分类号<u>C93</u>

U D C 005

密 级_____

编 号_____

中南财经政法大學

硕士学位论文

家庭禀赋对失能老人照护模式选择的 影响研究

研究生姓名:张 飞 飞 指导教师姓名、职称: 刘 俊 霞 教 授 请 者 类 别: 非 专 项 计 申 划 申请者学习方式:全 日 制 科 门 类:管 学 理 专业名称:社会保 障 研 究 方 向: 养 老 服 务 入 学 时 间:二〇二〇年九月

二〇二三年六月

Research on the Impact of Family Endowment on the Choice of Care Mode for the Disabled Elderly

Zhang Feifei 2023.06

摘要

在人口老龄化、家庭小型化和"健康中国"建设推进的背景下,老年人的健康,尤其是失能老人的健康备受关注。由于活动能力的丧失,大部分失能老人的正常生活离不开他人照护。照护既可以是来自家庭成员的非正式照护,又可以是来自专门机构或专业人员的正式照护。现阶段,这两种形式的照护都面临供给难的困境:随着家庭的小型化、核心化以及女性劳动参与率的提高,家庭成员所能提供的照料时间越来越少;而市场主体提供的正式照护往往费用较高,普通家庭难以承受。失能老人的生活照料和康复护理需求问题亟待解决。"一人失能,全家失衡",作为社会的基本单元,家庭面临着如何配置资源来满足家庭成员的需求从而实现家庭效用最大化的复杂抉择。

本文通过梳理绝对优势理论,并对家庭决策的最优效用进行分析,使用 CLHLS2018 数据,构建 Logit 模型,分析家庭禀赋对照护模式选择的影响,结论如下:

第一,在家庭经济资本方面,家庭年收入水平和生活水平提高会增加家庭选择正式照护的概率;相比于通过租/借/其他方式获得住房的家庭,自购或自建住房的家庭选择正式照护的倾向会更低。可能原因在于家庭年收入水平和生活水平越高意味着与市场相比,家庭提供照护服务的费用更高,机会成本较高,因此家庭会减少提供非正式照护,增加选择正式照护的概率;而自购或自建住房则在很大程度上意味着家庭用于照护资金的减少,使得家庭选择正式照护的概率降低。

第二,在家庭人力资本方面,劳动适龄人口占比提高会增加家庭选择正式照护的概率,而同住者人数和平均受教育程度提高会降低家庭选择正式照护的概率。可能原因在于,一般而言,同住者人数越多,能够提供日常照料的时间会越多,在生活照料上具有绝对优势;劳动适龄人口占比越大,家庭成员劳动参与挤出照护提供的概率越高,提供非正式照护的时间会越少,在生活照料上的优势会被削弱;平均受教育程度越高,家庭成员越可能通过自主分配工作时间来方便照护老人。

第三,在家庭社会资本方面,可聊天人数、可谈心人数和可求助人数对照护模式的影响均不显著,这说明聊天、谈心和求助等活动并不能转化为对失能老人的照护,不能显著影响家庭照护模式决策。

第四,家庭禀赋对照护模式选择的影响存在性别和婚姻状况异质性。整体来看, 女性样本和在婚状态样本受家庭禀赋的影响选择正式照护的概率更小。

针对上述结论,本文提出如下建议:第一,减轻家庭经济负担,释放正式照护需求;第二,挖掘家庭人力资本,增加正式照护供给;第三,积极培育市场主体,繁荣照护服务市场。

关键词:家庭禀赋:家庭经济资本:家庭人力资本:家庭社会资本:照护模式

Abstract

Under the background of population aging, family miniaturization and the promotion of healthy China construction, the health of the elderly, especially the disabled elderly, has attracted much attention. Due to the loss of activity ability, the normal life of most disabled elderly people can not be separated from the care of others. There are two modes of care, one is informal care provided by family members, relatives and friends, and the other is formal care provided by specialized institutions or professionals. At the present stage, these two forms of care are facing difficulties in supply: with the miniaturization and centralization of families and the increase of women's labor participation rate, the care resources provided by family members are becoming less and less; Formal care is provided through market, medical care and other institutions, which costs a lot and is difficult for most families to bear. The needs of life care and rehabilitation care for the disabled elderly need to be solved urgently. "If one person fails, the whole family will be out of balance", as the basic unit of society, the family is faced with the complex choice of how to allocate resources to meet the care and other needs of family members to maximize family utility.

Based on the analysis of absolute advantage theory and the optimal utility of family decision-making, this thesis uses CLHLS2018 data, which is widely used in academia, to analyze the impact of family endowment on the choice of family care mode by building Logit model. Through empirical analysis, the conclusions are as follows:

Firstly, in terms of family economic capital, the improvement of family annual income level and living standard will increase the probability of family choosing formal care; Households who buy or build their own homes are less likely to choose formal care than those who rent/borrow/otherwise obtain housing. The possible reason is that the higher the annual income level and living standard of the family, the higher the cost and opportunity cost of providing care services compared with the market, so the family will reduce the provision of informal care and increase the probability of choosing formal care; Buying a commercial house or building a house, to a great extent, means that families spend less money on care, which reduces the probability of families choosing formal care.

Secondly, in terms of family human capital, the increase of the proportion of working-age population will increase the probability of family choosing formal care, while the increase of the number of co-residents and the average education level will reduce the probability of family choosing formal care. This may be due to the fact that, in general, the larger the number of people living with them, the more time they can provide daily care, which has an absolute advantage in daily care; The larger the proportion of working-age population, the higher the probability of family members' labor participation in squeezing out care provision, and the less the time to provide informal care; The higher the average education level, the more likely it is to facilitate the care of the elderly by self-allocation of working hours.

Thirdly, in the aspect of family social capital, the number of people who can chat, the number of people who can talk and the number who can ask for help have no significant effect on the caring mode, which indicates that chatting, talking and asking for help can not be transformed into care for the disabled elderly, and can not significantly affect the decision-making of family care mode.

Fourth, the influence of family endowment on the choice of caring mode is heterogeneity of gender and marital status. Generally speaking, under the analysis framework of family endowment, the probability of female samples and married samples choosing formal care is smaller.

In view of the above conclusions, this thesis puts forward the following suggestions: First, reduce the financial burden of the family, release the formal care needs; Second, excavate family human capital and increase the supply of formal care; Third, we should actively cultivate market players and prosper the care service market.

Key Words: Family endowment; Family economic capital; Family human capital; Family social capital; Care Model

目 录

| 导论 | 1 |
|---------------------------|----|
| 一、研究背景与研究意义 | 1 |
| 二、国内外研究综述 | 2 |
| 三、研究内容、思路与研究方法 | 8 |
| 四、研究创新与不足之处 | |
| 第一章 核心概念、理论基础与研究假设 | 12 |
| 第一节 核心概念 | 12 |
| 一、失能及失能老人 | 12 |
| 二、家庭禀赋 | 12 |
| 三、照护模式 | 14 |
| 第二节 理论基础 | 14 |
| 一、绝对优势理论 | 14 |
| 二、家庭决策的最优效用分析 | 16 |
| 第三节 研究假设 | 18 |
| 第二章 数据来源、变量选取与模型设定 | 21 |
| 第一节 数据来源 | |
| 第二节 变量选取 | 21 |
| 一、被解释变量:照护模式选择 | 21 |
| 二、解释变量:家庭禀赋 | 21 |
| 三、控制变量的选取 | 23 |
| 第三节 模型设定 | |
| 第三章 描述性分析 | |
| 第一节 失能老人人口学特征 | 26 |
| 第二节 失能老人家庭禀赋描述性分析 | |
| 一、家庭经济资本描述性分析 | 27 |
| 二、家庭人力资本描述性分析 | |
| 三、家庭社会资本描述性分析 | 28 |
| 第三节 失能老人照护现状 | 29 |
| 一、不同照护模式分布 | |
| 二、失能程度与照护模式选择的分布 | 29 |
| 三、性别与照护模式选择的分布 | 30 |
| 第四节 家庭禀赋与失能老人照护模式 | 30 |
| 第五节 控制变量描述性分析 | 31 |
| 第四章 家庭禀赋影响失能老人照护模式选择的实证分析 | 34 |

| 第一节 基本回归结果 | 34 |
|----------------------|----|
| 一、家庭禀赋对失能老人照护模式选择的影响 | 34 |
| 二、控制变量对失能老人照护模式选择的影响 | 36 |
| 第二节 照护模式选择的异质性分析 | 37 |
| 一、照护模式选择的性别异质性分析 | 37 |
| 二、照护模式选择的婚姻状况异质性分析 | 39 |
| 第三节 稳健性检验 | 41 |
| 一、更换实证模型 | 41 |
| 二、变换解释变量 | 42 |
| 三、改变样本容量 | 45 |
| 第五章 研究结论与政策建议 | 46 |
| 第一节 研究结论 | |
| 第二节 政策建议 | 46 |
| 一、减轻家庭经济负担,释放正式照护需求 | 47 |
| 二、挖掘家庭人力资本,增加正式照护供给 | 47 |
| 三、积极培育市场主体,繁荣照护服务市场 | 48 |
| 参考文献 | 49 |

导 论

一、研究背景与研究意义

(一) 研究背景

国家统计局公布的第七次人口普查数据显示,截止 2020 年 11 月 1 日,我国 60 岁及以上老年人口达到 2.64 亿,老年人口占比达 18.7%¹。在老龄化的进程中,老年人的失能化现象也愈发严峻。据国家统计局数据,我国每 6 位老人中有 1 位生活无法自理,2020 年我国失能半失能老年人超过 4000 万,2050 年将达到 1 亿人左右²。由于活动能力的丧失,大部分失能老人的正常生活离不开他人照护。照护既可以是来自家庭成员的非正式照护,又可以是来自专门机构或专业人员的正式照护。现阶段,这两种形式的照护都面临供给难的困境:随着家庭的小型化、核心化以及女性劳动参与率的提高,家庭成员所能提供的照料资源越来越少。根据相关预测,全球 65 岁及以上老年人口抚养比将从 2010 年的 23.6%增长到 2060 年的 52.4%³。届时,家庭能够提供的照护资源将更加捉襟见肘。通过家政服务、医养结合等机构提供正式照护,费用相对较高,普通家庭难以承受,农村居民更是不堪重负(胡宏伟等,2021)。

面对日益庞大的老年群体,如何有效解决老年群体面临的照护难题,缓解老年人口的经济和生活负担,满足老年人的经济和生活需求是社会普遍关注和家庭不得不面对的一个问题。对此,国家卫生健康委等八部委在2019年出台的《关于建立完善老年健康服务体系的指导意见》中明确指出:大力发展老年护理服务,建立完善以机构为支撑、社区为依托、居家为基础的老年护理服务网络4。照护服务与养老服务强关联,照护模式深嵌于养老模式之中。结合我国"9073"的养老模式5,家庭在提供养老服务的同时将依旧肩负照护的责任。"一人失能,全家失衡",作为照护服务的主要提供者,家庭面临着如何配置时间、资金等资源,最大限度利用自身绝对优势,满足失能老人的经济支持、生活照料、精神慰藉需求和其它家庭成员需求来实现家庭效用最大化的复杂抉择。

¹ 资料来源于国家统计局: http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202105/t20210511 1817200.html

 $^{^2}$ 资料来源于《关于实施积极应对人口老龄化国家战略、推动老龄事业高质量发展情况的调研报告》: http://www.crca.cn/index.php/13-agednews/760-2022-09-07-00-44-51.html

³ Carrera F, et al. Long-Term Care Systems in Comparative Perspective: Care Needs Informal and Formal Coverage and Social Impacts in European Countries[M]. New York: Springer, 2013.

⁴ 资料来源于《关于建立完善老年健康服务体系的指导意见》: http://www.nhc.gov.cn/cms-search/xxgk/getManuscriptXxgk.html

⁵ 90%的老年人选择居家养老,7%的老年人选择在社区养老,3%的老年人选择机构养老,资料来源于政府网站 http://www.gov.cn/xinwen/2021-04/09/content 5598558.html

在老龄化趋势日益加剧、照护服务供给短缺的现实背景下,探讨家庭禀赋对失能 老人照护模式选择是否有影响、有何影响以及如何影响,对于理解家庭照护模式选择 的逻辑、照护模式选择的家庭禀赋差异,更好化解老年人口经济和生活负担实属必要。

(二) 研究意义

1.理论意义

本文以家庭为单位,通过梳理绝对优势理论,分析家庭决策的最优效用,构建家庭禀赋指标,从家庭经济资本、家庭人力资本和家庭社会资本三方面分析其对照护模式选择的影响。在理论上,丰富关于照护模式影响因素的探讨,同时,将决策由个体层面转向家庭层面,深化现有关于照护模式选择的认识,为家庭照护模式的选择及照护服务行业的发展提供一定的理论依据。

2.现实意义

首先,在老龄化、失能化程度不断加深的背景下,聚焦失能老人的照护模式选择问题,有利于更好的理解照护服务的现状、帮助分析照护服务中存在的问题并探索提出可能采取的对策。其次,通过将家庭禀赋作为照护模式的影响因素进行分析,有利于探索转型时期家庭对照护模式选择的影响,阐明家庭照护模式决策的选择逻辑,深刻理解家庭禀赋在长期照护决策和资源分配中的作用,从而对家庭照护模式的选择起一定的指导作用,并对如何提高家庭的照护承受力提供一定的参考。最后,通过对照护服务选择的分析,也有助于市场主体理解照护模式的选择逻辑,从而为照护服务的社会化及照护市场的发展提供一定的指导,助力照护服务网络的构建和发展。

二、国内外研究综述

围绕"家庭禀赋对照护模式选择的影响"这一主题,本文拟从"家庭禀赋""照护模式""家庭禀赋对照护模式的影响"三个角度对国内外文献进行梳理。

(一) 关于家庭禀赋的研究

"禀赋"一词由经济学家俄林在"资源禀赋"理论中提出6,应用在国际贸易领域,用来表示一国所拥有的生产要素的总和。在"资源禀赋"理论的框架下,各国会根据自己所拥有的资源及生产成本来决定生产和出口。随着研究的推进,行为主体利用自身所具有的资源和生产成本进行决策的思想也扩展到其他领域,其研究主体也由国家扩展到区域、家庭和个人。

在农业领域,侯石安(2012)和林善浪等(2010)借助资源禀赋理论,研究认为家庭禀赋对土地流转影响显著。其中,家庭劳动力人数、受教育程度的影响程度最大。陈新建等(2015)以实地调研搜集到的357个水果种植户为样本,使用有序Probit

^{6 &}quot;资源禀赋"理论,又称赫克歇尔-俄林理论,也被称之为 H-O 模型。

模型,分析发现家庭收入、种植经历、家庭网络对技术投入具有显著的正向影响。在就业市场中,孙战文(2013)和高健等(2016)基于资源禀赋理论,通过实证分析,认为家庭劳动力占比、耕地数量、住宅面积等家庭禀赋对劳动力迁移有显著影响。奚美君等(2017)通过使用回归分析和因子分析的方法对嘉兴市 2014 年流动人口动态监测的 1999 个样本进行分析,发现家庭经济资本和人力资本提高对城市融入有正向影响,而自然资本则对城市融入有负向影响。

在区域经济发展的研究中,杨海生等(2010)从资源禀赋视角出发,通过构造官员交流⁷与地区经济增长的面板数据,利用空间计量模型,分析发现官员自身禀赋及辖区内禀赋的不同对经济增长会产生不同的影响。一般而言,平行交流会促进官员所辖地区的经济增长,而京官交流则会在一定程度上限制所辖地区经济的增长。

在家庭方面,家庭禀赋对家庭的影响主要体现在各种决策方面,包括金融投资、生育决策、子女发展等。在金融投资方面,符文豪(2020)使用 2018 年的中国家庭追踪调查数据⁸,利用 Probit 模型和 Tobit 模型,构建了包含家庭人力资本、经济资本等在内的影响因素模型,分析发现家庭经济资本相对雄厚的家庭会更倾向于进行金融资产配置,且持有金融产品的比例会相对更高。在人力资本中,家庭规模越大,家庭进行金融产品配置的可能性越低;户主年龄与家庭配置金融产品的行为之间呈倒 U型关系。在生育决策方面,于勇等(2022)使用 2017 年中国综合社会调查数据⁹,利用 Biprobit 模型进行实证分析,发现家庭经济资本与家庭人力资本的提升有助于提高农民生育三孩的意愿,而社会资本的提升则会降低农民生育三孩的意愿。在子女发展上,杨胜利等(2020)基于 CGSS2015 数据,实证发现以家庭年收入水平衡量的家庭经济资本、以父代受教育年限衡量的家庭文化资本、以父代职业地位衡量的社会资本三者都与子女职业发展呈正相关,且三者都是通过子代教育的中介作用影响子女的职业发展的。

由此可见,家庭禀赋内涵丰富,研究内容涉及多个领域,对解释家庭决策具有一定的价值。

(二)关于照护模式的研究

照护模式的选择是一系列因素综合影响的结果。长久以来,女性付出了大量的时间和精力来赡养老人、抚养孩子、照顾家庭,但是这些照护活动的经济价值却没有在家庭及市场上得到认可。随着市场经济的发展,照护需求和照护服务供给的增加,照护逐渐成为商品,照护服务慢慢实现市场化供给。因此,可以说市场对照料及护理价

⁷ 包括平行交流与京官交流两种

⁸ 中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies,简称 CFPS),数据库分个体、家庭、社区三个层次对信息进行了搜集。

⁹ 中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,简称 CGSS),自 2003 年起每年对我国各省市自治区 10000 多户家庭进行实地调查。

