

密级:

论文编号:



中国农业科学院

学位论文

农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康 福利影响研究

博士研究生: 张驰

学 号: 82101171236

指 导 教 师: 吕开宇 研究员

申请学位类别: 管理学博士

专 业: 农业经济管理

研 究 方 向: 农业经济理论与政策

培 养 单 位: 农业经济与发展研究所

研究生院

2020 年 6 月

密级：

论文编号：



中国农业科学院

学位论文

农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康 福利影响研究

博 士 研 究 生：张驰

学 号：82101171236

指 导 教 师：吕开宇 研究员

申 请 学 位 类 别：管理学博士

专 业：农业经济管理

研 究 方 向：农业经济理论与政策

培 养 单 位：农业经济与发展研究所

研究生院

2020 年 6 月

Secrecy:

No.

Chinese Academy of Agricultural Sciences Thesis

The Impact of Rural Labor Migration on Adult Children's Support Behavior and Parents' Health

Candidate : **ZHANG Chi**

Student ID: **82101171236**

Supervisor : **Professor LYU Kaiyu**

Degree Type : **Doctor of Philosophy in
Agricultural Economics and
Management**

Major : **Agricultural Economics and
Management**

Research Field: **Agricultural Economic Theory
and Policy**

Institution: **Institute of Agricultural
Economics and Development
Graduate School**

June 2020

中国农业科学院

博士学位论文评阅人、答辩委员会签名表

论文题目		农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利影响研究				
论文作者		张 驰	专 业	农业经济管理	研究方向	农业经济理论与政策
指导教师		吕开宇 研究员		培养单位（研究所、中心）		农业经济与发展研究所
姓名		职称	硕（博） 导师	单 位	专 业	签 名
评 阅 人			硕导 ☐ 博导 ☐			
			硕导 ☐ 博导 ☐			
			硕导 ☐ 博导 ☐			
答 辩 主 席	仇焕广	教授	硕导 ☐ 博导 ☒	中国人民大学	农业经济	仇焕广
答 辩 委 员	陈志钢	教授	硕导 ☐ 博导 ☒	浙江大学	农业经济	陈志钢
	白军飞	教授	硕导 ☐ 博导 ☒	中国农业大学	农业经济	白军飞
	司伟	教授	硕导 ☐ 博导 ☒	中国农业大学	农业经济	司伟
	张海森	教授	硕导 ☐ 博导 ☒	对外经济贸易大学	应用经济	张海森
	吕新业	研究员	硕导 ☐ 博导 ☒	中国农业科学院	农业经济	吕新业
	董晓霞	研究员	硕导 ☐ 博导 ☒	中国农业科学院	农业经济	董晓霞
会议记录（秘书）			程晓宇			
论文答辩时间地点			2020 年 5 月 26 日 农经所 235 会议室			

独 创 性 声 明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得中国农业科学院或其它教育机构的学位或证书而使用过的材料。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

研究生签名：张弛

时间：2020年5月29日

关于论文使用授权的声明

本人完全了解中国农业科学院有关保留、使用学位论文的规定，即：中国农业科学院有权保留送交论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文。同意中国农业科学院可以用不同方式在不同媒体上发表、传播学位论文的全部或部分内容。

研究生签名：张弛

时间：2020年5月29日

导师签名：吕开宇

时间：2020年5月29日

摘 要

改革开放以来,中国农村劳动力持续向城镇和非农部门转移,形成了人类历史和平时期最大规模的人口迁移。这在推动中国经济快速增长和发展的同时,也对农村家庭养老格局产生了深远影响。一是,中国农村劳动力转移呈现出“不完整性”特征,即大量农村父母并未随子女迁移至城镇,而是留守在农村地区,这导致赡养主体和客体被迫分离,不可避免地影响着子女赡养行为和父母养老质量。二是,农村劳动力转移呈现出“男多女少”的性别差异,这对农村家庭子女“儿主女辅”的传统赡养模式提出了挑战。不难预测,原先儿子承担更多的赡养责任,但在他们外出就业后,家庭赡养负担特别是照料负担会进一步加重,儿子和女儿赡养分工可能发生调整,“儿主女辅”的养老模式也将因此而发生改变。三是,随着现代通讯设施设备在农村地区广泛普及,代际间的通讯联系更加普遍,外出子女对父母的情感关怀不再局限于面对面的交流,子女精神赡养行为也将发生变化,父母的精神生活与健康福利也会受到影响。因此,在农村青壮年人口大幅外流,现代通讯技术快速普及的背景下,研究农村家庭养老支持格局的变化及其影响,不仅有助于系统了解农村家庭养老格局的变迁,深刻认识家庭养老的优势与不足,还能为未来优化家庭和社会两种养老资源配置,缓解农村家庭养老压力,提升农村中老年人健康水平和生命质量提供科学决策依据。

本文在家庭经济学相关理论的基础上,通过全国代表性微观调查数据,从理论和实证两方面深入、系统地分析农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响,重点关注现代通讯技术在农村家庭养老中扮演的角色和发挥的作用,并提出了优化农村家庭和社会两种养老资源配置的政策建议。具体地,首先从子女赡养行为角度,全面分析农村劳动力转移对子女赡养行为的影响,重点关注外出就业子女在养老支持上经济投入和时间投入的调整,以及现代通讯技术快速发展背景下,外出就业子女精神赡养行为的变化;其次,从性别差异视角,分析农村劳动力转移“男多女少”特征下,农村传统“儿主女辅”养老模式的变化趋势,即子女赡养行为的性别差异变化趋势;再次,从赡养行为变化影响效果的角度,探讨子女外出就业对父母身心健康的影响,并进一步剖析子女外出就业对父母身心健康的影响机制;最后,基于现代通讯技术快速发展的现实,从外出子女精神赡养行为变化的新视角,分析农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响。

研究发现:(1)农村家庭子女外出就业后的赡养行为发生了明显变化,与非外出子女相比,外出就业子女给父母的经济支持显著增多,但时间投入显著减少,即生活照料和面对面情感交流的时间均减弱,这在一定程度上反映出,外出就业子女在履行赡养责任时表现出用金钱投入替代时间投入的特征。(2)农村外出就业子女的精神赡养行为已经发生改变,虽然外出子女与父母面对面情感交流的频率在减少,但采用通讯手段交流的频率显著提升。(3)整体上,农村地区仍保留着“儿主女辅”的传统养老模式,即儿子的养老作用依旧大于女儿,但通过对不同代际子女赡养行为的分析发现,在改革开放后出生的新生代子女中“儿主女辅”模式已经改变,特别是在照料方面,新生代女儿的作用已经超过了新生代儿子。(4)总体上看,农村子女外出就业有利于改善父母身体健康,但对父母精神健康的影响并不明显;进一步对影响机制分析发现,子女外出就业通过“收入”和“时间分配”两条途径影响父母身心健康:子女外出就业一方面会增强对父母的经济支持,这对父母健康产生积极影响,另一方面使父母承担的劳动负担增加,获得的照料和

精神支持减少，这对父母健康产生消极影响。(5) 外出就业子女通讯联系能够改善父母精神健康水平，但进一步分析发现，通讯联系对父母精神健康的影响存在着显著的性别差异和年龄差异，对于精神疾病易发的农村女性和 60 岁以上的老龄群体而言，外出子女通讯联系能改善母亲精神健康，但未能明显改善老龄父母精神健康。这可能与老龄父母对现代通讯技术和设备，尤其是对智能手机和移动互联网的接受与使用能力较弱有关，导致了子女通讯联系的效果未得以体现。

基于研究结论，本文得出如下政策启示：首先，在农村劳动力转移大背景下，外出就业子女为父母提供的生活照料减少，这在加重家庭养老照料负担的同时，又对父母健康产生不利影响，需要社会养老提供有效补充。其次，虽然子女经济支持对维持父母精神健康发挥着重要作用，但它并不能完全有效替代子女精神支持的作用，并且在农村中老年人精神健康问题日益凸显的背景下，农村家庭子女和社会养老体系应更加关注并改善农村父母尤其是老龄父母的精神健康状况；最后，现代通讯技术正改变着代际间的情感交流方式，并且采用通讯方式的情感交流能够改善父母的精神健康水平，未来农村养老政策的制定应关注通讯技术变革所引致的农村养老方式变化，并注重年龄因素与智能通讯技术适应能力相关的事实。根据研究启示，本文最终提出三点政策建议：第一，完善农村社会养老公共服务体系，借助社会养老资源弥补家庭养老缺位，提升农村养老质量；第二，加强农村精神文明建设，突出子女精神赡养作用，发挥家庭养老独特优势；第三，鼓励企业研发适用于农村老人养老的移动通讯设备及相关产品，增强农村老人对智能通讯技术的适应能力。

关键词：农村劳动力转移，子女赡养，父母健康，精神赡养，信息通讯技术

Abstract

Since the economic reform, China's rural labor has continuously migrated to the urban and non-agricultural sectors, forming the largest population migration in peacetime in human history. While promoting China's economic growth and development, this also has a far-reaching impact on the rural family support pattern. Firstly, the migration is "incomplete", that is, many rural parents do not migrate with their children, but stayed in rural areas, which led to the separation of the subjects and the objects of support. Therefore, it inevitably affects children's support behavior and their parents' health. Secondly, the rural labor migration shows a gender difference of "more men than women", there is also a gender difference of "sons dominant, daughters assist" in support behavior of rural families. It is not difficult to predict that after the son who should have taken more support tasks goes out to work, the burden of support especially care for the elderly, will increase. Therefore, the support assignment between sons and daughters may be rearranged, and the traditional mode of support, "sons dominant, daughters assist" will also be changed. Thirdly, with the rapid popularization of modern information and communications technologies (ICT) in rural areas, inter-generational communication has become more frequent in rural households with ICT. Children's emotional care for parents is no longer limited to face-to-face communication. Children's mental support behavior may have changed, and their parents' spiritual life and welfare will also be affected. Therefore, under the background of a large migration of rural young people and the rapid development and popularization of ICT, studying the changes in the support pattern of the rural family and their impact will provide a better understanding of the changing laws of rural family support behavior and the advantages and disadvantages of family support. To provide scientific decision-making evidence for optimizing the allocation of family and government support resources, alleviating the pressure of rural households, and improving the health and quality of life of rural parents.

Based on the family economics theories, this study uses nationally representative micro-survey data to systematically analyze the impact of rural labor migration on adult children's support behavior and parents' health from both theoretical and empirical perspectives. Besides, this study also focuses on the role of ICT in rural family support. Finally, this study puts forward policy recommendations to optimize the allocation of family resources and government resources in rural areas. The main research contents are as follows. Firstly, from the perspective of children support behavior, this study comprehensively analyzes the impact of rural labor migration on children support behavior, focusing on the changes in economic investment and time investment in support for out-of-work children, and the changes in mental support behavior of out-of-work children in the context of the rapid development of ICT. Secondly, from the perspective of gender, this study analyzes the trend of the rural traditional "sons dominant, daughters assist" support model, that is, the gender differences in children support behaviors under the rural labor migration of "more man than women". Thirdly, from the perspective of the impact of changes in support behavior, this study explores the impact of children migrate behavior on parents' physical and mental health, and further analyzes the mechanism. Finally, based on the new perspective of the changes in the mental support behavior of migrated children under the background of the rapid development of ICT, this

study analyzes the impact of rural migrated children's communication with their parents on their parents' mental health.

There are five important findings in this study: (1) Support behaviors of rural families have changed significantly after migration. Compared with non-out-of-work children, out-of-work children's financial investment has increased significantly in support, but the time investment has decreased significantly. Their investment in living care and face-to-face emotional communication has decreased. This reflects that out-of-work children are using financial investment substitute time investment when conducting their support responsibilities. (2) The mental support behaviors of rural migrated children have changed. Although the frequency of face-to-face emotional communication between them and their parents is decreasing, the frequency of communication through ICT has increased significantly. (3) The traditional support model of "sons dominant, daughters assist" is still retained in rural areas, which means that the role of the son is still bigger than that of the daughter in supporting parents. This model has changed, especially about care. The role of the new-generation daughter has surpassed that of the son. (4) Rural out-of-work children are conducive to improving their parents' physical health but have no significant impact on parents' mental health. This study further analyzes the impact mechanism and finds two channels: "income effect" and "time allocation effect". On one hand, out-of-work children increase financial support for their parents, which has a positive effect on their parents' health. On the other hand, out-of-work children increase the burden of work of their parents, reduces care and mental support for their parents, which hurts their parents' health. (5) Out-of-work children's communication can improve parents' mental health, which has a significant difference in gender and age. For rural women and elderly groups, communication can improve mothers' mental health, but it can not significantly improve the mental health of elderly parents. This means that "New Era Family Letters" currently embedded in ICT has a certain positive effect on improving the mental health of rural parents, but it has a relatively limited effect on the rural elderly.

Based on the research conclusions, this thesis draws the following three policy implications: (1) Under the background of the rural labor migration, out-of-work children provide less living care for their parents, which not only increases the burden of family care but also adversely affects the health of the elderly. Government support needs to make targeted supplements. (2) Although children's financial support plays an important role in improving parents' mental health, it cannot completely substitute the role of mental support. And the mental health problems of middle-aged and elderly people in rural areas are becoming increasingly prominent. Rural family children and rural government support systems should pay more attention to and improve the mental health of rural parents, especially elderly parents. (3) ICT is changing the way of inter-generational emotional communication, and ICT-based emotional communication can improve parents' mental health. The formulation of future rural support policies should pay attention to the changes in rural support methods caused by communication technology. And pay attention to the fact that the age factor is related to the adaptability of intelligent communication technology. According to the implications, this thesis has three policy recommendations: (1) Improve the public service system for the elderly in rural areas, make use of government support resources to make up for the lack of family support

to improve the quality of rural support. (2) Strengthen the construction of spiritual civilization in rural areas, highlight the role of children's mental support, give play to the unique advantages of family support. (3) Encourage enterprises to develop mobile communication equipment or products suitable for the elderly in rural areas to enhance the rural elderly's adaptability to ICT.

Keywords: Rural labor migration, Children support for parents, Parents' health, Mental support, Information communication technology

目 录

第一章 绪论	1
1.1 问题的提出与研究意义.....	1
1.1.1 问题的提出.....	1
1.1.2 研究意义	3
1.2 文献综述	3
1.2.1 农村子女外出就业对其赡养行为的影响研究.....	3
1.2.2 农村家庭子女赡养行为的性别差异研究.....	4
1.2.3 农村子女外出就业对父母健康的影响研究.....	5
1.2.4 评述	6
1.3 研究目标与研究内容.....	7
1.3.1 研究目标	7
1.3.2 研究内容	8
1.4 研究思路与研究方法.....	9
1.4.1 研究思路	9
1.4.2 研究方法	12
1.5 数据来源与说明	12
1.6 可能的创新点与研究不足.....	13
第二章 理论基础与分析框架.....	16
2.1 核心概念界定	16
2.1.1 农村劳动力转移与外出就业劳动力.....	16
2.1.2 农村留守老人.....	16
2.1.3 家庭养老与子女赡养.....	17
2.2 家庭经济学中的相关理论.....	17

2.1.1 家庭中的生产与时间分配.....	17
2.1.2 家庭中的利他主义.....	21
2.1.3 健康资本理论.....	24
2.3 理论分析框架	27
第三章 农村劳动力转移对子女赡养行为的影响.....	30
3.1 劳动力转移影响子女赡养行为的理论机制.....	30
3.2 数据、变量与描述性分析.....	31
3.2.1 数据说明	31
3.2.2 主要变量及其设定.....	31
3.2.3 外出子女与非外出子女的特征及赡养行为差异的描述性分析	33
3.3 实证分析与结果	35
3.3.1 计量模型与估计方法.....	35
3.3.2 外出就业子女赡养行为变化：经济支持 VS 生活照料.....	36
3.3.3 外出就业子女的精神赡养行为.....	38
3.3.4 稳健性检验.....	40
（一）样本调整	40
（二）模型设定调整.....	42
（三）倾向得分匹配法.....	44
3.4 本章小结	47
第四章 农村家庭子女赡养行为的性别差异.....	48
4.1 研究背景	48
4.2 分析框架与研究假说.....	50
4.2.1 子女赡养行为的性别差异与代际差异.....	50
4.2.2 影响赡养行为性别差异变化的机制分析	50
4.3 儿子和女儿的特征及赡养行为差异的描述性分析	51
4.4 代际视角下子女赡养行为性别差异的实证分析.....	54

4.4.1 模型设定与估计方法.....	54
4.4.2 基础回归结果与分析.....	54
4.4.3 稳健性检验.....	60
4.5 影响赡养行为性别差异的机制分析.....	61
4.5.1 女性地位	61
4.5.2 家庭子女数量.....	62
4.5.3 传统性别观念.....	63
4.6 本章小结	65
第五章 农村家庭子女外出就业与父母健康.....	66
5.1 农村子女外出就业影响父母健康的理论机制.....	66
5.2 数据说明、变量设定与描述性统计.....	68
5.2.1 数据说明	68
5.2.2 主要变量及其设定.....	68
5.2.3 留守父母与非留守父母特征及健康状况的比较分析	71
5.3 子女外出就业对父母健康影响的总效应.....	73
5.3.1 计量模型与估计方法.....	73
5.3.2 基础回归结果.....	74
5.3.3 子女外出就业影响的异质性分析.....	79
5.4 子女外出就业总效应的中介机制：时间与金钱，孰轻孰重？	80
5.4.1 子女外出就业对父母经济支持和时间分配的影响.....	80
5.4.2 子女经济支持与隔代照料中介作用.....	82
5.5 本章小结	84
第六章 农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响.....	86
6.1 研究背景	86
6.2 基于 Grossman 健康需求模型的理论分析与实证模型.....	87
6.2.1 理论分析	87

6.2.2 实证模型	89
6.3 外出就业子女通讯联系与父母精神健康之间的关系	91
6.3.1 数据说明	91
6.3.2 描述性统计分析.....	91
6.4 外出就业子女影响父母精神健康的实证结果与讨论	94
6.4.1 基础回归	94
6.4.2 稳健性检验.....	96
(一) 精神健康衡量指标调整.....	96
(二) 通讯联系变量设定调整.....	98
(三) 内生性的进一步讨论.....	101
6.4.3 外出子女通讯联系影响的异质性分析.....	103
6.5 本章小结	106
第七章 研究结论、启示与政策建议.....	107
7.1 研究结论	107
7.2 研究启示与政策建议.....	108
参考文献	111
致 谢	120
作者简介	121

第一章 绪论

1.1 问题的提出与研究意义

1.1.1 问题的提出

“老有所依”“安享晚年”是老年人梦寐以求的生活状态，更是每一位辛勤劳作一生的农民所向往和追求的晚年生活目标，推行“健康老龄化”已成为全世界的共识(WHO, 2015)。党的十九大报告将“实施健康中国战略”提升为国家发展基本方略，该战略明确提出“积极应对人口老龄化，构建养老、孝老、敬老政策体系和社会环境”。然而，当前中国老龄化仍面临着诸多问题，其中农村养老问题尤为凸显。这主要是因为，与城镇相比，农村老龄化的程度更高，速度也更快^①，且农村社会养老保障体系尚未健全。在农村，以子女赡养为主的家庭养老仍是父母依赖的主要养老方式(左冬梅、李树苗，2010)。但是，伴随着城镇化、工业化推进，农村青壮年人口大量转移至城镇，更是进一步加剧了农村养老问题(贺聪志、叶敬忠，2009)。在农村老龄化加剧和劳动力持续转移的背景下，探讨农村家庭养老格局变化及其影响是推行积极老龄化、实现健康中国战略过程中一个极具重大现实意义的问题。

在中国，特别是农村地区，子女赡养父母具有悠久历史和深厚文化根基(费孝通，1983)，由此孕育的代际“反馈”模式是父母健康幸福安享晚年的重要依托，也成为世界认识中国孝道文化的一个重要标签(Chen and Silverstein, 2000; Zimmer and Kwong, 2003)。长久以来，受传统儒家孝道文化影响，中国农村家庭形成了以子女赡养为主的传统养老保障体系，也是中国特色的家庭制度之一。时至今日，孝道文化依旧具有强大的生命力，仍在规范和约束着子女的赡养行为。子女为父母提供的养老支持不仅局限于经济和物质层面，还包括时间上的支持，即对父母的生活照料和精神慰藉(穆光宗，2002)。对于父母健康而言，金钱和时间是两种必不可少的投入要素(Grossman, 1972; 刘国恩等，2004; 赵忠，2006)。在社会养老体系相对薄弱的农村地区，子女提供的经济支持、生活照料和精神慰藉在保障父母健康福利方面发挥的重要作用不言而喻。

然而，改革开放以来，中国农村劳动力持续转移，形成了人类历史上和平时最大规模的人口迁移(蔡昉，2018)，这在推动中国经济增长和发展的同时，也对农村家庭养老支持格局产生了深远影响。主要原因是，中国农村劳动力转移呈现出“不完整性”特征(刘畅等，2017)：受户籍制度及乡土观念等因素影响，大量农村父母并未随子女迁移至城镇，而是留守在了农村地区。这导致赡养主体和客体被迫分离，拉大了代际间的距离，子女为父母提供生活照料和精神慰藉变得更加困难。不过，劳动力转移使得传统家庭养老供给出现了明显的货币化趋势。子女外出就业通常可以获得更高的工资收入，他们赡养父母的经济能力有所提升，外出子女汇款作为一种代偿性供养资源，越来越成为维系子女与父母代际关系的重要方式(叶敬忠、贺聪志，2009)。但是，子女外出就业后，父母获得的时间支持可能减少，自

^① 2016年末，我国有约2.2亿60岁及以上的人口，全国平均老龄化水平为16.15%，其中，农村的老龄化率约为18.47%，城市的老龄化率约为14.34%。有关预测表明，到2050年农村65岁以上老人占总人口比例高达46.40%，相当于城镇2.1倍。

身的劳动负担和精神负担将会加重。由于空间距离上的限制,外出就业子女难免会有“鞭长莫及”“心有余而力不足”的无奈,父母的健康和生活质量必然受到影响(穆光宗,1999)。

虽然农村劳动力转移拉大了代际间的空间距离,但随着现代通讯技术的快速发展与普及,代际间的“情感距离”得以拉近。在通讯基础设施不断完善和“提速降费”政策实施等多重因素的共同作用下,手机及互联网在农村地区迅速普及。2017年农村家庭手机拥有率超过90%,互联网普及率达到62.19%^②。同时,大量通讯、社交软件开始盛行,通讯联系方式更加多样化。农村外出就业子女可以通过电话、语音视频等现代通讯手段,随时随地与父母进行情感交流,代际间通讯联系也变得更加普遍、频繁和深入。事实上,通讯联系历来在维系家庭亲情关系中扮演着重要角色。即便在通讯技术落后的古代和近代中国,远离父母的游子会通过书信形式,向远方的父母传达思念之情。而现代通讯技术的快速发展与普及,使得外出子女与父母通讯联系的手段更加方便、快捷,通讯联系正越来越成为代际间沟通的主要方式,外出子女对父母的情感关怀不再局限于面对面的交流。这不仅改变着子女的精神赡养行为,也将进一步影响着父母的精神生活与健康福利。

在农村现实社会中,子女的赡养行为还与他们的性别息息相关。受父系家庭制度影响,中国农村地区形成了带有明显性别差异的“儿主女辅”传统家庭养老模式(Yang, 1996; Xie and Zhu, 2010)。在这种制度安排下,儿子承担的赡养责任通常远大于女儿,相应地,儿子提供的养老支持也远高于女儿。另一方面,中国农村劳动力转移呈现出“男多女少”的性别差异特征。2018年年末中国外出农民工超过1.7亿人,其中男性占比接近70%,明显高于女性(国家统计局,2019)。不难预测,原本承担更多赡养任务的儿子外出就业后,将会加重家庭养老负担特别是照料负担。这很可能导致原本应该由外出就业的儿子承担的养老任务向女儿转移,女儿付出的养老支持尤其是照料支持可能增加。也就是说,面对日益加重的家庭养老负担,农村家庭中儿子和女儿的养老分工将发生调整,女儿养老作用可能有所提升。由此可见,子女外出就业在改变其自身赡养行为的同时,也可能对农村家庭传统的“儿主女辅”养老模式产生影响。

为系统考察劳动力转移背景下农村家庭养老格局变化及其影响,本文重点回答以下四方面问题:第一,农村劳动力转移会对子女赡养行为产生怎样的影响,外出就业子女会如何调整其赡养父母的经济投入和时间投入?伴随着现代通讯技术的快速发展与普及,外出就业子女的精神赡养行为是否会发生改变?第二,农村劳动力转移呈现出“男多女少”的性别差异,这会给同样带有性别差异特征的“儿主女辅”养老模式带来怎样的影响,这种传统模式又将呈现出怎样的变化趋势呢?第三,农村家庭中子女外出就业行为会对父母身心健康产生怎样的影响?子女外出就业影响父母健康的机制又是什么?第四,外出子女采用通讯方式的精神慰藉能否弥补当面情感交流缺失对父母精神健康的负面影响,从而起到改善父母精神健康的作用呢?为回答上述问题,本文基于家庭经济学视角,采用具有全国代表性的微观调查数据,从理论和实证两方面深入分析农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响,探讨现代通讯技术在农村家庭养老中的重要作用,并根据理论和实证分析结果,提出优化农村家庭和社会养老资源配置的政策建议。

