016: 《居住安排与社会支持对老年人医疗服务利用的影响研究——以上海为例》,《南方经济》,第 01 期。
- 龚秀全, 2019: 《社会医疗保险对老人临终医疗服务利用的影响》,《保险研究》,第 4 期。
- 顾大男、曾毅, 2004: 《高龄老人个人社会经济特征与生活自理能力动态变化研究》,《中国

人口科学》，第 S1 期。

郝爱华、陈楚天、郎玲玲、徐宁,2021:《老年人自评健康与卫生服务利用的关系研究》,《中国全科医学》,第 7 期。

侯艳杰、王瑜、颜诗源、张文静、张琳、姚俊,2021:《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》,《中国卫生政策研究》,第 09 期。

胡宏伟、栾文敬、李佳怿,2015:《医疗保险、卫生服务利用与过度医疗需求——医疗保险对老年人卫生服务利用的影响》,《山西财经大学学报》,第 05 期。

胡天天、刘欢,2021:《长期护理保险试点政策效果研究》,《老龄科学研究》,第 10 期。

黄枫、傅伟,2017:《政府购买还是家庭照料?——基于家庭照料替代效应的实证分析》,《南开经济研究》,第 01 期。

姜向群、刘妮娜,2014:《老年人长期照料模式选择的影响因素研究》,《人口学刊》,第 01 期。

蒋岳祥、斯雯,2006:《老年人对社会照顾方式偏好的影响因素分析——以浙江省为例》,《人口与经济》,第 01 期。

景跃军、李元,2014:《中国失能老年人构成及长期护理需求分析》,《人口学刊》,第 02 期。

李建新、于学军、王广州、刘鸿雁,2004:《中国农村养老意愿和养老方式的研究》,《人口与经济》,第 5 期。

李乐乐、杜天天,2021:《人口年龄变化、医疗需求行为与医疗费用增长:基于医疗保险结算数据的实证研究》,《当代经济管理》,第 04 期。

李青原,2021:《家庭照料对城乡失能老人和照料者健康的影响》,《北京社会科学》,第 12 期。

李云蕾,2017:《我国老年人医疗服务利用的影响因素》,《南都学坛》,第 05 期。

廖少宏、王广州,2021:《中国老年人口失能状况与变动趋势》,《中国人口科学》,第 01 期。

廖小利、罗军飞、罗阳,2017:《代际支持对农村老年人医疗服务利用的影响研究——来自湖南的实证》,《人口与发展》,第 06 期。

林莞娟、王辉、邹振鹏,2014:《中国老年护理的选择:非正式护理抑或正式护理——基于CIHls和Charls数据的实证分析》,《上海财经大学学报》,第 03 期。

刘柏惠、寇恩惠,2015:《社会化养老趋势下社会照料与家庭照料的关系》,《人口与经济》,第 01 期。

刘国恩、蔡春光、李林,2011:《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》,第 03 期。

刘岚、董晓媛、陈功、郑晓瑛,2010:《照料父母对我国农村已婚妇女劳动时间分配的影响》,

《世界经济文汇》，第 05 期。

马超、俞沁雯、宋泽、陈昊,2019:《长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗》,《中国工业经济》,第 12 期。

马桂峰、蔡伟芹、王培承、郑文贵、盛红旗、仇蕾洁、高倩倩、井淇、马安宁,2017:《我国不同社会医疗保险参保群体卫生服务利用不平等研究》,《中国卫生经济》,第 12 期。

裴晓梅,2009:《形式多样的长期照护服务应贯穿养老过程的始终》,《人口与发展》,第 4 期。

彭青云,2019:《多元主体视角下社区居家养老服务路径探索》,《浙江工商大学学报》,第 3 期。

秦秋红、张甦,2014:《“银发浪潮”下失独家庭养老问题研究——兼论社会养老保险制度的完善》,《北京社会科学》,第 7 期。

沈蕾、曹建文,2007:《医疗服务品牌营销》,《医疗服务品牌营销》。

盛帅,2017:《中老年城乡居民医疗服务利用差异研究》,《南京大学,硕士,63。

宋宝安,2006:《老年人口养老意愿的社会学分析》,《吉林大学社会科学学报》,第 4 期。

宋丽敏、朱丹华,2021:《家庭老年照料对女性照料者身体健康的影响研究》,《人口与社会》,第 04 期。

宋璐、左冬梅,2010:《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》,《中国农村经济》,第 5 期。

孙圣民、陈强,2017:《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》,《经济学(季刊)》,第 1 期。