值的确认和衡量是照护模式发展的基础(刘二鹏等,2019)。

在照料及护理价值未被确认和衡量之前,照护失能老人的重担毋庸置疑的由家庭承担,此时,非正式照护是绝大多数家庭的唯一选择。伴随着计划生育政策效果的显现,家庭成员难以承担照护责任,在家庭需求及国家政策的推动下,照护服务市场逐渐发展起来,学者也开始更多的关注到照护模式,研究内容主要包括照护模式的内涵及差异、照护模式选择的影响因素等。

1.照护模式的内涵及差异

长期照护是指由亲属、好友、街坊邻居等非专业化的照料者和专业照料者共同提供的,目的是为了保证自我照料能力不完全个体的生活质量和人格尊严的一种服务 (赵曼等,2015),照护周期一般在6个月及以上,内容包括日常生活照料和医疗护理(杜鹏等,2022)。

根据分类标准的不同,照护模式有不同的划分方式。学界较为流行的划分方式是按照照护服务提供主体的不同,将长期照护划分为正式型和非正式型,正式型也称正式照护,是指由照护机构、护工、家政服务人员等提供服务,一般需要付费;非正式型也称非正式照护,是指由子女、配偶或亲朋好友等提供服务,一般无需付费(黄枫等,2017)。

非正式照护作为当前许多国家主要的照护模式(OECD,2005; Ma and Wen,2016), 具有其自身的优越性。非正式照护不仅可以为老人提供资金方面的支持,而且更关心 老人的心理和精神健康,更能满足老人身体和心理的需要(Chappell,1990);接受 非正式护理服务还可改善低龄老人健康水平、减少医疗服务利用(余央央等,2018), 显著降低失能老年人用于医疗的开支,降低其选择正式照护的概率(Van Houtven Norton,2004)。此外,非正式照护也更加符合我国国情,传统孝道观念促使老年人 更倾向于选择非正式照护(左冬梅等,2011)。

然而越来越多的学者认为家庭渐渐将无法承担照护功能。家庭结构的小型化、核心化以及女性就业率的连年攀升是不可扭转的趋势,这一趋势使得能够为家庭提供照护的人力资源越来越匮乏,机会成本越来越高(Liu, et al., 2010;李明等,2013)。农村地区照护难题更加突出,少子化、空巢化以及女性职业化、家庭人口外流致使非正式照护难以为继(郑雄飞,2012)。

正式照护也因其本身所具有的专业性,能够为失能老人的照料和护理提供正确的指导,通过专业化分工,能够有效提高社会生产率,促进服务业及老年产业的发展。建国以来,我国的长期照护服务政策从依附型走向独立型,覆盖范围从补缺型到普惠型,社会化程度不断提高(朱震宇,2017)。但是我国照护市场还不够发达,照护供给也不够充足。李明等(2014)认为照护市场仍处于起步阶段,发展相对较慢。艾丽

(2013)认为照护机构也存在功能单一、经营能力较弱等问题。此外,赵怀娟等(2016) 认为,我国的各类医疗性机构提供的长期照护设施也较为缺乏。

2.照护模式选择的影响因素

失能老人照护模式选择受多种因素影响,已有研究主要从以下几个方面进行了分析:

在个人收入方面,有研究表明老年人自身的购买力会影响其使用社会化照护服务(尹尚菁,2011)。邓汉慧等(2022)使用2018年的中国健康与养老追踪调查数据(简称 CHARLS),利用 Logistic 模型,分析发现收入水平提高可显著增加个体使用正式照护服务的概率,但仅限于保姆看护,对机构照护的影响并不显著。周玉芳(2014)通过分析在武汉市中心医院进行的实地调研数据,发现相比于没有退休金的失能老人,拥有退休金的失能老人获得正式照护的概率更高。在拥有退休金的失能老人中,退休金是政府发放的老人其获得正式照护的概率要显著高于普通工人。聚焦于社会保障性收入,Goda(2011)和 Yuping Tsai(2015)借助 AHEAD 1993-1995年的数据,利用政策变化导致的准自然实验,发现老年人的保障性收入正向影响其对正式照护服务的使用率,负向影响其对家庭照护的使用率。王增文(2017)利用 CLHLS 数据对社会保障收入和照护服务利用两者间的关系进行了定量分析,发现社会保障收入(包括养老金和医疗保险等保障性收入)每提高100元,老年人使用社会护理服务的概率将提高3.3个百分点,而家庭护理服务的使用概率将会下降3.9个百分点。在家庭护理服务中,与女儿相比,儿子提供家庭护理服务的变动受社会保障性收入的影响更大。

在失能程度方面,已有研究表明失能程度是影响照护模式选择的重要影响因素,但对于如何影响却并无一致结论。利用全国性数据,学者大都认为轻度及中度失能老人主要选择家庭照料,重度失能老人则主要选择机构照护(Broe,2002;程锐佳,2021)。而萨支红等(2019)通过对北京海淀区老人的调查发现失能程度加深并不必然导致家庭做出正式照护模式的选择,即失能程度高的老人更会考虑到选择正式照护给家庭造成的经济负担,出于不愿意增加家庭负担的考虑,会拒绝选择正式照护。

在精神慰藉方面,与非独居老人相比,独居老人更有可能选择养老机构、老年公寓、雇佣保姆照护等正式照护(陈瑜,2017;肖利允等,2020;吴依林,2021)。除此之外,老人对于家庭、政府和照护机构的看法也会显著影响其对照护模式的选择(Effinger,2005)。当失能老人有入住养老机构的意愿时其选择正式照护的概率比希望独居的老人选择机构照护的概率高40.8倍(姜向群等,2014)。

已有研究还发现,是否参保、所在地区等因素也会影响照护模式的选择。宋辉 (2021)实证发现个人参保(社会养老保险、社会医疗保险)情况是影响失能老人照 护模式选择意愿的显著因素之一。由于照护服务市场发育水平的差异及面对新生事物 反应的不同,农村失能老人选择正式照护的概率会比城市地区老人低 0.77 倍。在城市老人样本中,居住在南方的老人比居住在北方的老人选择正式照护的概率高 4.4 倍。(姜向群等,2014)。

(三) 家庭禀赋对照护模式选择的影响

总的来看,已有文献重点考察家庭禀赋对照护模式选择影响的较少,多偏重于介绍家庭禀赋中某一资本对照护模式选择的影响,具体来看:

1.家庭经济资本

照护模式选择本质上是一项家庭配置资源的经济活动。而配置资源的经济活动离 不开对家庭经济资本的衡量。常用来衡量家庭经济资本的指标有家庭经济收入、住房 状况和自评经济水平等,由于三者度量单位的不同,所以有学者采用赋予权重将其标 准化的方法(杨云彦等,2008;刘西国等,2018)。标准化后,家庭经济资本对照护 模式选择的影响显著。家庭经济资本提高一个单位,选择正式照护模式的概率提高 1. 7个百分点(刘西国等,2018)。也有学者聚焦于探讨家庭经济资本中某一指标或某 几个指标对照护模式选择的影响。在家庭收入方面,当家庭收入位于中等及以下时(年 收入 1-5 万) 家庭选择非正式照料的概率较大, 当家庭收入达到一定水平后(年收入 5-10 万)家庭选择正式照护的概率大大提高(程锐佳,2021:彭希哲等,2017)。在 住房状况方面,学者大都根据产权、获得方式为划分依据,对住房状况进行分类,董 星园(2020)研究发现非分配住房者用于医疗费用的开销要低于分配住房者。刘西国 等(2018)研究发现自购住房会显著降低家庭选择正式照护的概率。在自评经济状况 方面, 刘妮娜等(2016)利用中国老龄科研中心 2010年数据, 使用多元 Logistic 模 型,分析发现自评收入水平高的老年人选择和使用正式照料的可能性越高。姜向群等 (2014)通过分析发现自认为经济困难的老年人做出入住养老机构的概率要比自认为 经济状况好的老人低 0.49 倍。

2.家庭人力资本

家庭人力资本越丰富,选择非正式照护模式的概率越高(刘西国等,2018)。人力资本主要被用来衡量照护者数量及能够提供的时间等资源。基于家庭中的利他主义倾向,为满足失能老人的照护需求,使家庭效用最大化,当家庭成员数量较多且照护所带来的机会成本较低时,大家会主动提供时间来满足照料需求;当成员数量较多但照料所带来的机会成本较高时,大家会采用非正式照护等方式来满足需求。

郭志刚(2002)利用 1998 年的中国高龄老人健康长寿调查数据,利用多元 Logit 模型,分析发现有无子女而非子女数对老年人的居住安排影响显著,且没有儿子会显著增加老人不与后代同住的概率,这也与姜向群等(2014)使用 CLHLS2008 数据进行分析时认为曾生儿子数的增加会显著降低老年人选择机构照护的概率的看法相一致。而 Sergi Jiménez-Martín(2012)利用西班牙的数据,分析发现同住者人数增加会

显著增加失能老人选择非正式照护的概率。在子女数量方面,由于衡量标准存在差异,导致结果相差较大。吴依林(2021)利用 CLHLS 数据,分析发现子女数量越多,选择正式照护的概率越低。与之相反,姜向群等(2014)通过实证分析发现,曾生子女数量每增加一人,家庭选择正式照料的发生比将增加 0.03,这与邓汉慧等(2022)将健在子女数作为考量对象得到的结论相同。而宋辉(2021)通过对泰安市的实地调研分析发现子女数对照护模式选择无影响。刘妮娜等(2016)从社会资本视角切入,发现存活子女数、存活儿子数对照护模式选择均无显著影响,而未外出子女数对农村老年人选择正式照护模式的影响显著(刘妮娜等,2016)。在子女照料时间方面,程锐佳(2021)使用 CLHLS2018 数据,利用多元 Logistic 模型,分析发现子女照料时间与失能老人选择非正式照护模式正相关,对其选择正式照护模式负相关,但是其并未考察反向因果的存在。

3.家庭社会资本

根据社会资本的概念,可将其分解为以下三种要素:结构性的(嵌入性)、机会 的(可汲取性)和行动导向的(运用)№。以往文献多从机会的(可汲取性)和行动 导向的(运用)两方面进行研究。机会的(可汲取性)指个体获取机会的可能性,表 示社会资本量的多少,与安德森卫生服务利用模型中的"能力资源"层类似,考虑个人、 家庭、社区中的资源,在研究照护模式时,家庭资源主要包括同住人数、子女数、社 区养老设施、社区医务人员的数量和质量(刘妮娜等,2016;宋辉,2021)。以老年 照料为中心,通过构建"老年照料网络",刘妮娜等(2016)发现愿意参加社区活动的 老年人对正式照护的接受度更高,更倾向于选择正式照护。Bradley等(2010)对安 德森卫生服务利用模型进行了拓展,认为社会心理因素,如决策者权威和社会规范会 影响照护模式选择,在未来应更多考虑社会心理因素的影响。行动导向的(运用)指 的是个体在社会交往中的主观感知,主要包括信任、互惠、义务、归属、参与等(罗 家德等,2014;白玥等,2006)。姜向群等(2014)研究发现发生困难时首先想起求 助的人是非亲属的老年人选择养老机构的发生比是其他群体的 7.9 倍。而从晓(2023) 通过对北京海淀区进行调研后,发现朋友支持不会显著影响老年人的生活质量,原因 可能是随着年龄的增加,老年人中朋友失去联系、去世等情况会变得更为常见,这迫 使老年人不能再将朋友支持作为最重要的支持来源。这与刘凤等(2021)认为失能老 人多与其子女共同居住或是居住在机构中,与社会中其他人联系较少,很难实现有效 的社会互动的看法相一致。

(四)研究述评

本文从家庭禀赋、照护模式和家庭禀赋对照护模式的影响三个方面对已有文献进

¹⁰ 张文宏.中国社会网络与社会资本研究 30 年(上)[J].江海学刊, 2011(2):104-112.

行了梳理。在家庭禀赋方面,"资源禀赋"理论在各领域的广泛运用,为本文使用该思想及选取相关指标提供了思路和指导。在照护模式方面,大量文献研究了照护模式的内涵、差异、照护模式选择的影响因素等,有助于本文明晰对照护模式的界定,明确不同照护模式的差异,对照护模式选择的影响因素进行全面的考量。在家庭禀赋对照护模式的影响方面,不少文献从家庭禀赋的某一因素或某些因素出发对照护模式的选择进行了分析,这也为本文分析家庭禀赋对照护模式的选择的影响奠定了基础。

但通过对文献的分析,也不难发现现有研究仍存在着局限性:在研究视角上,已有文献大多是选取家庭禀赋的某一个方面或某些要素,研究其对失能老人照护模式选择的影响,鲜有文献同时考察三个方面,并分析每个因素对照护模式选择的影响。(焦亚波,2010)。在数据选取上,现有研究中使用小型实地调研数据的较多,而缺乏对大型公开数据的使用。即使某些研究使用了大型公开数据,也只是考察对某种照护模式选择的影响,缺乏对多种照护模式选择的研究。

因此,本文将对以上两个方面进行改进,并试图回答以下问题:在家庭日趋小型化、核心化、人口流动频繁的当下,家庭因禀赋的不同是否会做出不同的照护选择?家庭禀赋对照护模式选择的影响有多大?不同类型的家庭禀赋(家庭经济资本、人力资本和社会资本)对于照护模式的影响有何不同?如何能够更好的理解家庭做出照护模式选择的决策,并从政策层面对其选择进行干预来更好满足失能老人的照护需求?这些待解决问题也是在老龄化不断加深、失能化日益严峻的当下,每个家庭和社会需要关注的。

三、研究内容、思路与研究方法

(一) 研究内容与研究思路

本文梳理绝对优势理论并对家庭决策的最优效用进行分析,从理论出发,通过理 论与实证相结合的方法,分析家庭禀赋对失能老人照护模式选择的影响,共分五章, 技术路线图如下所示,具体章节安排如下:

导论。介绍研究背景,从理论与现实两方面阐述意义;对家庭禀赋、照护模式、家庭禀赋对照护模式的影响等相关文献进行综述,了解该主题的研究进展,明确研究内容与方法,确定研究思路与框架。

第一章,核心概念、理论基础与研究假设。界定失能及失能老人、家庭禀赋和照护模式的概念;梳理绝对优势理论,分析家庭决策的最优效用,为本文的实证分析做理论铺垫;并基于理论框架提出本文的研究假设。

第二章,数据来源、变量选取与模型设定。阐明本文选择数据库的理由、所使用的数据、变量的选取与处理方法、实证模型的选择与设定。

第三章, 描述性分析。首先, 对失能老人的人口学特征进行描述性分析, 发现失

能老人的整体分布特点。其次,对失能老人的家庭禀赋进行描述性分析,发现选择不同照护方式的家庭在家庭禀赋上的差异。再次,对失能老人的照护现状进行描述性统计分析,并考察不同失能程度和性别与照护模式分布的关系。然后,考察家庭禀赋与失能老人照护模式的分布情况。最后,对控制变量进行描述性统计分析。

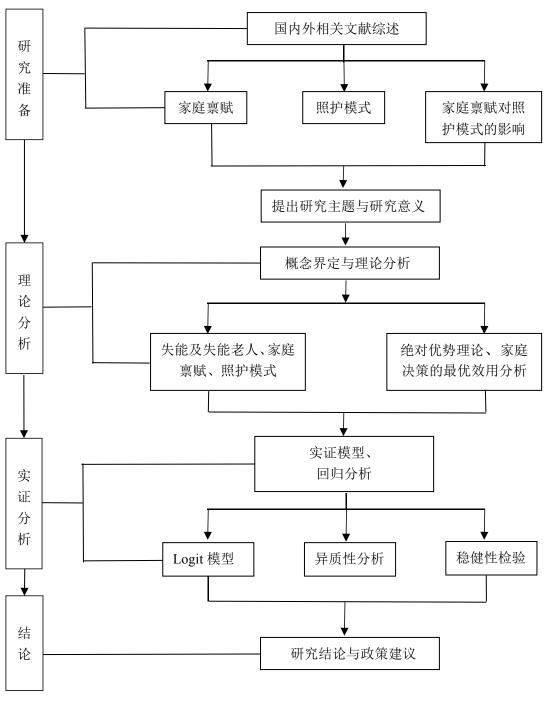


图 0-1 技术路线图

第四章,家庭禀赋影响失能老人照护模式选择的实证分析。包括基本回归、异质性分析、稳健性检验三个部分。异质性分析包括性别异质性与婚姻状况异质性分析。 稳健性检验采用更换实证模型、变换解释变量和改变样本容量三种方式。

第五章,研究结论与政策建议。对本文研究进行总结,并从家庭禀赋角度提出较为可行的政策建议,以期进一步明晰家庭在照护模式选择中发挥的重要作用,更好为家庭赋能,促进非正式照护与正式照护服务的发展。

(二) 研究方法

- (1) 定性分析法。通过检索线上数据库和翻阅线下校园图书馆资料,了解该领域的相关话题,学习与家庭禀赋、家庭决策、照护模式选择等相关的理论,梳理本文的理论基础。通过仔细阅读关联性强的文献来总结已有做法,形成本文的研究思路。
- (2) 定量分析法。首先,根据研究主题需要,结合已有研究成果和我国现实背景,考察现有数据库的适用性,确定数据来源。基于过往学习经历,结合研究主题,确定实证分析工具。其次,进行数据清洗、变量选取与赋值,并对变量进行描述性统计分析,掌握样本的总体分布状况,并分析样本与现实的异同。再次,使用 Logit 模型对家庭禀赋与照护模式选择进行实证分析。为更深入理解影响效果,本文还基于性别和婚姻状况进行异质性分析。为保证回归结果的可靠性,本文最后将利用多种方式进行稳健性检验。