^② 数据来源:上海财经大学2018年6月28日发布的《2017中国农村互联网应用报告》,
<http://news.sufe.edu.cn/61/f4/c181a90612/page.htm>。

1.1.2 研究意义

随着农村老龄化进一步加剧,以及青壮年劳动力持续转移,系统刻画劳动力转移背景下农村家庭养老支持格局变化及其影响,将具有重要的理论价值和实践意义。

在学术方面,本文立足中国农村现实,从家庭经济学视角出发,运用相关理论和计量经济分析方法,系统探讨了农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响,能为已有学术研究做出理论逻辑和研究方法上的补充;文中关注现代通讯技术快速普及背景下子女精神赡养行为变化及其对父母健康的改善作用,这不仅能够填补相关领域的学术空白,而且能够有效评估现代通讯技术在农村家庭养老中扮演的角色和发挥的作用。

在实践方面,本文研究有助于深入了解中国农村家庭养老制度的变迁规律,深刻认识家庭养老的优势与不足,从而为优化家庭和社会养老资源配置,缓解农村家庭养老压力,提升农村中老年人健康水平和生命质量提供科学决策的依据。对于农村家庭而言,本文研究可以指导子女以更有效的方式为父母提供养老支持,从而在现有条件下尽可能提升父母养老质量;对于农村社会养老体系建设而言,本研究可以指导社会养老体系为农村养老做出有效的、有针对性的补充,因为只有在深刻认识农村劳动力转移对家庭养老的影响,以及家庭养老的优势与不足的基础上,才能实现社会养老资源的有效补充及家庭养老资源和社会养老资源的有机协调。

1.2 文献综述

1.2.1 农村子女外出就业对其赡养行为的影响研究

在 20 世纪,许多发展中国家经历着大规模的人口迁徙(Guo et al., 2009)。在二元经济结构的作用下,大量农村青壮年劳动力从农村转移到城市地区,这极大地改变了许多发展中国家的人口结构和家庭结构(Boyle, 2003)。与发达国家不同的是,发展中国家特别是其农村地区的社会养老保障体系不健全,子女赡养仍是父母养老的重要方式(Zimmer and Martin, 2007)。然而,大规模的农村劳动力转移破坏了原有的子女赡养安排,影响着外出务工子女的赡养行为(Guo et al., 2009)。因此,发展中国家农村成年子女迁移流动对子女赡养行为的影响成为了学术界关注的重要议题。

Zuniga 和 Hernandez (1994) 针对墨西哥的研究发现,子女外出就业后为父母提供的经济支持增多,对于父母而言,子女的经济支持是必不可少的,子女经济支持不仅可以缓解父母的经济压力,还可以提高父母的医疗水平,因此墨西哥的父母有时会鼓励子女外出就业。Zimmer 和 Knodel (2013) 针对柬埔寨的研究同样发现,迁移的成年子女会采取汇款的形式为父母提供经济支持,但是汇款的额度并不大,即便子女给父母的大额汇款不常见,但与非迁移的子女相比,迁移的子女更有可能为父母提供大额汇款。也有学者关注了迁移子女的照料行为,Hugo (2002) 针对印度尼西亚的研究发现,子女迁移对老年人的生活照料产生负面影响,导致家庭照料人数减少,降低了父母的养老质量。

中国大规模的农村劳动力转移开始于 20 世纪 80 年代初期,国内学者关于农村劳动力

转移对子女赡养行为影响的研究起步相对较晚（杜鹏等，2004）。与其他发展中国家不同，中国自古以来重视子女对父母的养老支持，并且子女养老支持涉及到父母生活的方方面面，不仅包括经济上的支持，还包括时间和情感上的投入。有关中国农村家庭养老的研究中，学者们对子女的养老功能基本达成了共识，即包括经济供给、生活照料与精神慰藉三方面（夏传玲、麻凤利，1995；穆光宗，2002；Engelhardt et al., 2005；谢桂华，2009；于长永等，2017）。农村劳动力转移对子女上述三方面的赡养行为都会有所影响。

在经济支持方面，与其他发展中国家相关研究的结论相同，中国农村家庭子女外出就业后同样也会提高其对父母的经济供养力度（姚从容、余沪荣，2005；宋璐、李树茁，2008）。但不同的是，中国外出就业的农民向家人汇款的比例更高，额度也更大。李强（2001）通过对四川 15 个区县农村移民和外出农民工的家庭调查研究表明，超过 70% 的外出务工人员会给家中寄钱；从汇款占收入的比例看，有 50% 的外出务工人员会将自己收入的 40% 以上汇给留守在农村的家人。

城乡人口流动对家庭养老功能的影响是双重的，在增强经济支持力度的同时，也可能造成家庭照料资源的减少（姚远，2001）。那么，在生活照料和精神慰藉方面，孙鹃娟（2006）认为，由于居住空间上的分离，导致外出务工子女为农村留守父母提供生活照料变得困难；另外，青壮年劳动力外出务工也使得留守父母不得不承担更繁重的农业生产劳动和家务劳动负担。杜鹏等（2004）的微观调查研究同样发现，留守老人的劳动负担有所加重，并在照料和精神慰藉方面，面临着一些新的困难。宋璐和李树茁（2008）指出，外出务工明显降低了子女为父母提供更多生活照料的可能性，这是因为生活照料受时间和空间可及性限制。子女到城镇从事非农业工作，他们的工作时间更加固定，工作时间也相对更长，因此从事非农工作使子女照料老人和家庭的时间缩短，为父母提供更多生活照料的可能性下降。

1.2.2 农村家庭子女赡养行为的性别差异研究

众所周知，受父系家庭制度影响，中国农村地区已形成不重视女儿的“养儿防老”这一传统家庭养老模式（Yang, 1996；Xie and Zhu, 2010；朱明宝、杨云彦，2016）。因为女儿是“泼出去的水”，这使得父系家庭制度下儿子和女儿承担着截然不同的赡养责任。同时，父系家庭制度也规定儿子是家庭财产的继承者，需要为父母提供根本性的老年支持，在养老中处于核心地位。而女儿出嫁“从夫”，既没有继承娘家财产的权利，也无需承担正式的养老责任（Yang, 1996；Mason, 1992）。长此以往，农村家庭便形成了儿子承担主要养老责任，女儿则是提供道德或情感式的辅助养老（李树茁等，2003；Xie and Zhu, 2010）。

家庭养老中子女养老作用的性别差异得到了国内外学者的广泛关注。有关欧美发达国家的研究发现，在赡养父母时，儿子更多地提供经济支持，女儿更多地提供生活照料（Horowitz, 1985；Soldo et al., 1990；Dwyer and Coward, 1991）。由于中西方不同的文化传统，导致西方学者对东亚地区成年子女“反馈”父母的行为拥有极大地兴趣（Greenhalgh, 1985；Ogawa and Retherford, 1997；Ofstedal et al., 1999）。他们经研究指出，长期受父系家庭制度影响，东南亚地区形成了儿子承担主要养老责任，女儿仅提供辅助性养老支持的传统家庭养老模式（Lee et al., 1994；Ofstedal et al., 1999；Lin et al., 2003）。Lee et al.（1994）和 Lin et al.（2003）采用台湾地区的家庭微观调查数据，实证分析了儿子和女儿在对父母生活照料（日常生活帮

助、家务琐事)和财物支持(经济支持、物质支持)两方面中的作用差异,研究表明在东亚地区特有的传统父系家庭文化影响下,女儿在经济支持和生活照料两个方面的作用均远不如儿子,

然而,在现代化进程中,东亚地区传统的家庭养老制度正在发生改变。一项对日本的研究发现,家庭养老方式已由传统的“养儿防老”转变为“养儿防老”与“养女防老”并重的局面(转引自朱安新、高熔,2016)。中国经济发展程度较高的城市也出现这一现象,有学者通过对中国城市收集到的微观数据分析,指出当前中国城市中女儿的养老作用已经超过儿子(Xie and Zhu, 2010; 许琪, 2015)。

而对于中国农村地区,有研究指出子女赡养父母的行为仍保留“养儿防老”的特征,但是儿子和女儿养老的性别差异呈减小趋势(宋璐、李树茁, 2008; 唐灿等, 2009; 张翠娥、杨政怡, 2013)。许琪(2015)采用2010年中国家庭追踪调查数据,对比分析了城市与农村子女赡养行为性别差异的异同,研究发现,在控制居住模式后,城市家庭中女儿的养老作用超过了儿子,但农村家庭中儿子的养老作用依旧大于女儿。还有研究通过农村案例的分析发现,农村家庭子女养老作用的性别差异在缩小,但女儿养老作用仍然低于儿子(唐灿等, 2009; 于光君, 2018)。对此,也有研究对女儿养老的发生机制进行解释。从伦理和公平的角度来说,女儿的赡养是基于情感动机,是积极、自愿、非正式的给予,而非儿子的“养”是对父母曾经抚养的经济交换(唐灿等, 2009; 高华, 2011; 杨国才、杨金东, 2013)。

1.2.3 农村子女外出就业对父母健康的影响研究

由于人口老龄化超前于现代化,许多发展中国家面临着“未富先老”和“未备先老”的窘境。一方面,在这些国家中特别是社会养老体系不健全的农村地区,子女是父母养老的重要工具(Kuhn et al., 2011; Böhme et al., 2015);另一方面,由于二元经济结构的存在,农村大量青壮年劳动力外流,拉大了其与父母的空间距离,为父母提供照料和情感交流逐渐变得困难(Joseph and Phillips, 1999)。由此引发的农村留守父母养老问题引起了学术界的广泛关注,其中,健康经济学领域的学者探讨了子女外出行为对留守父母身心健康的影响。

现有相关文献主要集中在两方面,一是对子女外出对父母身心健康总体效应的评价,二是就如何影响父母身心健康的机制进行探讨与分析。在父母健康总体评价方面,部分学者关注了劳动力跨国转移对父母健康的影响,Antman(2016)采用工具变量消除了由于子女移民与父母健康反向因果而产生的内生性,研究发现孩子移民至美国会导致墨西哥老年父母的自评健康状况更差,并且还会使父母的心理状态更糟糕。Böhme et al.(2015)对摩尔多瓦子女移民至俄罗斯的家庭进行了研究,选取抑郁水平和认知能力来衡量父母的精神健康水平,并选取地区层面的工具变量来解决移民行为的内生性,结果并未发现子女移民显著影响父母精神健康,但是却显著降低了父母的身体健康。更多学者重点关注了发展中国家劳动力的内部流动对父母健康的影响,Adhikari et al.(2011)采用泰国全国样本的分析发现,农村子女外出加重了父母的失落感和孤独感,留守父母的精神健康状况因此受到显著的负向影响。而Abas(2009)同样针对泰国的研究却发现子女外出并不会影响农村留守父母的精神健康。不过这两项研究都未解决内生性问题,并不能准确推断出子女外出与父母精神健康间的因果关系。

有学者对上述问题提供了中国的经验证据,Song(2017)采用1997-2006年间四期中国

健康与营养调查(CHNS)数据的研究表明,农村子女外出会降低父母的自评健康水平,并且子女的长期外出会给父母的健康带来更为严重的负面影响。Ao et al. (2016)重点研究了农村子女外出对父母精神健康的影响,发现子女外出显著降低了父母的精神健康,还指出对于独生子女家庭、低收入家庭和年龄较大(60岁以上)父母的负面影响更大。杜鹏等(2004)、连玉君等(2015)、温兴祥等(2016)、舒玢玢和同钰莹(2017)的研究同样发现子女外出不利于农村留守父母的精神健康,而长期两地分离而导致的精神慰藉的缺失是父母精神健康状况变差的主要原因。不过也有学者的研究发现,子女外出对父母身心健康的总效应为正,也就是子女外出能改善父母的身心健康(王小龙、兰永生,2011;刘畅等,2017)。

由此可见,对留守父母身心健康总体评价的研究并未得出一致结论。除研究所用数据和研究方法不同外,研究结论存在分歧的另一个主要原因是,子女外出会通过多个途径影响父母健康,并且不同途径的影响方向可能相反,而忽略影响方向不同的机制,会导致总体评价结果的不一致(连玉君等,2015;刘畅等,2017)。

所以,有文献就子女外出影响父母身心健康的机制进行了探讨或验证。子女的养老功能包括经济支持、生活照料、精神慰藉三方面,相应地,学者们探讨了外出子女三方面赡养行为的变化如何影响父母的健康水平。在经济支持方面,研究表明,子女外出就业会增加对父母的经济供养投入,父母收入水平提高使其有机会改善健康投入,如饮食、休闲或医疗保障水平,这些健康投入可能同时影响生理和心理健康(Baldassar, 2007; Frank et al., 2009; Adhikari et al., 2011)。关于中国的经验研究发现,外出子女的经济支持作为一种收入转移对父母的精神健康有正向影响(刘畅,2017)。然而,外出子女可能增加对父母的经济支持,但由于空间距离的限制,为父母提供的生活照料却在减少,子女生活照料的缺失则不利于父母的精神健康(Hugo, 2002; 张文娟、李树茁,2005; Chang et al., 2011)。针对我国农村地区的统计分析和实证分析表明,有子女外出的家庭中,老年父母的农业劳动、家务劳动负担加重(孙鹃娟,2006; 李琴、宋月萍,2009)。左冬梅、李树茁(2011)的研究发现子女外迁加重了农村留守父母照料孙子女的负担,影响了老年人的健康福利。在精神慰藉方面,子女外出就业后与留守父母的情感交流减弱,拉大了代际间的情感距离,一方面父母担心外出子女,另一方面父母因子女不在身边而感到孤独,这给父母心理健康带来负面影响(Silverstein et al., 2006; Antman, 2010; 敖翔,2018)。宋月萍(2014)对比分析了农村外出子女经济支持和精神支持行为对留守父母健康的影响,选用外出子女与父母联系频率作为子女精神支持的衡量指标,研究发现子女精神支持显著改善了父母的精神健康,而子女经济支持并未显著改善父母的精神健康。这是为数不多的研究农村外出子女精神支持对父母精神健康影响的文献。但是该研究存在一些不足,一是仅是用“是否感到孤独”的二分变量作为精神健康的衡量指标,二是并没有考虑和解决计量模型中存在的内生性问题。

1.2.4 评述

已有相关研究为本文提供了良好的研究基础,但仍存在以下三方面不足:首先,现有文献多是实证分析或定性分析的研究,没有提升到经济学理论的高度来系统探讨农村劳动力转移影响子女赡养行为及父母健康的内在原理与机制。虽有学者基于微观经济视角进行了分析,但大多数研究一方面比较零散,缺乏系统性,另一方面还存在一些结论上的争议。

其次,在研究内容方面,一是已有文献更多关注子女经济支持和生活照料行为的变化及其对父母健康的影响,并未对子女精神赡养行为变化及影响给予足够重视,特别是在现代通讯技术快速普及的背景下,外出子女对父母的情感关怀不在局限于面对面的交流,手机和互联网的广泛使用极大便利了外出子女与留守父母的情感交流;二是,虽然已有研究已经指出,子女外出就业通过多条路径影响父母健康,但它们忽视了不同影响机制之间的相互影响,事实上,子女经济支持与父母时间分配之间还会相互影响,彼此削弱对方对健康的影响效果,而忽略两者间的相互影响则会限制对该问题的理解深度;三是,已有研究通常将农村家庭子女作为一个整体从静态和同质的角度来认识农村家庭“儿主女辅”养老模式的变化,而当前农村家庭子女群体已经出现分化,不同时代出生的子女的赡养行为可能已经发生变化,并且已有相关研究还缺乏对子女赡养行为性别差异变化的影响机制的系统探讨。

最后,在研究方法方面,已有实证研究并未充分讨论和解决计量模型中可能存在的内生性问题。一是,已有研究并未考虑外出就业行为变量与子女赡养行为变量间可能存在由“自选择”导致的内生性问题,原因是,如果子女因为自身的某些特点(如孝顺程度、与父母的关系等)决定外出就业,那么“外出就业”行为本身对其赡养行为的影响,就很难说是因果性的;二是,在分析子女赡养行为的性别差异时,已有研究忽略了可能因遗漏与子女性别相关变量而导致的内生性,除居住安排与子女性别相关外,父母为子女提供的支持通常也与子女性别相关,一般而言父母为儿子提供的支持要多于女儿,而已有研究忽视了后者的作用,因此可能产生估计偏误;三是,在分析外出子女通讯联系对父母健康的影响时,如果不考虑一些不随时间变化的、不可观测的个体异质性影响,如初始健康水平、健康素养、家庭健康遗传情况等,那么计量分析结果将会受到内生性干扰。

本文将针对以上三方面不足,做出相应改进,以期增加对该类问题的理解深度,同时提升研究结果的准确性和可靠性。

1.3 研究目标与研究内容

1.3.1 研究目标

本文旨在结合家庭经济学相关理论,运用基本的经济学方法系统刻画劳动力转移背景下农村家庭养老支持格局的变化及其影响,从子女和父母的微观视角,全面揭示农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响,进一步探索现代通讯技术在农村家庭养老中发挥的作用,在深刻认识农村家庭养老优势与不足的同时,为优化家庭和社会养老资源配置,缓解农村家庭养老压力,提升农村父母健康水平和生命质量提供科学决策的依据。

具体目标包括:(1)厘清农村家庭外出就业子女在赡养行为上的经济投入和时间投入变化;(2)揭示现代通讯技术的快速发展与普及背景下,外出就业子女的精神赡养行为变化;(3)判断农村劳动力外出“男多女少”特征下,农村家庭“儿主女辅”养老模式的变化趋势;(4)评估子女外出就业行为对父母健康的影响,并进一步剖析子女外出就业行为影响父母健康的机制;(5)探究农村外出子女通讯交流对父母精神健康的作用;(6)提出优化家庭和社会养老资源配置,实现社会养老资源的有效补充及家庭养老资源和社会养老资源的有机

协调,缓解农村家庭养老压力,提升农村父母健康水平和生命质量的政策建议。

1.3.2 研究内容

为实现上述目标,本文重点研究以下内容:

研究内容一:农村劳动力转移对子女赡养行为的影响

从经济支持、生活照料和精神慰藉三方面衡量子女赡养行为,全面分析农村劳动力转移对子女赡养行为的影响,重点关注外出就业子女在养老支持上经济投入和时间投入的调整,以及现代通讯技术快速发展背景下,外出子女精神赡养行为的变化。具体地,首先,基于家庭经济学中的利他主义、时间分配等理论,在理论层面分析子女外出就业行为影响其赡养行为的理论机制;其次,构建计量模型,在讨论和解决内生性的基础上,采用微观调查数据进行实证验证。

研究内容二:农村家庭子女赡养行为的性别差异

从性别差异视角,深入研究农村劳动力转移“男多女少”特征下,农村家庭传统的“儿主女辅”养老模式的变化趋势,即子女赡养行为的性别差异变化趋势;进一步探讨农村转型中的经济、人口、文化等因素对“儿主女辅”养老模式的影响。具体地,首先,在梳理已有相关文献的基础上,从理论层面分析农村家庭成年子女赡养行为的性别差异的变化趋势,并从女儿角度,探讨影响赡养行为性别差异变化的具体原因;其次,构建计量模型,在讨论和解决内生性的基础上,采用微观调查数据进行实证验证。

研究内容三:农村家庭子女外出就业对父母健康的影响

从赡养行为变化影响效果的角度,评价子女外出就业对父母健康影响的总效应,系统探讨外出子女在养老支持上经济投入和时间投入的调整如何影响父母健康。具体地,首先从理论层面系统探讨了子女外出就业影响父母健康的理论机制;然后采用微观调查数据,以农村地区中老年父母为研究对象,在消除子女外出就业选择行为的内生性后,评估子女外出就业对父母健康影响的总效应,进一步构建多步多重中介模型验证“收入”和“时间分配”的中介机制效应。

研究内容四:农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响

基于外出子女精神赡养行为变化的新视角,深入分析农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响,进一步考察外出子女通讯联系对不同特征父母精神健康的影响差异。具体地,首先在 Grossman 健康需求理论模型框架下,从理论层面探讨外出子女通讯联系如何影响父母精神健康;然后,利用微观调查数据,从实证角度分析外出子女通讯联系对父母精神健康的影响,对计量模型中可能存在的内生性进行充分讨论,并尝试采取针对性的解决方法。

研究内容五:优化农村家庭和社会养老资源配置的政策建议

在上述理论分析和实证分析的基础上,结合经济、人口变迁背景下农村养老问题的特点,就如何优化农村家庭和社会养老资源配置,缓解农村家庭养老压力,提升农村中老年人健康水平和生命质量提出政策建议。

1.4 研究思路与研究方法

1.4.1 研究思路

在农村地区实地调研中的直观感受与原有认识之间的矛盾是启发笔者深入研究“中国农村家庭养老问题”的直接原因。自古以来,“孝”是中华文化的核心观念之一,传统孝道文化所倡导的“夫孝,始于事亲”“父母在,不远游”则是要求子女尤其是儿子陪伴在父母身边,赡养父母。然而,在农村实地调查中,笔者观察到的现象却是大量子女外出并留下孤独的农村留守父母。调查中,坐在笔者对面参与有关粮食生产调查的受访者多是年迈的老人,而并非年轻力壮的青年人,并且在村落中也很难捕捉到青壮年尤其是青壮年男性的身影。在与受访者的交谈中,他们普遍反映子女们外出务工并且不经常回家。这些鲜活的事实不禁使笔者产生疑问:在当前背景下,农村家庭中,父母依赖子女的传统养老模式是否发生变化?外出务工子女会如何履行自己的赡养责任?这些留守在农村的父母他们的健康水平和生活质量又如何呢?除此之外,调研中笔者还发现一个积极的现象,那就是参加调研的受访者几乎人手一部手机,人与人之间的通讯交流非常普遍,这反映出手机和移动互联网在农村地区的普及率已经到达一个很高的水平。这也使笔者产生另一个疑问:外出就业子女是否会采用现代通讯手段与父母进行情感交流,他们的精神赡养行为会发生怎样的变化呢?父母的心情和精神健康又将受到怎样的影响呢?