王佳,2018:《机构养老意愿及影响因素文献综述》,《合作经济与科技》,第 17 期。

王魁等,2014:《医院概论》,《中国科学技术大学出版社》。

王贞、封进,2021:《长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较》,《经济学(季刊)》,第 02 期。

韦悦、罗恩立,2021:《抑郁对中老年慢性病人群医疗服务利用的影响研究》,《南京医科大学学报(社会科学版)》,第 6 期。

邬沧萍,2001:《长期照料护理是老龄产业重中之重》,《人口研究》,第 2 期。

邬沧萍、王琳苗、瑞凤,2004:《中国特色的人口老龄化过程、前景和对策》,《人口研究》,第 01 期。

伍海霞、王广州,2021:《快速老龄化过程中中国独生子女家庭照料负担研究》,《中国软科学》,第 7 期。

谢红、王志稳、侯淑肖、金晓燕、王敏、尚少梅,2012:《我国养老服务需求现状及其长期护理服务策略》,《中华护理杂志》,第 1 期。

徐萍、钟清玲,2016:《社区居家式失能老人长期照护服务研究进展》,《中国老年学杂志》,第12期。

杨雪、侯力,2011:《我国人口老龄化对经济社会的宏观和微观影响研究》,《人口学刊》,第04期。

杨程、孙晓彤,2016:《基础医疗资源配置与服务利用的研究--以上海城市空间为例》,《甘肃行政学院学报》,第5期。

余央央、封进,2018:《家庭照料对老年人医疗服务利用的影响》,《经济学(季刊)》,第3期。

翟振武、陈佳鞠、李龙,2016:《中国人口老龄化的大趋势、新特点及相应养老政策》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》,第3期。

张鹏飞、苏畅,2017:《人口老龄化、社会保障支出与财政负担》,《财政研究》,第12期。

张仁慧、苏群,2019:《社区居家养老服务对老年人健康的影响——来自CIHLS数据的实证分析》,《老龄科学研究》,第11期。

郑莉莉,2017:《医疗保险改变了居民的就医行为吗?——来自我国Chns的证据》,《财政研究》,第2期。

郑毅敏、李娜,2020:《关于机构养老服务需求与供给的文献梳理与展望》,《宝鸡文理学院学报:社会科学版》,第2期。

宗庆庆、张熠、陈玉宇,2020:《老年健康与照料需求:理论和来自随机实验的证据》,《经济研究》,第02期。

周国伟,2008:《中国老年人自评自理能力:差异与发展》,《南方人口》,第01期。

朱斌、毛瑛,2017:《代际支持、社会资本与医疗服务利用》,《社会保障研究》,第3期。

庄绪荣、张丽萍,2016:《失能老人养老状况分析》,《人口学刊》,第3期。

左冬梅、李树苗、宋璐,2011:《中国农村老年人养老院居留意愿的影响因素研究》,《人口学刊》,第1期。

Andersen, R. M., 1968, "Families' Use of Health Services: A Behavioral Model of Predisposing, Enabling, and Need Components".

Angrist, J. D., 1990, "Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records: Errata", *American Economic Review*, 80.

Arrow, J. K., 1963, "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *American Economic Review*, 53 (5) : 941-973.

Bardsley, M., Georghiou, T. and Dixon, J., 2010, "Social Care and Hospital Use at the End of Life", *London the Nuffield Trust*.

Bhattacharya, R., Shen, C. and Sambamoorthi, U., 2014, "Depression and Ambulatory Care

Sensitive Hospitalizations Among Medicare Beneficiaries with Chronic Physical Conditions", *General Hospital Psychiatry*.

Bolin, K., Lindgren, B. and Lundborg, P., 2008, "Informal and Formal Care Among Single-Living Elderly in Europe", *Health Economics*, 17 (3) : 393-409.

Bonsang, E., 2009, "Does Informal Care From Children to their Elderly Parents Substitute for Formal Care in Europe?", *Journal of Health Economics*, 28 (1) : 143-154.

Brown, J., Finkelstein, A. and Public Policy And Retirement, T. P. E. S., 2007, "Why is the Market Or Long-term Care Insurance so Small?".

Cha, H., 1998, "A Study Family Caregivers Preference and its Determinants for the Long-Term Care Service Use for the Impairedelderly", Chungang university, D.

Chappell, N. L. and Havens, B., 1980, "Old and Female: Testing the Double Jeopardy Hypothesis", *The Sociological Quarterly*.