四、研究创新与不足之处

(一) 创新之处

在研究视角上,本文对家庭层面的影响因素进行了较为全面的考量,将家庭经济资本、人力资本和社会资本作为家庭禀赋的组成部分,分析其对失能老人照护模式选择的影响,扩展了研究视角,有利于更好理解家庭照护决策。在研究内容上,借助全国性数据,本文对失能老人的人口学特征、家庭禀赋、照护现状、家庭禀赋与失能老人照护选择等进行了全方位的梳理,较为客观的反映了我国失能老人的照护现状及家庭禀赋对照护模式的影响。在研究对象上,不同于现有研究多以一般老年人为研究对象,本文专门针对失能老人,旨在分析失能老人照护模式选择的影响因素。除此之外,借助于绝对优势理论和家庭决策的最优分析,本文从禀赋和决策两方面来着重探讨家庭做出照护模式背后的经济学基础。

(二) 不足之处

本文在失能老人的界定方面可能存在界定标准较为单一的问题,目前学界已开始 从多个角度来衡量失能,但尚未建立统一的多维度指标体系,因此在后续研究中可以 使用更为多元的失能测定方式,以更全面、细致的反映失能状态,细化研究。在样本 选取方面,本文使用的数据中所包含的正式照护样本量较少,这与我国目前照护服务 的供给现状及传统的养老观念有关,但在实证中由于正式照护和非正式照护的样本数量相差较大可能会在一定程度上降低结果的准确性。因此在后续研究中可以多关注我国正式照护发展的现状,丰富数据,来进一步提高结果的准确性。另外,由于问卷问题所限,可能仍有部分尚未观测到的因素影响照护模式的选择,比如老年人自身及其照护者的思想观念等。在后续研究中,可以借助实地访谈与全国性统计数据相结合等的方式来挖掘更多思想层面的因素,对照护模式选择的影响因素进行更全面的考量。

第一章 核心概念、理论基础与研究假设

第一节 核心概念

一、失能及失能老人

失能指的是个体在日常生活中主要活动能力或生活能力的丧失或受限¹¹。失能活动量表是评估失能及生活自理能力的重要工具,国内使用最多的量表主要有两种:一是日常生活自理能力量表,旨在衡量维持生命持续的最基础的日常活动,包括吃饭、穿衣、室内活动、如厕、洗澡、上下床六项活动¹²;二是工具性日常生活自理能力量表,指在外力的帮助下完成基本的社会性活动,包括打电话、购物、做家务等活动¹³。本文使用日常生活自理能力来判断是否失能。其中,在日常生活活动中有一项及以上不能完成即界定为失能,否则为非失能。

失能老人主要指因年迈虚弱、残疾、疾病、智力障碍等失去生活自理能力的老人,按照国际通行标准,即丧失或部分丧失日常生活自理能力的老年群体。一般而言,65岁是老年人面临失能风险的重要转折点¹⁴。因此,本文将在日常生活活动中有一项及以上活动不能完成的 65岁及以上的老年人定义为"失能老人",并将其作为本文的研究对象。

二、家庭禀赋

"家庭禀赋"一词目前在学术界尚无统一定义,不过学者大都认为家庭禀赋是整个家庭所拥有的天然及其后天获得的资源与能力(石智雷等,2012),是家庭成员能够共同享有的资源(孔祥智,2004),主要包括家庭经济资本、家庭人力资本和家庭社会资本三个方面(杨云彦等,2008;封婷等,2015;刘西国等,2018;钟仁耀等,2022)。社会学家布尔迪厄(1986)认为资本主要有三种形式,分别是"经济资本""社会资本"和"文化资本"。表 1-1 列举了部分文献中家庭禀赋指标的选取。

¹¹ 按照世界卫生组织(WTO)在 1980年发布的《国际残损、残疾和残障分类》中对失能的定义

¹² S.Katz, Amasa B.Ford, Roland W. Moskowitz et al.Studies of Illness in the Aged: The Index of ADL: A Standardized Measure of Biological and Psychosocial Function [J]. Jama the Journal of the American Medical Association, 1963, 185(12): 914-919.

¹³ M.P.Lawton, E.M.Brody. Assessment of older people: self-maintaining and instrumental Activities of daily living[J]. Materials Science Forum, 1969, (3).

 $^{^{14}}$ 中国保险行业协会、中国社会科学院人口与劳动经济研究所: 《2018-2019 年中国长期护理调研报告》, 2020 年 7 月 6 日.http://www. Iachina.cn/art/2020/7/6/art 22 104560.html

表 1-1 部分研究中家庭禀赋指标的选取

| 作者 | 年份 | 家庭禀赋指标 |
|-------------------------------|------|---|
| 沈凯俊 周祥 王雪辉 彭希哲 | 2023 | 经济资本: 社保待遇情况、家庭收入源 人力资本: 家庭平均受教育年限、自理能力(ADL)、认知老化状况 社会资本: 能联系到的朋友数量、能联系到的亲戚数量、退休前社会地位 物质资本: 自住房产、是否有现金储蓄 自然资本: 是否拥有土地 |
| 于勇 喻明 | 2022 | 经济资本:家庭年收入、住房面积 人力资本:同住者人数、家庭成员流动经历 社会资本:与亲戚、朋友、邻居的聊天频率 |
| 钟仁耀 孙昕 | 2022 | 经济资本:家庭月均收入 人力资本:同住人数 家庭角色:政治参与、社会团体 |
| 朱泓旭 王玉环 周佳 张梦梦 黄伟 | 2021 | 经济资本:家庭月收入、存款状况、贷款资格 人力资本:劳动力总数、劳动力年龄、劳动力受教育年限 社会资本:财务支持网、劳务支持网、情感支持网 |
| 陈宁 石人炳 | 2020 | 经济资本:家庭年收入、生活来源是否够用 人力资本:是否与家人同住、子女数量 |
| 刘西国 刘晓慧 | 2019 | 经济资本:家庭年收入、家庭生活水平、住房情况 人力资本:同住者的人数、平均学历、劳动能力 社会资本:求助者、谈心者、聊天者 |
| 邵洲洲 吴开亚 | 2018 | 经济资本: 平均家庭收入、平均每一就业者负担人数、恩格尔系数人力资本: 就业者教育年限、失能家庭户比例 社会资本: 产业结构、职业结构、社会网络活性 |
| 封婷 郑真真 | 2015 | 经济资本: 月养老金金额、子辈支持金额、自评经济状况 人力资本: 同住家庭成员数、配偶是否健在与健康状况、照料满足程度 潜在资本: 存活子女数、医保状态、家庭年总收入 |

据此,基于研究主题的需要,结合数据的可得性,本文将家庭禀赋界定为家庭及成员所共同拥有和支配的资源,并按照主流做法,将家庭禀赋划分为家庭经济资本、家庭人力资本和家庭社会资本三个方面。家庭经济资本是家庭支付能力的体现,应既包括当前财富流量,又包括已有财富存量,还应具有一定的稳定性,借鉴已有研究,本文选取家庭年收入水平、住房状况和生活水平三个指标来衡量家庭经济资本。人力资本以人为载体,是蕴藏在个体身上的资本,表现为各种生产知识、生产技能及健康状况的总和¹⁵。家庭人力资本衡量家庭内所有成员的知识和能力,已有研究往往从数量和素质两方面考量。其中,数量可用家庭规模和劳动适龄人口占比来衡量;素质可

¹⁵ 加里·贝克尔. 家庭论[M]. 王献生等译. 北京: 商务印书馆, 1991

用家庭成员的平均受教育程度来衡量。社会资本是个人通过其所在的社会网络关系而获得的资源,是处于社会网络中的个体可动用的资源。本文研究对象日常活动受限的特点使得无法用参加社会活动(下棋、打麻将、串门等)的情况来衡量社会资本;且由于本文所选取的数据库中对于社交网络结构方面的问题并未涉及。因此,本文用可聊天人数、可谈心人数和可求助人数三个指标来衡量社会资本。

三、照护模式

长期照护的概念最早由美国的 Krane 于 1987 年提出,是指通过资源的整合来满足失能人群对医疗护理、个人护理和社会服务的需求¹⁶。世界卫生组织 (WHO, 2000) 将长期照护定义为通过由专业人员或非专业人员提供的照护活动,来最大限度地提高没有完全自理能力的人的独立、自主、参与和尊严水平¹⁷。

根据照护提供者的不同,可将长期照护服务分为正式照护和非正式照护两种。正式照护是指由护工、家政服务人员等提供服务,一般需要付费;非正式型也称非正式照护,是指由子女、配偶或亲朋好友等提供服务,一般无需付费(黄枫等,2017)。

据此,本文以照护服务提供者为依据对照护模式进行划分,将由配偶、子女等非市场主体提供的照护服务界定为"非正式照护"模式,由保姆、机构等市场主体提供的照护服务界定为"正式照护"模式。

第二节 理论基础

本文基于绝对优势理论和家庭决策的最优效用,分析家庭在照护模式选择中的作用、家庭禀赋对照护模式选择的影响,并提出研究假设。

一、绝对优势理论

绝对优势理论由英国著名经济学家亚当·斯密于 1776 年提出。理论指出,为获得更多利润,国际贸易应遵循"绝对成本"原则,理由是不同国家之间绝对成本的差异才是国家贸易的根本原因。如果一个国家在某一产品的生产上所耗费的成本绝对低于他国,该国就具备生产该产品的绝对优势,因而由本国生产该商品并进行出口可以获得最大利润,反之则可以选择进口。

与之相对应的是相对优势理论,相对优势理论由著名经济学家大卫·李嘉图于

¹⁶ Krane R.A. Kane R. L., Long-term care:principles, programs and policies[M].New York Springer Pub.Co.1987: 22-25.

¹⁷ WHO Study Group.Home-Based Long-Term Care[R].WHO Technical Report Series 898. 2000, Geneva:World Health Organization.

1817年提出,认为即使一个国家在生产产品中不具有绝对优势,也就是说在生产每一件商品时的绝对成本都高于其他国家,但只要能生产出成本相对较低的产品,就可以同其他国家进行贸易,这一理论很好的解释了强国和弱国之间进行贸易的原因。

社会是由无数个家庭组成的,家庭作为生产单元,在照护服务的选择上也可看作是其对家庭内各要素的分配,从而能够使用绝对成本低的要素进行生产,达到家庭效用最大化的目标,从而决定家庭的分工。对于家庭来说,如果家庭在提供照护服务上具有绝对优势,则由家庭自身提供,即家庭选择非正式照护模式;反之,如果家庭在照护服务上不具有绝对优势,则由其他主体提供,在目前情况下,更多的是依靠养老机构、医疗机构或保姆等提供,即家庭会选择正式照护模式。因此本文将从绝对优势理论出发,来分析家庭在提供照护服务方面的绝对优势。

照护服务的内容在一定程度上决定了家庭所具有的绝对优势的大小,即提供的成本。失能老人的照护服务涉及生活照料、经济支持、精神慰藉等方面(Meinow等,2012)。与医疗服务不同的是,照护服务对照护者的医疗知识和技能要求相对较低。由于活动能力的丧失,失能老年人需要照护者的帮助来完成穿衣、吃饭等活动事项来维持身体机能的正常运转和日常生活。而"421"的家庭结构¹⁸也使照护者的时间资源捉襟见肘。因此在生活照料方面,绝对优势体现在家庭可用于照护失能老人的时间的多少,以及提供照料时间机会成本的大小。一般而言,家庭所能提供的照护时间越多、机会成本越低,家庭所具有的绝对优势越强,家庭选择非正式照护模式的概率也越高。

在照护过程中,需要为老人购置食物、衣物、日常用品、药品等。现阶段,由于我国的照护服务市场尚未形成规模,照护服务提供多由养老机构或医疗机构承担,收费普遍较高,单靠老年人自己的养老金或储蓄无法承担,因此需要家庭提供经济支持。同样的,家庭经济资本还可间接反映家庭在提供照护时经济成本的大小:在同一市场价格水平下,经济资本匮乏家庭提供照护服务的日常花销及所产生的机会成本要低于经济资本充裕家庭。换言之,只有当家庭自身提供照护服务的花销低于正式照护服务的价格时,此时,家庭具有绝对优势,其选择非正式照护模式的概率越高,照护服务由家庭来提供;反之,则会倾向于选择由市场来提供。因此,对于经济支持而言,家庭年收入水平越高、生活水平越高,其更不具有绝对优势,家庭做出正式照护选择的概率也就越高。而自建或自购住房带来巨大的资金压力将会在一定程度上降低家庭的消费层次,降低家庭用于照护的支出,因此能在一定程度上增加其在经济支持方面的绝对优势,从而增加其选择非正式照护的概率。

照护服务除了能够满足失能老人的物质需求,更能影响失能老人的精神需求,照 护者能否与老人多聊聊天、谈谈心、排忧解难,使失能老人感到愉悦,是照护服务的

-

¹⁸ 四个老人、一对夫妻和一个孩子

更高要求。反过来说,照护者通过影响失能老人的精神状况能够改变失能老人自身对生活、疾病等的看法,减轻痛苦程度,更好地维持生理机能,从而减少健康折旧,增加家庭整体效用水平。因此,在精神慰藉方面,绝对优势体现在家庭提供情绪价值的大小。如果家庭在提供情绪价值方面具有绝对优势则家庭会选择非正式照护模式,否则家庭将会选择正式照护模式。

而家庭绝对优势是通过合理使用和组合家庭禀赋得到的。家庭经济资本通过影响 提供经济支持的相对成本从而影响家庭绝对优势的发挥;家庭人力资本通过影响生活 照料的提供从而影响家庭绝对优势的发挥;家庭社会资本通过影响精神慰藉的提供从 而影响家庭绝对优势的发挥。家庭禀赋、照护服务和绝对优势三者的关系可见下表:

| 家庭禀赋 | 照护服务的内容 | 绝对优势 |
|--------|---------|--------------|
| 家庭人力资本 | 生活照料 | 时间充裕、机会成本低 |
| 家庭经济资本 | 经济支持 | 提供经济支持的相对成本低 |
| 家庭社会资本 | 精神慰藉 | 情绪价值高 |

表 1-2 家庭禀赋、照护服务和绝对优势三者关系

在绝对优势的分析框架下,家庭所具有的禀赋决定了照护服务提供的成本,从而体现了家庭在提供照护服务方面的绝对优势的大小。

二、家庭决策的最优效用分析

作为生产和消费的社会单元,在照护领域,家庭既是照护服务的需求者,同时又可以是照护服务的供给者。从需求角度看,家庭中失能老人的身体状况及自身意愿决定了其是否需要及使用照护服务,以及使用何种照护服务;从供给角度看,家庭所拥有的家庭禀赋及其机会成本影响着家庭是选择提供非正式照护服务还是购买正式照护服务。因此分别考虑失能老人和除失能老人外的其他家庭成员(下文简称"其他家庭成员")的效用和预算约束。

其他家庭成员会将失能老人的健康水平纳入自身效用水平中。照护失能老人在提高被照护者效用水平的同时也能够提升照护者自身的效用水平。这是因为一方面,家庭中每个成员都或多或少的具有利他主义倾向(Becker , 1965);另一方面,赡养父母,照顾老人符合传统"孝"文化的要求,是自身道德水平的彰显。其他家庭成员的效用函数形式可表示如下:

$$U_h = U_h(X_h , L_h , A_h , H_d)$$
 (1-1)

其中, U_h 表示其他家庭成员的效用, X_h 表示消费, L_h 表示休闲, A_h 表示提供给失能老人的非正式照护, H_d 表示失能老人健康状况。其他家庭成员面临的预算约束函数形式如下:

$$W_h(24 - L_h - A_h) + N_h = P_M M_P + X_h \tag{1-2}$$

其中, W_h 表示工资率,即其他家庭成员在市场上每工作一小时所获得的报酬; N_h 表示非工资收入,包括固定资产收益、投资收益、意外所得等; P_M 是正式照护服务的价格,是外生的; M_P 表示正式照护的数量,指一切需要付费的正式照护服务。

与家庭中其他成员一样,失能老人同样具有消费、休闲等需求;但与此同时,失能老人还需要照护服务,根据效用最大化原则,失能老人的效用函数形式可表示如下:

$$U_d = U_d (X_d, L_d, A_h, H_d) (1-3)$$

$$H_d = H_d (\sum_{i=0}^n A_h, M_P, E_p)$$
 (1-4)

其中, H_d 表示失能老人健康状况,这取决于从全部家庭成员那里接受的非正式照护($\sum_{i=0}^{n} A_h$)、正式照护(M_P)和人力资本(E_P)¹⁹。由于失能具有不可逆性,因此无论是正式照护还是非正式照护都只能在一定程度上减慢病情恶化速度,缓解失能老人的痛苦状态,维持其基本的身体机能,并不能提高其健康水平。

失能老人面临的预算约束函数形式为:

$$Y_d = P_M M_P + X_d \tag{1-5}$$

其中, Y_d 表示失能老人的养老金及其他收入, X_d 表示失能老人的消费。假设家庭中存在失能老人,结合上文分析,则家庭总效用函数可表示为:

$$U_f(U_d, U_h) \tag{1-6}$$

其中, U_f 、 U_d 、 U_h 分别表示家庭总效用、失能老人的效用和其他家庭成员的效用。失能老人和其他家庭成员的效用之间的关系是错综复杂的。一般而言,在其他条件不变的前提下,失能老人效用水平的提高会提高家庭总效用水平,其他家庭成员效用水平的提高也会提高家庭总效用水平,但关于失能老人效用水平提高是否必然带来其他家庭成员效用的提高仍存疑。

与此相似,家庭所面临的预算约束可表示为:

$$Y_f = Y_d + Y_h \tag{1-7}$$

其中, Y_f 、 Y_d 、 Y_h 分别表示家庭预算约束、失能老人的预算约束和其他家庭成员的预算约束。将失能老人的预算约束和其他家庭成员的预算约束进行整合,即成为本文所使用的家庭禀赋,是满足失能老人健康需求及家庭发展的其他需求的所有可用资源的总和。家庭在预算约束下做出选择,从而使得既能满足失能老人的健康需求,