事实上,中国农村养老问题具有其独特性质且较为严峻,得到了学界和其他社会各界的广泛关注。相比于城镇,农村地区老龄化程度更为严重,并且农村中老年人健康问题日益凸显,严重影响着农村父母的养老质量和福利水平。众所周知,父母晚年的生活质量离不开子女的养老支持。特别是,当前农村社会养老体系尚未健全,子女赡养仍是农村父母养老的重要方式,对父母养老质量有着举足轻重的作用。然而,伴随着城镇化、工业化推进,大量农村青壮年劳动力转移至城镇从事非农工作。这一方面增加了外出就业子女的收入,子女经济赡养能力提升;另一方面,更是拉大了代际间的距离,子女为父母提供生活照料的难度增加。与此同时,现代通讯技术的快速发展与普及,使得外出子女可以随时随地与父母进行情感交流。因此,外出子女对留守父母的经济、照料、精神支持行为可能已经发生改变,从而不可避免地影响着父母养老质量。更为重要的是,未来农村地区老龄化加剧以及劳动力持续转移是不可逆的趋势。那么,系统探讨农村外出子女赡养行为变化,以及这种变化如何影响父母健康,对于充分认识农村家庭养老优势与不足,优化家庭和社会养老资源配置,有效提升农村父母健康水平,积极应对老龄化具有重大意义。

鉴于此,本文将基于家庭经济学相关理论,采用具有全国代表性的微观调查数据,从理论和实证两方面深入、系统地分析农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响,重点关注了现代通讯技术在农村家庭养老中扮演的角色和发挥的作用,并提出优化农村家庭和社会养老资源配置的政策建议。

具体的研究流程如下:

第一,凝练科学研究问题。结合农村老龄化加剧、农村劳动力外流、农村社会养老供给不足等现实背景和前期实地调研中的感性认识,发现现实问题;通过已有相关文献梳理,总

结已有研究成果及不足，凝练科学问题，明确改进方向。

第二，厘清基本概念，阐明理论基础。通过相关文献、资料的整理与分析，界定研究所涉及的农村劳动力转移、外出就业子女、留守老人、子女赡养等基本概念，梳理家庭经济学中的家庭生产、利他主义、健康资本等相关理论，为研究开展奠定理论基础。

第三，构建理论分析框架，提出研究假说。基于家庭经济学提供的理论视角，以理性利他主义为逻辑前提，以收入、时间价值、时间成本的变化为逻辑起点和逻辑主线，构建理论分析框架，提出有待验证的研究假说。

第四，采集经验分析数据。根据研究主题选择适合本研究的，又具有全国代表性的微观数据，进一步结合具体研究问题，确定研究样本，设置研究可能用到的变量，建立本文经验分析所用的数据库。

第五，制定实证策略，分析实证结果。根据理论分析框架构建计量模型，充分讨论计量模型中可能存在的内生性、异方差等问题，并采取针对性的解决方法；采用多种方法检验估计结果的稳健性；详细阐述实证结果，并进行分析与讨论。

第六，总结研究结论，提出相关政策建议。根据理论和实证分析结果，总结研究结论，提出优化农村家庭和社会养老资源配置，缓解农村家庭养老压力，提升农村养老质量的政策建议。

图 1-1 以研究思路框架图的形式更简洁、直观地呈现出了本文的研究思路。

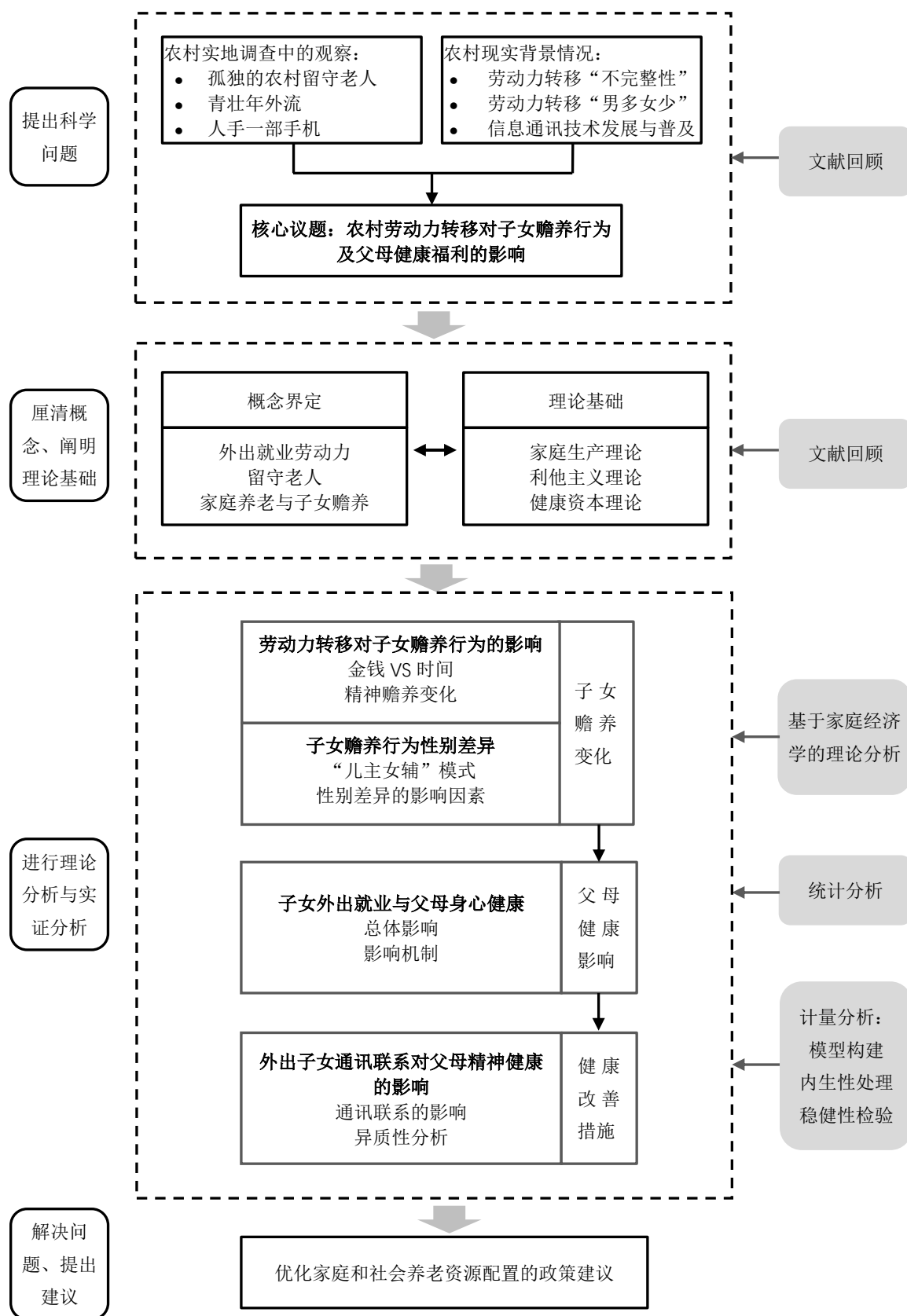


图 1-1 研究思路框架

Figure 1-1 Research framework

1.4.2 研究方法

本文主要采用以经济学理论分析为基础,以统计分析与计量分析为主体的实证研究方法。

(一) 计量经济分析方法

本文采用具有全国代表性的微观调查数据,大量运用计量经济分析的方法,在控制其他变量的影响后,同时在充分讨论计量模型中可能存在的内生性问题,并采取针对性办法尝试解决内生性问题的基础上,深入分析农村劳动力转移对子女赡养行为的影响(研究内容一),儿子和女儿在赡养行为方面的性别差异变化(研究内容二),评估子女外出就业行为对父母健康影响(研究内容三),考察外出就业子女通讯联系对父母精神健康的改善作用(研究内容四)。

(二) 统计分析法

主要是针对微观调查数据、官方统计数据进行描述性分析,研究内容一、二、三、四均运用了统计分析法,具体是为了说明当前农村家庭中子女赡养行为(经济支持、生活照料、精神慰藉)的情况,外出就业子女与非外出就业子女在赡养行为及个体特征、家庭特征等方面的差异,农村中老年父母的身体健康和精神健康的一般情况,以及留守父母与非留守父母在健康、其他个体特征和家庭特征等方面的差异。

(三) 对比分析法

在研究农村地区子女赡养行为的性别差异时,对比分析了不同代际子女赡养行为的性别差异情况,用以判断这种差异的变化趋势(研究内容二);在研究子女外出就业行为对父母健康影响,以及外出子女通讯联系对父母精神健康影响时,对比分析了不同特征父母所受到的影响差异(研究内容三、四),这有助于识别不同群体的异质性,还能为未来农村养老政策制定的目标选择提供依据。

除上述方法外,文中运用家庭经济学中的相关理论分析劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响,还分析现代通讯技术快速发展背景下,外出子女精神赡养行为的变化,及外出子女通讯联系对父母精神健康的改进作用。本文还使用经验分析和规范分析相结合的研究方法,通过对文中核心问题的具体分析,在回答“是什么”的基础上,对实证结果进行理性评价,提出“应该是什么”的对策建议。

1.5 数据来源与说明

本文经验分析所用数据来源于北京大学组织的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)和中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Survey,简称CHARLS)。中国家庭追踪调查(CFPS)是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目,收集个体、家庭、社区(村)三个层次的数据,涉及中国居民的经济与非经济福利,其中包括家庭关系与家庭动态、养老支持、人口迁移、经济活动、教育获得等诸多内容。样本覆盖全国25个省(市、自治区)。自2010年基线调查之后每两年进行一次全样本追踪调查,目前已公布2010年、2012年、2014年、2016年4期数据。中国健康与养老追踪调查(CHARLS)是一项全国性的专门针对中国人口老龄化问题的社会追踪调查项目,调查对

象为年满 45 周岁的中老年人。该项目收集个体、家庭、社区（村）三个层次的数据，涉及个人健康状况和功能、医疗保健、工作与退休，家庭经济、人口信息与子女代际支持，以及社区（村）经济、人口情况等诸多内容。样本覆盖了全国 28 个省（市、自治区）。自 2011 年全国基线调查之后，CHARLS 每两年追踪一次，目前已公开的数据有 2011 年、2013 年和 2015 年 3 期数据。这两项调查都是由专业团队负责抽样设计、调查实施等工作，调查项目具有极高的科学性。另外，两套调查数据样本分布范围广，数量很大，数据能够反映全国的一般情况，具备全国代表性，

针对本文具体的研究问题，两套数据分别具有各自的优势。CFPS 最新公开的 2016 年数据，首次直接从子女角度统计了子女是否为父母提供养老支持，并进一步询问了养老支持的强度，收集了全面、详实的子女赡养行为数据。2016 年 CFPS 数据无疑为从子女微观角度研究赡养行为提供了强有力的数据支撑。CHARLS 是专门针对中老年人的调查，并且健康问题是该调查项目关注的重点之一，数据中收集了丰富的健康信息，为从多个维度衡量父母健康水平提供了可能；同时，CHARLS 数据还收集了家庭人口特征、代际交换等信息，这为从父母微观角度研究农村劳动力转移对父母健康影响提供了强有力的数据支撑。

其实，正是针对本文的研究问题并结合两套数据各自的优势与不足，文中才选取了两套数据进行经验分析。虽然 CHARLS 数据中统计了每位子女的基本信息，还从父母角度统计了父母与每位子女之间的代际交往情况，如子女为父母提供的经济支持、子女与父母的通讯联系等，但未统计子女照料父母这一极为关键的信息。这就导致 CHARLS 数据不能全面衡量子女赡养行为。如上文所述，CFPS 数据收集了全面、详实的子女赡养行为数据，因此能很好地弥补 CHARLS 数据的这点不足。但是，与 CFPS 数据相比，CHARLS 数据又更适合分析中老年父母的健康问题，CHARLS 的受访对象均是年龄大于等于 45 周岁的中老年人，并且数据中收集了丰富的健康信息。鉴于此，本文将选取 CFPS 数据，从子女微观视角研究农村劳动力转移对子女赡养行为的影响，以及子女赡养行为的性别差异变化；选取 CHARLS 数据，从父母微观视角研究子女外出就业对父母健康的影响，以及外出子女通讯联系对父母精神健康的影响。

正如前文所述，两套数据都具有全国代表性，也就是说两套数据的分析结果具备一般性和可比性。同时，下文在进行数据处理时，采用的样本选取标准是一致的，涉及到的相同变量的设定形式也基本是一致的。其实，从下文的实证分析结果可以看出，两套数据的分析结果是前后呼应的：使用 CFPS 数据的估计结果显示，从子女自身角度来看，外出就业子女为父母提供的经济支持增加，生活照料等时间支持减少；使用 CHARLS 数据的估计结果显示，从父母角度来看，有子女外出就业的家庭中父母获得的总的经济支持增加，而因子女时间投入减少导致的父母家务劳动和生产劳动时间增加。这也进一步反映出上下文研究结果的一致性和自洽性。

1.6 可能的创新点与研究不足

在已有研究基础上，本文尝试从以下三方面做出改进：

研究视角上，基于微观家庭经济学的理论视角，运用相关理论和计量经济分析方法，系

统探讨农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响。在农村老龄化加剧和劳动力持续转移的背景下,中国农村家庭养老问题已经成为社会学、人口学、法学等多种社会学科关注的热点学术话题。也有学者从微观经济学视角进行分析,但多数基于经济学视角的研究一方面比较零散,缺乏系统性,另一方面还存在一些结论上的争议。而本研究立足于中国农村现实,借鉴家庭经济学理论,以理性利他主义为逻辑前提,以外出就业引起的子女收入和时间价值、成本的变化作为逻辑起点,“收入”和“时间”同样也是理论分析的逻辑主线,原因是“收入”和“时间”不仅是子女赡养行为作出调整的诱因,还是影响父母健康水平的两个重要因素。与此同时,本文采用具有全国代表性的微观调查数据,全面衡量子女赡养行为和父母健康状况,在经验层面深入、系统地分析了农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响。

研究内容上,与已有研究相比,有了四点拓展与延伸:第一,从经济支持、生活照料、精神慰藉三方面全面衡量子女赡养行为,对外出就业子女赡养行为变化进行了系统讨论。已有研究对子女赡养行为的刻画仅限于经济支持、生活照料或精神慰藉中的一个或两个方面,并未对子女赡养行为给出全面的衡量,特别是忽视了现代通讯技术快速发展背景下,外出就业子女精神赡养行为可能发生的变化,本文将在全面衡量子女赡养行为的基础上,深入分析外出就业子女赡养行为变化。第二,基于动态视角研究子女赡养行为的性别差异,分析不同代际子女赡养行为性别差异的变化,从而把握转型时期农村家庭养老的变迁规律。已有研究通常将农村家庭子女作为一个整体从静态和同质的角度来认识子女赡养行为的性别差异,导致对“儿主女辅”传统家庭养老模式认识不够细致和深入。因此,本文将基于代际视角考察子女赡养行为性别差异的变化趋势,并进一步探讨影响赡养行为性别差异变化的原因。第三,评价子女外出就业行为对父母健康影响的总效应,探讨外出子女在养老支持上经济投入和时间投入的调整如何影响父母健康。对这一问题虽然已有文献中有所涉及但研究并不系统,忽略了不同作用机制之间的相互影响。事实上,父母获得的经济支持与父母时间分配之间还会相互影响,彼此削弱对方对健康的影响效果,而忽略两者间的相互影响则会限制对该问题的理解深度,因此文中将针对这一问题做出改进。第四,基于外出子女精神赡养方式变化视角,分析外出子女通讯联系对父母精神健康的影响。在分析子女外出就业对父母健康影响时,已有研究忽视了外出子女精神赡养行为变化对父母精神健康的影响,特别是在现代通讯技术快速发展和普及的背景下,外出子女对父母的情感关怀不再局限于面对面的交流。因此,文中将重点关注外出子女通讯联系对父母精神健康的影响。

研究方法上,本文使用具有全国代表性的微观调研数据,应用计量经济学的分析方法研究“农村劳动力转移对子女赡养行为及父母健康福利的影响”这一核心命题,文中重点讨论了计量模型中可能存在的内生性问题,并针对不同类型内生性尝试采用适合的解决方法。具体地,在分析外出就业子女赡养行为变化时,计量模型中可能存在由“自选择”导致的内生性问题(原因是,如果子女因为自身的某些特点决定外出就业,那么“外出就业”行为本身对其赡养行为的影响,就很难说是因果性的。比如,不孝顺的孩子可能更愿意远离父母而外出打工,同时不孝顺的孩子本身为父母提供的养老支持就偏低),而已有相关研究忽视了该类内生性问题,文章将尝试两种方法解决此类内生性问题,一是在模型中纳入子女孝道观念、代际关系等变量来解决,二是采用倾向得分匹配法解决;在分析子女赡养行为性别差异及其

影响机制时,讨论了计量模型中可能因遗漏与子女性别相关变量而导致的内生性问题,并进一步在模型中控制了相关变量,而已有相关研究往往忽视了该类内生性问题;在分析外出子女行为对父母健康的影响时,“子女外出就业”关键解释变量与被解释变量之间可能存在联立性偏误,将尝试采用工具变量法解决此类内生性问题;在分析外出子女通讯联系对父母精神健康的影响时,首先采用固定效应模型消除个体不可观测因素对估计结果的影响,进一步尝试采用工具变量法解决模型中可能存在的联立性偏误。

受能力、时间和资料等限制,本研究还存在以下不足:

首先,受限于数据,在分析子女赡养行为时,未充分考虑子女配偶的养老作用。虽然在模型中控制了子女的婚姻状况和养育子女情况,在一定程度上可以控制子女自己家庭的影响,但数据中并没有区分养老支持是子女自己提供的还是其配偶所提供。特别是在分析子女赡养行为性别差异时,如果能够控制儿媳、女婿的养老作用,那么女儿相对于儿子的养老作用可能会进一步增加,因为一般而言农村家庭中儿媳所承担的养老义务要大于女婿的养老义务。

其次,在讨论子女外出就业如何影响父母健康时,文中尽可能全面地讨论了可能存在的影响机制,但由于数据限制以及机制变量(中介变量)与被解释变量之间的内生性问题不好解决,在实证分析时并未验证全部的影响机制,而是在正向机制和负向机制中分别选取了比较有代表性的,也是比较重要的两个机制进行了验证。

最后,本文是笔者在能为所及范围内对家庭经济学相关理论进行梳理,并在此基础上构建了理论分析框架,文中仅是将相关理论运用到了本研究中,并未对已有理论做出改进;另外,理论分析框架更多是理论逻辑上的分析,未转化成严谨的数学语言,需要未来更进一步地学习与完善。

第二章 理论基础与分析框架

2.1 核心概念界定

2.1.1 农村劳动力转移与外出就业劳动力

农村劳动力转移是劳动力资源重新配置的过程。通常农村劳动力转移体现在劳动力从农业生产部门转移至工业生产部门,而两部门之间的巨大工作差异是引导农村劳动力转移的根本原因(Lewis, 1954)。受城乡“二元”经济社会结构和户籍制度影响,中国农村劳动力转移呈现出独特的特征:农村劳动力转移不仅表现在就业部门之间,还体现为较长距离的地域迁移,劳动力的工作和生活地点从农村转移至了城镇即“外出”(孙鹏程, 2018)。因此,在中国,农村劳动力转移突出的表现就是农民工进城务工问题(程名望, 2007)。一般而言,农民外出就业主要出于两种考虑:一种是外出赚取更高收入以改善家庭物质生活水平;另一种是获取逃离农村的资本,以便在城镇寻求更好生活落地生根(贺雪峰和董磊明, 2009)。其实,这对应着现实社会中两种不同类型的农村外出劳动力。第一种是临时性农村外出劳动力,指农村劳动力暂时转移至城镇从事非农生产,户籍不变,仍为农业户口;第二种是永久性农村外出劳动力,指劳动力永久性的从农村迁出并定居在城镇,通常以户籍的改变为标志(程名望, 2007)。

在本文分析中不对上述两种类型的农村外出劳动力进行区分和分类讨论。一方面,本文从微观经济学视角研究农村劳动力转移对子女赡养行为的影响,农村子女外出就业后的工资率变化和代际间距离变化是引发其赡养行为变化的直接和主要的原因,而农村家庭中子女的户口类型并不直接影响他们赡养父母的行为;另一方面,在现实中“农门”子弟通过考学、参军等途径改变户籍类型,并迁移至城镇就业、生活的数量不断增加,这一部分子女群体不应该被忽略(伍海霞, 2015)。因此,在已有研究基础上,结合本文的研究问题,文中重点关注就业部门和就业地点两个因素。在下文的实证研究中,将农村外出就业劳动力,也就是农村家庭中的外出就业子女界定为:主要从事非农工作(一年之中从事非农工作的时间超过6个月),工作地点在城镇地区的劳动力(年龄在18至65岁之间,并且具有劳动能力的人口)的农村家庭子女。

2.1.2 农村留守老人

“留守老人”群体产生的直接原因是农村青壮年劳动力的在城乡间的流动。受户籍制度、乡土观念、城乡生活方式差异等因素影响,很多农村父母并未随子女迁移至城镇,而是留守在了农村地区。在学术研究中,农村留守老人一般是指有户口在本村的子女外出就业时间累计超过6个月的农村老人(杜鹏等, 2004; 孙鹃娟, 2006; 高娜, 2011; 叶敬忠, 2019)。然而现实中,农村家庭中长期外出工作和生活的子女既有农业户口的,也有城镇户口,仅从农业户籍子女流动角度来界定农村留守老人不免有失偏颇(伍海霞, 2015)。特别是近年来,

“农门”子弟通过考学、参军或婚姻等途径迁移至城镇就业、生活同样造就了大量父母留守在农村地区。因此，在已有研究基础上，本文将农村留守父母界定为，有户口在本村的外出就业时间累计超过 6 个月的子女，或者有户口转变为城镇户口并在城镇工作、生活时间累计超过 6 个月的子女的农村父母。

2.1.3 家庭养老与子女赡养

家庭养老是指家庭成员或亲属向老人提供养老支持的一种养老方式（刘春梅，2013）。穆光宗（1999）认为从最一般的意义上而言，“家庭养老”可以理解为“子女养老”，现实中家庭养老展现的是代际间的交换关系。费孝通（1983）所言的“反馈模式”是对中国农村家庭养老的经典阐述，即亲代抚养年幼的子代，子代成年后赡养年老的亲代。子女赡养涉及多个维度，学界对子女赡养的内容或者说是功能达成了一致：子女赡养不仅局限于为父母提供经济和物质上的支持，还包括时间上的投入，即为父母提供生活上的照料和精神上的慰藉（夏传玲、麻凤利，1995；穆光宗，2002；Engelhardt et al., 2005）。因此，本文将从多个维度考察子女赡养行为，以子女付出的经济、时间为标准，子女的经济支持、生活照料、精神慰藉等行为都在本文的分析范围之内。

2.2 家庭经济学中的相关理论

2.1.1 家庭中的生产与时间分配

（一）家庭生产函数

Becker（1965，1976）将生产概念纳入进了消费理论，由此创立了家庭生产理论。Becker 认为家庭活动不仅仅是一种单纯的消费活动，还是一种生产活动。家庭综合运用时间及市场产品，生产出更为基本的产品，这些产品能够给家庭成员带来效用满足感，因此可以直接纳入家庭效用函数。其实，“更为基本的产品”指的就是家庭成员所追求的“满足”，生产某种“满足”的目的是为了获得最大的效用水平。例如睡眠可视为家庭产品，它不仅取决于房间、床铺，还包括时间上的投入。总之，家庭活动之所以能作为一种经济活动进行分析，是因为它们满足两个特征，一是要消耗一定的资源，二是产生一定的效用，资源使用与效用产出便构成了家庭经济分析的理论逻辑。按照这个逻辑，Becker（1976）构建了家庭生产理论的基本分析框架：

Becker 首先给出了家庭的效用函数：

$$U = u(Z_1, \dots, Z_m) \quad (2-1)$$

这里的 Z_i 既表示商品 Z_i 的数量又表示这种商品提供的服务，每种商品均都按下列的生产函数进行生产：

$$Z_i = f_i(X_i, T_i; E_i), \quad i = 1, \dots, m \quad (2-2)$$

这里的 X_i 和 T_i 分别表示可用于生产第 i 种商品的多种市场产品投入量和所需的时间， E_i 代表人力资本、社会资本、自然状态等环境变量，这些“环境变量”反映生产工艺状态或生

产过程的技术水平。由家庭生产的这些商品并非是从市场中购买的商品,虽然它们没有市场价格,但具有影子价格:

$$\pi_i = p_i \frac{X_i}{Z_i} + \omega \frac{T_i}{Z_i} \quad (2-3)$$

上式中, π_i 代表花在每单位 Z_i 上的物品和时间的平均成本,也就是商品 Z_i 的影子价格; p_i 为 X_i 的市场价格, T_i 为生产 Z_i 所用的时间。

家庭的效用最大化受到生产函数(2-2)式的限制,同时还面临着家庭现有收入水平和时间水平的限制:

$$I = \sum_{i=1}^m p_i X_i \quad (2-4)$$

$$T = T_\omega + \sum_{i=1}^m T_i \quad (2-5)$$

(2-5)式中, T 代表现有的时间总量, T_ω 代表用于市场劳动的时间。Becker将收入和时间限制进行了合并,并称之为充分收入(Full Income),由字母 S 表示,它表示将全部时间用于市场劳动所获得的货币收入,也就是家庭可得到的最大的货币收入。那么,家庭面临的资源约束条件可转化成更为简单的单一方程:

$$\sum_{i=1}^m p_i X_i + \omega \sum_{i=1}^m T_i = \sum_{i=1}^m \pi_i Z_i = S \quad (2-6)$$

从充分收入的函数(2-6)式来看,充分收入既包括货币收入限制又包括时间限制。

接下来,使受生产函数(2-2)式和充分收入(2-6)式约束的效用函数(2-1)式最大化。拉格朗日函数可以表示为:

$$L = u(Z_1, \dots, Z_m) - \lambda [\sum_{i=1}^m (p_i X_i + \omega T_i) - S] \quad (2-7)$$

就商品而言,效用最大化的一阶条件为:

$$\frac{MU_i}{MU_j} = \frac{\omega \frac{dT_i}{dZ_i} + p_i \frac{dX_i}{dZ_i}}{\omega \frac{dT_j}{dZ_j} + p_j \frac{dX_j}{dZ_j}} \equiv \frac{\pi_i}{\pi_j} \quad (2-8)$$

其中, MU 代表某种商品所产生的边际效用,导数代表边际产出的系数。上述均衡条件意味着,不同商品的边际效用比率与其影子价格(边际成本)比率相等时实现效用最大化。

如果对(2-7)式所有的生产要素求微分则可以获得要素最优使用的均衡条件:

$$\frac{(\partial U / \partial Z_i) \cdot (\partial Z_i / \partial X_{ik})}{(\partial U / \partial Z_j) \cdot (\partial Z_j / \partial X_{jl})} \equiv \frac{MU_i MP_{ik}}{MU_j MP_{jl}} = \frac{p_{ik}}{p_{jl}} \quad (2-9)$$

其中, X_{ik} 和 X_{jl} 分别表示用于生产商品 Z_i 的投入要素 k 和用于生产商品 Z_j 的投入要素 l ,它们可以是从小市场中购买的投入品,也可以是时间; MP_{ik} 和 MP_{jl} 分别表示生产 Z_i 的 X_{ik} 的边际产量和生产 Z_j 的 X_{jl} 的边际产量。当用两种要素生产同一种商品时,(2-9)式的一阶条件也就转化成了边际产量之比等于要素价格之比:

$$\frac{\partial U / \partial X_{ik}}{\partial U / \partial X_{il}} \equiv \frac{MP_{ik}}{MP_{il}} = \frac{p_{ik}}{p_{il}} \quad (2-10)$$