Charles, K. K. and Sevak, P., 2005, "Can Family Caregiving Substitute for Nursing Home Care?", *Journal of Health Economics*, 24.

Costa-Font, J., Jiménez-Martínez, S. and Vilaplana, C., 2018, "Does Long-Term Care Subsidization Reduce Hospital Admissions and Utilization?", *LSE Research Online Documents On Economics*.

Cuellar, Evans, A., Wiener and Joshua, M., 2000, "Can Social Insurance for Long-Term Care Work? The Experience of Germany.", *Health Affairs*.

Daniel and Buor, 2004, "Determinants of Utilisation of Health Services by Women in Rural and Urban Areas in Ghana", *Geojournal*.

Deraas, T. S., Berntsen, G. R., Hasvold, T. and Førde, O. H., 2011, "Does Long-Term Care Use within Primary Health Care Reduce Hospital Use Among Older People in Norway? A National Five-Year Population-Based Observational Study", *Bmc Health Services Research*, 11 (1) : 287.

Ellis, R. P., Fiebig, D. G., Johar, M., Jones, G. and Savage, E., 2013, "Explaining Health Care Expenditure Variation: Large-Sample Evidence Using Linked Survey and Health Administrative Data", *Health Economics*, 22 (9) : 1093-1110.

Feder, J., Komisar, H. L. and Niefeld, M., 2000, "Long-Term Care in the United States: An Overview.", *Health Affairs*, 19 (3) : 40.

Feng, J., Wang, Z. and Yu, Y., 2020, "Does Long-Term Care Insurance Reduce Hospital Utilization and Medical Expenditures? Evidence from China", *Social Science & Medicine*, 258: 113081.

Feng, Z., Liu, C., Guan, X. and Mor, V., 2012, "China's Rapidly Aging Population Creates Policy Challenges in Shaping a Viable Long-Term Care System", *Health Affairs*, 31 (12) : 2764-2773.

Fernandez, J. L. and Forder, J., 2008, "Consequences of Local Variations in Social Care On the

Performance of the Acute Health Care Sector", *Applied Economics*, 40 (12) : 1503-1518.

Forder, J., 2009, "Long-Term Care and Hospital Utilisation by Older People: An Analysis of Substitution Rates", *Health Economics*, 18 (11) : 1322-1338.

Friedrich, B., Joan, C. F. and Stefan, F., 2010, "Ageing, Health, and Health Care", *Oxford Review of Economic Policy*, (4) : 674-690.

Fuchs, V. R., 1984, ""Though Much is Taken": Reflections on Aging, Health, and Medical Care", *The Milbank Memorial Fund Quarterly Health and Society*, 62 (2) : 143-166.

Gaughan, J., Gravelle, H. and Siciliani, L., 2015, "Testing the Bed - Blocking Hypothesis: Does Nursing and Care Home Supply Reduce Delayed Hospital Discharges?", *Health Economics*, 24: 32-44.

Gertler, P. and Gaag, J., 1990, "The Willingness to Pay for Medical Care: Evidence From Two Developing Countries", *Baltimore Maryland Johns Hospital University Press*.

Grossman and Michael, 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80 (2) : 223-255.

Houtven, C. and Norton, E. C., 2004a, "Informal Care and Health Care Use of Older Adults", *Journal of Health Economics*, 23 (6) : 1159-1180.

Houtven, C. and Norton, E. C., 2004b, "Informal Care and Health Care Use of Older Adults", *Journal of Health Economics*, 23 (6) : 1159-1180.

Houtven, C. and Norton, E. C., 2008, "Informal Care and Medicare Expenditures: Testing for Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Health Economics*, 27 (1) : 134-156.

Hunold, K. M., Richmond, N. L., Waller, A. E., Cutchin, M. P., Voss, P. R. and Platts-Mills, T. F., 2014, "Primary Care Availability and Emergency Department Use by Older Adults: A Population - Based Analysis", *Journal of the American Geriatrics Society*, 62 (9) : 1699-1706.

Idler, E. L. and Benyamini, Y., 1997, "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies.", *Journal of Health & Social Behavior*, 38 (1) : 21-37.

Jong, Chul, Rhee, Nicolae, Done, Gerard, F. and Anderson, 2015, "Considering Long-Term Care Insurance for Middle-Income Countries: Comparing South Korea with Japan and Germany", *Health Policy*.

Kenkel, D. S., 1994, "The Demand for Preventative Medical Care", *Applied Economics*, 26 (4) : 313-325.