-

¹⁹ 在此可理解为失能老人所具有的健康保健知识、技能等。

同时又能保障家庭其他需求,最终共同使得家庭效用最大化。

第三节 研究假设

基于以上理论基础,结合我国现实情况,对照护模式选择行为进行分析,并提出本文的研究假设。以家庭为单位,当家庭在提供生活照料上具有绝对低的成本时,家庭会选择非正式照护;而当家庭在提供经济支持上具有绝对低的相对成本,家庭会选择非正式照护。而基于对家庭决策的最优效用分析,家庭成员会将失能老人的照护需求纳入到家庭效用函数,并通过合理配置现有资源来使得家庭整体效用最大化。

在家庭经济资本方面,经济资本是社会资源中最基本也是最有效的资本形式20。 在绝对优势理论的分析框架下,只有当家庭自身提供照护服务的花销低于正式照护服 务的价格时,家庭才具有绝对优势,其选择非正式照护模式的概率越高;反之,则会 倾向于选择正式照护。因此,对于经济支持而言,家庭年收入水平越高、生活水平越 高,由其来为失能老人购买日常用品、药品的花费更高,更不具有绝对优势,家庭做 出正式照护选择的概率也就越高。而自建或自购住房可能带来的资金压力会在一定程 度上降低家庭的消费层次,降低家庭用于照护的支出,因此能在一定程度上增加其在 经济支持方面的绝对优势,从而增加其选择非正式照护的概率。此外,从支付能力的 角度考虑,家庭拥有较多的经济资本意味着家庭支付能力较强,能够承担正式照护费 用的能力也越强(刘西国等,2018)。陈璐等(2021)通过自拟问卷的方式,在天津 市、贵阳市、临汾市和哈尔滨市进行了调研,结果表明收入水平对支付意愿具有显著 的正向影响,自评收入水平高的老年人选择和使用正式照料的可能性越高(刘妮娜等, 2016)。在住房方面。住房价格的不断上升既有可能带来"财富效应",增加居民在 其他方面的消费;也有可能带来"房奴效应",挤出居民在其他方面的消费(颜色等, 2013)。现阶段,我国居民的购房压力普遍较大,住房价格上升会显著降低家庭消费 水平(黄燕芬等,2019;张雅淋等,2019)。在照护服务方面,刘西国等(2018)研 究发现自购住房会显著降低家庭选择正式照护的概率。由此提出本文的第一个研究假 设:

假设 1: 家庭经济资本制约着照护模式选择,家庭经济资本越高,家庭选择正式 照护的概率越高。其中,家庭年收入、生活水平与正式照护模式正相关,住房状况与 正式照护模式负相关。

家庭在提供日常照料上的绝对优势可以用人力资本来衡量。人力资本主要被用来 衡量照护者数量及能够提供的时间等资源。在绝对优势理论的分析框架下,家庭所能

-

²⁰ 郭丛斌, 闵维方,家庭经济和文化资本对子女教育机会获得的影响[J],高等教育研究, 2006(11):11-24.

提供的照护时间越多、机会成本越低,家庭所具有的绝对优势越强,家庭选择非正式照护模式的概率也越高。一般而言,家庭规模越大,意味着潜在照护服务提供者越多(吴依林,2021),能够提供的照护时间越多,家庭所具有的日常照料优势越明显;家庭劳动适龄人口占比越大,意味着家庭潜在劳动参与率越高,家庭成员能够提供照护服务的时间越少,家庭的照料优势被削弱(程锐佳,2021);受教育程度也是家庭人力资本的重要表现,受教育程度越高意味着家庭成员对自己的时间支配更具弹性,能够在一定程度上增强照料优势。据此,提出本文的第二个研究假设:

假设 2: 家庭人力资本会影响照护模式选择。劳动适龄人口占比、平均受教育程度与正式照护模式选择正相关,家庭规模与正式照护模式负相关。

在家庭社会资本方面,社会支持理论认为来自他人、集体与社会的支持和关爱对于个人而言是必需的。对于失能老人而言,不仅要满足其日常生活护理、健康保健的需求,更需要满足其精神慰藉与心理健康需求。对于失能老人而言,被倾听、被关注、被照顾是影响其健康与照护选择不可忽视的因素,通过聊天、谈心和求助等可以及时发现并满足老年人的照护需求,增强其主观幸福感,从而在一定程度上对其健康和照护模式产生影响。在绝对优势理论的分析框架下,如果家庭在提供情绪价值方面具有绝对优势则家庭会选择非正式照护模式,否则家庭将会选择正式照护模式。狄金华等(2014)利用 CGSS2014 数据,使用"社交网络数量和质量"指标来衡量家庭社会资本,发现家庭社会资本对子女提供经济支持呈正向影响,而对生活照料和精神慰藉无显著影响。刘西国等(2018)利用 CLHLS 数据,使用将"聊天人数""谈心人数"和"求助人数"标准化的方式来衡量社会资本,发现社会资本正向影响失能老人得到照护的概率,但对照护模式选择无显著影响。所以,提出本文的第三个研究假设:

假设 3: 一方面,可聊天人数、可求助人数和可谈心人数增加会在一定程度上增加其得到照料的概率。但与此同时,由于照料活动具有长期性,因此聊天、谈心和求助等活动可能并不能转化为对失能老人的照护,不会显著影响家庭照护模式决策。

男性和女性在生理结构、预期寿命、家庭地位等方面存在的差异可能导致家庭禀赋对两者的影响不同(陈卫等,2002)。在家庭决策最优效用分析的框架下,其他家庭成员可能会因被照护对象(失能老人)性别、婚姻状况的不同,在考虑其健康水平时为其赋予不同的权重,从而改变整个家庭的效用水平,影响家庭照护模式的选择。此外,由于老年父母社会经济地位的不同导致其可以策略性地分配遗产的行为也不同,这就会导致社会经济地位越高的失能老人获得的非正式照料时长越长(Bernheim, et al., 1985)。Chiappori于1992年提出的家庭集体决策模型认为,家庭成员在家庭中获得资源的多寡与其议价能力相关,家庭成员的议价能力越强,其能够获得的资源也就越多。这就意味着,在照料领域,失能老人的议价能力越强,其能够获得的非正式

照护的概率也就越大。婚姻作为一项重要的社会制度,对配偶具有极强的约束力,且 其可以联合配偶增强在家庭中的议价能力的话语权。与丧偶相比,有配偶的失能老人 选择家庭非正式照护的概率更高(邓汉慧等,2022),其受到家庭禀赋制约选择正式 照护的概率也更低。所以,提出本文的第四个研究假设:

假设 4: 照护模式选择存在性别和婚姻状况异质性。

第二章 数据来源、变量选取与模型设定

第一节 数据来源

基于本文的研究主题,综合对比各数据库,最终选取中国老年健康影响因素跟踪调查(英文缩写 CLHLS)作为本文的数据来源,并使用最新的一期数据(2018年)。该调查由北京大学健康老龄与发展研究中心策划实施。由于调查范围涵盖全国 22 个省市自治区且采用多阶段分层抽样的方法,因此保证了数据的质量。同时调查关注的对象为65 岁及以上老年人,关注的重点包括老年人自身基本情况、家庭状况、社会经济状况、日常活动能力、生活照料等领域,涵盖本文研究所需的变量,能满足本文的研究需要,因此,选择此数据库作为数据的来源。

本文考察家庭禀赋对失能老人照护模式选择的影响,将失能老人作为研究对象,删去非失能老年群体样本数据。将变量中有缺失的数据删去,不参与实证分析,并对部分数值型变量进行上下 1%缩尾处理以消除极端值带来的偏差,最后纳入研究的样本共 2443 个。

第二节 变量选取

根据研究内容,本文将照护模式选择作为被解释变量,将家庭禀赋作为解释变量,将 65 岁及以上失能群体的个体特征、地区特征等作为控制变量。具体变量选取和测量如下:

一、被解释变量: 照护模式选择

本文的被解释变量为照护模式选择,选取问卷中的问题为"你目前与谁住在一起"和"您目前在洗澡、穿衣、如厕、室内活动、控制大小便、吃饭六项日常活动中需要他人帮助时,谁是主要帮助者"两个问题。根据回答,将居住在养老院和回答主要照护者为"社会服务"或"保姆"的界定为"正式照护",并赋值为1。选择配偶、子女、亲属等照料的界定为非正式照护,并赋值为0。

二、解释变量:家庭禀赋

本文的关键解释变量为家庭禀赋,本文将从家庭经济资本、家庭人力资本和家庭

社会资本三个方面进行详细介绍。

(一) 家庭经济资本变量选取

本文选取的家庭经济资本的指标包括家庭年收入水平、住房状况和生活水平三个指标。

第一个指标是家庭年收入水平。家庭年收入包括家庭成员通过各种方式获得的报酬,可直观反映出家庭现阶段所具有的生产能力。家庭年收入水平可更好衡量家庭收入所处的相对位置。依据问卷中"您们全家去年全年总收入是多少"这一问题,按照从低到高的顺序重新进行编码,以1万元、3万元、6万元和9万元为界,将家庭年收入水平划分为五组。

第二个指标是住房状况。住房状况是财富存量的主要体现,住房状况会在很大程度上影响家庭消费决策。住房作为不动产,既代表家庭在未来较长一段时间的财富状况,同时也可能反映目前所面临的还贷压力。依据问卷中"您现在的住房是自购/自建/继承/单位分配/租/借/其它"这一问题,把自购/自建编码为 3,继承或单位分配编码为 2,租借或其他编码为 1。

第三个指标是家庭生活水平。家庭生活水平能在一定程度上体现除当前收入及房屋以外的其他经济状况,比如储蓄、投资等。依据问卷中"您的生活在当地比较起来如何"这一问题,对其进行重新编码,数值越大表示生活水平越高。

(二) 家庭人力资本变量选取

家庭人力资本是对家庭成员所具有的知识和能力的衡量,一般从数量和素质两方面考量。其中,数量本文用家庭规模和劳动适龄人口占比来衡量,素质本文用平均受教育程度来衡量。

第一个指标为同住者人数,首先根据问卷问题"您现在与谁住在一起",将回答为"独居"和"养老机构"的视为没有共同居住的家人。其次,考虑问题"与您同住的有多少人(不包括您本人)",根据回答得到同住者人数;第二个指标为家庭劳动适龄人口占比,按照同住者年龄处于18岁至65岁的人数除以同住者总数得到;第三个指标为家庭平均受教育程度,按照同住者的教育水平加总再除以同住者总数得到。按照问卷问题中选项的设置,将未上过学、上过学但小学未毕业、小学、初中、高中和大专及以上分别赋值为0、1、2、3、4、5。

(三) 家庭社会资本变量选取

参照已有研究,结合数据的可得性,本文选取可聊天人数、可谈心人数和可求助人数三个指标来反映社会资本中的"机会的(可汲取性)"。可聊天人数选取问卷中的问题为"平时与谁聊天最多",根据调查者的回答,统计调查对象可聊天人数,并分别赋值 0、1、2、3;可谈心人数选取问卷中的问题为"有心事或想法,最先向谁说",根据回答,统计调查对象可谈心人数,分别赋值为 0、1、2;可求助人数选取问卷中

的问题为"遇到问题和困难,最先想找谁解决",根据回答,统计调查对象可求助人数,分别赋值为 0、1、2。

三、控制变量的选取

除了家庭禀赋这一主要解释变量之外,老年人个体特征以及地区特征对照护模式 选择也会有影响。因此,本文将年龄、性别、受教育程度、婚姻状况等人口学特征, 将失能程度、患慢病数量等个体健康状况和参保情况、户口状况、所在地区变量纳入 控制变量。

在个体特征方面,选取的问题与编码方式如下:年龄变量选取原问卷"年龄"。性别变量选取原问卷"性别",并将男性赋值为1,女性赋值为0。受教育程度选取问卷中"老人受教育程度",其编码与家庭人力资本中的平均受教育程度相同。婚姻状况按照对"您目前的婚姻状况"这一问题的回答进行赋值,将"已婚,并与配偶住在一起"和"已婚,但不与配偶住在一起"两种回答定义为"在婚状态",赋值为1,除此之外的其它回答均定义为"不在婚状态",赋值为0。

在健康状况方面,选取的问题与编码方式如下:失能程度按照用 e1-e6 六项活动中不能完成的程度表示。六个问题都包含无需帮助、需要少量帮助和需要大量帮助三个选项。首先,将三个选项的得分依次设定为 1、2、3。其次,将被调查对象对这六个问题的回答的得分情况进行加总。得分越高,表示失能程度越高,以 6 分和 12 分为界,将失能程度划分为轻度失能(1-6 分,包括 6 分),中度失能(7-12 分,包括 12 分)和重度失能(13-18 分,包括 18 分)三组并分别赋值 1、2、3²¹。患慢病数量选取自问卷"您现在是否患以下 24 种疾病慢性疾病",根据被调查对象的回答,将"是"赋值为 1,"否"赋值为 0。然后再对所有疾病的回答状况进行加总,得到调查样本的患慢性病数量。

此外,纳入模型的其他变量还包括参保情况、户口状况和所在地区,具体问题选取与编码方式如下:参保情况来自问卷问题"您目前有哪些社会保障和商业保险",根据回答,拥有选项中保险中的任一一项即赋值为1,否则即赋值为0。户口状况来自问卷中"样本类别"中的"户口类别",并且将城镇户口赋值为1,农村户口赋值为0。所在地区来自问卷中的省份标识码,并按照经济发展水平进行划分,将西部、中部、东部²²分别赋值0、1、2。具体变量设置如表 2-1 所示:

²¹ 关于失能程度的划分,在 2021 年 8 月国家医保局办公室 民政部办公厅关于印发《长期护理失能等级评估标准(试行)》的通知,在最新版的标准中,将老人划分为了基本正常、轻度失能、中度失能和重度失能几大类,其中重度失能又分为三级。本文结合已有文献的做法,并参考最新标准,将失能程度划分为轻度失能、中度失能和重度失能三个水平。文件来源为: [EB/OL].http://www.nhsa.gov.cn/art/2021/8/3/art_53_5759.html

²² 依据国家统计局统计制度中关于地区的分类标准

表 2-1 变量解释说明表

| 类型 | 变量名称 | 变量说明 | | |
|------------------------|----------|---|--|--|
| 被解释变量 | | | | |
| | 照护模式 | 正式=1 非正式=0 | | |
| 解释变量 | | | | |
| | 家庭年收入水平 | 90000 元以上=5 60001-90000 元=4 30001-60000 元=3 10001-30000 元=2 0-10000 元=1 | | |
| 家庭经济资本 | 住房状况 | 自购/自建=3 继承/单位分配=2 租/借/其他=1 | | |
| | 生活水平 | 很富裕=5 比较富裕=4 一般=3 比较困难=2 很困难=1 | | |
| | 同住者人数 | 离散变量 | | |
| 家庭人力资本 | 劳动适龄人口占比 | 连续变量 | | |
| <u> </u> | 平均受教育程度 | 大专及以上=5 高中=4 初中=3 小学=2 上过学,但小学未毕业=1 未上过学=0 | | |
| | 可聊天人数 | 离散变量 | | |
| 家庭社会资本 | 可谈心人数 | 离散变量 | | |
| | 可求助人数 | 离散变量 | | |
| | 年龄 | 连续变量 | | |
| | 性别 | 男=1 女=0 | | |
| | 受教育程度 | 大专及以上=5 高中=4 初中=3 小学=2 上过学,但小学未毕业=1 未上过学=0 | | |
| 사고 바이 가 스 티 | 婚姻状况 | 在婚状态=1 不在婚状态=0 | | |
| 控制变量 | 失能程度 | 重度=3 中度=2 轻度=1 | | |
| | 患慢病数量 | 离散变量 | | |
| | 参保情况 | 是=1 否=0 | | |
| | 户口状况 | 城镇=1 农村=0 | | |
| | 所在地区 | 东部=2 中部=1 西部=0 | | |

第三节 模型设定

基于绝对优势理论和家庭决策的最佳效用分析,整合家庭层面存在的影响照护模式选择的因素,并结合个人特征、地区特征,构建家庭禀赋对照护模式选择的模型。照护模式选择是在家庭禀赋约束条件下进行的健康投资,旨在恢复或维持失能老人健康状态,满足家庭效用最大化,模型方程设定如下:

$$M=f(E, T, H)$$
 (2-1)

其中, M 代表照护模式选择; E 代表家庭禀赋状况, T 代表失能老人个人特征; H 代表其他控制变量。

在实证分析中,由于本文的被解释变量"照护模式选择"是一个二分类变量,因此从理论上而言,本文可以使用 Logit 模型和 Probit 模型。考虑到目前的微观数据很难满足残差项服从正态分布的假定,故本文使用 Logit 模型进行回归。具体模型的设定如下:

在 Logit 模型中, P表示事件发生的概率,首先考虑被解释变量的分布概率:

$$P = (y = 1|x) = F(x, \beta)$$
 (2-2)

$$P = (y = 0|x) = 1 - F(x, \beta)$$
 (2-3)

其中, F(x,β)为"逻辑分布"的累积分布函数,则

$$P = (y = 1|x) = F(x, \beta) = \frac{\exp(x'\beta)}{1 + \exp(x'\beta)}$$
 (2-4)

$$\exp(x'\beta) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \mu$$
 (2-5)

因此,整个样本的对数似然函数为:

$$Y_i = \text{LogitP}(y = 1|x) = \ln \frac{P(y=1|x)}{P(y=0|x)}$$
 (2-6)