家庭生产函数的分析能够表明,当家庭试图使生产成本最小化而使效用达到最大化时,家庭会对要素价格、商品影子价格以及充分收入等因素或条件的变化做出反应。以要素价格变化举例,当工资率提高时,也就意味着时间这种投入要素的影子价格上升时,那么家庭必然降低花费在商品上的时间投入,并且还会减少时间密集型这类商品的产出。

(二) 时间分配理论

Becker (1965, 1976) 通过将家庭生产函数引入到家庭的决策中, 提出了一个比较一般性的时间分配的理论框架。Becker 的时间分配理论关注的是家庭如何在工作时间和消费时间之间做权衡, 从而实现效用的最大化。

家庭的效用函数以及商品的生产函数仍分别用 (2-1) 式和 (2-2) 式表示。将家庭面临的收入约束 (2-3) 式改写为:

$$\sum_{i=1}^m p_i X_i = I = \omega T_\omega + V \quad (2-11)$$

其中, ωT_ω 表示从事市场劳动获得的收入, V 代表其他货币收入, 如资产收入、家庭外部的转移性支付等。再将时间约束 (2-4) 式改写为:

$$\sum_{i=1}^m T_i = T_c = T - T_\omega \quad (2-12)$$

上式中, T_c 表示既定的用于消费的时间。生产函数 (2-2) 式可写为恒等式形式:

$$\begin{cases} T_i \equiv t_i Z_i \\ X_i \equiv x_i Z_i \end{cases} \quad (2-13)$$

(2-13) 式中, t_i 代表生产每单位 Z_i 的时间投入量, x_i 为生产每单位 Z_i 需要投入的物品量。充分收入的约束条件则可以展开写为:

$$\sum_{i=1}^m p_i X_i + \omega \sum_{i=1}^m T_i = \omega T + V \quad (2-14)$$

利用 (2-13) 式, 可将 (2-14) 式改写为:

$$\sum_{i=1}^m (p_i x_i + \omega t_i) Z_i = \omega T + V \quad (2-15)$$

受 (2-15) 式约束的效用函数 (2-1) 式最大化的一阶条件可简化为:

$$MU_i = \frac{\partial U}{\partial Z_i} = \varphi \pi_i \quad (2-16)$$

其中, φ 代表货币收入的边际效应。不难发现, 家庭最优的时间配置将受到工资率、收入、生产商品的时间投入及物品投入等因素影响。

但是, 在 Becker 的时间分配理论中并未对消费时间 T_c 进行明确的区分, T_c 既包括闲暇时间又包括用于家庭劳动的时间。Gronau (1977) 针对 Becker 时间分配理论的这点不足, 做出了重要改进, 首次提出家庭时间的三分法, 即将家庭时间分为市场劳动时间、家庭劳动时间及闲暇时间。下面依旧分析前文的家庭效用最大化问题, 只不过时间约束条件改写为:

$$T = T_c + T_\omega = T_l + T_h + T_\omega \quad (2-17)$$

(2-17) 式中, T_l 表示闲暇时间, T_h 表示家庭劳动时间, T_ω 表示市场劳动时间。此时效用最大化的一阶条件可写为:

$$\frac{\partial Z_i / \partial T_l}{\partial U / \partial X_i} = f' = \omega \quad (2-18)$$

其中, $\frac{\partial Z_i / \partial T_l}{\partial U / \partial X_i}$ 代表闲暇与物品的边际替代率, f' 为家庭劳动的边际产出, ω 为实际工资率。

接下来, 运用图像, 采用比较静态分析的方法, 在上述时间分配理论的框架下, 来分析工资率变化对家庭时间分配的影响。如图 2.1 所示, 纵轴 Goods 代表商品 (为简化分析, 将市场商品和家庭商品合并为一种商品), 横轴 Time 代表时间。垂线 TT' 表示时间的绝对限度, 家庭可以选择垂线 TT' 左边的任意的商品与时间组合。曲线 U_0 、 U_1 表示两条无差异曲线, 曲线 AB 代表家庭生产函数。直线 DC 表示家庭总预算约束线的市场劳动部分, 由 (2.18) 式

可知其斜率为实际工资率 ω 。因为,只有当家庭劳动的边际产量下降至实际工资率的水平时,家庭才会开始从事市场劳动,所以,直线 DC 并未从垂线 TT'处开始,而是开始于 C 点。那么, C 点处也就意味着家庭劳动的边际产量等于实际工资率。曲线 DCBT 代表家庭的总预算线,这条曲线由三部分组成: TB 为家庭的非工作收入, BC 来自于家庭生产函数, DC 表示同时从事家庭劳动和市场劳动的部分。

我们可以运用预算约束线和无差异曲线来考察家庭追求最大化效用的行为。一开始,假定家庭获得的工资率为 ω_0 ,家庭在 P 点处实现效用最大化。此时,家庭的时间配置情况是,将 M_0T 的时间用于家庭生产,将 L_0M_0 的时间用于市场劳动,享受的闲暇时间为 OL_0 。接着,我们假定家庭获得的工资率由 ω_0 提高至 ω_1 ,因此,家庭面临的总预算线变为 EFBT,在 Q 点处实现效用最大化。这时,家庭的时间配置情况是,将 M_1T 的时间用于家庭生产,将 L_1M_1 的时间用于市场劳动,享受的闲暇时间为 OL_1 。

不难发现,当工资率上升时,家庭将减少用于家庭劳动的时间,增加用于市场劳动的时间。由工资率变化引发的市场劳动时间和家庭劳动之间的相互替代成为生产替代效应。与之相对另一种替代关系被称为消费替代,它是指工资率变化引发的闲暇时间和市场劳动时间之间的相互替代。由于工资率提高,闲暇相对于其他商品的价格提高,家庭将倾向于消费更少的闲暇,消费更多的商品,那么家庭将更多时间用于获得收入。在图 2.1 中消费替代效应表示为:收入补偿线 E'F'与原无差异曲线 U_0 的相切 R 点,闲暇时间从 OL_0 减少到 OL_2 。除此之外,工资率变化还会引起收入效应。工资率提升,也意味着家庭收入增加,此时家庭对闲暇和商品的需求均有所增加,所以,家庭消费的闲暇时间也会随着工资率的而增加。在图 2.1 中表示为,闲暇时间由 OL_2 增加至 OL_1 。

上述分析表明,工资率变化对家庭劳动时间的总效应只是生产替代效应,工作率上升,家庭劳动时间必然下降;工资率变化对闲暇时间的影响取决于消费替代效应和收入效应共同的作用,具体地,工资率提升产生的消费替代效应会使家庭减少闲暇时间,但收入效应则会增加闲暇时间,工资率提升对闲暇产生的总效应则取决于两种效应的相对大小。

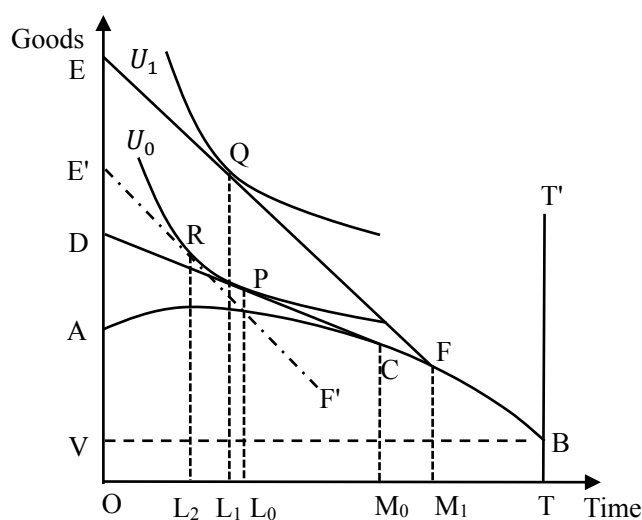


图 2-1 工资率对家庭时间分配的影响

Figure 2-1 The impact of wage rate on families' time allocation

2.1.2 家庭中的利他主义

早在古典经济学时期,经济学家们就已经开始关注人类的利他主义行为。斯密认为,无论人被认为是多么的自私,但人的天赋中总是存在着怜悯或同情的本性,正是这些本性使人们关心他人的命运,把他人的幸福看自己的事情,即便人们除了看到别人幸福而感到高兴之外,其他的一无所获;他人的苦乐通过个人设身处地的想象而作用于自身,引发出个人天生的怜悯或同情,利他行为便由此产生^①。穆勒也认为,利他行为出于个人对利他后别人的感激、回报和社会的奖励的心理联想,这种联想会使个人把行为当作目的而忘了原来的实际目的,而人的社会情感则是利他行为的源泉^②。但是,那个时期的经济学家并未将利他行为纳入经济学领域的分析中来,依他们之见,“利他”是道德领域的研究范畴,存在于社会中或者家庭中的利他行为应该是伦理学的研究对象,有必要与关注“利己”的经济学领域的研究区别开来(方绍伟,1992)。

20世纪70年代经济学家开始重新关注利他主义(Becker, 1974; Phelps, 1975; Coase, 1976)。Becker在家庭生产理论上开创性地运用理性选择模型对利他偏好做出解释,从而使得利他行为逐步走进主流经济学的研究视野(黄少安,2008)。与早期理论不同,Becker认为利他主义不仅是道德规范的问题,也包含着经济动机,并在他的理论模型中采纳了行为人“理性”这一传统经济学假设。他所提出的理论的贡献就在于他更加强调利他行为的动机,即把利他行为看成一种目的性行为。Becker指出在生物进化和社会发展的共同作用下,行为人在追求个人的物质利益最大化以满足物质层面需要的同时,还追求精神利益最大化用以满足自身在精神层面的需要,而行为人的最终目的是实现自身效用的最大化。这就突破了以往效用函数仅考虑经济利益追求的局限,是一种更广泛意义上的效用。那么,行为人既可以通过经济行为,也可以通过非经济行为,如道德行为、情感行为、信仰行为等来使自己的需要获得满足(林莎、邓春玲,2005)。正是在目的性行为这一点上,利他的道德行为和利己的经济行为得以统,两种行为都是个体运用自身有限的资源进行目标选择的同质性行为,因此道德问题也就成了经济问题(方绍伟,1992)。

杨春学(2001)对利他主义最通常的经济学分析思路进行了总结:把利他主义刻画和模型化为“相互依存”于个人效用函数中的一个主观“偏好”,具体来讲,就是将利他主义纳入个人的效用函数之中,以便扩充个人的偏好即利他偏好,这就使得其他人的效用成为满足个人效用的一个新来源。这就意味着,即便存在利他主义行为(譬如慈善捐款、赡养父母等),也不必抛弃传统的效用最大化的经济分析框架。因为,只要假设利他主义者最大化的不只是自身的效用,还包括他关心的其他人的效用,也就是所谓的相互依存的效用函数,那么,传统经济理论完全能够容纳利他主义行为的分析。

Becker(1976)一开始就给予了一个经济学模型来数学化或形式化家庭中的利他行为,比较具有代表性。假设一个个体c对于他的家庭成员,比如说他的父母f是有效率的利他主义者,那么利他主义者c的效用函数可以写为:

$$U^c = U^c(X_c, X_f) \quad (2-19)$$

^① 参阅亚当·斯密《道德情操论》;马克·布劳格:《经济学方法论》(1980),第3章,北京大学出版社,1990年,黎明星等译。

^② 参阅章海山:《西方伦理思想史》,第3编,辽宁人民出版社,1984年。

其中, X_c 和 X_p 分别表示c与f各自的消费, 上式为消费单一商品或劳务的情况, 如果考虑多种商品和劳务的情况下, c的效用函数可表示为:

$$U^c = U^c\{X_{c1}, \dots, X_{cn}, \varphi(X_{f1}, \dots, X_{fn})\} \quad (2-20)$$

上式中, X_{ci} 和 X_{fi} 分别表示c与f各自消费的第i件商品或者劳务, φ 表示与f的效用函数具有相同无差异曲线的函数。

为了简化分析又不失一般性, 接下来仅考虑单一消费品的情况。利他主义者c面临的预算约束为:

$$pX_c + h_f = I_c \quad (2-21)$$

其中, h_p 代表c转移给或者说花费在f身上的以货币表示的数量, I_c 代表c自身的收入。如果c对f的转移没有任何货币损失或收益的话, p的预算约束则为:

$$pX_f = I_f + h_f \quad (2-22)$$

其中, I_f 代表f自身的收入。将(3)式带入(4)式可得到c的基本预算约束为:

$$pX_c + pX_f = I_c + I_f = S_c \quad (2-23)$$

其中, S_c 被Becker称为c的“社会收入”。

在(2-23)式给定的社会收入约束下(2-19)式的效用函数最大化的均衡条件为:

$$\frac{\partial U^c / \partial X_c}{\partial U^c / \partial X_f} = \frac{MU_c}{MU_f} = \frac{p}{p} = 1 \quad (2-24)$$

此时, c对f转移适量的资源使得c从其自身的消费增量以及f的消费增量中获得相同的效用。

以上是Becker给出的一个关于家庭中利他主义的经典理论模型, 它是以相互依赖的效用函数来解释利他主义的观点。不难发现, 根据这种思路, 利他主义者需要熟悉受益者, 并对受益者的效用函数有所认识。在家庭中, 人们的交往比较频繁, 关系比较密切, 利他主义的范围和确定性也就比较清晰, 即可以近似地假定利他主义者对受益者的效用函数有所认识, 因此家庭使利他主义内在化是可能的和有效的。这种利他主义理论也被称为亲缘利他理论(Kin Altruism)。与之相对应地, 还有专门关注没有亲缘关系的人群之间, 或者说家庭之外的利他行为的理论, 如互惠利他理论(Reciprocal Altruism)、群体选择理论(Group Selection)等, 可以被统一称为非亲缘利他理论。

Becker的利他理论认为是个人的利他偏好在支配着他们的利他行为, 并未讨论人们行为的动机问题。Becker(1976)指出“这里, 我给出的是一个与人类行为相关的利他主义定义——与消费和生产的选择不相关——而不是给出一个关于人类‘真实’动机的哲学讨论。”管毅平(2002)进一步讨论了这个问题, 他认为一个人的动机是不可移易的, 唯一且不变的; 而一个人的偏好则是多样的、易变的, 但个人的一旦选定某种偏好, 这种偏好在一定时期又具有了稳定性, 由此推论动机的唯一不变性和偏好的多样可变性可以集于一个人一身。在上述分析基础上, 管毅平(2002)给出了一个关于理性行为动机、偏好及其行为假设的一般性命题: 利己行为是行为人在约束条件下满足自身利己偏好的最大化行为; 利他行为是行为人在约束条件下满足自身利他偏好的最大化行为; 因此, 行为人的利己行为和利他行为都源自于唯一不变的利己动机。并进一步用图示描绘了该命题涉及的行为人有约束的最大化行为的

传递调适次序，如图 2-2。

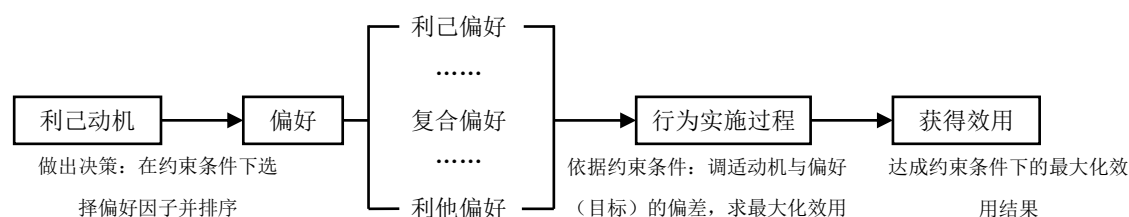


图 2-2 有约束的效用最大化行为：利己动机—偏好选择—行为实施过程—获得效用结果

Figure 2-2 Constrained utility-maximizing behavior: self-interest motivation—preference selection—behavior implementation process—obtaining utility

接下来探讨利他主义的形成机制，也就是利他主义偏好如何形成、什么决定这种偏好的强度的问题。社会生物学家从基因层面解释了人类的利他主义行为。在进化过程中，生物个体采取利他行为完取决于保存基因的需要，其目的是为了提高基因的存活率。尤其是在血缘关系亲密的个体之间，因为他们拥有共同的基因，更会产生出强烈的互助互依和利他行为倾向与偏好，表现出明显的利他行为。社会生物学家威尔逊指出，人类的利他行为，就其生物学根源而言，同样是亲缘选择的结果。人的利他行为的强度和频率与血缘和亲属关系密切相关，血缘和亲属关系越密切，利他行为的强度和频率越高，反之则越低。但是，从生物遗传或者说基因层面给出的解释并不能用来分析非亲缘利他行为，即那些不具有任何血缘关系的人群中的利他行为。

Becker (1974, 1976) 从“社会相互影响”的角度作出解释。在他看来，利他主义的本质是人们利用自身的有限资源来生产例如受人尊敬等这类具有“个人社会价值的产品”的行为过程。也就是用个人追求“个人社会价值”这一目标来解释利他主义行为。按照这种观点，人们都在不同程度上具有重视家庭、邻里或亲朋等对自己评价的一种偏好，这种评价遍构成了个人的社会价值，比如良好的情感关系，名望、荣誉及社会地位等。社会价值虽然不是市场化的商品，但同样是个人效用的重要组成部分，个体可以通过实现个人社会价格而获得满足感。其实，也正是因为这种“商品”不能市场中直接购买，人们才利用自己的物质资本和人力资本投入到其他人身上，来影响他人对自己的看法或者评价，从而获得自己所需要的社会价值。也就是说，如果个体想获得尊重、声誉、社会地位等非市场产品所给带来的效用，就需要他在一定程度上意识到其他人对其可能产生的反映，并按照这种预期，结合自身的资源水平，采取最有效率的行为方式去“生产”出他想获得的上述某种非市场化商品。（杨春学，2001）。然而，如果一个社会没有形成一种优良的社会风气或者文化传统的话，那么即便个体想受到别人的尊重也不会采取利他行为。所以说，利他主义行为受到社会环境和社会价值观念的影响。

显而易见，在深受传统儒家孝道文化影响的东亚地区，特别是在中国，子女赡养父母是一种典型的利他主义行为。自古以来，“孝”是中华文化的核心观念之一，传统孝道文化所倡导的“百善孝为先”“夫孝，始于事亲”等价值观念在约束和规范着子女的赡养行为。尽管经历了数千年的历史和文化演变，传统孝道文化仍具有强大的生命力，依旧是指导子女赡养行为的道德规范，孝敬父母则是社会公认的重要道德品质。因此，在倡导和弘扬孝道文化

的中国社会中,子女为了获得父母、家庭以及社会的认可,他们有较为强烈的向父母提供支持的利他偏好,也正是在这种偏好的驱使下子女才做出利他行为。

另外,也有学者从成本收益角度进一步探讨了利他主义理论。利他行为的实施都会消耗利他主义者的货币成本和时间成本,同时利他主义者也因为他们的“善举”而获得效用满足。文建东和李欲晓(2004)指出,利他主义者会比较帮助他人的成本与收益,然后选择最佳的利他行为方式。在成本中,时间成本也是重要的一方面,例如时间充足的人愿意花时间帮助他人,对于高收入的人来说,他们时间的机会成本更大,可能不愿意花费时间,但愿意以货币或实物的形式帮助他人。杨春学(2001)认为,在社会结构或环境给定的情况下,利他主义者具体采取哪方式来满足自身效用,取决于个人拥有的资源条件。因此,个体采取的行为方式会因人而异,但选择的本质却是一致的:选择最有效的方式去“生产”最大的个人社会价值。

2.1.3 健康资本理论

同教育一样,经济学家很早就将健康视为人力资本的一个重要方面(Mushkin, 1962; Becker, 1964; Fuchs, 1966)。作为人力资本的两个主要组成部分,教育和健康对个体的收入能力产生长期影响,人们对教育和健康的支出则是一种资本性投资(赵忠, 2005)。而与健康不同的是,健康主要通过增加劳动时间来提高收入水平,教育则是通过提升生产率来提高收入水平(Grossman, 1972)。

在人力资本理论上, Grossman (1972) 基于健康资本视角提出了健康需求模型, 也被称为 Grossman 模型。该模型奠定了中老年人身心健康研究的理论基础(Grimard et al., 2010; 刘宏等, 2011)。Grossman 模型一个重要的突破是不再将健康仅仅视作一种消费品, 还将其视为一种投资品。因此, 父母既可以消费健康, 也可以生产健康。作为消费品, 健康从两方面影响父母的效用, 一是健康作为一种正常消费品直接影响消费者效用, 健康状况好的父母能够更好地享受晚年生活, 从而给父母带来正效用, 相反生病或健康状况恶化则给父母带来负效用; 二是健康不仅影响父母从事生产或工作的时间, 决定着父母收入水平, 还影响父母参与非市场活动的可用时间, 从而间接影响父母效用水平。父母的目标是在预算约束和时间约束下, 实现整个生命周期的效用最大化。Grossman 健康需求模型基本框架如下。

Grossman (1972) 给出了一个典型消费者的跨期效用函数:

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (2-25)$$

其中 H_0 是初始健康存量, H_t 是第 t 期累计的健康存量, ϕ_t 单位健康存量的收益, $h_t = \phi_t H_t$ 则是消费者在第 t 期可获得的健康总收益, Z_t 是第 t 期其他商品的消费数量。除初始健康存量 H_0 为外生变量, 其余各期 H_t 是消费者可以选择的内生变量。另外, n 代表消费者寿命, 也是内生变量, 并且当 $H_t = H_{min}$ 时发生死亡。

对健康的净投资等于总投资减去折旧:

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t \quad (2-26)$$

其中 I_t 是第 t 期对健康的投资, δ_t 是第 t 期的健康折旧率。折旧率是外生的, 但它们可能随个人的年龄而变化。消费者根据家庭生产函数, 在效用函数中对健康和其他商品进行投资:

$$I_t = I_t(M_t, TH_t; E_t) \quad (2-27)$$

$$Z_t = Z_t(X_t, T_t; E_t) \quad (2-28)$$

其中, M_t 代表一系列商品, 它们是生产健康所需的投入要素。 M_t 不仅包括营养、医疗服务等可以从市场购买的投入品, 还包括由家人生产提供的投入品, 比如子女为父母通过的精神慰藉。另外, X_t 是生产 Z_t 的投入, TH_t 和 T_t 是时间投入; E_t 是除健康外的人力资本存量, 为外生变量, 可以改变非市场经济部门生产的效率。

消费者做出健康投资决策时, 面临预算和时间两方面的约束, 约束条件的方程可表示为:

$$\sum \frac{P_t M_t + V_t X_t}{(1+r)^t} = \sum \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0 \quad (2-29)$$

$$T W_t + T L_t + T H_t + T_t = \Omega \quad (2-30)$$

式(2-29)为预算约束, P_t 和 V_t 分别代表 M_t 、 X_t 的价格, W_t 为工资率, $T W_t$ 为工作时间, A_0 代表初始财富, r 为利率。式(2-30)为时间约束, $T L_t$ 表示由于疾病或受伤而从市场和非法活动中损失的时间, Ω 为消费者在每个时期内的总时间, 并且 Ω 必须在当期用完。式(2-25)到式(2-30)构成了 Grossman 的健康需求模型的基本分析框架。

根据上述框架, 消费者的目标是在预算约束和时间约束限制下实现效用最大化。在此原则下, 消费者可以决定第 t 期最优的健康存量 H_t^* 。不过由式(2-26)可知, 最优健康存量是由最优健康投资 I_{t-1}^* 决定的, 也就是说, 消费者可以通过选择最优的健康投资水平来决定最优的健康存量。健康与其他投资品一样, 在边际收益等于边际成本时达到最优投资水平。但与一般投资品不同的是, 健康的收益体现在两方面, 一是货币收益, 即健康可以增加劳动时间, 从而增加收入; 二是健康直接进入效用函数 g 数给消费者带来效用, 带来所谓的“精神收益”。Grossman 给出的均衡条件为:

$$\gamma_t + \alpha_t = r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t \quad (2-31)$$

式(2-31)左边代表消费者投资健康的边际收益率, 其中 γ_t 表示投资健康的边际货币收益率, 也称为健康资本的边际效率 (Marginal Efficiency of Health Capital, MEC); α_t 表示健康在效用层面获得的收益率, Grossman 称之为精神收益率 (The Psychic Rate of Return)。

具体地,

$$\gamma_t = W_t G_t / \pi_{t-1} \quad (2-32)$$

其中, G_t 表示健康资本存量生产健康时间的边际生产力, $G_t = \partial h_t / \partial H_t$, h_t 为消费者可消费的总健康天数; π_{t-1} 表示投资健康的边际成本, $\pi_{t-1} = dC_{t-1} / dI_{t-1}$, C_{t-1} 为用于投资健康的总成本。