Kim, H. B. and Lim, W., 2015, "Long-Term Care Insurance, Informal Care, and Medical Expenditures", *Journal of Public Economics*, 125 (may) : 128-142.

Larue, Bank, Jarvik and Hetland, 1979, "Health in Old Age: How Do Physicians' Ratings and Self-Ratings Compare?", *Journal of Gerontology*.

Lu, B., Mi, H., Yan, G., Lim, J. K. H. and Feng, G., 2020, "Substitutional Effect of Long-Term Care to Hospital Inpatient Care?", *China Economic Review*, 62.

Makinen, M., Waters, H., Rauch, M., Almagambetova, N., Bitran, R., Gilson, L., McIntyre, D., Pannarunothai, S., Prieto, A. L. and Ubilla, G., 2000, "Inequalities in Health Care Use and Expenditures: Empirical Data From Eight Developing Countries and Countries in Transition", *Bulletin of the World Health Organization*, 78 (1) : 55.

Manton, K., Gu, X. and Lamb, V., 2006, "Change in Chronic Disability From 1982 to 2004/2005 as Measured by Long-Term Changes in Function and Health in the U.S. Elderly Population", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 103 (48) : 18374-18379.

Rapp, Thomas, Sirven, Nicolas, Chauvin and Pauline, 2015, "Are Public Subsidies Effective to Reduce Emergency Care? Evidence From the PLASA Study", *Social Science and Medicine*.

Spillman, B. C. and Lubitz, J., 2000, "The Effect of Longevity On Spending for Acute and Long-Term Care.", *Aging Male*, 3 (3) : 159.

Staiger, D. and Stock, J. H., 1997, "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments", *Econometrica*, 65 (3) : 557-586.

Stern, S., 1995, "Estimating Family Long-Term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics", *The Journal of Human Resources*, 30 (3) .

Sudano, J. J. and Baker, D. W., 2003, "Intermittent Lack of Health Insurance Coverage and Use of Preventive Services", *American Journal of Public Health*, 93.

United Nations, 2002, "Report of the Second World Assembly On Ageing", 8-12.

Vasiliadis, H. M., Dionne, P. A., Prévile, M., Gentil, L. and Latimer, E., 2013, "The Excess Healthcare Costs Associated with Depression and Anxiety in Elderly Living in the Community", *American Journal of Geriatric Psychiatry Official Journal of the American Association for Geriatric Psychiatry*, 21 (6) : 536-548.

Weaver, F. M. and Weaver, B. A., 2014, "Does Availability of Informal Care within the Household Impact Hospitalisation?", *Health Econ Policy Law*, 9 (01) : 71-93.

Wei, Y., Alex, J. H., Lijie, F. and Elias, M., 2016, "Financing Institutional Long-Term Care for the Elderly in China: A Policy Evaluation of New Models", *Health Policy and Planning*, 31 (6) .

World Health Organization, 1980, "The Consequences of Disease", *International Classification of Impairments, disability & Handicaps. a Manual of Classification Relating to the Consequences of Disease*: 23-43.

World Health Organization, 2012, "Dementia: A Public Health Priority",

Http://Www.Who.Int/Mental_Health/Publications/Demeatia_Report_2012/En/, 5 (3) : 123-125.

Zweifel, P., Felder, S. and Meiers, M., 1999, "Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?", *Health Economics*, 8 (6) : 485-496.

致谢

研究生三年匆匆而过，青春小鸟一样不回来。

回顾三年生活，感慨良多。首先非常感谢我的导师王桥老师，对我在学业的指导和生活上的照顾，在他乡能遇见一位亲如长辈的授业恩师，是游子莫大的幸运。而跟随导师调研考察的日子，也将是我珍贵的人生经历。同时我也要感谢人口所所有的授课老师们，我将谨记你们的谆谆教诲。感谢我的室友谈佳辉、我的师妹刘爽和我的同系同学们，恰同学青年，光芒万丈。还要感谢张小雪和她的锦鲤，给我这条涸辙之鲋带来了能够喘息的生机。当然最不能忘的是感谢家人，寒窗 20 年，没有父母和姐姐的支持与鼓励我何德何能走到今天。

感谢社科大，三年之约到期，而“笃学、慎思、明辨、尚行”的校训也已牢记在心。

吾生有涯而知无涯，未来岁月希望自己能保持学习和自省的自觉。行之于途而应于心，即使在长夜将至、铁幕落下的时刻，也有选择清醒和良善的勇气。

鸿雁在云鱼在水，希望故人常在，此情长忆。愿大家继续乘风破浪，愿世界和平！