式中, Y_i 表示第 i 个样本照护模式的选择,是一个二分类变量。 Y_i = 1表示该样本选择正式照护模式, Y_i = 0表示该样本选择非正式照护模式。

第三章 描述性分析

第一节 失能老人人口学特征

随着年龄的增长,身体机能的退化,失能率会有所攀升且失能程度也随之加剧。如表 3-1 所示,在失能群体中,随着年龄的增长,轻度失能占比大幅下降,65-79 岁年龄段轻度失能占比为 61.04%,而年龄大于 99 岁的老人,其轻度失能率则下降到 35.66%。中度失能占比随着年龄上升略有增加,重度失能占比增加较快。由此可见,失能程度存在着较大的年龄差异。

分性别来看,女性轻度失能占比低于男性 7.59 个百分点,中度失能占比低于男性 1.95 个百分点,重度失能占比高于男性 9.54 个百分点。由此可见,失能程度存在较大的性别差异。

我国幅员辽阔,自然环境和人文环境区域差异大,导致不同地区居民的健康水平也有较大差异。由表 3-1 可知,我国东部地区中、重度失能占比均高于中部和西部地区,轻度失能占比低于中部和西部地区。其中,东部地区的轻度失能占比最低而中部地区的中度和重度失能占比最低。

| | 分类 | | 轻度失能 | 中度失能 | 重度失能 | 合计 |
|------------|---------|----|-------|-------|-------|------|
| | 65-79 岁 | 频数 | 94 | 29 | 31 | 154 |
| | | 占比 | 61.04 | 18.83 | 20.13 | 100 |
| | 80-89 岁 | 频数 | 249 | 90 | 98 | 437 |
| 年龄 | | 占比 | 56.98 | 20.59 | 22.43 | 100 |
| M4 | 90-99 岁 | 频数 | 495 | 240 | 329 | 1064 |
| | | 占比 | 46.52 | 22.56 | 30.92 | 100 |
| | 大于 99 岁 | 频数 | 281 | 192 | 315 | 788 |
| | | 占比 | 35.66 | 24.37 | 39.97 | 100 |
| | 男性 | 频数 | 399 | 187 | 197 | 783 |
| 性别 | | 占比 | 50.96 | 23.88 | 25.16 | 100 |
| 17.71 | 女性 | 频数 | 720 | 364 | 576 | 1660 |
| | | 占比 | 43.37 | 21.93 | 34.70 | 100 |
| | 西部 | 频数 | 120 | 49 | 78 | 247 |
| | | 占比 | 48.58 | 19.84 | 31.58 | 100 |
| 所在地区 | 中部 | 频数 | 384 | 151 | 235 | 770 |
| // 11L/E/C | | 占比 | 49.87 | 19.61 | 30.52 | 100 |
| | 东部 | 频数 | 615 | 351 | 460 | 1426 |
| | | 占比 | 43.13 | 24.61 | 32.26 | 100 |

表 3-1 失能程度与年龄、性别和所在地区分布表

第二节 失能老人家庭禀赋描述性分析

一、家庭经济资本描述性分析

本文选取家庭年收入水平、住房状况与生活水平三个指标来衡量家庭经济资本。 在本文的 2443 个有效样本中,家庭年收入呈右偏分布,其中年收入小于 90000 元的 样本占总样本的 81.78%。在年收入小于 90000 元的样本中,0-10000、10001-30000、 30001-60000、60001-90000 元样本在总样本中的占比分别为 31.52%、21.69%、20.18% 和 8.39%。这与 2018 年我国居民可支配收入 28228 元的情况较为一致²³。

家庭住房状况中,自购或自建比例达 85.92%,继承或单位分房与租借或其它占比达 5.53%和 8.56%,可见大部分人选择自购或自建,通过继承或单位福利分房而获得房屋所有权的占比很少。这与经济日报社的调研数据: 93.03%的居民家庭拥有 1 套住房²⁴相一致。

从家庭生活水平来看,生活水平一般占比最高,为 68.03%,生活比较困难和比较富裕占比分别为 11.38%和 15.47%,生活很困难和很富裕占比分别为 2.17%和 2.95%。从这三项指标来看,经济资本之间存在明显差异,这或将影响家庭在养老、照护等方面的资源配置与决策。

| 家庭经济资本指标 | 分类 | 频数 | 百分比 | 累积百分比 |
|----------|---------------|------|-------|-------|
| 家庭年收入水平 | 0-10000 元 | 770 | 31.52 | 31.52 |
| | 10001-30000 元 | 530 | 21.69 | 53.21 |
| | 30001-60000 元 | 493 | 20.18 | 73.39 |
| | 60001-90000 元 | 205 | 8.39 | 81.78 |
| | 90000 元以上 | 445 | 18.22 | 100 |
| 住房状况 | 租/借/其他 | 209 | 8.56 | 8.56 |
| | 继承/单位分房 | 135 | 5.53 | 14.08 |
| | 自购/自建 | 2099 | 85.92 | 100 |
| 生活水平 | 很困难 | 53 | 2.17 | 2.17 |
| | 比较困难 | 278 | 11.38 | 13.55 |
| | 一般 | 1662 | 68.03 | 81.58 |
| | 比较富裕 | 378 | 15.47 | 97.05 |
| | 很富裕 | 72 | 2.95 | 100 |

表 3-2 家庭经济资本描述性统计

二、家庭人力资本描述性分析

²³ 中国政府网: http://www.gov.cn/guoqing/2021-04/09/content 5598662.htm

²⁴ 《中国财富调查报告 2019》: https://baike.baidu.com/item/中国财富调查报告 2019

本文选取的三个反映家庭人力资本的指标中,同住者人数可以反映家庭规模的大小,家庭劳动适龄人口占比可反映家庭成员的年龄结构和全部劳动力情况,家庭平均 受教育程度可反映家庭成员的人口素质及拥有的潜力。

在本文的 2443 个有效样本中,同住者人数最小为 0,最大为 12,均值为 2.246,由此可以看出失能老人的同住者人数以 2-3 人为主。这也表明,在不购买正式照护服务的情况下,照护失能老人的任务主要是由 2-3 位同住者来承担的。劳动适龄人口占比表示同住者劳动适龄人口(年龄在 18 岁到 65 岁之间)在家庭总人口中的占比,最小值为 0,即家庭无适龄劳动力,最大值为 1,即家庭成员年龄均介于 18 岁到 65 岁之间²⁵,样本劳动适龄人口占比均值为 0.305,即家庭成员中有大约三分之一的人有可能成为家庭主要劳动力,这与我国人口老龄化、低生育率、家庭小型化的现实背景相符。家庭平均受教育程度的最小值为 0,最大值为 5,均值为 1.552,处于小学未毕业到小学毕业之间,由此可见,从总体上而言,家庭平均受教育程度较低。

| _ | | | | | | | _ |
|---|----------|------|-------|-------|-----|-----|---|
| | 家庭人力资本指标 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | |
| - | 同住者人数 | 2443 | 2.246 | 1.743 | 0 | 12 | |
| | 劳动适龄人口占比 | 2443 | 0.305 | 0.289 | 0 | 1 | |
| | 平均受教育程度 | 2443 | 1.552 | 1.081 | 0 | 5 | |

表 3-3 家庭人力资本描述性统计

三、家庭社会资本描述性分析

本文选取可聊天人数、可谈心人数和可求助人数三个指标来衡量家庭社会资本。 在本文的 2443 个有效样本中,可聊天人数从无人聊天到有三个可聊天对象,占比依 次为 9.86%、25.26%、25.17%和 39.71%。可谈心人数从无人谈心到有两个可谈心对 象,占比依次为 9.74%、31.07%和 59.19%。可求助人数从无人求助到有两个可求助 对象,占比依次为 7.57%、32.71%和 59.72%。从中可以看出,社会资本指标呈左偏 分布,大部分人都有聊天者、谈心者和提供帮助者。

| ,,, | · 37/0 [] 37 37 | 1.0 | | |
|----------|--------------------|------|-------|-------|
| 家庭社会资本指标 | 分类 | 频数 | 百分比 | 累积百分比 |
| 可聊天人数 | 无 | 241 | 9.86 | 9.86 |
| | 一个 | 617 | 25.26 | 35.12 |
| | 两个 | 615 | 25.17 | 60.29 |
| | 三个 | 970 | 39.71 | 100 |
| 可谈心人数 | 无 | 238 | 9.74 | 9.74 |
| | 一个 | 759 | 31.07 | 40.81 |
| | 两个 | 1446 | 59.19 | 100 |
| | | | | |

表 3-4 家庭社会资本描述性统计

²⁵ 劳动适龄人口占比仅考察家庭成员处于 18-65 岁之间人口占家庭总人口的比例,而不考虑处于这一年龄段的家 庭成员是否具备劳动能力。

| 可求助人数 | 无 | 185 | 7.57 | 7.57 |
|-------|----|------|-------|-------|
| | 一个 | 799 | 32.71 | 40.28 |
| | 两个 | 1459 | 59.72 | 100 |

第三节 失能老人照护现状

一、不同照护模式分布

如表 3-5 所示,在总样本中,有 93.16%的失能老人得到来自配偶、子女等的非正式照护,仅有 6.84%的失能老人主要由保姆、机构等提供正式照护。可见,目前失能老人的照护模式还是以非正式照护为主。

| TO S MAD INCOME IN THE STATE OF | | | | | |
|--|------|-------|-------|--|--|
| 照护模式 | 频率 | 占比 | 累积百分比 | | |
| 非正式照护 | 2276 | 93.16 | 93.16 | | |
| 正式照护 | 167 | 6.84 | 100 | | |

表 3-5 照护模式统计分析表

聚焦非正式照护模式,如表 3-6 所示,主要照护者为配偶的样本占比达 10.19%,主要照护者为儿子、儿媳的样本占比达 56.50%,与之相比,主要照护者为女儿、女婿的占比达 22.45%,由儿子和女儿共同照护的占比达 5.49%,而由孙子女、其他亲属朋友及朋友邻里照护的占比分别为 3.73%、1.23%、0.40%,三者共占 5.36%。由此可见,在现阶段,配偶、子女、儿媳是非正式照护服务的主力军,"养儿防老"现象依旧存在。

照护者 占比 频率 累积百分比 配偶 232 10.19 10.19 儿子 836 36.73 46.92 儿媳 19.77 450 66.69 女儿 498 88.57 21.88 女婿 13 0.57 89.14 儿子和女儿 125 5.49 94.64 孙子女 85 3.73 98.37 其他亲属朋友 28 1.23 99.60 朋友邻里 9 0.40 100

表 3-6 非正式照护分照护对象统计分析表

二、失能程度与照护模式选择的分布

照护模式的选择是家庭为照护失能老人,统筹安排家庭劳动时间与保障家庭成员健康下做出的决策,除了家庭禀赋之外,失能老人自身状况尤其是失能程度可能会在

一定程度上影响家庭决策。从图 3-1 中可以看出,在轻度、中度和重度失能中,选择正式照护模式的样本数分别为 57、44 和 66,占比分别为 5.09%、8%和 8.54%。由此可见,随着失能程度的加深,家庭选择正式照护模式的概率也有所增加。

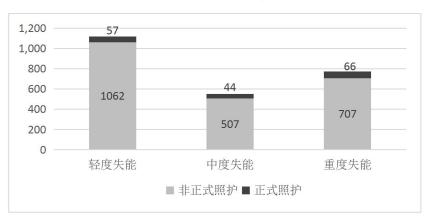


图 3-1 失能程度与照护模式分布图

三、性别与照护模式选择的分布

由于男女性在生理上以及家庭活动中分工的不同,可能使得照护模式因性别的不同而存在差异。如图 3-2 所示,在本文所选取的样本中,女性样本选择正式照护的数量为 105,而男性选择正式照护的数量为 62,占各自所在性别的比例分别为 6.33%和 7.92%。由此可见,在失能老人中,当被照护者是男性时家庭选择正式照护模式的概率高于被照护者是女性时的概率。

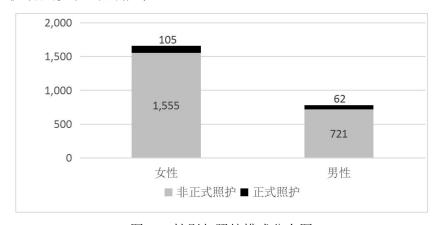


图 3-2 性别与照护模式分布图

第四节 家庭禀赋与失能老人照护模式

家庭经济资本反映了家庭提供经济支持时的相对成本,体现家庭在经济支持方面 所具有的绝对优势。从表 3-7 中可以看出,选择正式照护和非正式照护的家庭在年收 入水平、住房状况和生活水平方面都存在差异。选择正式照护的家庭其家庭年收入水 平和生活水平平均而言要高于选择非正式照护的家庭; 而在住房方面要低于选择非正式照护的家庭。

家庭人力资本反映了家庭提供非正式照护服务的承受力,体现家庭在日常照料方面所具有的绝对优势。从表 3-7 中可以看出,选择正式照护和非正式照护的家庭在同住者人数、劳动适龄人口占比、平均受教育程度方面都存在差异。在劳动适龄人口占比和平均受教育程度方面,选择正式照护的家庭平均而言要高于选择非正式照护的家庭,而在同住者人数方面,选择正式照护的家庭平均而言要低于选择非正式照护的家庭。

家庭社会资本反映了家庭与外界联系的紧密程度,失能老人可通过社会关系网来获得精神慰藉需求,同时家庭可通过社会关系网络来获得经济支持和日常照护等服务。从表 3-7 中可以看出,选择正式照护和非正式照护的家庭在可聊天人数、可谈心人数和可求助人数方面都存在差异,相较于正式照护,获得非正式照护的失能老人在可聊天人数、可谈心人数和可求助人数上更具优势。

| 变量 | 正元 | 式照护 | 非正 | 式照护 |
|----------|-------|------------|-------|-------|
| 文里 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 家庭年收入水平 | 2.802 | 1.453 | 1.513 | 1.421 |
| 住房状况 | 2.563 | 0.741 | 2.789 | 0.573 |
| 生活水平 | 3.503 | 0.828 | 3.024 | 0.663 |
| 同住者人数 | 1.701 | 1.519 | 2.286 | 1.752 |
| 劳动适龄人口占比 | 0.333 | 0.254 | 0.303 | 0.291 |
| 平均受教育程度 | 2.044 | 1.342 | 1.516 | 1.051 |
| 可聊天人数 | 1.832 | 1.020 | 1.956 | 1.020 |
| 可谈心人数 | 1.467 | 0.664 | 1.496 | 0.664 |
| 可求助人数 | 1.503 | 0.631 | 1.523 | 0.631 |
| | | 167 | 22 | 276 |

表 3-7 家庭禀赋与照护模式分布表

第五节 控制变量描述性分析

本文将失能老人人口学特征、健康状况和地区特征纳入控制变量。如表 3-8 所示,从年龄来看,样本最小年龄为 65 岁,最大年龄为 115 岁。90 岁及以上老人占比高达四分之三,其中,99 岁以上老人占比为 32.26%。从性别来看,在失能群体中,女性占比达 67.95%,男性占比达 32.05%。在受教育程度方面,样本的平均受教育程度为 0.438,即未上过学群体在样本中占比较大。从具体的分布来看,72.78%的调查样本未上过学,18.67%的调查样本上过学但小学未毕业,小学、初中、高中、大专及以上

的调查样本占比分别为 3.93%、2.50%、0.9%、1.23%。在婚姻状况方面,不在婚状态 老年人占比达 83.83%,在婚状态老年人占比 16.17%,这与调查群体年龄普遍较大有 关。由此可见,本文选取的样本以 90 岁及以上、女性、受教育程度为未上过学、不 在婚状态群体为主。

本文从失能程度、患慢病数量两个维度来衡量个体的健康状况。在失能程度方面,轻度、中度和重度失能群体占比分别为 45.8%、22.55%和 32%。在患慢病数量方面,无慢性病群体占比 29.06%,患 1-4 种慢性病群体占比 67.25%,患 5-8 种慢性病群体占比 3.36%,患 9 种及以上慢性病患者占比 0.33%。由此可见,在慢性病患者中同时患有 1-4 种慢性病较为常见,而同时患病 5 种及以上者占比很小。由此可见,样本以轻度失能、同时患有 1-4 种慢性病群体为主。

从参保情况来看,90.75%的群体拥有社会保险。在户口方面,可以看到农村户口占比 68.85%,城镇户口占比 31.15%。在地区上看,东部老年人占比最大,这也与我国人口分布有关,具体来看西、中、东部样本占比分别为 10.11%、31.52%和 58.37%。由此可见,样本以参加保险、农村户口、东部地区群体为主。

| 控制变量 | 分类 | 百分比 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|-------------------|-------|--------------------|-------|-----|-----|
| | 65-79 岁 | 6.3 | | | | |
| 年龄 | 80-89 岁 | 17.89 | 95.464 | 8.281 | 65 | 115 |
| + 44 | 90-99 岁 | 43.55 | 73. 404 | 0.201 | 03 | 113 |
| | 大于 99 岁 | 32.26 | | | | |
| 性别 | 女性 | 67.95 | 0.321 | 0.467 | 0 | 1 |
| 工力引 | 男性 | 32.05 | 0.321 | 0.407 | U | 1 |
| | 未上过学 | 72.78 | | | | |
| | 小学未毕业 | 18.67 | | | 0 | |
| 受教育程度 | 小学 | 3.93 | 0.438 | 0.910 | | 5 |
| 文教日生汉 | 初中 | 2.5 | 0.730 | 0.710 | V | J |
| | 高中 | 0.9 | | | | |
| | 大专及以上 | 1.23 | | | | |
| 婚姻状况 | 不在婚状态 | 83.83 | 0.162 | 0.368 | 0 | 1 |
| YE YELVI'V | 在婚状态 | 16.17 | 0.102 | 0.500 | V | 1 |
| | 轻度 | 45.8 | | | | |
| 失能程度 | 中度 | 22.55 | 1.858 | 0.869 | 1 | 3 |
| | 重度 | 32 | | | | |
| | 无 | 29.06 | | | | |
| 患慢病数量 | 患慢病数量 1-4 种 67.25 | 67.25 | 1.643 | 1.745 | 0 | 12 |
| | 5-8 种 | 3.36 | | | | |