式(2-31)右边代表投资健康的边际货币使用成本, 包含利率 r 、边际成本变动率 $\tilde{\pi}_{t-1}$ 、折旧率 δ_t 三方面。具体地, 利率 r 表示资金用于投资而放弃的利息, 也就是投资资金的机会成本; $\tilde{\pi}_{t-1}$ 为投资健康的边际成本变动率, $\tilde{\pi}_{t-1}$ 可表示为 $\tilde{\pi}_{t-1} = (\pi_t - \pi_{t-1}) / \pi_{t-1}$, 它的经济含义是投资成本变动所产生的资本得利($\tilde{\pi}_{t-1} > 0$)或资本损失($\tilde{\pi}_{t-1} < 0$)。为简化分析, Grossman (1972) 仅考虑健康的投资品特征, 也就是只考虑健康的货币收益, 并将简化后的模型称为纯投资模型 (The Pure Investment Model)。之后, 有学者对模型做出进一步简化, 他们忽略了成本变动的影响, 即假设 $\tilde{\pi}_{t-1} = 0$ (王小万、刘丽杭, 2006)。均衡条件被简化为:

$$\gamma_t = r + \delta_t \quad (2-33)$$

图 2-3 采用函数图像形式更直观地展现了消费者在第 t 期的最优健康资本决策。MEC 代

表消费者的边际收益曲线,也是消费者对健康资本的需求曲线。由式(2-32)可知,MEC 曲线的斜率取决于健康资本存量生产健康时间的边际生产力 G_t 。Grossman 假设健康资本存量生产健康时间的边际生产力是递减的,并认为由于健康资本存量产出的上限为 365 个健康天数,假定边际生产率递减是合理的。所以,健康的边际收益曲线 MEC 斜率为负,是一条向右下倾斜的曲线。S 代表消费者的边际成本曲线,也称为健康资本的供给曲线。由于 $r + \delta_t$ 不受健康资本存量的影响,因此边际成本曲线 S 为一条水平线。MEC 曲线和 S 曲线的相交于点 E,此时消费者效用实现最大化, H_t^* 则为消费者最优的健康资本存量。

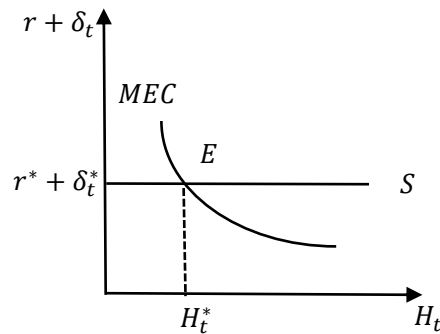


图 2-3 最优健康存量的比较静态分析

Figure 2-3 Comparative static analysis of optimal health stock

运用 Grossman 模型的均衡条件,可以分析不同因素对消费者最优健康资本存量的影响。接下来我们运用比较静态分析方法,重点讨论年龄、教育、工资及医疗服务价格等 4 种因素变化对最优健康水平的影响。

首先来看年龄的影响。消费者年龄与健康折旧率 δ_t 相关,一般而言,年龄越大,健康折旧率 δ_t 也就越大。因此,随着年龄的增长,S 曲线水平上移至 S_a ,MEC 曲线位置不变,两条曲线相较于点 E_a ,如图 2-4 所示。此时,消费者的最优健康水平由 H_t^* 下降至 H_t^a 。不难发现,在其他条件相同的情况下,消费者年龄越高健康状况越差。

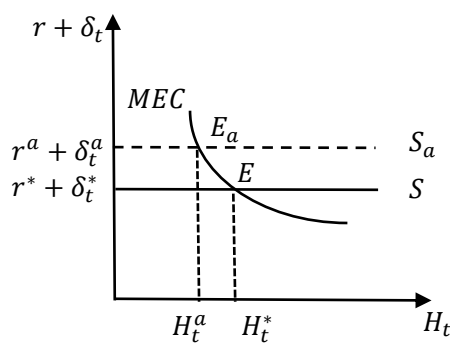


图 2-4 年龄对最优健康存量的影响

Figure 2-4 The impact of age on the optimal health stock

接下来来看教育的影响。消费者受教育水平与健康的生产效率相关,受教育水平越高那么生产健康的效率就越高。也就是说,在投入相同种类和数量的要素生产健康时,受教育水平高的消费者生产健康的效率要高于受教育水平较低的消费。这意味着,MEC 曲线会水平向右上方移动,如图 2.5 所示,移动至 MEC_e 曲线位置,S 曲线位置不发生变动,两条曲线相较于点 E_e 。此时,消费者的最优健康水平由 H_t^* 上升至 H_t^e 。不难发现,消费者受教育水平与健康水平成正比,受教育水平越高,健康水平越高。

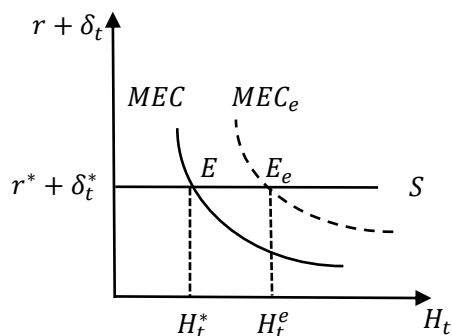


图 2-5 受教育水平对最优健康存量的影响

Figure 2-5 The impact of education on the optimal health stock

最后来看医疗服务价格的影响。医疗服务价格上升意味着健康投资的边际成本上升,即 π_{t-1} 增加。由式(2-32)可知,当医疗服务价格上升时,MEC 曲线将水平向左下方移动,而 S 曲线位置不发生变动。如图 2-6 所示,此时两条曲线相较于点 E_m ,消费者的最优健康水平由 H_t^* 下降至 H_t^m 。这可以表明,医疗服务价格上升不利于消费者的健康。

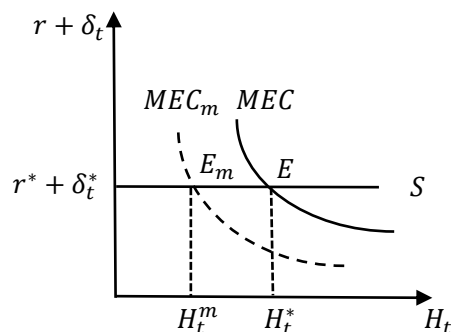


图 2-6 医疗服务价格对最优健康存量的影响

Figure 2-6 The impact of medical service prices on the optimal health stock

2.3 理论分析框架

理性利他主义广泛存在于家庭之中(Becker, 1976),中国家庭中子女对父母的赡养更是典型的利他主义行为(Lee and Xiao, 1998; Sun, 2002; 高建新、李树茁, 2012)。就利他主义理论而言,任何利他行为的实施,都是为了满足自身效用的最大化,子女为父母提供养老支持也不例外。在农村家庭中,子女为父母提供的养老支持不仅局限于经济和物质上的投入,还包括时间上的投入,即对父母的生活照料和精神慰藉(穆光宗, 2002)。在实施任何利他行为时,都会消耗自身的经济成本和时间成本,自身的效用也因此而得到满足(文建

东、李欲晓, 2004)。也就是说, 子女能够通过为父母提供经济支持和时间支持而获得效用满足。进一步地, 从健康资本理论的角度来看, 父母健康又离不开子女的养老支持。健康资本也是一种典型的家庭生产行为, 而经济和时间是生产健康资本必备可少的要素 (Grossman, 1972; 刘国恩等, 2004; 赵忠, 2006)。可见, 子女为父母提供的经济支持和时间支持进一步决定着父母健康水平。

从家庭经济学理论视角来看, 农村青壮年劳动力转移, 不仅导致子女赡养行为发生变化, 还进一步影响着父母健康状况。如前文所述, 中国农村劳动力转移体现在就业部门和就业地点两方面, 即农村劳动力由农业部门转移至非农部门, 由农村转移至城镇。通常, 农村家庭中子女从事非农生产可获得更高的工资率, 工资率提升不仅意味着子女收入水平提高, 也意味着外出就业子女时间价值的增加。与此同时, 子女就业和生活地点由农村转移至城镇, 这拉大了代际间的距离, 外出子女为父母提供生活照料和面对面情感交流的交易成本提高。作为理性的利他主义者, 面对更高的收入水平、时间价值和交易成本, 外出子女会调整自身的赡养行为, 即减少赡养父母的时间投入, 增加赡养父母的经济投入。对于父母而言, 他们的经济水平和时间分配情况也因外出子女赡养行为的调整而发生改变, 子女外出就业对父母健康的影响具有“收入”和“时间分配”两种效应, 并且两种效应的影响方向相反, 两者的相对作用大小决定了子女外出行为对父母健康影响的综合效应。

理论上, 现代通讯技术快速发展与普及正在改变着外出就业子女的精神赡养行为, 同样也会影响父母健康水平。子女外出就业后为父母提供面对面情感交流需要承担更高的时间成本和货币成本 (如交通费用等), 而现代通讯技术降低了外出子女与父母通讯交流的交易成本。作为理性的利他主义者, 外出子女会减少与父母面对面的情感交流, 增加与父母的通讯交流。对父母精神健康而言, 子女的精神慰藉是一种重要的投入要素, 通讯方式的情感交流降低了子女为父母提供精神慰藉的影子价格, 由 Grossman 健康需求理论可知, 要素价格降低将提高父母最优精神健康水平。

另外, 包括赡养父母在内的家庭分工中的性别差异一直是理论界关注的一个热点问题。受父系家庭制度影响, 中国农村家庭子女赡养行为中存在明显的性别差异, 在这种制度安排下, 儿子的养老作用远大于女儿。然而, 我们观察到的一个宏观背景是, 农村劳动力外流同样呈现出性别差异, 即男性劳动力外出比例大于女性。理论上, 农村男性青壮年大幅外流, 增加了女儿的赡养负担, 特别是在时间方面的投入。此外, 家庭子女数量减少, 女儿获得的家庭资源增加 (如教育投入等), 使她们更愿意为父母提供养老支持; 传统性别制度在逐步弱化, 女儿提供养老支持的制度桎梏在松动, 女儿赡养父母的利他动机增强, 这些变化都会增加女儿的养老作用, 而农村家庭中赡养行为的性别差异可能缩小, 甚至被打破。

本小节以家庭经济学中的家庭生产理论、利他主义理论、健康资本理论等相关理论为基础, 构建了本研究的分析框架, 从理论层面分析了农村劳动力转移对子女赡养及父母健康的影响, 并探讨了现代通讯技术在农村家庭养老中扮演的角色。该分析框架的逻辑前提是子女是理性的利他主义者, 逻辑起点是外出就业引起子女收入和时间价值、成本的变化, 而“收入”和“时间”也是分析框架的逻辑主线, 落脚点是子女赡养行为的调整及其对父母健康的影响。具体见图 2-7 理论分析框架图。

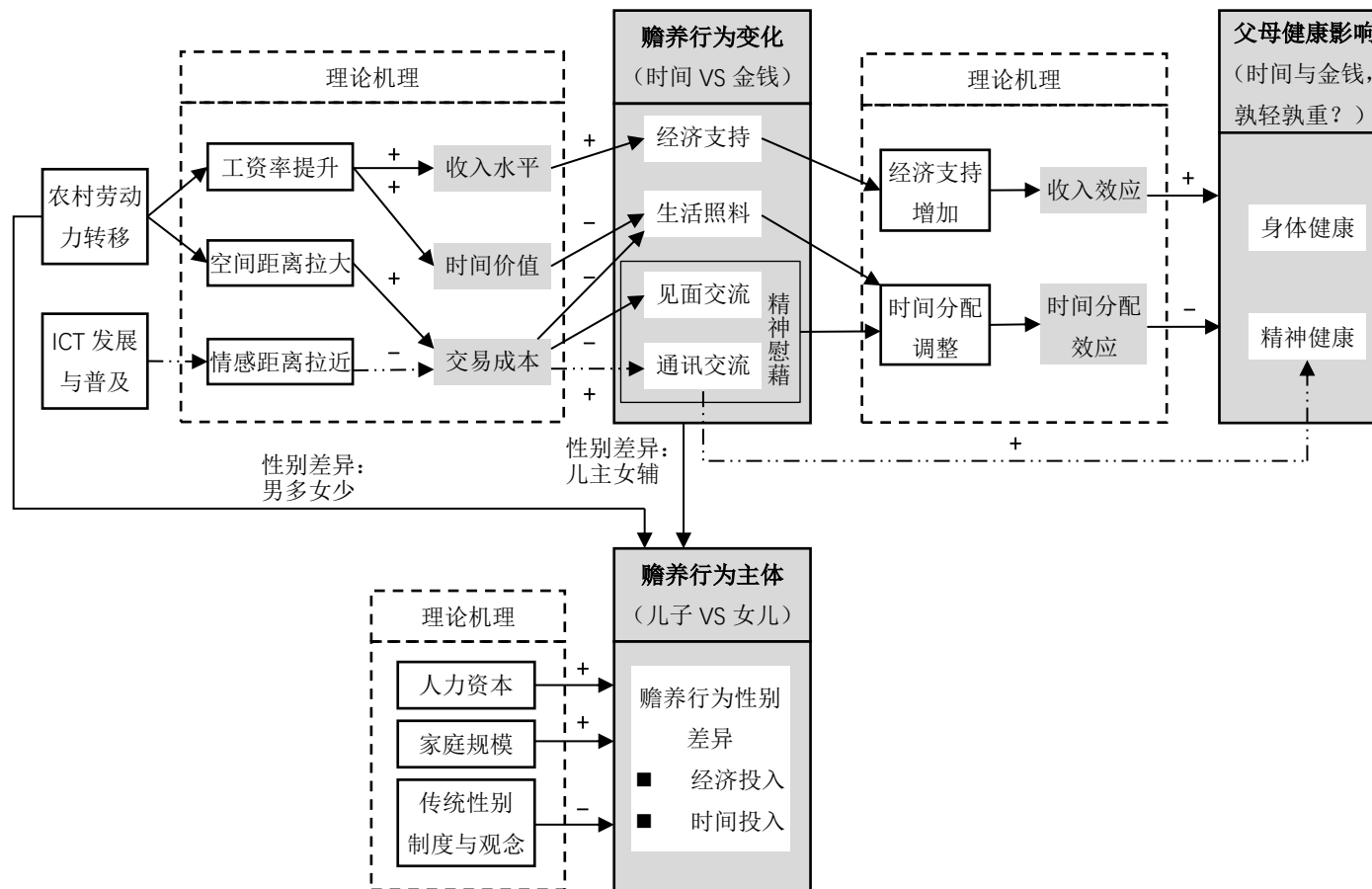


图 2-7 理论分析框架图

Figure 2-7 Theoretical analysis framework

第三章 农村劳动力转移对子女赡养行为的影响

本章将从子女的微观角度,从经济支持、生活照料和精神慰藉三方面,全面分析农村家庭子女外出就业对其赡养父母行为的影响。重点关注外出就业子女在养老支持上经济投入和时间投入的调整,以及现代通讯技术快速发展背景下,外出就业子女精神赡养行为的变化。首先,从理论层面探讨外出就业子女赡养行为将会怎样的改变;其次,构建计量模型,在讨论和解决内生性的基础上,采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,进行实证验证。这在厘清外出就业子女赡养行为变化的同时,还能为下文理解和分析子女外出就业如何影响父母健康提供理论认识上的基础。

3.1 劳动力转移影响子女赡养行为的理论机制

中国农村劳动力转移体现在就业部门和就业地点两方面,即农村劳动力由农业部门转移至非农部门,由农村地区转移至城镇地区。首先,农村劳动力转移至非农部门通常可获得更高的工资率。较大的工资率差异也是导致劳动力从农业部门转移至非农部门的根本原因(Lewis, 1954)。子女外出就业后获得的工资率提升,不仅意味着其收入水平提高,也意味着他们的时间价值增加。根据时间分配理论,收入和时间价值变动将进一步影响外出就业子女的时间分配决策。工资率变化引起市场劳动与家务劳动的相互替代,而这种替代效果为负(Becker, 1965; Gronau, 1976)。也就是说,子女外出就业后可能将更多的时间用于市场劳动,而包括照料父母在内的家务劳动时间必将减少。其次,农村劳动力转移还体现为较长距离的地域迁移,即就业和生活地点从农村转移至城镇(孙鹏程, 2018),从而增加了外出就业子女为父母提供时间支持(生活照料、面对面情感交流)的交易成本。子女外出就业后,拉大了代际间的距离,从而在空间上限制着他们的赡养行为。由于代际间空间距离增加,外出就业子女为父母提供生活照料或面对面情感支持需要花费更多时间成本和货币成本(如交通费用),这意味着外出子女为父母提供时间支持的交易成本攀升,外出子女对父母的时间支持可能因此而减少。不难发现,无论是由工资率上升导致的时间价值增加,还是由空间距离导致的交易成本提升,都可能降低外出就业子女对父母的时间支持。

劳动力转移对子女赡养行为的影响是双重的,尽管外出就业子女为父母提供生活照料和面对面情感支持的时间投入可能会减少,但是外出就业子女可能增加对父母的经济支持和通讯方式的情感支持(姚远, 2001)。理性利他主义理论认为,子女可以通过为父母提供经济支持和时间支持而获得效用上的满足。那么,子女外出就业后,为了保持原有的效用水平不变,在减少生活照料和面对面情感支持的同时,会在其他方面增加对父母的支持。一是外出就业子女收入水平普遍增加,这促使外出就业子女提高对父母的经济支持(Kanaiaupuni and Donato, 1999);二是随着现代通讯技术的快速发展和广泛普及,代际间的通讯联系变得更加普遍、频繁和深入,外出子女可以随时随地以较低成本与父母取得通讯联系并交流情感,这意味着通讯联系降低了外出子女与父母情感交流的时间成本和货币成本,因此,外出子女可能更多地采用通讯方式为父母提供精神支持。

3.2 数据、变量与描述性分析

3.2.1 数据说明

本章经验分析所用数据来源于 2016 年中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS)。CFPS 是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目,样本覆盖全国 25 个省(市、自治区),数据中包括家庭关系与家庭动态、养老支持、人口迁移、经济活动等诸多内容。CFPS 自 2010 年基线调查之后每两年进行一次全样本追踪调查,目前已公布 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年 4 期数据。本章使用最新公开的 2016 年数据。与前三期数据不同,2016 年数据直接从子女角度统计了子女是否为父母提供养老支持,并进一步询问了养老支持的强度,所收集的子女赡养数据更加详实。这为研究子女赡养行为提供了强有力的数据支撑。

本章所关注的研究问题是农村家庭成年子女外出就业对其赡养父母行为的影响,文中选取 2016 年 CFPS 成人数据库中年龄在 18 周岁及以上,同时父母有一方年龄大于等于 45 周岁的农村家庭子女作为分析样本,并剔除了赡养能力较弱的样本,即年龄 65 岁以上的子女和正在上学的子女,经处理后获得 11402 个样本。进一步地,为获得个体样本的兄弟数量和姐妹数量信息,以便控制个体的家庭结构特征,这里将 2016 年 CFPS 数据与 2010 年 CPFS 数据进行了匹配。需要说明的是,由于个体的兄弟姐妹个数及类型一般不会随时间变化而发生变化,所以 CFPS 仅在 2010 年的基线调查中收集了兄弟姐妹信息,而之后三期调查没有追访兄弟姐妹数量信息(郑筱婷、陆小慧,2018)。匹配后,最终获得 7311 个有效样本。

3.2.2 主要变量及其设定

(一) 赡养行为的衡量

为全面衡量子女的赡养行为,本文从经济支持、生活照料和精神慰藉三个方面加以衡量。结合 CFPS 数据,文中采用是否提供支持和支持强度两种方式衡量子女的经济支持和生活照料行为,具体包括是否提供经济支持、经济支持数量、是否提供照料和照料频率 4 个指标。前文分析指出,随着现代通讯技术的快速发展与普及,代际间的通讯交流越来越普遍,子女对父母的情感关怀不在局限于面对面的交流,子女为父母提供的精神支持方式可能发生变化。因此,文中选取面对面的情感支持和通讯方式的情感支持来衡量子女的精神赡养行为。具体地,借鉴已有研究做法(宋月萍,2014;郑晓冬、方向明,2017),文中选取子女看望父母频率、子女与父母通讯联系频率来分别衡量面对面情感支持和通讯方式的情感支持。

(二) 外出就业的设定

是否外出就业是本文关注的核心解释变量。然而,CFPS 问卷中没有直接识别受访者是否外出就业的问题,需要采用间接方法识别出该变量(叶静怡等,2017)。根据前文关于外出就业子女的界定,结合 CFPS 数据中受访者“主要工作类型”,以及受访者当前所在地的“国家统计局资料的城乡分类”两个变量去识别样本是否为外出就业子女。当农村成年子女从事的主要工作类型为非农工作,并且受访者当前所在地为城镇,那么该受访者就被识别为

“外出就业子女”。是否外出就业变量为虚拟变量，取值为 1 代表外出就业，取值为 0 代表非外出就业。

（三）其他相关变量

考虑到子女赡养行为可能受到多种因素影响，文中控制了子女自身特征^①、父母与家庭特征^②、地域特征等三类解释变量（鄢盛明等，2001；Lin et al., 2003；宋璐、李树苗，2017；于长永等，2017；张驰等，2019）。子女本人特征具体包括年龄、性别、受教育年限、婚姻情况、工资收入、孩子数量、传统观念等 7 个变量；父母与家庭特征包括父母年龄、父母受教育水平、父母是否提供经济支持、父母是否帮忙料理家务、代际关系等 5 个变量；另外，为排除地区间差异带来的影响，文中进一步控制了省份虚拟变量。

需要说明的是，父母的健康状况可能影响子女的赡养行为，同时还可能影响子女的外出就业决策，这就需要在模型中控制衡量父母健康状况的变量，以避免可能因遗漏变量而导致的内生性问题。但是，CFPS 成人数据库中并未统计受访者父母的健康信息，详细的父母健康信息需要结合父母编码，匹配成人库中的父母数据。遗憾的是，很多子女尤其是女儿的父母并未参与调查，这样操作会损失大量的样本。经权衡后，文中并未直接控制衡量父母健康的变量。但是，在模型中控制的父母年龄、受教育水平，以及父母为子女提供支持的行为能一定程度上反映出父母的健康状况，比如，年龄越小、受教育水平越高，以及为子女们提供经济、家务劳动支持越多的父母，他们本身的健康状况可能越好。所以，通过控制上述相关变量能在一定程度上缓解因遗漏父母健康变量而导致的内生性问题。

主要变量的设定形式参见表 3-1。

表 3-1 主要变量的描述与设定
Table 3-1 Variables' setting and unit

变量名称	描述	设定/单位
被解释变量		
是否提供经济支持	受访者过去 6 个月是否为父母提供过经济支持	否=0，是=1
经济支持数量	受访者过去 6 个月平均每月给父母经济支持的数量	元
是否照料	受访者过去 6 个月是否照料父母	否=0，是=1
照料频率	受访者过去 6 个月照料父母的频率	从不=0，几个月 1 天=1，每月 1 天=2，每月 2~3 天=3，每周 1~2 天=4，每周 3~4 天=5，几乎每天=6
看望频率	受访者过去 6 个月与父母见面的频率	从不=0，几个月 1 天=1，每月 1 天=2，每月 2~3 天=3，每周 1~2 天=4，每周 3~4 天=5，几乎每天=6

① 子女特征变量均来自于 2016 年 CFPS 成人数据库。
② 由于成人数据库中并未统计父母特征信息，所以父母特征变量由成人库与家庭关系库合并后获得。不过，家庭关系库中仅统计了父母年龄、教育、户口类型等基本信息，更详细的父母信息需要结合父母编码，匹配父母成人库中的数据。但很多子女尤其是女儿的父母并未参与调查，这样操作会损失大量的子女样本。经权衡后，最终控制了父母的年龄和受教育水平两个特征变量。

表 3-1（续）

变量名称	描述	设定/单位
通讯交流频率	受访者过去 6 个月与父母通讯联系的频率	从不=0，几个月 1 天=1，每月 1 天=2，每月 2~3 天=3，每周 1~2 天=4，每周 3~4 天=5，几乎每天=6
解释变量		
是否外出就业	受访者是否外出就业	否=0，是=1
年龄	受访者年龄	岁
性别	受访者性别	儿子=0，女儿=1
受教育水平	受访者的受教育水平	文盲=1，小学=2，初中=3，高中=4，大专、本科及以上=5
有无配偶	受访者的配偶是否健在	否=0，是=1
工资收入	受访者过去 12 个月的工资收入，取对数形式	元，取对数形式
孩子数量	受访者健在子女的数量	个
传统观念	受访者烧香拜佛的频率	从不=0，几个月 1 次=1，每月 1~3 次=2，每周 1~3 次=3，几乎每天=4
父母年龄	受访者父母的平均年龄	岁
父母受教育水平	受访者父母中最高的受教育水平	文盲=1，小学=2，初中=3，高中及以上=4
父母是否提供经济支持	过去 6 个月父母是否向受访者提供经济帮助	否=0，是=1
父母是否帮忙料理家务	过去 6 个月父母是否帮助受访者料理家务或照料孙辈	否=0，是=1
代际关系	受访者过去 6 个月与父母的关系	很不亲近=1,不大亲近=2，一般=3，亲近=4，很亲近=5
兄弟数量	受访者在世的兄弟数量	个
姐妹数量	受访者在世的姐妹数量	个
是否扫墓	受访者的家庭是否有扫墓的传统	否=0，是=1