表 3-8 控制变量描述性统计表26

²⁶ 总样本数为 2443

| | 9 种及以上 | 0.33 | | | | |
|------|--------|-------|-------|-------|---|---|
| 目不会但 | 否 | 9.25 | 0.007 | 0.200 | 0 | 1 |
| 定百多休 | 是否参保 | 0.907 | 0.290 | 0 | I | |
| 户口 | 农村 | 68.85 | 0.312 | 0.463 | 0 | 1 |
|) Н | 城镇 | 31.15 | 0.312 | 0.403 | U | 1 |
| | 西部 | 10.11 | | | | |
| 地区 | 中部 | 31.52 | 1.483 | 0.672 | 0 | 2 |
| | 东部 | 58.37 | | | | |

第四章 家庭禀赋影响失能老人照护模式选择的实证分析

第一节 基本回归结果

一、家庭禀赋对失能老人照护模式选择的影响

(一) 家庭经济资本对照护模式选择的影响

在进行选择照护模式时,家庭经济资本发挥着作用。从整体上看,随着家庭年收入水平的提高和生活水平的改善,家庭更倾向于选择正式照护,在住房状况方面,自购或自建住房的家庭选择正式照护的倾向会更低。根据影响程度来看,家庭住房状况对照护模式的影响最大,其次是生活水平,最后是家庭年收入水平。

具体而言,如表 4-1 第四列所示,家庭年收入水平在 1%的显著性水平上对正式 照护模式的选择产生正向影响,在其他条件不变情况下,家庭年收入水平提高会增加 家庭选择正式照护的概率。在住房状况方面,与租、借及其它方式获得住房的家庭相 比,自购或自建住房的家庭选择正式照护的概率会低 3.3 个百分点,并在 10%的显著 性水平下显著,而通过继承或单位分配方式获得住房的家庭选择正式照护的概率会低 2.1 个百分点,但并不显著。生活水平在 1%的显著性水平上对正式照护模式的选择产 生正向影响,在其他条件不变的情况下,生活水平提高会增加家庭选择正式照护的概 率。

家庭经济资本体现了家庭在提供经济支持时相对成本的大小。家庭年收入水平越高、生活水平越高,也意味着由家庭提供照护服务产生的花费也就越高,当花费高于市场主体时,就经济层面而言,家庭在提供照护服务时就不具备了绝对优势。在住房状况方面,随着商品房的普及,住房在成为商品、投资品的同时也具有抵押的功能,且伴随着按揭买房方式的普及,住房者在拥有房屋的同时可能也背负着住房贷款,因此相比于租借房子、继承或单位分配方式获得住房,自建或自购住房可能会使得家庭生活水平的下降并伴随消费降级的出现,因此,此时家庭可能会缩减开支,以偿还房贷,反映在照护领域就是家庭进行的照护开支降低,当由家庭提供的照护服务所产生的费用低于市场主体提供照护服务的费用时,家庭在提供照护服务方面就具有了绝对优势。

在影响程度上,大额的住房支出会对当前及今后的一段时间内消费决策产生重大 影响,尤其是通过借贷获得住房的家庭。因此,其对照护模式的影响也相对更大。生 活水平是家庭对其所处经济地位、财富存量的主观感知,是家庭成员在对家庭收入、 财产、借贷等情况进行综合评估和与其他家庭进行横向比较后得到的,具有相对稳定性,对个人做出决策时的影响也较大、更持久。家庭年收入水平作为当前财富流量的体现,主要影响当前经济决策,因此对日常照护来说也影响最小。

综上,假设1通过检验,家庭年收入水平、生活水平的提高会增加家庭选择正式 照护的概率,而自购或自建住房会降低家庭选择正式照护的概率。

(二) 家庭人力资本对照护模式选择的影响

在进行照护模式选择时,家庭人力资本发挥着作用。从整体上看,随着劳动适龄 人口占比的提高,家庭选择正式照护的概率会提高。而随着同住者人数的增加和家庭 平均受教育程度的提高,家庭做出正式照护选择的概率会降低。

如表 4-1 第四列所示,在总样本中,同住者人数在 1%的显著性水平上对正式照护模式的选择产生负向影响,在其他条件不变的情况下,每增加 1 个同住者,家庭选择正式照护的概率平均将下降 1.4 个百分点。一般而言,同住者是生活照料的主要提供主体,同住者的增加意味着可提供生活照料时间的增加,能够满足失能老人的部分照护需求,减少对正式照护服务的需求。此外,照护需求的及时满足降低了失能程度加剧的可能性,也在一定程度上减少了对专业护理服务的需求。同时,同一空间下的居住能降低提供照护服务的交易成本,可进一步增强家庭提供生活照料的绝对优势。

劳动适龄人口占比在 1%的显著性水平上对正式照护模式的选择产生正向影响,在其他条件不变的情况下,劳动适龄人口占比每提高 1 个单位,家庭选择正式照护的概率平均将增加 7.3 个百分点。劳动适龄人口占比在一定程度上代表了家庭在劳动力市场的参与情况,劳动适龄人口占比越高,代表家庭成员在劳动力市场的参与程度越高,而用于提供日常照料的时间会随之下降,再加上时间又要不可避免地被分配到其它家务活动上,因此在日常照料方面不具备绝对优势,家庭选择正式照护的概率也会有所提高。

平均受教育程度在 1%的显著性水平上对正式照护模式选择产生负向影响。受教育程度的提高使得家庭能够更好地搜集、掌握护理知识,满足失能老人的护理需求,从而降低对正式照护的需求。同时,较高的平均受教育程度也说明家庭成员对时间的掌握能力更强,可以灵活安排工作时间,因此可以有更多的自主可支配时间。

综上,假设2通过检验,即家庭人力资本会影响照护模式选择。劳动适龄人口占 比提高会增加家庭选择正式照护的概率,同住者人数、平均受教育程度提高会降低家 庭选择正式照护的概率。

(三) 家庭社会资本对照护模式选择的影响

如表 4-1 第四列所示,在总样本中,在其他因素不变的条件下,可聊天人数和可谈心人数每增加一人,家庭选择正式照护的概率分别会降低 1.1 个百分点和 0.6 个百

分点。原因可能为通过聊天、谈心,可提高失能老人的满足感,缓解压力、焦虑等不适。同时,聊天者和谈心者可以发现失能老人的潜在照护需求,从而促进非正式照护服务的提供,减少对正式照护的需求。在其他因素不变的条件下,可求助人数每增加一人,家庭做出正式照护选择的概率会提高 1.9 个百分点。可能原因为可求助者的增加提高了失能老人对社会的信任,有利于老人和家庭增加对保姆、照护服务提供机构的信任,释放对正式照护的需求。但三者的影响均不显著。可见,聊天、谈心、求助等行为并不会显著影响家庭照护模式选择,故假设 3 部分通过了检验。

二、控制变量对失能老人照护模式选择的影响

控制变量在一定程度上影响家庭对照护模式的选择,总体上看,回归结果与实际相符。如表 4-1 第四列所示,失能老人的受教育程度、失能程度、户口状况和所在地区对正式照护模式产生正向显著影响,而性别对正式照护模式选择产生负向显著影响。具体来看,随着年龄的增加,失能老人选择正式照护的概率也会提高。与女性相比,男性选择正式照护服务的概率更低。随着受教育程度的提高,老人自身的养老及医疗观念会发生变化,对正式照护的接受程度也会更高。受教育程度的提高也使得失能老人搜集和获取信息能力的提高,能够做出更加科学合理的判断,而不会为了不增加子女负担而牺牲自身健康。失能程度的提高在一定程度上增加了护理的难度,失能程度越高对照护者知识和技能也越高,因此,由正式照护机构提供照护就显得尤为必要。在城市和东部地区,人们观念更新的同时,照护服务的发展也较快,供给也更多,增加了正式照护服务的可及性。

| 变量 | | 照护模 | 式选择 | |
|-------------------|-----------|-------|-----------|-------|
| 文里 | 参数估计 | 标准误差 | 边际效应 | 标准误差 |
| 家庭年收入水平 | 0.393*** | 0.086 | 0.019*** | 0.004 |
| 住房状况 | | | | |
| (对照组=租/借/其他) | | | | |
| 继承/单位分配 | -0.343 | 0.379 | -0.021 | 0.023 |
| 自购/自建 | -0.599** | 0.270 | -0.033* | 0.017 |
| 生活水平 | 0.643*** | 0.147 | 0.032*** | 0.007 |
| 同住者人数 | -0.283*** | 0.103 | -0.014*** | 0.005 |
| 劳动适龄人口占比 | 1.494*** | 0.392 | 0.073*** | 0.019 |
| 平均受教育程度 | -0.660*** | 0.141 | -0.032*** | 0.007 |
| 可聊天人数 | -0.226 | 0.144 | -0.011 | 0.007 |
| 可谈心人数 | -0.125 | 0.300 | -0.006 | 0.015 |
| 可求助人数 | 0.387 | 0.306 | 0.019 | 0.015 |
| 年龄 | 0.024 | 0.015 | 0.001 | 0.001 |

表 4-1 家庭禀赋对照护模式选择的回归结果

| 性别 | -0.596*** | 0.227 | -0.029*** | 0.011 |
|--------------|-----------|-------|-----------|-------|
| 受教育程度 | 0.781*** | 0.110 | 0.038*** | 0.005 |
| 婚姻状态 | -0.204 | 0.329 | -0.010 | 0.016 |
| 失能程度 | 0.327*** | 0.111 | 0.016*** | 0.006 |
| 患慢病数量 | -0.065 | 0.050 | -0.003 | 0.002 |
| 参保情况 | 0.527 | 0.340 | 0.026 | 0.017 |
| 户口状况 | 1.436*** | 0.257 | 0.071*** | 0.013 |
| 所在地区(参照组=西部) | | | | |
| 中部 | 0.335 | 0.396 | 0.014 | 0.016 |
| 东部 | 0.552 | 0.368 | 0.025* | 0.014 |
| 常数项 | -8.333*** | 1.691 | - | - |
| 显著性水平 | 0.000 | - | 0.000 | - |
| 样本量 | 2443 | - | 2443 | - |

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

第二节 照护模式选择的异质性分析

一、照护模式选择的性别异质性分析

男性和女性在生理结构、预期寿命、家庭地位等方面存在的差异可能导致家庭禀赋对两者的影响不同,所以本文将探讨照护模式选择的性别异质性。

首先,分析家庭经济资本对失能老人照护模式选择的性别异质性。由表 4-1 可知,在总样本中,家庭年收入水平、住房状况和生活水平对照护模式选择影响显著。分样本来看,对男性样本而言,如表 4-2 第三列所示,家庭年收入水平和生活水平提高会显著增加家庭选择正式照护的概率,而住房状况对其影响并不显著。对女性样本而言,如表 4-2 第五列所示,家庭年收入水平和生活水平提高会显著增加家庭选择正式照护的概率。在住房状况方面,相比于租、借或其他方式的居住情况,通过继承或单位分配得到住房的家庭选择正式照护的概率会下降 6.3 个百分点,而自建或自购住房的家庭选择正式照护的概率会下降 4.5 个百分点。

对比表 4-2 第三列和第五列,发现男性受家庭年收入水平和生活水平影响选择正式照护模式概率要高于女性,并且当家庭面临住房等资金压力时,男性样本受到的影响也更小。这与我国"男主外,女主内"的分工影响有关,尤其是在老龄阶段,由于女性退出劳动市场的时间早于男性,其经济水平受家庭经济状况的影响也就更大,在家庭经济资本不充裕的情况下,选择正式照护的概率要低于男性。过早退出劳动市场也会导致其观念更新跟不上经济的发展速度,从而更难理解和接受社会化照护。除此之外,老年人普遍有不想增加子女负担的考量,这点在女性方面体现的尤其明显。

其次,分析家庭人力资本对失能老人照护模式选择的性别异质性。如表 4-2 所示,分样本回归结果与整体影响方向一致,都表现为同住人数、平均受教育程度与家庭选择正式照护呈负相关,劳动适龄人口占比与家庭选择正式照护呈正相关。

进一步对比表 4-2 第三列和第五列,分析男女样本受人力资本的影响大小,发现男性样本受同住人数和受教育程度的影响更大,具体表现为随着同住者人数的增加和平均受教育程度的提高,男性样本选择非正式照护的概率会有较大幅度的下降;女性样本受劳动适龄人口占比影响较大,具体表现为随着劳动适龄人口占比的增加,女性样本选择正式照护的概率会有较大幅度的增加。可能原因为一方面男性在家庭中具有较强的话语权和议价能力,因此,其选择非正式照护的概率要高于女性;另一方面,照护难度会随着失能程度的加深而提高,目前我国女性预期寿命高于男性,其带病生存的时间也长于男性,所需照护的难度和时长也高于男性,更需市场化的正式照护服务,因此当家庭人力资本提高时,女性具有选择正式照护的刚性,因此选择正式照护的概率会相对较高。

最后,分析家庭社会资本对失能老人照护模式选择的性别异质性。如表 4-2 所示,在分样本中,可聊天人数对男女性选择正式照护模式均有负向影响;可谈心人数对男性样本选择正式照护模式产生负向影响,而对女性样本选择正式照护模式产生正向影响;可求助人数对男女性选择正式照护模式均有正向影响,且对男性的影响程度要高于女性,但都不显著。

男性样本 女性样本 变量 参数估计 参数估计 边际效应 边际效应 家庭年收入水平 0 372** 0.020** 0 385*** 0.017*** (0.152)(800.0)(0.096)(0.004)住房状况 (对照组=租/借/其他) 继承/单位分配 1.003 0.065 -0.063** -1.288** (0.654)(0.042)(0.575)(0.026)-0.799** 0.069 0.003 -0.045** 自购/自建 (0.547)(0.027)(0.321)(0.021)生活水平 0.922*** 0.051*** 0.469**0.021**(0.009)(0.221)(0.012)(0.194)-0.019** -0.245** -0.011** 同住者人数 -0.338** (0.155)(0.008)(0.106)(0.005)劳动适龄人口占比 1.705*** 0.077*** 1.083 0.060 (0.719)(0.039)(0.496)(0.022)-0.910*** -0.050*** -0.582*** -0.026*** 平均受教育程度 (0.236)(0.007)(0.013)(0.154)

表 4-2 照护模式选择的性别异质性回归结果

| 可聊天人数 | -0.275 | -0.015 | -0.194 | -0.009 |
|-------|-------------|---------|-----------|---------|
| | (0.266) | (0.015) | (0.203) | (0.009) |
| 可谈心人数 | -0.405 | -0.022 | 0.118 | 0.005 |
| | (0.466) | (0.026) | (0.381) | (0.017) |
| 可求助人数 | 0.755^{*} | 0.042 | 0.151 | 0.007 |
| | (0.459) | (0.025) | (0.366) | (0.017) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -10.229*** | - | -8.367*** | - |
| | (2.763) | - | (2.131) | - |
| 显著性水平 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 样本量 | 783 | 783 | 1660 | 1660 |

注: ***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著, 括号内数值为标准误。

二、照护模式选择的婚姻状况异质性分析

婚姻关系是存在于家庭中使得家庭得以存在和维系的重要方式,通过婚姻男女双方实现资源共享,在婚状态与不在婚状态的老人面临的资源约束和对资源约束的反应不同可能导致家庭禀赋对两者的作用不同,所以本文将探讨照护模式选择的婚姻状况异质性。

对比分析表 4-3 第三列和第五列,首先分析家庭经济资本对失能老人照护模式选择的婚姻状况异质性。家庭年收入水平显著影响不在婚状态样本而对在婚状态样本的影响并不显著。分析原因可能是老人的婚姻状况会影响子代资金及时间分配,从而影响家庭非正式照护服务的提供和正式照护服务的购买。不在婚姻状态的老人受子代住房资金挤出照护服务费用的影响较小,因此当收入增加时更愿意选择正式照护,而在婚状态老人需要顾及配偶的生活开销,因此家庭年收入的增加并不会显著影响其选择正式照护的概率。住房状况对在婚状态样本的影响要大于非在婚样本,且与租、借或其他方式居住相比,自购/自建住房会显著降低在婚老人选择正式照护模式的概率。可能原因在于当家庭资源需要更多向购房倾斜时,不在婚老人所受到的资金压力较小,而在婚老人则需要更多承担购房压力,降低其选择正式照护模式的概率。而当家庭生活水平提高,家庭的资金压力减轻时,在婚状态老人无后顾之忧,其正式照护需求得到释放,因此,生活水平的提高有助于两类样本选择正式照护,且在婚状态样本选择正式照护的概率高于非在婚状态样本。

其次,分析家庭人力资本对失能老人照护模式选择的婚姻状况异质性。同住者人数对在婚状态样本的影响大于不在婚状态样本。可能原因是目前我国非正式照料的提供主体仍以配偶和子女为主,在婚状态老年人可接受来自配偶的照料,因此提高家庭选择非正式照护的概率。此外,通过联合配偶,失能老人在家庭中的话语权会增强,

子女会更加关注失能老人的照护问题,也愿意花费更多的时间来进行照护,增加家庭选择非正式照护的概率,但其影响并不显著。劳动适龄人口占比对不在婚状态老人照护模式选择产生显著影响,但对在婚状态老人照护模式选择影响并不显著。可能原因是在时间一定的前提下,家庭成员用于在市场上提供劳动的时间会挤出为失能老人提供照护的时间,对于在婚状态老人而言,其由于婚姻的制约及和配偶的联合导致家庭成员提供非正式照护服务不会减少太多,因此不会显著影响其对照护模式的选择,不会迫使做出选择正式照护的决策;而非在婚老人则由于契约关系较为松散,受劳动参与率影响,家庭成员提供非正式照护服务的减少较为明显,从而在一定程度上增加家庭选择正式照护的概率。平均受教育程度对两类样本的影响不同的,且对在婚状态样本影响不显著,对不在婚状态样本的影响显著。可能原因在于,对于在婚状态样本形言,其主观层面的因素会更易受到家庭成员和亲属等的影响,削弱教育对其的影响,而非在婚样本受到基于婚姻关系而产生的亲属关系的影响较小,对教育的影响也较小,从而教育能够对其照护模式的选择产生显著影响。

最后,分析家庭社会资本对失能老人照护模式选择的婚姻状况异质性。发现可聊天人数、可谈心人数和可求助人数对照护模式选择影响均不显著。可见,假设 4 通过了检验。

| 变量 - | 在婚状态样本 | | 不在婚》 | 犬态样本 |
|--------------|----------|----------|-----------|---------------|
| | 参数估计 | 边际效应 | 参数估计 | 边际效应 |
| 家庭年收入水平 | 0.385 | 0.014 | 0.418*** | 0.021*** |
| | (0.260) | (0.010) | (0.085) | (0.004) |
| 住房状况 | | | | |
| (对照组=租/借/其他) | | | | |
| 继承/单位分配 | -1.339 | -0.063 | -0.409 | -0.022 |
| | (0.973) | (0.047) | (0.445) | (0.023) |
| 自购/自建 | -1.513* | -0.069 | -0.356 | -0.019 |
| | (0.813) | (0.044) | (0.297) | (0.017) |
| 生活水平 | 0.943*** | 0.035*** | 0.551*** | 0.027*** |
| | (0.346) | (0.012) | (0.159) | (0.008) |
| 同住者人数 | -0.585 | -0.022 | -0.237*** | -0.012*** |
| | (0.435) | (0.016) | (0.091) | (0.005) |
| 劳动适龄人口占比 | 0.737 | 0.028 | 1.754*** | 0.087^{***} |
| | (2.112) | (0.079) | (0.426) | (0.021) |
| 平均受教育程度 | 0.307 | 0.011 | -0.872*** | -0.043*** |
| | (0.348) | (0.013) | (0.140) | (0.007) |
| 可聊天人数 | -0.652 | -0.024 | -0.135 | -0.007 |
| | (0.445) | (0.016) | (0.169) | (0.008) |

表 4-3 照护模式选择的婚姻状况异质性回归结果

| 可谈心人数 | 0.331 | 0.012 | -0.192 | -0.010 |
|-------|----------|---------|-----------|---------|
| | (0.992) | (0.037) | (0.308) | (0.015) |
| 可求助人数 | 0.127 | 0.005 | 0.335 | 0.017 |
| | (0.881) | (0.033) | (0.305) | (0.015) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -7.125** | - | -8.835*** | - |
| | (3.589) | - | (1.913) | - |
| 显著性水平 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 样本量 | 395 | 395 | 2048 | 2048 |

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内数值为标准误。

第三节 稳健性检验

为证明上述主要回归结果的稳健性,本文考虑采用更换实证模型、变换解释变量和改变样本容量三种方式对结果进行检验。

一、更换实证模型

为检验结果的稳健性,本文使用 Probit 模型进一步对家庭禀赋对照护模式的影响进行实证分析。结果如表 4-4 所示,更换模型后,家庭经济资本中家庭年收入水平、住房状况和生活水平仍分别在 1%、10%和 1%的水平上显著,且方向、大小于本文的基本回归结果一致。家庭人力资本中同住者人数、劳动适龄人口占比、平均受教育程度均在 1%的水平上存在显著影响,也与基本回归结果一致。家庭社会资本对照护模式选择的影响并不显著,与基本回归的结果一致。

| | 照护模式选择 | | | |
|--------------|-----------|-------|-----------|-------|
| 文里 | 参数估计 | 标准误差 | 边际效应 | 标准误差 |
| 家庭年收入水平 | 0.189*** | 0.039 | 0.018*** | 0.004 |
| 住房状况 | | | | |
| (对照组=租/借/其他) | | | | |
| 继承/单位分配 | -0.214 | 0.207 | -0.025 | 0.023 |
| 自购/自建 | -0.302** | 0.144 | -0.033* | 0.018 |
| 生活水平 | 0.344*** | 0.072 | 0.033*** | 0.007 |
| 同住者人数 | -0.121*** | 0.04 | -0.012*** | 0.004 |
| 劳动适龄人口占比 | 0.758*** | 0.204 | 0.073*** | 0.02 |
| 平均受教育程度 | -0.308*** | 0.063 | -0.030*** | 0.006 |
| 可聊天人数 | -0.124 | 0.081 | -0.012 | 0.008 |
| 可谈心人数 | -0.048 | 0.147 | -0.005 | 0.014 |

表 4-4 家庭禀赋对照护模式选择的 Probit 回归结果

| 可求助人数 | 0.219 | 0.14 | 0.021 | 0.014 |
|-------|-----------|-------|-------|-------|
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -4.761*** | 0.820 | - | - |
| 显著性水平 | 0.000 | - | 0.000 | - |
| 样本量 | 2443 | - | 2443 | - |

考虑到本文正式照护样本量较少,较为符合"稀有事件定律"²⁷,因此,本文使用泊松模型进行了回归,实证结果与表 4-4 相差不大,故进一步证明了结果的可靠性。

二、变换解释变量

替换被解释变量和解释变量是稳健性检验的常用方法,基于本文所使用变量的特点,将采取解释变量标准化、指数化和因子化三种方式来逐一进行检验。

(一)解释变量标准化

本文对家庭禀赋的九个变量均进行标准化处理²⁸,结果如表 4-5 所示,解释变量标准化后,家庭经济资本中家庭年收入水平、住房状况和生活水平仍分别在 1%、5%和 1%的水平上显著,数值与基本回归结果相差不大。家庭人力资本中同住者人数、劳动适龄人口占比、平均受教育程度均在 1%的水平上存在显著影响,这与回归结果一致,且影响方向也与回归结果一致。家庭社会资本对照护模式选择影响并不显著,与基本回归的结果一致。

| 变量 | 照护模式选择 | | | |
|-------------------|-----------|----------|-----------|-------|
| 文里 | 参数估计 | 标准误差 | 边际效应 | 标准误差 |
| 家庭年收入水平 | 0.574*** | 0.126 | 0.028*** | 0.006 |
| 住房状况 | -0.172** | 0.073 | -0.008** | 0.004 |
| 生活水平 | 0.445*** | 0.102 | 0.022*** | 0.005 |
| 同住者人数 | -0.503*** | 0.184 | -0.025*** | 0.009 |
| 劳动适龄人口占比 | 0.432*** | 0.113 | 0.021*** | 0.006 |
| 平均受教育程度 | -0.717*** | 0.153 | -0.035*** | 0.007 |
| 可聊天人数 | -0.230 | 0.147 | -0.011 | 0.007 |
| 可谈心人数 | -0.083 | 0.200 | -0.004 | 0.010 |
| 可求助人数 | 0.245 | 0.193 | 0.012 | 0.010 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -7.794*** | 1.544 | - | - |
| 显著性水平 | 0.000 | - | 0.000 | - |
| 样本量 | 2443 | <u>-</u> | 2443 | |

表 4-5 解释变量标准化后家庭禀赋对照护模式选择回归结果

42

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著

²⁷ 陈强 (2014) 《高级计量经济学 (第二版)》第 179-182 页

 $^{^{28}}$ 本文采用 Z 标准化方式处理,公式为z = $\frac{x-\mu}{\sigma}$,其中 z 为标准分数,x 为变量取值, μ 为平均数, σ 为标准差

(二)解释变量指数化

在对变量标准化操作的基础上,本文参照刘西国等(2018)和石智雷等(2012)以及狄金华等(2014)学者的做法,将家庭经济资本、家庭人力资本和家庭社会资本中的各指标进行加权平均。具体来说,经济资本中家庭年收入、住房状况和生活水平赋予的权重分别为 0.4、0.3 和 0.3。家庭人力资本中同住者人数、劳动适龄人口占比和平均受教育程度赋予的权重分别为 0.3、0.4 和 0.3。家庭社会资本中可聊天人数、可谈心人数和可求助人数各赋值 1/3。

结果如表 4-6 所示,对解释变量进行指数化操作之后,家庭经济资本对正式照护模式选择产生正向影响,且在 1%的水平下显著。家庭人力资本对正式照护模式选择产生负向影响且在 1%的水平下显著,家庭社会资本的影响不显著²⁹。这与家庭经济资本、家庭人力资本和家庭社会资本分开来看的回归结果保持一致。

| · 变量 | | 照护模式选择 | | | |
|---------|-----------|--------|-----------|-------|--|
| 文里 | 参数估计 | 标准误差 | 边际效应 | 标准误差 | |
| 家庭经济资本 | 0.649*** | 0.188 | 0.034*** | 0.010 | |
| 家庭人力资本 | -0.386*** | 0.137 | -0.020*** | 0.007 | |
| 家庭社会资本 | -0.094 | 0.125 | -0.005 | 0.007 | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | |
| 常数项 | -6.279*** | 1.531 | - | - | |
| 显著性水平 | 0.000 | - | 0.000 | - | |
| 样本量 | 2443 | - | 2443 | _ | |

表 4-6 解释变量指数化后家庭禀赋对照护模式选择回归结果

(三)解释变量因子化

本文研究的解释变量是家庭禀赋,选取的指标共有九个,涵盖了家庭经济资本、人力资本和社会资本三大方面,现拟用因子分析检验分类的合理性。在前面分析中,本文发现住房状况具有投资和借贷两种功能,一方面,拥有自建自购房产是家庭财富的象征,意味着家庭有更多资产;另一方面,家庭拥有房产的背后可能也背负着贷款,因此单从住房状况看不能很好地区分出其是作为家庭财富还是家庭负债的,故在进行分析因子分析时暂不考虑住房状况这一变量。

因子分析要求必须先对变量间的相关性进行检验。KMO 和 Bartlett 球检验结果显示 Sig 值为 0.000,卡方值为 7960.625>800(800 为是否显著的参照点),KMO 值为 0.721,介于 0.7 至 0.8 之间,满足 KMO 检验标准 30 ,故拟进行因子分析。

因子分析的结果见表 4-7, 由表可知, 前三个因子的特征值31均大于 1, 前三个因

²⁹ 解释变量标准化后的回归结果与学者刘西国等(2019)的实证结果方向一致,且数值相差不大。

³⁰ KMO 值越接近 1 越好, 且应大于 0.5。

_

³¹ 在因子分析中,特征根是指标旋转前每个因子的贡献程度。数值越大,表示该因子的贡献越大。在实际操作中,通常以特征根大于1作为标准。

子中特征值最小的因子 3 其特征值也达到了 1.10718,累计方差贡献率为 73.99%,说明提取三个因子便可覆盖大部分信息,所以本文拟提取三个因子。

| 因子 | 特征值 | 方差贡献率 | 累积方差贡献率 |
|------|---------|--------|---------|
| 因子 1 | 2.69329 | 0.3367 | 0.3367 |
| 因子 2 | 2.11876 | 0.2648 | 0.6015 |
| 因子 3 | 1.10718 | 0.1384 | 0.7399 |
| 因子 4 | 0.66547 | 0.0832 | 0.8231 |
| 因子 5 | 0.59059 | 0.0738 | 0.8969 |
| 因子 6 | 0.41631 | 0.0520 | 0.9490 |
| 因子 7 | 0.26150 | 0.0327 | 0.9816 |
| 因子 8 | 0.14689 | 0.0184 | 1.0000 |

表 4-7 因子分析的特征值与方差贡献率

在因子分析中,因子载荷反映了变量对因子的影响程度,一般来说载荷越高越好。通过表 4-8 可以看出,可聊天人数、可谈心人数和可求助人数这三个问题在提取因子 1 上的载荷较高;同住者人数、劳动适龄人口占比和平均受教育程度这三个问题在提取因子 2 上的载荷较高;家庭年收入水平和生活水平在提取因子 3 上的载荷较高。这与本文之前划分的角度一致,因此本文的分类标准合理。

| 变量 | 提取因子1 | 提取因子2 | 提取因子3 |
|----------|--------|---------|---------|
| 家庭年收入水平 | 0.0403 | 0.2871 | 0.7469 |
| 生活水平 | 0.0953 | -0.105 | 0.815 |
| 同住者人数 | 0.0195 | 0.8012 | -0.0025 |
| 劳动适龄人口占比 | 0.0025 | 0.8312 | 0.0791 |
| 平均受教育程度 | 0.0275 | 0.6001 | 0.5506 |
| 可聊天人数 | 0.9067 | 0.0398 | 0.0545 |
| 可谈心人数 | 0.9473 | -0.0008 | 0.0413 |
| 可求助人数 | 0.9288 | -0.005 | 0.0363 |

表 4-8 因子载荷矩阵

按照因子分析法提取三个因子进行回归分析,结果如表 4-9 所示,该表结果与表 4-6 解释变量指数化后的回归结果相差不大。其中,提取因子 1 对应家庭社会资本,提取因子 2 对应家庭人力资本,提取因子 3 对应家庭经济资本。

| 变量 | 照护模式选择 | | | |
|--------|-----------|-------|----------|-------|
| | 参数估计 | 标准误差 | 边际效应 | 标准误差 |
| 提取因子1 | -0.033 | 0.090 | -0.002 | 0.005 |
| 提取因子 2 | -0.277** | 0.110 | -0.015** | 0.006 |
| 提取因子3 | 0.502*** | 0.124 | 0.026*** | 0.007 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | -6.166*** | 1.519 | - | - |

表 4-9 解释变量因子化后家庭禀赋对照护模式选择的回归结果

| 显著性水平 | 0.000 | - | 0.000 | - |
|-------|-------|---|-------|---|
| 样本量 | 2443 | - | 2443 | - |

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

三、改变样本容量

本文基本回归中使用的数据来源于 CLHLS2018,为进一步检验结果的稳健性,本文将 CLHLS2014 和 CLHLS2018 数据进行合并。样本量由原来的 2443 增加至 3534。结果如表 4-10 所示,家庭经济资本与家庭人力资本的显著性水平、影响方向与基本回归结果一致,系数相差不大。可聊天人数、可谈心人数和可求助人数影响不显著,与基本回归结果一致。

照护模式选择 变量 标准误差 参数估计 边际效应 标准误差 0 437*** 0.019*** 家庭年收入水平 0.078 0.003 住房状况 (对照组=租/借/其他) 继承/单位分配 -0.2070.314 -0.011 0.016 自购/自建 -0.529** 0.228 -0.025** 0.012 生活水平 0.543*** 0.137 0.023*** 0.006 同住者人数 0.100 0.004 -0.365*** -0.016*** 0.061^{***} 劳动适龄人口占比 1.435*** 0.368 0.016 -0.525*** 平均受教育程度 0.123 -0.022*** 0.005 可聊天人数 -0.150 0.128 -0.006 0.005 可谈心人数 0.239 0.010 -0.083 -0.004可求助人数 0.135 0.233 0.006 0.010 控制变量 控制 控制 控制 控制 常数项 -7.387*** 1.486 显著性水平 0.000 0.000 样本量 3534 3534

表 4-10 样本容量改变后家庭禀赋对照护模式选择回归结果

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

第五章 研究结论与政策建议

照护服务与养老服务强关联,照护模式深嵌于养老模式之中。结合我国"9073"的养老模式,家庭在提供养老服务的同时将依旧肩负照护的责任。基于绝对优势理论和家庭决策的最优分析,在利用 Logit 模型对 CLHLS2018 年数据进行实证分析,并在确保实证结果稳健性的基础上,本文将对结论进行总结并提出相关建议。

第一节 研究结论

家庭禀赋的差异会使家庭对照护模式有不同的偏好。以失能老人为研究对象,使用 CLHLS2018 数据,分析家庭禀赋对照护模式选择的影响,得到以下结论:

第一,在家庭经济资本方面,随着家庭年收入水平的提高、生活水平的改善,家庭更倾向于选择正式照护。相比于通过租/借/其他方式获得住房的家庭,自购或自建住房的家庭选择正式照护的倾向会更低。可能原因在于,家庭年收入水平和生活水平较高的家庭提供照护服务的机会成本相对更高,因此,其更倾向于选择正式照护;而自购或自建住房则在很大程度上意味着家庭住房支出对照护资金的挤出,使得家庭选择正式照护的概率降低。

第二,在家庭人力资本方面,劳动适龄人口占比提高会增加家庭选择正式照护的概率,而同住者人数和平均受教育程度提高会降低家庭选择正式照护的概率。可能原因在于,一般而言,同住者人数越多,能够提供日常照料的时间会越多,家庭在日常照料方面所具有的绝对优势更强;劳动适龄人口占比越大,家庭成员劳动参与挤出照护提供的概率越高,提供非正式照护的时间会越少;平均受教育程度越高,越可能通过自主分配工作时间来方便照护老人。

第三,在家庭社会资本方面,可聊天人数、可谈心人数和可求助人数对照护模式的影响均不显著,这说明聊天、谈心和求助等活动并不能转化为对失能老人的照护,不能显著影响家庭照护模式决策。