3. 2. 3 外出子女与非外出子女的特征及赡养行为差异的描述性分析

表 3.2 展示了主要变量的描述性分析结果，以及农村家庭外出就业与非外出两组子女在赡养行为及相关特征方面的比较分析结果。整体上看，在赡养行为方面，48%的农村家庭子女为父母提供经济支持，平均每月为父母提供约 260 元；接近 40%的子女会照料自己的父母，照料频率的均值为 1.67，这表明农村子女照料父母的平均频率介于几个月 1 天和每月 1

天之间，子女照料父母的频率处于较低水平；子女看望父母频率和与父母通讯联系频率的均值分别为 3.79、3.15，两者之间差异并不大，这表明子女看望父母的频率和与父母通讯联系的频率均在每月 2~3 天和每周 1~2 天之间。在个人及家庭特征等方面，农村家庭中约有 30%的外出就业子女，子女平均年龄在 38 岁左右，儿子占 55%，女儿占 45%，儿子比例略微高于女儿，子女的平均受教育水平接近于初中，这反映出当前农村外出就业人员的受教育水平较低；接近 80%的子女已经成家，子女拥有的孩子数量为 1.29 个，这也反映出农村家庭中后代数量在减少；父母的平均年龄在 64 岁左右，父母的平均受教育水平为小学，父母为子女提供经济帮助比例只有 13%，但父母帮助子女料理家务或照料孙辈的比例则有 34%，有 38%的父母与子女同住。

分组来看，在赡养行为方面，农村家庭外出就业子女和非外出子女在经济支持、生活照料、精神慰藉三方面均存在显著差异，外出子女为父母提供的经济支持要强于非外出子女，而非外出子女为父母提供的照料支持要强于外出子女；同时非外出子女更多地采取面对面的情感支持方式，而外出子女更多地采取通讯方式的情感支持。具体地，54%的外出子女为父母提供经济支持，平均每月为父母提供约 435 元，相比只有 46%的非外出子女为父母提供经济支持，并且平均每月给父母的钱要比外出子女少 176 元左右；外出子女照料父母的比例比非外出子女低 8%，并且照料频率也显著低于非外出子女；精神赡养方面，非外出子女看望父母频率的均值显著高于外出子女，而外出子女与父母通讯联系频率的均值则显著高于非外出子女，这样一定程度上反映出，外出子女可能会用通讯交流来弥补面对面情感交流的不足。

此外，两组子女在个人、家庭特征等方面也存在一定差异。外出子女的平均年龄要小于非外出子女，这可能是因为外出就业从事的工作往往比较消耗体能，更适合年轻劳动力；外出就业的女性比例要明显低于男性；外出就业子女的受教育水平和工作收入均显著高于非外出就业子女；非外出子女的孩子数量要多于外出子女，这一定程度上反映出照料孩子限制了劳动力的外出；外出子女的父母受教育水平更高，这可能与受教育水平高的父母可能思想更开放，眼界更高，更支持子女外出就业有关；更多父母帮助外出子女料理家务。

表 3-2 全样本和分组样本的描述性统计结果

Table 3-2 Descriptive statistics of full samples and grouped samples								
变量名称	全部样本			非外出就业子女		外出就业子女		两组间
	观测值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值差
被解释变量								
是否经济支持	11402	0.48	0.50	0.46	0.50	0.54	0.50	-0.08***
经济支持量	11402	310.40	895.58	259.16	870.80	435.18	941.79	-176.02***
是否照料	11402	0.39	0.49	0.42	0.49	0.34	0.47	0.08***
照料频率	11402	1.67	2.28	1.80	2.34	1.35	2.10	0.45***
看望频率	11402	3.79	2.05	3.92	2.02	3.46	2.10	0.46***
通讯联系频率	11402	3.15	2.07	2.98	2.12	3.56	1.86	-0.58***
解释变量								
是否外出就业	11402	0.29	0.45					

表 3-2（续）

变量名称	全部样本			非外出就业子女		外出就业子女		两组间
	观测值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值差
年龄	11402	37.57	11.14	38.53	11.53	35.21	9.74	3.33***
性别	11402	0.45	0.50	0.47	0.50	0.41	0.49	0.07***
受教育水平	11402	2.78	1.21	2.67	1.23	3.04	1.11	-0.37***
有无配偶	11402	0.79	0.41	0.79	0.41	0.77	0.42	0.02**
工资收入	11402	2.48	4.37	1.71	3.79	4.36	5.06	-2.65***
孩子数量	11402	1.29	1.05	1.36	1.07	1.12	0.99	0.25***
传统观念	11402	1.84	1.34	1.84	1.35	1.83	1.31	0.02
父母年龄	11402	64.46	12.38	65.53	12.61	61.86	11.40	3.67***
父母受教育水平	11402	2.14	0.99	2.08	0.99	2.30	0.97	-0.22***
父母是否提供经济支持	11402	0.13	0.33	0.12	0.33	0.13	0.33	-0.01
父母是否帮忙料理家务	11402	0.34	0.47	0.32	0.47	0.39	0.49	-0.06***
代际关系	11402	4.31	0.70	4.29	0.70	4.35	0.70	-0.06***
兄弟数量	7311	1.09	1.14	1.16	1.17	0.86	1.04	0.30***
姐妹数量	7311	1.16	1.25	1.25	1.27	0.92	1.15	0.33***
是否扫墓	7311	0.73	0.45	0.72	0.45	0.74	0.44	0.02

3.3 实证分析与结果

3.3.1 计量模型与估计方法

为估计农村家庭子女外出就业对其赡养行为的影响，构建如下计量模型：

$$Y_i = F(M_i, Z_i, \varepsilon_i)$$

其中，被解释变量 Y_i 代表第 i 个样本的赡养行为，具体用是否提供经济支持、经济支持数量、是否提供照料、照料频率、看望频率和通讯联系频率 6 个指标来衡量； M_i 代表第 i 个样本的外出就业情况； Z_i 为一系列控制变量，具体包括前文提到的子女自身特征、父母与家庭特征、地域特征等三类变量； ε_i 为随机扰动项。

上述计量模型中可能存在由“自选择”导致的内生性问题。原因是，如果子女因为自身的某些特点决定外出就业，那么“外出就业”行为本身对其赡养行为的影响，就很难说是因果性的。比如，不孝顺的子女或与父母关系不好的子女可能更愿意远离父母而外出打工，同时这类子女为父母提供的养老支持也偏低。理论上，自选择问题可以看成一种特殊类型的遗漏变量问题，并且可以通过在模型中控制更多相关变量或代理变量来解决该问题（陈云松、范晓光，2010）。因此，我们在模型中纳入子女孝道观念、代际关系等变量来尝试解决可能

由自选择导致的估计偏误。需要说明的是,文中将烧香拜佛频率、是否有扫墓传统作为孝道观念的代理变量。事实上,佛教和道教思想对孝道观念的形成产生了深远影响,即便在当今社会,不少思想传统的个人即便不是佛教或者道教的教徒,也会去寺庙、道观参拜祈愿,或是在家中供奉参拜。一般而言个人信佛信教表明内心更容易受传统孝道文化观念影响,因此烧香拜佛频率能一定程度上衡量个人传统孝道观念的强弱;扫墓是中华民族祭奠祖先的传统行为仪式,是一种传统孝道文化的表现形式,有着扫墓传统的家庭通常受孝道文化的影响相对深厚,因此选择上述两个变量作为孝道观念的代理变量。

3.3.2 外出就业子女赡养行为变化: 经济支持 VS 生活照料

表 3-3 汇报了外出就业对子女经济支持和生活照料行为影响的估计结果,报告结果的(1)~(3)列为估计系数的平均边际效应,第(4)列为估计系数。同时表 3-6 给出了有序 Probit 模型估计的照料频率方程中是否外出就业变量的平均边际效应。结果显示,是否外出就业变量在是否经济支持、经济支持量两个方程中的系数均为正,并都在 1% 的统计水平上显著,这说明在控制其他变量的影响后,外出就业子女为父母提供经济支持的概率比非外出子女高 4.6%,并且其平均每月给父母的钱比非外出子女多 37 元左右;是否外出就业变量在是否照料方程、照料频率两个方程中的系数均为负,分别在 5% 和 1% 的统计水平上显著,这说明在控制其他变量的影响后,外出就业子女照料父母的概率比非外出子女低 2.8%,同时其照料父母的频率也显著低于非外出子女。上述估计结果表明,外出就业子女在经济支持方面的作用要强于非外出子女,但在生活照料方面的作用要弱于非外出子女。

其他控制变量的估计结果也基本与预期和现实相符。年龄越大的子女为父母提供的生活照料越多,可能的原因是,一方面年龄越大的子女外出就业的可能性越低,更有可能在父母身边照料起居,另一方面通常年龄越大的子女其父母年龄也越大,也更需要子女提供生活照料;子女性别变量在四个方程中的系数均为负,并且都在统计上显著,这表明无论在经济支持,还是生活照料方面,儿子的养老作用均显著大于女儿,这反映出农村家庭中仍然维持着“儿主女辅”的传统养老模式;子女的受教育水平越高给父母提供的养老支持就越多,说明在父母资助下得到更好教育的子女,养老作用就越大(石智雷, 2015);结婚的子女为父母提供的养老支持明显减弱,这可能与结婚后自己的“小家庭”和配偶家庭的事务增多有关;收入越高的子女,为父母提供的经济支持就越多;父母年龄越大,子女为其提供的养老支持越多,这可能与农村父母的收入能力和健康状况相关(丁士军, 2000);获得父母支持更多的子女,同样会为父母提供更多的养老支持;兄弟数量变量在两个照料方程中的系数显著为负,这说明一个家庭中儿子数量越多的话,单个子女所承担的照料父母的任务就越轻,有趣的是姐妹数量变量的熟悉在统计并不显著,这也再次反映出农村家庭仍维持着“养儿防老”传统模式。值得注意的是,与父母的关系越好,子女和家庭的传统孝道观念越强,子女发挥的养老作用也就越大,这表明传统孝道文化在约束子女赡养行为方面仍扮演着重要角色。

表 3-3 外出就业对经济支持和生活照料影响的估计结果

Table 3-3 Estimated results of the impact of migration on financial support and care

变量	(1) Probit模型 是否经济支持 边际效用	(2) Tobit模型 经济支持量 边际效用	(3) Probit模型 是否照料 边际效用	(4) 有序Probit模型 照料频率 估计系数
是否外出就业	0.046*** (0.014)	36.528*** (12.503)	-0.028** (0.013)	-0.116*** (0.036)
年龄	0.001 (0.001)	-1.135 (1.146)	0.002** (0.001)	0.008*** (0.003)
性别	-0.056*** (0.013)	-64.039*** (11.706)	-0.020* (0.012)	-0.115*** (0.032)
小学	0.066*** (0.017)	19.667 (15.005)	0.030* (0.016)	0.055 (0.043)
初中	0.079*** (0.017)	36.276** (14.945)	0.0382** (0.0162)	0.098** (0.043)
高中	0.102*** (0.023)	57.992*** (20.457)	0.044** (0.021)	0.019 (0.057)
高等教育	0.163*** (0.025)	181.048*** (26.864)	0.080*** (0.024)	0.072 (0.062)
有无配偶	0.001 (0.020)	-36.423** (18.188)	-0.072*** (0.019)	-0.169*** (0.052)
工资收入	0.008*** (0.002)	6.163*** (1.348)	-0.000 (0.001)	-0.003 (0.004)
孩子数量	0.002 (0.008)	-0.969 (7.209)	-0.008 (0.008)	-0.030 (0.020)
父母年龄	0.007*** (0.001)	4.134*** (1.021)	0.009*** (0.001)	0.030*** (0.003)
小学	0.017 (0.015)	5.376 (13.061)	-0.012 (0.014)	-0.036 (0.036)
初中	0.039** (0.017)	29.183* (16.007)	-0.026 (0.016)	-0.069 (0.043)
高中及以上	-0.015 (0.022)	-26.038 (19.211)	-0.023 (0.021)	-0.057 (0.056)
父母是否给予经 济支持	0.024 (0.019)	1.427 (17.755)	0.138*** (0.018)	0.317*** (0.047)
父母是否帮忙料 理家务	0.133*** (0.014)	127.538*** (12.816)	0.166*** (0.013)	0.520*** (0.037)

表 3-3（续）

变量	是否经济支持	经济支持量	是否照料	照料频率
	边际效用	边际效用	边际效用	估计系数
与父母的关系	0.044*** (0.008)	39.095*** (7.601)	0.042*** (0.008)	0.096*** (0.021)
传统观念	0.015*** (0.004)	6.220 (3.899)	0.007* (0.004)	0.028*** (0.011)
是否扫墓	0.013 (0.013)	22.043* (12.146)	0.015 (0.013)	0.029 (0.034)
兄弟数量	0.002 (0.006)	-4.794 (5.751)	-0.018*** (0.006)	-0.076*** (0.015)
姐妹数量	0.005 (0.005)	1.258 (4.779)	0.003 (0.005)	-0.002 (0.013)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Pseudo R2	0.052	0.007	0.091	0.071
观测值	7311	7311	7311	7311

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；各模型中均控制了 24 个省（市、自治区）的虚拟变量；子女受教育水平与父母的受教育水平均以文盲为参照组。

表 3-4 有序 Probit 估计的是否外出就业变量的平均边际效应

Table 3-4 The average marginal effect of migration variable of ordered Probit regression

	照料频率	看望频率	通讯联系频率
从不	0.039***	0.009***	-0.019**
几个月1天	-0.001***	0.024***	-0.001**
每月1天	-0.001***	0.008***	-0.001**
每月2~3天	-0.004***	0.006***	-0.001**
每周1~2天	-0.005***	0.001***	0.005**
每周3~4天	-0.004***	-0.002***	0.006**
几乎每天	-0.023***	-0.046***	0.013**

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

3.3.3 外出就业子女的精神赡养行为

接下来分析外出就业对子女精神赡养行为的影响，估计结果如表 3-5 所示。是否外出就业变量在看望频率方程中的估计系数为负，并在 1%的统计水平上显著，这表明子女外出就业后看望父母的频率明显降低，那么其为父母提供面对面情感关怀的机会也就减少；相反，是否外出就业对通讯联系频率的影响为正，并在 5%的统计水平上显著，这表明子女外出就业后更多地采用通讯方式与父母联系。上述结果能反映出，尽管外出就业子女与父母的空间距离被拉大，他们与父母面对面交流的频率在降低，但他们尝试使用一些现代的通讯技术手

段为父母提供更多的精神支持，从而在一定程度上弥补当面情感支持的不足。

其他控制变量的估计结果也与预期和现实基本相符。随着父母年龄的增加，子女看望父母的频率增加，而与父母通讯联系的频率减少，这可能有两方面原因导致，一是父母年龄增加可能更需要子女提供面对面的精神支持，二是年龄越大的父母对现代通讯技术和设备的接受与使用能力较弱，限制了子女与父母的通讯交流。父母是否给予经济支持、父母是否帮忙料理家务、与父母的关系、传统观念、是否扫墓等 5 个变量对看望频率和通讯联系频率的影响几乎都显著为正，这反映出一个家庭中代际关系越好，孝道观念越浓厚，越有利于子女精神慰藉作用的发挥。

结果还显示，子女性别变量在看望频率方程中的估计系数为负，并在 1% 的统计水平上显著，这表明女儿为父母提供面对面情感交流的频率显著低于儿子；相反，子女性别变量对通讯联系频率的影响显著为正，这表明与儿子相比，女儿更多地为父母提供通讯方式的情感交流，这反映出儿子和女儿的精神赡养行为存在明显差异。这一结果可能与子女的居住安排密切相关，在农村现实社会中，居住安排与子女性别相关，儿子与父母同住的可能性远高于女儿，与父母同住的子女更有可能为父母提供面对面的情感支持。即便如此，女儿们尝试使用现代通讯技术手段为父母提供更多的情感支持。

表 3-5 外出就业对精神赡养行为影响的估计结果

Table 3-5 Estimated results of the impact of migration on mental support behavior		
变量	有序Probit模型 看望频率	有序Probit模型 通讯联系频率
	估计系数	估计系数
是否外出就业	-0.147*** (0.033)	0.070** (0.030)
年龄	0.015*** (0.003)	-0.014*** (0.003)
性别	-0.476*** (0.030)	0.270*** (0.029)
小学	0.112*** (0.040)	0.137*** (0.040)
初中	0.151*** (0.039)	0.213*** (0.040)
高中	0.021 (0.052)	0.332*** (0.051)
高等教育	-0.120** (0.058)	0.470*** (0.055)
有无配偶	0.151*** (0.051)	0.044 (0.046)
工资收入	-0.023*** (0.004)	0.003 (0.003)

表 3-5 (续)

变量	看望频率	通讯联系频率
	估计系数	估计系数
孩子数量	-0.033* (0.019)	-0.044** (0.018)
父母年龄	0.009*** (0.003)	-0.023*** (0.003)
小学	-0.012 (0.033)	0.082** (0.033)
初中	0.031 (0.040)	0.076** (0.038)
高中及以上	0.030 (0.052)	0.117** (0.049)
父母是否给予经济支持	0.054 (0.047)	0.196*** (0.045)
父母是否帮忙料理家务	0.716*** (0.037)	0.264*** (0.033)
与父母的关系	0.042** (0.020)	0.211*** (0.019)
传统观念	0.020** (0.009)	0.038*** (0.010)
是否扫墓	0.058* (0.031)	-0.025 (0.030)
兄弟数量	-0.054*** (0.014)	0.009 (0.015)
姐妹数量	-0.026** (0.011)	-0.014 (0.012)
省份虚拟变量	控制	控制
Pseudo R2	0.092	0.084
观测值	7311	7311

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；各模型中均控制了 24 个省（市、自治区）的虚拟变量；子女受教育水平与父母的受教育水平均以文盲为参照组。

3.3.4 稳健性检验

在选取多种被解释变量和采用多种估计方法的基础上，进一步通过样本调整、模型设定调整，以及倾向得分匹配法来检验基础回归结果的稳健性。

（一）样本调整

在计量方程中不在控制兄弟数量、姐妹数量两个代表家庭结构特征的变量，这样可以使

用与 2010 年 CFPS 数据匹配之前的子女样本, 共计 11402 个样本。调整后的估计结果见表 3-6。结果显示, 各模型中是否外出就业变量的系数均值统计上显著, 并且符号、大小与基础回归方程基本一致。其他控制变量的估计结果也与基础回归方程基本一致。调整样本的检验结果表明, 基础回归结果稳健。

表 3-6 稳健性检验: 样本调整

Table 3-6 Robustness test: sample adjustment

变量	Probit 是否经济支持 边际效用	Tobit 经济支持量 边际效用	Probit 是否照料 边际效用	OProbit 照料频率 估计系数	OProbit 看望频率 估计系数	OProbit 通讯联系频率 估计系数
是否外出就业	0.062*** (0.011)	78.473*** (14.167)	-0.029*** (0.011)	-0.103*** (0.028)	-0.111*** (0.025)	0.087*** (0.023)
年龄	0.003*** (0.001)	1.701 (1.387)	0.002** (0.001)	0.008*** (0.003)	0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)
性别	-0.053*** (0.010)	-86.092*** (13.548)	-0.006 (0.010)	-0.064** (0.025)	-0.300*** (0.023)	0.262*** (0.023)
小学	0.068*** (0.015)	37.067** (18.924)	0.030** (0.014)	0.045 (0.038)	0.075** (0.034)	0.157*** (0.035)
初中	0.080*** (0.015)	55.012*** (18.574)	0.042*** (0.014)	0.099*** (0.037)	0.096*** (0.034)	0.219*** (0.034)
高中	0.074*** (0.018)	38.395* (22.851)	0.077*** (0.017)	0.098** (0.045)	-0.025 (0.041)	0.286*** (0.041)
高等教育	0.148*** (0.020)	201.073*** (28.964)	0.060*** (0.019)	0.042 (0.049)	-0.113** (0.045)	0.423*** (0.043)
有无配偶	0.018 (0.014)	-20.344 (19.127)	-0.086*** (0.014)	-0.165*** (0.036)	0.159*** (0.035)	0.082** (0.032)
工资收入	0.012*** (0.001)	11.888*** (1.455)	-0.002 (0.001)	-0.007** (0.003)	-0.028*** (0.003)	0.009*** (0.002)
孩子数量	-0.005 (-0.006)	-15.664* (8.530)	-0.016** (0.006)	-0.060*** (0.016)	-0.049*** (0.015)	-0.026* (0.015)
父母年龄	0.006*** (0.001)	3.325*** (1.162)	0.008*** (0.001)	0.023*** (0.002)	0.008*** (0.002)	-0.022*** (0.002)
小学	0.004 (0.012)	-12.481 (15.798)	-0.013 (0.012)	-0.048 (0.030)	-0.002 (0.027)	0.101*** (0.027)
初中	0.017 (0.014)	15.466 (18.333)	-0.032** (0.013)	-0.104*** (0.034)	-0.004 (0.031)	0.118*** (0.030)
高中及以上	-0.013 (0.017)	-19.107 (22.602)	-0.030* (0.017)	-0.101** (0.043)	-0.019 (0.040)	0.174*** (0.038)

表 3-6 (续)

变量	是否经济支持 边际效用	经济支持量 边际效用	是否照料 边际效用	照料频率 估计系数	看望频率 估计系数	通讯联系频率 估计系数
父母是否给予 经济支持	-0.000 (0.014)	-46.384** (19.119)	0.153*** (0.013)	0.347*** (0.034)	0.122*** (0.033)	0.145*** (0.032)
父母是否帮忙 料理家务	0.112*** (0.011)	118.314*** (14.347)	0.164*** (0.010)	0.490*** (0.028)	0.619*** (0.027)	0.262*** (0.025)
与父母的关系	0.047*** (0.007)	59.133*** (8.881)	0.041*** (0.006)	0.093*** (0.017)	0.021 (0.016)	0.232*** (0.015)
传统观念	0.015*** (0.004)	13.258*** (4.664)	0.009*** (0.003)	0.029*** (0.009)	0.018** (0.008)	0.052*** (0.008)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R2	0.057	0.006	0.083	0.051	0.071	0.079
观测值	11402	11402	11402	11402	11402	11402

注：同上表。

(二) 模型设定调整

进一步通过改变模型设定检验估计结果的稳健性。关于被解释变量为虚拟变量的情况，使用 Logit 模型替代 Probit 模型进行回归分析；使用 OLS 估计被解释变量为经济支持数量的方程；被解释变量照料频率、看望频率、通讯联系频率为有序多值离散变量，均使用有序 Logit 模型替代有序 Probit 模型进行回归分析。表 3-7 展示的结果显示，是否外出就业变量系数的符号、大小与显著性与基础回归结果基本一致，进一步表明基础回归的估计结果稳健。

表 3-7 稳健性检验：模型设定调整

Table 3-7 Robustness test: model setting adjustment

变量	Logit 是否经济支持 边际效用	OLS 经济支持量 估计系数	Logit 是否照料 边际效用	OLogit 照料频率 估计系数	OLogit 看望频率 估计系数	OLogit 通讯联系频率 估计系数
是否外出就业	0.199*** (0.060)	36.128* (19.718)	-0.131** (0.064)	-0.193*** (0.063)	-0.242*** (0.056)	0.115** (0.050)
年龄	0.006 (0.005)	-3.061*** (1.156)	0.012** (0.006)	0.013** (0.005)	0.024*** (0.005)	-0.027*** (0.005)
性别	-0.239*** (0.055)	-91.684*** (18.243)	-0.100* (0.058)	-0.182*** (0.055)	-0.876*** (0.052)	0.497*** (0.049)
小学	0.288*** (0.076)	18.258 (13.986)	0.149* (0.079)	0.084 (0.073)	0.214*** (0.067)	0.207*** (0.067)
初中	0.341*** (0.075)	29.842* (16.546)	0.183** (0.078)	0.159** (0.073)	0.257*** (0.065)	0.352*** (0.066)
高中	0.441*** (0.099)	60.241** (26.008)	0.211** (0.103)	0.021 (0.098)	-0.009 (0.087)	0.561*** (0.085)

表 3-7 (续)

变量	是否经济支持	经济支持量	是否照料	照料频率	看望频率	通讯联系频率
	边际效用	估计系数	边际效用	估计系数	估计系数	估计系数
高等教育	0.705*** (0.111)	206.927*** (39.920)	0.385*** (0.115)	0.152 (0.105)	-0.274*** (0.102)	0.775*** (0.093)
有无配偶	0.004 (0.086)	-78.009** (31.795)	-0.347*** (0.090)	-0.276*** (0.089)	0.316*** (0.090)	0.100 (0.079)
工资收入	0.033*** (0.006)	5.487** (2.401)	-0.001 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.039*** (0.006)	0.005 (0.005)
孩子数量	0.007 (0.034)	2.776 (8.147)	-0.036 (0.035)	-0.050 (0.034)	-0.068** (0.033)	-0.085*** (0.031)
父母年龄	0.032*** (0.005)	0.523 (1.074)	0.042*** (0.005)	0.052*** (0.005)	0.016*** (0.004)	-0.039*** (0.004)
小学	0.074 (0.063)	-4.613 (16.938)	-0.053 (0.065)	-0.042 (0.061)	-0.033 (0.054)	0.135** (0.055)
初中	0.170** (0.074)	18.489 (21.901)	-0.117 (0.078)	-0.098 (0.075)	0.043 (0.067)	0.144** (0.064)
高中及以上	-0.061 (0.094)	-43.307* (24.671)	-0.108 (0.103)	-0.081 (0.098)	0.046 (0.089)	0.198** (0.082)
父母是否给予 经济支持	0.101 (0.083)	-3.768 (25.999)	0.658*** (0.087)	0.556*** (0.080)	0.059 (0.082)	0.331*** (0.076)
父母是否帮忙 料理家务	0.573*** (0.061)	142.176*** (20.681)	0.788*** (0.064)	0.865*** (0.064)	1.283*** (0.063)	0.489*** (0.058)
与父母的关系	0.189*** (0.035)	48.249*** (8.839)	0.200*** (0.038)	0.172*** (0.037)	0.082** (0.034)	0.348*** (0.031)
传统观念	0.067*** (0.019)	-0.691 (4.534)	0.033* (0.019)	0.046*** (0.018)	0.029* (0.015)	0.066*** (0.016)
是否扫墓	0.054 (0.057)	22.362* (13.234)	0.070 (0.061)	0.056 (0.058)	0.081 (0.052)	-0.060 (0.050)
兄弟数量	0.007 (0.027)	-11.141* (5.694)	-0.086*** (0.028)	-0.120*** (0.026)	-0.089*** (0.023)	0.022 (0.024)
姐妹数量	0.024 (0.023)	-1.196 (4.387)	0.015 (0.023)	-0.001 (0.021)	-0.043** (0.019)	-0.021 (0.021)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ² / R ²	0.052	0.076	0.092	0.068	0.098	0.088
观测值	7311	7311	7311	7311	7311	7311

注：同上表。

（三）倾向得分匹配法

倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）能有效解决计量模型中由自选择导致的估计偏误问题（Rosenbaum and Rubin, 1983; Lian et al., 2011）。其实，在基础计量模型中已将通过控制孝道观念、代际关系等变量的方法来解决“自选择”问题，为确保基础回归结果不受到“自选择”问题的干扰，进一步采用倾向得分匹配法进行稳健性检验。PSM 的基本理念是：找到一组与外出就业子女组（称之为处理组）主要特征基本相似的非外出就业子女组（称之为对照组），将处理组中样本与对照组中样本进行匹配，使得匹配后的两个样本组的配对样本之间只在是否外出方面不同，而其他方面都基本类似。这样处理组和控制组赡养行为之间的差异，主要取决于子女外出就业行为的不同。这意味着，通过匹配法，可以将外出就业子女组（处理组）和非外出就业子女组（对照组）赡养行为的差异，归因于外出就业行为决策的不同。匹配成功后，计算个体的处理效应，最后以加权平均的方式将这些平均因果效应加总为总的因果效应。外出就业子女平均处理效应的估计量（Average Treatment effect on the Treated）（ $\widehat{ATT}$ ）可表达为：

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_i D_i (y_{1i} - \hat{y}_{0i})$$

其中， y_{1i} 代表第 i 个外出就业子女的赡养行为， $\hat{y}_{0ij}$ 为匹配后第 i 个子女非外出时的赡养行为估计值，即外出就业子女在不外出就业时的赡养行为； N_1 为外出就业组（处理组）子女的数量， $\sum_i D_i$ 表示仅对处理组的子女求和。通过对（ $\widehat{ATT}$ ）的判别，可看出处理组子女由于外出行为不同而导致的赡养行为差异。

为确保匹配的有效性，需对倾向得分匹配进行重叠性检验和平衡性检验。图 3-1 呈现了倾向得分的共同取值范围，可以看出绝大多数观测值均在共同范围内，这说明在进行倾向得分匹配时，样本损失量少，处理组与对照组重叠性较好。表 3-8 给出了匹配变量平衡性检验结果，一般要求标准化偏差不超过 10%（陈强，2014）。如表所示，匹配后所有变量的标准化偏差均小于 10%，相对于匹配前的结果，多数变量的标准化偏差大幅减小，说明匹配效果良好。并且所有变量 T 检验的结果均无法拒绝处理组和对照组无系统差异的原假设，通过平衡性检验。

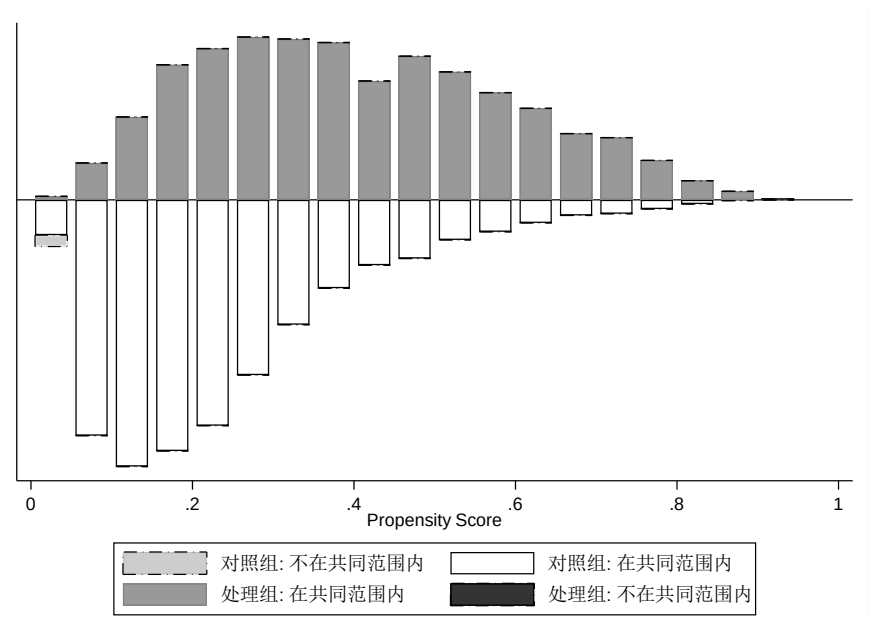


图 3-1 倾向得分的共同取值范围

Figure 3-1 The common value range of the propensity score

表 3-8 匹配变量平衡性检验结果

Table 3-8 Results of matching variables balance test

匹配变量		均值		标准化偏	标准偏差减少	T-检验	
		处理组	对照组	差(%)	幅度(%)	T值	P值
年龄	匹配前	34.948	38.228	-31.1		-14.570	0.000
	匹配后	34.952	34.969	-0.2	99.5	-0.070	0.944
性别	匹配前	0.401	0.469	13.8		6.650	0.000
	匹配后	0.401	0.381	-4.1	70.1	-1.700	0.089
小学	匹配前	0.212	0.244	-7.7		-3.710	0.000
	匹配后	0.212	0.214	-0.5	93.5	-0.210	0.834
初中	匹配前	0.410	0.309	21.1		10.380	0.000
	匹配后	0.410	0.420	-2.1	90.1	-0.830	0.407
高中	匹配前	0.164	0.135	8.0		3.940	0.000
	匹配后	0.163	0.157	1.7	78.3	0.690	0.492
高等教育	匹配前	0.133	0.104	9.0		4.460	0.000
	匹配后	0.133	0.141	-2.3	74.0	-0.890	0.372
有无配偶	匹配前	0.768	0.790	-5.2		-2.560	0.011
	匹配后	0.768	0.771	-0.7	86.1	-0.290	0.770
工资收入	匹配前	4.378	1.731	59.1		30.450	0.000
	匹配后	4.374	4.322	1.2	98.0	0.420	0.676

表 3-8（续）

匹配变量		均值		标准化偏	标准偏差减少	T-检验	
		处理组	对照组	差(%)	幅度(%)	T值	P值
孩子数量	匹配前	1.103	1.343	-23.5		-11.290	0.000
	匹配后	1.103	1.092	1.1	95.3	0.470	0.639
父母年龄	匹配前	61.642	65.317	-30.9		-14.650	0.000
	匹配后	61.646	61.711	-0.5	98.2	-0.230	0.816
小学	匹配前	0.333	0.314	4.2		2.050	0.040
	匹配后	0.333	0.330	0.6	85.5	0.250	0.804
初中	匹配前	0.310	0.234	17.3		8.530	0.000
	匹配后	0.310	0.306	0.9	94.8	0.350	0.725
高中及以上	匹配前	0.119	0.103	5.4		2.650	0.008
	匹配后	0.120	0.123	-1.2	78.2	-0.460	0.645
父母是否给予 经济支持	匹配前	0.134	0.127	2.0		0.990	0.324
	匹配后	0.134	0.131	0.9	56.8	0.350	0.724
父母是否帮忙 料理家务	匹配前	0.394	0.332	12.8		6.250	0.000
	匹配后	0.394	0.400	-1.4	88.9	-0.560	0.572
与父母的关系	匹配前	4.357	4.296	8.7		4.220	0.000
	匹配后	4.357	4.349	1.1	87.8	0.430	0.664
传统观念	匹配前	1.826	1.833	-0.5		-0.260	0.797
	匹配后	1.826	1.841	-1.1	-106.0	-0.450	0.652

注：表中省略了省份虚拟变量的平衡性检验结果，各省份虚拟变量均通过检验。

总体来讲，倾向得分匹配有近邻匹配法和整体匹配法两类，每类中分别包含几种具体的匹配方法，各方法之间并无优劣之分，但不同匹配方法可能存在一定的测算偏差(陈强, 2014; 王慧玲、孔荣, 2019)。因此，本文分别采用了两类中较为常用的最近邻匹配法、核匹配法进行匹配，并求得到外出就业子女相应的平均处理效应（ATT）。ATT 值衡量的是外出子女与非外出子女之间赡养行为的差异。本文进一步采用自助法（Bootstrap）求出稳健标准误。由表 3-9 展示的结果可以看出，两种方法获得的 ATT 值与基础回归中估计的是否外出变量的系数无论在符号、大小，还是显著性方面均无明显差异，采用 PSM 方法的稳健性检验结果表明，基础回归模型规避了由自选择导致的估计偏差。

表 3-9 稳健性检验：PSM 估计结果

Table 3-9 Robustness test: PSM estimated results

	是否经济支持	经济支持量	是否照料	照料频率	看望频率	通讯联系频率
卡尺内最近	0.045***	89.346***	-0.038***	-0.205***	-0.252***	0.148***
邻匹配法	(0.013)	(21.313)	(0.012)	(0.057)	(0.053)	(0.051)
核匹配法	0.049***	74.991***	-0.031***	-0.181***	-0.240***	0.160***
	(0.012)	(21.553)	(0.011)	(0.052)	(0.048)	(0.047)
观测值	11402	11402	11402	11402	11402	11402

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误。

3.4 本章小结

为探究农村外出就业子女赡养行为的变化，特别是外出子女在养老支持上经济投入和时间投入的调整，以及现代通讯技术快速发展背景下，外出子女精神赡养行为的变化，本章基于中国家庭追踪调查（CFPS），从子女的微观视角，在理论和实证两方面进行了深入分析。研究发现，农村家庭子女外出务工后的赡养行为发生了明显变化，与非外出务工子女相比，外出务工子女在经济支持上的投入显著增多，但在时间上的投入明显减少，即生活照料和面对面情感交流的投入均减弱。外出就业子女赡养行为之所以发生上述变化，是由于转移至城镇从事非农生产提升了子女收入水平，但也增加了外出子女赡养父母的时间价值和时间成本。这反映出，外出务工子女在履行赡养父母的责任时存在用金钱投入替代时间投入的行为。另外，在现代通讯技术快速发展和普及的背景下，农村外出务工子女的精神赡养行为发生变化，虽然外出子女与父母面对面情感交流的频率在减少，但他们与父母采用通讯手段交流的频率却显著提升。通过样本调整、模型设定调整以及倾向得分匹配法等三种方法进行稳健性检验，研究结论始终保持不变。

第四章 农村家庭子女赡养行为的性别差异

通过上一章的研究发现,农村家庭中子女赡养行为依旧存在显著的性别差异,即无论是从经济支持,还是从生活照料这两方面来看,儿子的作用均显著大于女儿。这说明,当前农村家庭“儿主女辅”的传统养老模式并未发生根本性变化。然而,尽管整体上农村地区儿子和女儿的赡养行为仍存在明显的性别差异,但在诸多因素(如子代数量、受教育水平、性别观念等)的进一步影响下,这种性别差异很有可能呈现出缩小的趋势。因此,本章将从代际视角考察子女赡养行为的性别差异的动态变化趋势。由于本章经验分析仍使用 CFPS2016 年的截面数据,所以将赡养行为性别差异的动态变化体现在不同代际子女之间的赡养行为变化上。更进一步地,为了深入理解“儿主女辅”模式变化的原因,探讨农村转型中的经济、人口、传统制度和观念等方面特征的变化如何影响这一传统模式。

4.1 研究背景

赡养父母的性别差异是传统儒家文化社会发展变迁中重要的议题(费孝通,1983)。新中国成立后,毛主席提出的“妇女能顶半边天”口号极大推动了中国女性社会地位的提升。此后,随着女性经济参与水平的提高,这一口号更是对传统父系家庭制度内的养老责任和义务产生深远的影响。从而,在中国农村家庭平均子女数量大幅减少,且人口大幅度外流的背景下,基于儿子和女儿养老功能变化的视角,来研究中国农村地区的家庭养老机制不仅有助于深入了解中国家庭制度的变迁规律,还能对未来农村养老制度设计提供重要的决策参考。

众所周知,受父系家庭制度影响,中国农村地区形成了以儿子为核心的传统家庭养老模式(Yang, 1996; Xie and Zhu, 2010; 朱明宝、杨云彦, 2016)。因为女儿是“泼出去的水”,这使得父系家庭制度下儿子和女儿承担着截然不同的赡养责任。同时,父系家庭制度也规定儿子是家庭财产的继承者,需要为父母提供根本性的老年支持,在养老中处于核心地位。而女儿出嫁“从夫”,既没有继承娘家财产的权利,也无需承担正式的养老责任(Yang, 1996; Mason, 1992)。长此以往,农村家庭便形成了儿子承担主要养老责任,女儿则提供道德或情感式辅助养老的格局(李树茁等, 2003; Xie and Zhu, 2010)。虽然新时期中国农村地区不断受性别平等观念的影响,很多传统伦理规范正逐渐衰弱,但父系家庭制度下的从父(夫)居、男性继承权等性别制度仍占据主导地位(杨国才、杨金东, 2013)。

特别是改革开放后,在市场经济改革和人口政策的双重作用下,传统的“养儿防老”模式不可避免地受到冲击。首先,随着二元经济结构逐渐消融,农村大量青壮年尤其是男性劳动力流入城市从事非农生产,拉远了子女与父母的空间距离,这加大了农村父母与已婚子女同住的难度。其次,人口政策的实施使得农村家庭后代数量不断减少,拥有儿子的概率明显降低(郑筱婷、陆小慧, 2018)。这些因素可能使女儿的赡养行为发生一定的改变(宋璐、李树茁, 2008; 许琪, 2015)。此外,随着技术和产业的进步,参加经济活动不再依赖于体力,女性相对经济地位和家庭地位正在不断提升,女儿主动承担赡养父母的意愿和能力也在

增强(陆方文等, 2017)。同时, 不同时代出生的农村家庭子女深受所处成长经济社会环境的影响, 可能会导致不同时代农村家庭子女的父母赡养观念存在很大差别。越是新时代出生的农村子女, 其接受新时代子女对父母赡养方式的观念越容易。这导致不同世代出生的农村子女赡养行为存在明显的代际差异, 这也深刻体现了中国传统家庭制度的变化规律。

目前, 有关赡养父母的性别差异研究仍处于探索阶段。中西方不同的文化传统导致西方学者对东亚地区成年子女“反哺”父母的行为拥有极大的兴趣(Greenhalgh, 1985; Ogawa and Retherford, 1997; Ofstedal et al., 1999)。他们经研究指出, 长期受父系家庭制度影响, 东亚地区形成了带有明显性别差异的“儿主女辅”传统家庭养老模式(Lee et al., 1994; Ofstedal et al., 1999; Lin et al., 2003)。然而, 在现代化进程中, 东亚地区传统的家庭养老制度正在发生改变。一项对日本的研究发现, 家庭养老方式已由传统的“养儿防老”转变为“养儿防老”与“养女防老”并重的局面(转引自朱安新、高熔, 2016)。中国经济发展程度较高的城市也出现这一现象, 有学者通过对收集到的中国城市微观数据分析, 指出当前中国城市中女儿的养老作用已经超过儿子(Xie and Zhu, 2010; 许琪, 2015)。而对于农村地区, 有研究指出子女赡养父母的行为仍保留“养儿防老”特征, 但是儿子和女儿养老的性别差异呈减小趋势(宋璐、李树茁, 2008; 唐灿等, 2009; 张翠娥、杨政怡, 2013)。对此, 也有研究对女儿养老的发生机制进行解释。从伦理和公平的角度来说, 女儿的赡养是基于情感动机, 是积极、自愿、非正式的给予, 而不像儿子的“养”是对父母曾经抚养的一种经济交换(唐灿等, 2009; 高华, 2011; 杨国才、杨金东, 2013)。已有相关研究为本文提供了良好的研究基础, 但它们通常将子女作为一个整体从静态和同质的角度来分析子女赡养行为的性别差异, 忽视了不同代际子女的异质性; 还缺乏对影响机制的系统探讨与实证验证, 特别是传统性别制度和观念对子女赡养影响的研究还停留在理论探讨和案例分析层面。

为进一步考察农村地区儿子和女儿在赡养父母中的性别差异, 本章拟从代际的角度出发, 探究农村地区子女赡养行为变化的过程, 在此基础上具体分析背后的影响机制, 并利用农村家庭子女微观数据加以实证验证。在已有研究基础上, 本章从以下两方面做出改进: 在研究内容方面, 首先, 基于代际差异的视角考察子女赡养行为的性别差异的变化。当前农村家庭子女群体已经出现分化, 基于代际差异视角的分析有助于更细致、深入的认识传统家庭养老方式的变迁。其次, 进一步比较系统地探讨了影响农村家庭“养儿防老”方式变化的机制, 并重点从女儿角度探讨了传统性别制度和观念对其赡养行为的影响。已有关于父系制度和传统观念对女儿养老作用影响的研究一直停留在理论探讨和案例分析层面, 本章对此进行了实证验证。在研究设计方面, 首先, 讨论了计量模型中可能因遗漏与子女性别相关变量而导致的内生性, 并通过控制相关变量来解决此问题。除居住安排与子女性别相关外, 父母为子女提供的支持通常也与子女性别相关, 一般而言父母为儿子提供的支持要多于女儿, 而已有研究忽视了后者的作用, 因此可能产生估计偏误。其次, 选择最新一期具有全国代表性的CFPS2016数据进行实证分析。现有专门针对农村地区的研究多是基于田野观察或者局部区域的调研数据, 研究结论可能并不能推广到全国。通过上述改进可以在提升研究结果的准确性和可靠性的同时, 增强对该类现象的理解深度。

4.2 分析框架与研究假说

4.2.1 子女赡养行为的性别差异与代际差异

中国快速的人口结构变化和女性经济社会地位提升,正逐渐缩小儿子和女儿赡养父母时的性别差异(张翠娥、杨政怡,2015;许琪,2015);但父系家庭传统在农村地区遗风尚存(毛瑛、朱斌,2017)。近年来,一些针对农村地区的研究发现,随着女儿在家庭养老中的作用逐渐提升,子女间养老作用的性别差异正呈减小趋势,但这种差异依旧显著(宋璐、李树茁,2008)。许琪(2015)采用2010年中国家庭追踪调查数据,对比分析了城市与农村子女赡养行为性别差异,研究发现,在控制居住模式后,城市家庭中女儿的养老作用超过了儿子,但农村家庭中儿子的养老作用依旧大于女儿。还有研究通过农村案例分析发现,农村家庭子女养老作用的性别差异在缩小(唐灿等,2009;于光君,2018)。但是相比较城市,农村家庭的女儿养老作用仍然低于儿子。当前农村家庭整体上很可能仍旧维持着“养儿防老”的家庭养老模式。

另外,现有研究表明,农村地区子女养老的性别差异本身随着时间也在发生变化。从代际理论的角度出发,不同代际人口因出生年代和成长环境的不同,而在思想观念、行为方式等方面呈现出明显的异质性,这种代际间的异质性可能导致不同代际子女赡养行为的性别差异有所不同(Egri and Ralston, 2004;梁宏,2014)。现实中,伴随着农村经济社会变迁,农村家庭子女不再是一个高度同质化的群体,所以在分析子女赡养行为的性别差异时,有必要考虑不同代际子女的异质性。理论上,决定子女代际划分的本质因素是共同的社会历史经验,这种社会历史经验具有宏观和微观两个层面的含义和效果,宏观上是指重大历史事件对同一代子女所产生的共同影响;微观上是指不同的子女年龄群因社会变革而产生的不同的经验和思想模式(陈辉、熊春文;2011)。

事实上,改革开放是影响农村经济社会发展变迁的重要历史事件,改革开放前、后出生的两代人之间已经产生了明显的差异(黄祖辉、刘雅萍,2008)。文中选取改革开放的起始年份为时间节点,将1978年及以后出生的子女称为新生代子女,将1978年之前出生的子女称为老一代子女。新生代子女和老一代子女的差异具体表现在:首先,改革开放后出生和成长的新生代子女,由于接受了更为先进的思想和文化教育,他们的性别平等意识更强;其次,新生代男女间的收入和受教育水平差异逐渐缩小,男女地位更加平等;最后,随着人口政策的实施,农村家庭子女数量逐渐减少,大部分新生代子女所承担的养老负担加重。由此看出,与老一代子女相比,传统性别制度和观念对新生代子女赡养行为差异的维系作用更弱,但农村经济、人口等现代因素对新生代子女的冲击作用更强。通过上述分析,提出以下研究假说。

假说4.1:整体上,农村家庭仍存在“儿主女辅”的传统养老模式,即儿子的养老作用大于女儿,但在新生代子女中女儿和儿子的这样养老作用差异明显缩小。

4.2.2 影响赡养行为性别差异变化的机制分析

农村“女儿养老”作为一种新的社会现象,引起了学界和其他社会各界的普遍关注。通

过上文分析发现,女儿养老作用的增加是引起农村家庭子女养老作用性别差异缩小的主要原因。文中重点探讨农村转型中的经济、人口、传统制度和观念等方面特征变化如何影响女儿的赡养行为。

第一,女性地位提升可能促使女儿自愿提供更多养老支持。一方面,随着技术进步和产业结构调整,更多的经济活动不再依赖于体力,女性的相对经济价值提升(陆方文等,2017),这不仅增强了女性参与家庭事务的主观意愿,还提高了女儿赡养父母的经济能力(聂焱,2008; Xie and Zhu, 2010)。另一方面,女儿获得的家庭资源增加,使她们更愿意为父母提供养老支持。随着家庭后代数量减少,拥有男孩的概率降低,女儿所获得的家庭资源逐渐增加(Blake, 1981; 郑筱婷、陆小慧, 2018)。互惠理论(Reciprocity)认为成年子女对父母的支持依赖于父母过去对他们的资源分配情况,获得更多资源的子女,比如父母对他们的教育投入,更有可能为父母提供养老支持(Gouldner, 1960)。女儿经济能力的提升以及所获家庭资源的增加可能促使女儿自愿为父母提供更多养老支持。

第二,农村家庭子女结构变化可能迫使女儿提供更多养老支持。农村家庭子女结构的变化主要表现在两个方面:一是计划生育政策限制了家庭后代数量,降低了一个家庭拥有儿子的概率(郑筱婷、陆小慧, 2018);二是大量农村青壮年男性劳动力外出就业,父母与儿子间的距离拉大,父母与儿子同住的难度增加(宋璐、李树茁, 2008; 唐灿等, 2009)。这造成了两方面的影响:一是家庭养老资源减少使得子女所承担的养老负担加重;二是父母获得儿子养老支持的难度增加而不得不更多地依靠女儿赡养。上述两方面影响可能迫使女儿为父母提供更多的养老支持。

第三,传统性别制度和观念是女儿养老作用进一步发挥的桎梏。家庭养老方式是父代与子代之间基于伦理规范和道德观念所形成的一种非正式制度,约束着子女与老人间的交往行为(罗玉峰等, 2015)。而建立在父系家庭制度基础上的传统孝文化并未赋予女儿赡养父母的正式责任,在农村地区通常认为儿子养老是规定和正式的,女儿养老则是自愿和非正式的(唐灿等, 2009)。高修娟(2014)针对皖北农村的研究表明,尽管女儿参与父母养老活动,但仍不能表现在文化规范的“前台”,只能在“后台”发挥影响。所以,从父(夫)居、男性继承权等一系列传统性别制度成为限制女儿养老作用进一步发挥的制度障碍。