第四,家庭禀赋对照护模式选择的影响存在性别和婚姻状况异质性。整体来看,女性样本和在婚状态样本受家庭禀赋的影响选择正式照护的概率低于男性样本和不在婚状态样本。

第二节 政策建议

失能老人的照护是家庭不得不面对的问题,在老龄化、少子化的背景下,单凭家庭的一己之力已难以满足照料需求。在照护市场发展还不充分的当下,如何最大化利用现有资源、开发新资源,促进照护市场发展,满足失能老人照护需求迫在眉睫。从前文的分析中,可以看到在家庭经济资本方面,提高家庭年收入水平和经济水平、降低住房支出压力有利于增加家庭选择正式照护的概率。在家庭人力资本方面,家庭之所以不选择正式照护很大原因在于家庭成员提供照护服务的机会成本较低,这也侧面反映出当前照护服务的收费相对较高,因此如何降低正式照护费用、增加照护市场人才供给是发展正式照护需要重点考虑和解决的问题。针对本文实证分析结果,为满足失能老人照护需求,促进正式照护服务发展,特提出以下几点建议:

一、减轻家庭经济负担,释放正式照护需求

作为照护模式的决策主体和非正式照护服务的提供主体,家庭在照护服务中承担着巨大的经济压力,为此,需要多措并举,切实减轻家庭负担。在收入方面,要实现收入增长与经济发展同步,建立更加合理的收入分配机制,通过转移支付等手段保障低收入群体及困难群体的生活,提高家庭支付能力。在住房方面,通过持续推进和完善公租房、廉租房政策来满足家庭基本住房需求,通过购房补贴、租房补贴等措施切实减轻购房者的还贷压力和租房者的租房压力,在一定程度上减少住房支出对于照护费用的挤出。此外,还应持续推进长期照护保险,为失能家庭提供专项补助,利用"开源"的方式从根本上减轻家庭照护的经济压力,释放家庭正式照护需求;适时推出长期护理商业保险,构建多层次的长期护理保险制度,满足失能老人多层次、个性化的护理需求。

二、挖掘家庭人力资本,增加正式照护供给

家庭是否选择正式照护模式,从家庭人力资本方面看,主要是受到照料时间及其机会成本的影响。当前,我国照护服务市场的发展还很不充分,照护服务的市场化、商品化的程度不高、照护服务人才也较为短缺,导致照护服务费用偏高,家庭选择正式照护的意愿不高。结合目前我国主流的照护方式仍是非正式照护这一背景,改善非正式照护服务提供者境况,开发潜在照护者对于推进照护服务市场化、商品化,增加照护服务市场供给而言至关重要。为此,需要:第一,建立和完善"喘息制度",改善非正式照护服务提供者待遇。一方面,可通过为照护者提供心理支持,增加交流的机会,减轻照护者的照料压力;另一方面,通过建立和完善相关制度,可以体现国家、政府对于此问题的关注,传达对于非正式照护服务提供者的关心,释放政策善意,使公众更加关注、理解照护服务提供者的处境,引导公众对于失能老人、正式照护的正

确认知。第二,建立服务供需平台,为非正式照护者提供更多市场机会。非正式照护的提供者在满足家中失能老人照护需求的同时也对如何照护老人、如何处理自身压力等问题有了更深的体会,这些实践经验的获得对于提高照护服务市场的质量,促进照护服务市场的规范化、高质量发展是非常重要的。依托照护服务供需平台,一方面,可以快速且有效地缓解照护市场人才短缺的现状,满足照护者的照护需求;另一方面,也可以将照护者所拥有的照料知识、技能最大化利用。第三,依托社区或社会公益组织,构建照护服务行动网络。将本社区的照护服务者和志愿者组织起来,由照护服务提供者为志愿者进行照护知识、技能等的培训,为照护市场提供更多可利用的照护服务提供者。

三、积极培育市场主体,繁荣照护服务市场

机构作为正式照护服务的主要承担者,为更好发挥机构在照护服务中的支撑作用,提出以下几点建议:首先,政府要加大对正式照护模式的宣传,提高居民接受意愿。市场经济的发展使得越来越多的商品和服务可以通过市场交易来完成。然而,由于传统观念的束缚,很多人对正式照护和由市场提供的养老服务有强烈的抵触情绪,甚至有老人宁愿死在自己家中,也不接受专业化照护来维持生命。"养儿防老""住养老院是因为子女不孝""住养老院会被人看不起"等观念是影响人们选择正式照护的一大重要因素。因此,政府要加大宣传力度,尤其是对农村居民的倡导,使大家正确认识正式照护和养老服务,提高居民的接受意愿。其次,在照护服务提供过程中一方面,要调动机构的积极性,通过简化审批、政策引导、给予优惠等方式鼓励机构发展照护服务,增加照护服务的市场供给;另一方面也要加强对照护服务质量的监管。通过明确正式服务提供者的资质门槛、行业建设标准、服务价格制定标准、从业者技能认定标准等,推动机构的有序、高质量发展。再次,由于部分照护服务所具有的公共产品属性,因此也需要政府通过政府购买等的方式来提高市场主体的积极性,采用政府统一采购等的方式来降低购买价格,从而使更多家庭可以享受到市场化的照护服务。

总之,失能老人的照护是家庭、社会不得不考虑的问题,通过减轻家庭经济资本、 挖掘家庭人力资本和培育市场主体等方式可在一定程度上促进正式照护的发展。但也 必须看到,在"家"文化、"孝"文化的背景下,有序推进照护服务市场化道阻且长。

参考文献

- [1] 艾丽.对我国机构养老模式的思考[J].人民论坛, 2013(11):154-155.
- [2] 白玥,李文婧,卢祖洵.社会卫生资源利用策略研究[J].中国卫生经济,2007(01):19-21.
- [3] 陈璐,文琬,刘鸿雁,王晖,杜旻.家庭老年照料经济价值及其影响因素——基于意愿调查法的研究[J].人口与经济,2021(01):68-81.
- [4] 陈宁,石人炳.中国高龄老人照料资源分布的变动趋势及照料满足度研究——基于 CLHLS2008-2018 年数据的实证分析[J].学习与实践,2020(07):102-113.
- [5] 陈卫,杜夏.中国高龄老人养老与生活状况的影响因素——对子女数量和性别作用的检验[J].中国人口科学,2002(06):51-57.
- [6] 陈新建,杨重玉.农户禀赋、风险偏好与农户新技术投入行为——基于广东水果种植农户的调查实证[J].科技管理研究,2015,35(17):131-135.
- [7] 陈瑜.上海市独居与非独居老人健康状况、社会支持与生活质量比较[J].中国老年学杂志,2017,37(24):6211-6214.
- [8] 程锐佳. 我国失能老人长期照护服务需求影响因素研究[D].北京交通大学, 2021.
- [9] 从晓.社会支持对老年人主观幸福感的影响研究[J].人口与社会,2022,38(06):32-43.
- [10]邓汉慧,谷应雯.老龄化背景下失能老人经济收入对正式照护选择的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版),2022,49(01):90-96.
- [11] 狄金华,韦宏耀,钟涨宝.农村子女的家庭禀赋与赡养行为研究——基于 CGSS2006 数据资料的分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2014,14(02):35-43.
- [12]董园星. 家庭禀赋对老人住院医疗服务利用的影响研究[D].中南财经政法大学, 2020.
- [13]杜鹏, 高云霞, 谢立黎.中国老年照护服务: 概念框架与发展路径[J].老龄科学研究, 2022, 10(09):1-10.
- [14]封婷,郑真真.老年人养老负担和家庭承载力指数研究[J].人口研究,2015,39(01):50-62.
- [15]符文豪. 家庭禀赋对金融资产配置的影响研究[D].天津工业大学, 2020.
- [16]高健,张东辉.个体迁移、家庭迁移与定居城市:农民工迁移模式的影响因素分析[J]. 统计与决策,2016(04):99-102.

- [17]谷应雯,尚越.中国失能老人照护模式选择及其影响因素分析——基于非正式照护与正式照护的关系[J].卫生经济研究,2021,38(01):54-57.
- [18]郭丛斌, 闵维方.家庭经济和文化资本对子女教育机会获得的影响[J].高等教育研究, 2006(11):11-24.
- [19]郭志刚.中国高龄老人的居住方式及其影响因素[J].人口研究,2002(01):37-42.
- [20]侯石安.初始禀赋差异、农业补贴与农地流转选择——全国 8 省 30 村的微观实证 分析[J].中国农业科学,2012,45(21):4508-4516.
- [21] 胡宏伟,李延宇.中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究[J].中国人口科学,2021,204(03):98-111+128.
- [22]黄枫, 傅伟.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[J]. 南开经济研究, 2017(01):136-152.
- [23]黄燕芬,张超,田盛丹.人口年龄结构和住房价格对城镇居民家庭消费的影响机理[J]. 人口研究,2019,43(04):17-35.
- [24]加里·贝克尔. 家庭论[M].王献生等译.北京: 商务印书馆, 1991.
- [25]姜向群,刘妮娜.老年人长期照料模式选择的影响因素研究[J].人口学刊,2014,36(01):16-23.
- [26]焦亚波.上海市老年人养老意愿及其影响因素[J].中国老年学杂志,2010,30(19):2816-2818.
- [27]孔祥智,方松海,庞晓鹏,马九杰.西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析 [C]//.促进农民增收的技术经济问题研究——中国农业技术经济研究会 2004 年学术研讨会论文集.,2004:85-100.
- [28]李明,李士雪.中国失能老年人口长期照护服务体系的发展策略[J].山东社会科学, 2014(05):95-99.
- [29]林善浪,王健,张锋.劳动力转移行为对土地流转意愿影响的实证研究[J].中国土地科学,2010,24(02):19-23.
- [30]刘二鹏, 张奇林, 韩天阔.照料经济学研究进展[J].经济学动态, 2019(08):99-115.
- [31]刘妮娜,郭月青.中国城乡老年人照料方式的变化及影响因素研究——以社会资本为视角[J].中国农业大学学报(社会科学版),2016,33(01):126-136.
- [32]刘雯薇.非正式照护对正式照护的补偿和替代效应及其政策启示——基于 CLHLS 的实证数据分析[J].西北人口, 2021, 42(02):117-126.
- [33]刘西国,刘晓慧.基于家庭禀赋的失能老人照护模式偏好研究[J].人口与经济, 2018(03):56-66.
- [34]罗家德,方震平.社区社会资本的衡量——一个引入社会网观点的衡量方法[J].江

- 苏社会科学, 2014(01):114-124.
- [35]彭希哲,宋靓珺,黄剑焜.中国失能老人长期照护服务使用的影响因素分析——基于安德森健康行为模型的实证研究[J].人口研究,2017,41(04):46-59.
- [36]萨支红,马铭悦,刘思琪.北京市失能老人长期照护意愿及其影响因素研究[J].社会治理,2019(11):59-67.
- [37]邵洲洲,吴开亚.中国家庭承载力:指数体系构建及测评[J].南方人口,2018,33(04):15-24.
- [38]沈凯俊,周祥,王雪辉,彭希哲.老年人的家庭禀赋对其居住安排的影响及其机制分析[J].人口与经济,2023(02):94-110.
- [39]石智雷,杨云彦.家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流[J].社会学研究,2012,27(03):157-181+245.
- [40]宋辉. 农村失能老人照护模式选择意愿及其影响因素分析[D].山东农业大学, 2021.
- [41]孙战文. 农民工家庭迁移决策与迁移行为研究[D].山东农业大学, 2013.
- [42]王增文.社会保障收入对老年人护理服务利用率的影响[J].中国人口科学, 2017(03):70-80+127.
- [43]吴依林.失能老人长期照护方式选择的影响因素研究——基于 2018 年中国老年健康调查(CLHLS)数据[J].社会福利(理论版), 2021(02):47-50.
- [44]奚美君,朱娇,聂倩.家庭禀赋与社会融合的代际差异——基于嘉兴市流动人口的调查[J].未来与发展,2017,41(02):67-71.
- [45]肖利允,徐翠,吴培香.失能老年人照护需求及照护模式的研究进展[J].护理学杂志,2020,35(2):103-106.
- [46]颜色,朱国钟."房奴效应"还是"财富效应"?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J].管理世界,2013(03):34-47.
- [47] 杨海生, 罗党论, 陈少凌. 资源禀赋、官员交流与经济增长[J]. 管理世界,2010(05):17-26.
- [48] 杨胜利,姚健,苏寒云.家庭资本与子代职业地位获得:教育的中介效应分析[J]. 西北人口,2021,42(01):70-84.
- [49]杨云彦,石智雷.家庭禀赋对农民外出务工行为的影响[J].中国人口科学,2008(05):66-72+96.
- [50]尹尚菁.中国老年人长期照护需求研究[D].中国人民大学, 2011.
- [51] 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(03):923-948.

- [52]于勇,喻明.农民家庭禀赋、社会保障与三孩生育意愿——基于 2017 年中国综合社会调查数据的实证研究[J].南方人口,2022,37(02):70-80.
- [53]张雅淋,孙聪,姚玲珍.越负债,越消费?——住房债务与一般债务对家庭消费的影响 [J].经济管理,2019,41(12):40-56.
- [54]张文宏.中国社会网络与社会资本研究 30 年(上)[J].江海学刊, 2011(2):104-112
- [55]赵怀娟,刘玥.多元复合与福利治理:老年人长期照护服务供给探析[J].老龄科学研究,2016,4(01):45-51.
- [56]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.
- [57]郑雄飞.一种伙伴关系的建构:我国老年人长期照护问题研究[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2012,44(03):135-142+156.
- [58]钟仁耀,孙昕."老漂族"的类型差异及其影响因素研究——基于"认知-行为"双维度框架[J].东北大学学报(社会科学版),2022,24(01):70-78.
- [59]周玉芳.武汉市失能老人照料方式选择的个人资本影响因素及对策[J].中国老年学杂志,2014,34(18):5221-5222.
- [60]朱泓旭,王玉环,周佳,张梦梦,黄伟.新疆牧业地区居家失能老年人不同家庭禀赋的照护质量[J].中国老年学杂志,2021,41(24):5758-5761.
- [61]朱震宇.中国长期照护服务政策演变与发展逻辑[J].中国卫生政策研究,2019,12(10):15-22.
- [62]左冬梅,李树茁,宋璐.中国农村老年人养老院居住意愿的影响因素研究[J].人口学刊,2011(01):11-24.
- [63] Becker, G. A Theory of the Allocation of Time[J]. Economic Journal, 1965, 75:493-517.
- [64] Bernheim, B.D, Shleifer, A., Summers, L.H. The Strategic Bequest Motive.[J]. Journal of Political Economy, 1985, 93 (6):1045-1076.
- [65] Bourdieu, Pierre, Richardson J. The Forms of Capital[J]. Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education, Westport, CT: Greenwood Press, 1986, 241-258.
- [66] Bradley E H, Mcgraw S A, Curry L, et al. Expanding the Andersen model: the role of psychosocial factors in long-term care use[J]. Health Services Research, 2010, 37(5):1221-1242.
- [67]Broe G A,Grayson D A,Waite L M, et al. Determinants of Service Use Among the Elderly: the Sydne Older Persons Study[J]. Australasian Journal on Ageing, 2002, 21:

- 61-66.
- [68] Carrera F, et al. Long-Term Care Systems in Comparative Perspective: Care Needs Informal and Formal Coverage and Social Impacts in European Countries [M]. New York: Springer, 2013.
- [69] Chappell N L. Aging and Social Care:In Handbook of Aging and the Social Science[J]. New York:Academic Press, 1990.
- [70] Chiappori P A . Collective' Models of Houshold Behavior: The Sharing Rule Approach[J]. DELTA Working Papers, 1992.
- [71] Fau Effinger B. Welfare state policies and the development of care arrangements [J]. European societies, 2005,7(2):321-347.
- [72] Gopi Shah Goda, Ezra Golberstein, David C.Grabowski. Income and the utilization of long-term care services: Evidence from the Social Security benefit notch[J]. Journal of health economics, 2011, 30(4): 719-729.
- [73] Krane R A, Kane R L, Long-term care: principles, programs and policies [M]. New York: Springer Pub. Co, 1987:22-25.
- [74] Liu, L; Dong, X. and Zheng, X. Parental Care and Married Women's Labor Supply: Evidence from Urban China[J]. Feminist Economics, 2010, 16 (3):169-192.
- [75]M P Lawton, E M Brody. Assessment of older people: self-maintaining and instrumental Activities of daily living[J]. Materials Science Forum, 1969, (3).
- [76] Ma, S., F. Wen. Who Coresides With Parents? An Analysis Based on Sibling Comparative Advantage [J]. Demography, 2016, 53(3): 623-647.
- [77] Meinow B, Kareholt I, Parker M G, et al. Complex health problems in the oldest old in Sweden 1992–2002[J]. European Journal of Ageing, 2006, 3(2):98-106.
- [78]OECD. The OECD Health Project: Long-Term Care for Older People[M]. OECD Publishing, 2005.
- [79]S Katz, Amasa B Ford, Roland W, Moskowitzet al. Studies of Illness in the Aged: The Index of ADL: A Standardized Measure of Biological and Psychosocial Function [J]. Jama the Journal of the American Medical Association,1963,185(12): 914-919.
- [80] Sergi Jiménez-Martín, Prieto C V . The trade-off between formal and informal care in Spain[J]. European Journal of Health Economics, 2012(4).
- [81] Van Houtven, C. H., E. C. Norton. Informal Care and Health Care Use of Older Adults[J]. Journal of Health Economics, 2004, 23(6), 1159-1180.

- [82] WHO Study Group. Home -Based Long-Term Care[R]. WHO Technical Report Serie s 898. 2000, Geneva: World Health Organization.
- [83] Yuping Tsai. Social Security Income and the Utilization of Home Care: Evidence from the Social Security Notch[J]. Journal of Health Economics, 2015, 43:45-55.