通过上述分析,提出以下研究假说。

假说 4.2: 女儿家庭和经济地位越高,其赡养意愿和能力越强,为父母提供的养老支持就越多。

假说 4.3: 子女数量越少的家庭养老负担越重,父母对女儿养老的需求越大,女儿提供的养老支持就越多。

假说 4.4: 传统性别制度和观念越强的家庭中女儿承担的养老责任越小,相应地提供的养老支持就越少。

4.3 儿子和女儿的特征及赡养行为差异的描述性分析

本章使用的数据和分析样本与上一章一致,即仍使用中国家庭追踪调查(CFPS)2016年数据,样本为年龄在18周岁及以上,同时满足父母有一方年龄大于等于45周岁的农村家

庭子女。文中选取 1978 年为时间节点，将 1978 年及以后出生的子女称为新生代子女，也就是在 2016 年年龄小于及等于 38 岁的子女；相反，1978 年之前出生的子女称为老一代子女，他们在 2016 年的年龄大于 38 岁。有效研究样本 7311 个，其中老一代子女样本 4167 个，新生代子女样本 3144 个。

基于研究样本，本文对农村家庭儿子和女儿的主要特征进行描述性分析。如表 4-1 所示，整体上看，农村家庭儿子的受教育水平和非农就业比例明显高于女儿。并且儿子与父母同住的比例达到 36.79%，远大于女儿的 10.66%，儿子获得父母支持的比例也要明显高于女儿。这一定程度上反映出农村地区传统父系家庭制度仍未发生彻底改变。

分不同代际来看，新生代子女间的受教育年限的差异明显小于老一代子女间的差异，说明新生代子女间受教育水平差异在缩小。在非农就业方面，新生代子女非农就业的比例高于老一代子女，同样“新”女儿非农就业的比例高于“老”女儿，一定程度上反映出“新”女儿经济和家庭地位在提升。但无论“新”、“老”子女，均是儿子非农就业的比例更大，这也反映出农村男性劳动力外流相对严重。新生代子女的兄弟姐妹数量约在 1.1 个左右，而老一代子女的兄弟姐妹数量约是新生代子女的两倍。另外，无论“新”、“老”子女，儿子与女儿在居住安排和获得父母支持方面均存在较大差异，新生代子女与父母同住及获得父母支持的比例高于老一代子女，可能的原因是一部分年轻子女还未成家立业。通过分析可以发现，不同代际的子女在受教育程度、经济水平等方面的确存在较大差异。

表 4-1 农村家庭子女的主要特征

Table 4-1 Characteristics of children in rural families										
子女特征	单位	全部子女			新生代子女			老一代子女		
		合计	儿子	女儿	合计	儿子	女儿	合计	儿子	女儿
基本特征										
年龄	岁	40.77	40.97	40.58	30.52	30.43	30.60	48.26	48.45	48.07
受教育年限	年	6.35	7.11	5.64	7.90	8.37	7.47	5.93	6.77	5.13
从事非农工作	%	43.94	51.35	37.04	59.83	67.48	52.99	39.57	47.03	32.53
有无配偶	%	87.45	84.06	90.78	78.08	71.84	84.01	94.29	92.73	95.86
养育孩子数量	个	1.54	1.47	1.61	1.05	0.92	1.16	1.90	1.86	1.94
兄弟数量	个	1.10	0.95	1.25	0.48	0.28	0.66	1.56	1.42	1.69
姐妹数量	个	1.18	1.15	1.20	0.62	0.56	0.68	1.58	1.57	1.59
与性别有关特征										
是否同父母居住	%	23.61	36.79	10.66	40.33	60.18	21.45	11.41	20.20	2.57
是否获得父母经济帮助	%	9.22	10.27	8.20	15.20	17.20	13.30	4.86	5.35	4.37
是否获得父母照料帮助	%	31.50	43.26	19.94	47.99	62.11	34.56	19.46	29.89	8.97

注：表中数值均为相关特征指标的均值。

接下来比较分析不同代际子女赡养情况及其性别差异。需要特别说明的是，在本章中我们仅考察子女在经济支持和生活照料两面的差异。在前一章中我们发现，儿子和女儿的精神

支持行为存在显著差异，儿子更多为父母提供面对面的情感交流，女儿更多为父母提供通讯方式的情感交流，这一结果可能与子女的居住安排密切相关。在农村现实社会中，居住安排与子女性别相关，儿子与父母同住的可能性远高于女儿，与父母同住的子女更有可能为父母提供面对面的情感支持。上述结果一定程度上反映出，尽管女儿与父母的居住距离较远，但她们尝试使用一些新的通讯技术手段为父母提供更多的精神支持。在实际操作中，一方面是不易区分和比较两种精神支持行为孰优孰劣，另一方面是面对面交流和通讯交流这两种精神支持行为均是以频率衡量的离散变量，不宜进行加总处理。所以，为了避免实际操作复杂性，以及由不科学的处理子女精神赡养行为而导致的研究结果偏误，在本章中仅比较子女在经济支持和生活照料行为上的性别差异。这同样有助于认识子女赡养行为性别差异的变化趋势，但也不可避免地限制了研究结论的全面性。

表 4-2 给出了不同代际子女赡养情况及其性别差异的描述性分析结果。整体上看，女儿和儿子在经济支持和生活照料方面存在明显差异。具体地，53.4%的儿子为父母提供经济支持，平均每月为父母提供约 308.4 元，相比只有约 45.2%的女儿为父母提供经济支持，并且平均每月给父母的钱要比儿子少约 128.2 元。照料方面，约 46.2%的儿子会照料父母，而女儿照料父母的比例只有约 32.7%，并且，儿子照料父母的频率要明显高于女儿。分年龄组看，虽然新生代子女在经济支持和生活照料方面同样存在明显差异，但除经济支持数量外，新生代子女间在是否提供经济支持、是否照料及照料频率方面的差异均低于老一代子女间的差异。具体地，新生代子女中照料父母的女儿和儿子的比例相差 6.5%，而老一代子女中的这一比例差异接近 19%，新生代子女中照料频率的性别差异要明显小于老一代子女。经济支持方面，虽然新生代子女中女儿和儿子经济支持量的差异明显高于老一代子女的差异，但是新生代子女提供的经济支持量却明显高于老一代子女。由描述性分析结果可见，虽然新生代子女中仍存在着赡养行为的性别差异，但与老一代子女相比，新生代子女赡养行为已经发生变化。

上述分析仅是基于描述性统计的结果，能大致反映出农村家庭子女养老支持的现状及其性别差异。但是，很多因素可能同时影响子女的赡养行为，为更严谨地分析儿子和女儿赡养行为的性别差异，下文将在控制诸多可观测影响因素的基础上进行实证检验。

表 4-2 农村家庭子女赡养现状与性别差异的描述性统计分析

Table 4-2 Descriptive statistics of the status of children support and gender differences in rural families										
		全部子女			新生代子女			老一代子女		
养老支持	单位	女儿	儿子	均值差	女儿	儿子	均值差	女儿	儿子	均值差
类型										
是否提供	%	45.2	53.4	-8.2***	40.7	47.7	-7.0***	48.6	57.5	-8.9***
经济支持										
经济支持	元	180.4	308.4	-128.2***	249.4	440.3	-342.6***	127.3	212.4	-85.0***
数量										
是否照料	%	32.7	46.2	-13.5***	32.7	39.1	-6.5***	32.8	51.3	-18.6***
照料频率	频率	1.23	2.20	-0.96***	1.26	1.77	-0.5***	1.21	2.51	-1.3***

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；表中数值均为相关指标的均值。

4.4 代际视角下子女赡养行为性别差异的实证分析

4.4.1 模型设定与估计方法

为从子女微观角度考察赡养行为中的性别差异,构建与第三章相同的计量模型,只不过本章关注的关键解释变量为子女性别,计量方程如下:

$$Y_i = F(D_i, Z_i, \varepsilon_i)$$

其中,被解释变量 Y_i 反映第 i 个样本的赡养行为,具体用是否提供经济支持、经济支持数量、是否提供照料和照料频率 4 个指标来衡量。 D_i 代表第 i 个样本的性别(儿子=0,女儿=1), Z 为控制变量集, ε_i 为随机干扰项。

模型中的控制变量与第三章相同,包括子女自身特征、父母与家庭特征、地域等变量,具体变量设定及描述参见表 3-1。关于控制变量做出以下说明,家庭结构是指一个家庭中子女的数量与性别比例,它会影响子女的赡养行为(Lin et al., 2003)。比如通常情况下,只有女儿的家庭中女儿所承担的养老责任和提供的支持要大于有儿有女家庭中的女儿;兄弟姐妹越少的个体承担或付出的赡养责任可能越大。文中选择兄弟数量和姐妹数量两个变量,来控制子女个体的原生家庭结构特征对其赡养行为的影响。另外,现实生活中,是否与父母同住对子女的赡养行为有非常重要的影响,与父母同住的子女更有可能为父母提供生活照料等方面的支持(鄢盛明等, 2001)。现实中,居住安排具有高度的选择性,特别在中国传统文化环境中,居住安排与子女性别相关,儿子与父母同住的可能性远高于女儿。所以与女儿相比,儿子为父母提供养老支持的条件更便利,为父母提供的养老支持可能更多。在模型中控制子女居住安排的影响,不仅可以消除由居住安排造成的子女养老作用差异,同时还能避免因遗漏变量导致的内生性问题。

此外,模型中还存在影响子女养老作用的潜在的内生性。除子女居住安排外,还存在与子女性别相关,同时又影响子女养老作用的变量。通常子女获得父母的支持会影响他们为父母提供的养老支持。父母为儿子提供的支持一般要大于其为女儿提供的支持。现实中,更多的父母为儿子照料下一代,并且父母为儿子买房或提供经济支持的比例也要大于女儿,前文统计分析结果也表明了这种现象。所以为控制遗漏此类变量产生的内生性,在模型中加入父母为子女提供的经济支持和照料支持这两个变量。

基础回归所运用的估计方法也与上一章相同。下文采用分组回归的方法去检验赡养行为性别差异在老一代子女和新生代子女中的差异。由于在第三章中,我们已经给出了全样本的子女赡养行为的估计结果,为了避免重复,下文不在列出全样本的估计结果,仅结合上一章的估计结果进行分析与讨论。

4.4.2 基础回归结果与分析

第三章中表 3-3 给出的估计结果显示,不同模型估计出的女儿变量系数均为负,除是否照料方程中女儿变量系数在 10% 的统计水平上显著外,其余方程中女儿变量系数均在 1% 的统计水平上显著。在控制其他变量的影响后,女儿为父母提供经济支持的概率比儿子低 5.6%,

女儿平均每月给父母的钱比儿子少 64 元左右；在照料方面，女儿照料父母的概率比儿子低 2%，女儿照料父母的频率也显著低于儿子。由此可见，女儿在经济支持和生活照料两方面的作用都不如儿子。可以说，整体上农村家庭中女儿的养老作用依旧小于儿子。

接下来，比较新生代子女和老一代子女赡养行为的性别差异。如前文所述，将 1978 年及以后出生的样本划入新生代子女组，1978 年以后出生的样本划入老一代子女组。表 4-3 汇报了分组回归的估计结果，报告结果的（1）~（6）列为估计的平均边际效应，（7）~（8）列为估计系数。同时表 4-4 给出了有序 Probit 模型估计的照料频率方程中女儿变量的平均边际效应。结果显示，新生代子女和老一代子女的女儿变量系数存在明显差异。如表 4-3 所示，在老一代子女组中，女儿变量在四个方程中的系数仍均为负，且都在 1% 的统计水平上显著；不同的是，在新生代子女组中，女儿变量在是否提供经济支持、经济支持量两个方程中的估计系数仍为负，且只有经济支持方程中的估计系数在统计上显著，但是，女儿变量在是否有提供照料和照料频率两个方程中的估计系数则为正，且均在统计上显著。这说明在控制了其他变量的影响后，老一代子女中女儿在经济支持和生活照料两方面的养老作用都小于儿子，仍呈现出显著的性别差异；虽然新生代女儿为父母提供的经济支持力度不如新生代儿子，但新生代女儿为父母提供经济支持的概率已与新生代儿子无明显差别，并且新生代女儿的生活照料作用已经超越了新生代儿子。这意味着，在新生代子女中“儿主女辅”的传统养老模式已经改变。基础回归的估计结果验证了研究假说 4.1。

表 4-3 新生代子女与老一代子女赡养行为别差异的比较分析

Table 4-3 Comparative analysis of the differences in support behaviors between the children of the new and old generations

变量	是否提供经济支持		经济支持量		是否照料		照料频率	
	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代
	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	估计系数	估计系数
性别	-0.053	-0.180***	-175.012***	-85.878***	0.113**	-0.285***	0.101*	-0.385***
	(0.054)	(0.044)	(63.276)	(19.324)	(0.055)	(0.046)	(0.053)	(0.041)
年龄	0.012	0.000	12.422	-3.685*	-0.013	0.010**	-0.004	0.007
	(0.008)	(0.005)	(9.973)	(1.977)	(0.009)	(0.005)	(0.008)	(0.004)
小学	0.213**	0.130**	203.504*	25.138	-0.079	0.127**	-0.013	0.080
	(0.095)	(0.055)	(115.669)	(24.298)	(0.095)	(0.057)	(0.088)	(0.052)
初中	0.197**	0.217***	231.989**	46.489*	-0.027	0.105*	0.013	0.111**
	(0.093)	(0.056)	(112.029)	(24.453)	(0.092)	(0.058)	(0.086)	(0.052)
高中	0.371***	0.222***	351.980***	93.718***	-0.085	0.134	-0.067	0.041
	(0.110)	(0.083)	(130.068)	(35.627)	(0.110)	(0.085)	(0.103)	(0.077)
高等教育	0.405***	0.576***	475.026***	461.376***	0.125	0.231*	0.040	0.109
	(0.111)	(0.124)	(132.422)	(49.219)	(0.111)	(0.122)	(0.101)	(0.107)
是否外出就业	0.152**	-0.025	221.588***	30.157	0.022	0.038	0.004	-0.040
	(0.061)	(0.044)	(72.953)	(19.286)	(0.063)	(0.046)	(0.058)	(0.041)
有无配偶	-0.231***	0.161*	-373.838***	61.900	-0.319***	-0.099	-0.331***	-0.153*
	(0.073)	(0.091)	(85.819)	(40.983)	(0.074)	(0.093)	(0.070)	(0.092)

表 4-3 (续)

变量	是否提供经济支持		经济支持量		是否照料		照料频率	
	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代
	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	估计系数	估计系数
工资收入	0.020*** (0.005)	0.016*** (0.006)	18.492*** (6.320)	6.660*** (2.575)	-0.003 (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.014** (0.006)
孩子数量	-0.022 (0.035)	0.029 (0.028)	-17.547 (42.245)	9.325 (12.076)	0.024 (0.036)	-0.044 (0.028)	0.005 (0.033)	-0.058** (0.027)
父母年龄	0.023*** (0.005)	0.015*** (0.004)	13.184** (5.734)	2.812* (1.575)	0.021*** (0.005)	0.035*** (0.004)	0.023*** (0.004)	0.039*** (0.003)
小学	-0.093 (0.070)	0.087* (0.047)	-116.810 (83.584)	24.078 (20.644)	-0.051 (0.072)	-0.004 (0.049)	-0.103 (0.067)	0.017 (0.044)
初中	0.020 (0.073)	0.113* (0.064)	-21.277 (86.199)	55.309** (27.770)	-0.105 (0.074)	0.020 (0.067)	-0.131* (0.071)	0.015 (0.059)
高中及以上	-0.172** (0.086)	0.025 (0.091)	-242.467** (103.458)	15.036 (39.920)	-0.071 (0.088)	0.023 (0.097)	-0.102 (0.082)	0.029 (0.085)
父母是否给予经济支持	0.152** (0.067)	0.102 (0.091)	101.349 (77.835)	30.774 (39.724)	0.441*** (0.066)	0.347*** (0.093)	0.368*** (0.057)	0.277*** (0.082)
父母是否帮忙料理家务	0.483*** (0.052)	0.193*** (0.056)	536.509*** (62.722)	91.419*** (24.097)	0.638*** (0.054)	0.450*** (0.058)	0.691*** (0.049)	0.516*** (0.057)
父母是否同住	-0.114* (0.066)	-0.148** (0.068)	-63.702 (79.147)	39.001 (29.542)	0.190*** (0.068)	0.434*** (0.070)	0.311*** (0.066)	0.554*** (0.071)
与父母的关系	0.096***	0.134***	161.861***	55.093***	0.091**	0.140***	0.072**	0.118***

表 4-3（续）

变量	是否提供经济支持		经济支持量		是否照料		照料频率	
	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代
	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	估计系数	估计系数
传统观念	(0.035)	(0.028)	(42.344)	(12.521)	(0.036)	(0.029)	(0.034)	(0.028)
	0.050**	0.040***	22.719	8.495	0.054***	0.005	0.061***	0.008
	(0.020)	(0.014)	(23.923)	(6.152)	(0.021)	(0.015)	(0.019)	(0.013)
是否扫墓	0.131**	-0.015	202.483***	-17.858	0.002	0.047	-0.005	0.061
	(0.056)	(0.046)	(67.877)	(20.156)	(0.059)	(0.048)	(0.054)	(0.044)
兄弟数量	0.005	0.004	-29.312	-1.722	-0.085**	-0.057***	-0.121***	-0.095***
	(0.038)	(0.019)	(45.775)	(8.271)	(0.040)	(0.020)	(0.037)	(0.018)
姐妹数量	-0.005	0.019	20.429	-4.029	0.060**	0.001	0.052**	-0.017
	(0.029)	(0.016)	(34.303)	(7.102)	(0.029)	(0.017)	(0.026)	(0.015)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.087***	-1.275***	-1584.186***	505.343***	-2.277***	-4.015***		
	(0.389)	(0.471)	(451.638)	(181.259)	(0.411)	(0.437)		
Pseudo R ²	0.071	0.036	0.011	0.008	0.093	0.099	0.063	0.071
观测值	3144	4167	3144	4167	3144	4167	3144	4167

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；各模型中均控制了 24 个省（市、自治区）的虚拟变量；子女受教育水平与父母的受教育水平均以文盲为参照组。

表 4-4 有序 Probit 估计的照料频率方程中女儿变量的平均边际效应

Table 4-4 The average marginal effect of daughter variable in the care frequency estimated by ordered Probit regression

照料频率	全部子女	新生代子女	老一代子女
从不	0.064***	-0.033*	0.132***
几个月1天	-0.002***	0.001*	-0.003***
每月1天	-0.002***	0.002*	-0.004***
每月2~3天	-0.006***	0.004*	-0.011***
每周1~2天	-0.009***	0.005*	-0.017***
每周3~4天	-0.007***	0.005*	-0.013***
几乎每天	-0.038***	0.018*	-0.083***

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著水平。

4.4.3 稳健性检验

前文讨论了计量模型中可能存在因遗漏与子女性别相关变量而产生的内生性问题，并已通过控制相关变量做了针对性处理。另外，文中计量模型存在由联立性、自选择导致内生性问题的可能性较低。原因是，通常情况下子女个人不能对自己的性别进行选择，对子女而言，性别是一个外生变量。这里主要通过样本调整和模型设定调整来检验基础回归结果的稳健性。

首先通过对样本调整检验估计结果的稳健性。改变不同代际子女的划分标准，将新生代子女年龄范围调整为 18 岁至 40 岁之间，将老一代子女年龄调整为 41 岁至 65 岁之间。调整后的估计结果见表 4-5。结果显示，不同分组中女儿变量的系数符号、大小和显著性与基础回归结果中所对应分组的女儿变量结果基本一致，说明基础回归的估计结果稳健。

进一步通过改变模型设定检验估计结果的稳健性。针对被解释变量为虚拟变量的情况，使用 Logit 模型替代 Probit 模型进行回归分析；使用 OLS 估计被解释变量为经济支持数量的方程；被解释变量生活照料频率为有序多值离散变量，使用有序 Logit 模型替代有序 Probit 模型进行回归分析。估计结果如表 4-6 所示，不同分组中女儿变量系数的符号、大小与显著性与基础回归结果中所对应分组的女儿变量结果基本一致，进一步表明基础回归的估计结果稳健。

表 4-5 样本调整检验

Table 4-5 Robustness test: sample adjustment								
是否提供经济支持		经济支持量		是否照料		照料频率		
年龄分组	[18, 40]	[41, 65]	[18, 40]	[41, 65]	[18, 40]	[41, 65]	[18, 40]	[41, 65]
变量	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	估计系数	估计系数
女儿	-0.08	-0.17***	-166.03***	-90.30***	0.10**	-0.31***	0.09*	-0.42***
	(0.05)	(0.05)	(56.03)	(19.04)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.04)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3570	3741	3570	3741	3570	3741	3570	3741

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；控制变量包括基础回归中的控制变量；采用与基础回归相同的估计方法。

表 4-6 模型设定检验

Table 4-6 Robustness test: model setting adjustment								
年龄分组 变量	Logit		OLS		Logit		OLogit	
	是否提供经济支持		经济支持量		是否照料		照料频率	
	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代	新生代	老一代
	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	边际效应	估计系数	估计系数
女儿	-0.13	-0.28***	-106.63***	-57.94***	0.17**	-0.52***	0.167*	-0.68***
	(0.08)	(0.08)	(35.54)	(12.12)	(0.09)	(0.08)	(0.09)	(0.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3144	4167	3144	4167	3144	4167	3144	4167

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；控制变量包括全样本基础回归中的控制变量。

4.5 影响赡养行为性别差异的机制分析

从前文研究可以看出，整体上子女赡养行为仍存在显著性别差异，但在新生代子女中虽然女儿的经济支持作用仍不如儿子，但新生代女儿的生活照料作用已经超过了新生代儿子。这表明尽管整体上农村家庭养老仍保持着“儿主女辅”的模式，但在新生代子女中“儿主女辅”的养老模式已经发生变化。接下来，基于前述的理论分析和研究假说，进一步分析女性地位提升、家庭子女数量减少和传统性别观念弱化对子女赡养行为差异的影响。同样，重点关注和讨论上述原因会如何影响女儿的赡养行为。为此，在基础计量方程基础上依次纳入相应变量与女儿变量的交叉项对女儿参与养老的影响机制进行验证。

4.5.1 女性地位

一般而言，受教育水平和收入水平与一个人的家庭和社会地位相关，受教育水平高的人往往家庭和社会地位也较高。并且子女的受教育水平越高还意味着父母为其投入的教育资源越多，如前文讨论，获得父母资源更多的子女，更有可能为父母提供养老支持。另外，通常收入水平越高，个人的经济和社会地位也就越高，同时赡养父母的能力越大。因此，在模型中依次纳入女儿变量与受教育年限变量的交叉项、女儿变量与工资收入变量的交叉项，分析经济社会地位对子女赡养行为的影响。

从表 4-7 给出的估计结果可以看出，女儿与受教育年限的交叉项在是否提供经济支持、是否照料、照料频率三个方程中的估计系数均显著为正；同时，女儿与工资收入交叉项的估计系数在四个方程中同样都为正，并且对是否照料和照料频率的影响均在 10%的统计水平上显著。这说明，女儿的养老作用随着受教育水平及收入水平的提升而增加，尤其是女儿的照料作用明显增强。这就意味着，女儿家庭和经济地位的提升对女儿养老作用的提高具有积极的影响。上述估计结果支持了研究假说 4.2。

表 4-7 女性地位对子女赡养行为的影响

Table 4-7 Effect of female status on children support behavior								
变量	是否提供 经济支持	经济支持 量	是否照料	照料频率	是否提供 经济支持	经济支持 量	是否照料	是否照料
	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
女儿	-0.27*** (0.08)	-122.10** (59.76)	-0.44*** (0.08)	-0.53*** (0.07)	-0.15*** (0.04)	-132.4*** (29.31)	-0.16*** (0.04)	-0.24*** (0.04)
女儿 * 受教育水平	0.05** (0.03)	-2.18 (20.15)	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.02)				
受教育水平	0.08*** (0.02)	82.74*** (15.37)	-0.01 (0.02)	-0.04** (0.02)				
女儿 * 工资收入					0.01 (0.01)	2.13 (5.86)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)
工资收入					0.02*** (0.01)	11.77*** (3.90)	-0.01*** (0.01)	-0.02*** (0.00)
控制变量	控制	控制	控制		控制	控制	控制	控制
观测值	7311							

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；控制变量包括基础回归中的控制变量；采用与基础回归相同的估计方法。

4.5.2 家庭子女数量

个体的兄弟姐妹数量能直接反映个体父母子女数量情况，文中用研究对象在世兄弟姐妹数量来衡量其父母的子女数量，并将女儿与兄弟姐妹数量的交叉项纳入模型中。交叉项的估计结果能够反映家庭子女数量对女儿赡养行为的影响。

估计结果如表 4-8 所示，女儿与兄弟姐妹数量交叉项的估计系数在四个方程中均为负，并且对是否照料和照料频率的影响均在 1%的统计水平上显著。结果说明兄弟姐妹数量越多，女儿为父母提供的养老支持就越少，特别是女儿照料父母的强度会显著下降。也就是说，在家庭子女数量减少的情况下，女儿所承担的养老责任和表现出的养老作用会增加，验证了研究假说 4.3。

表 4-8 家庭子女结构对子女赡养行为的影响

Table 4-8 Effect of family children structure on children support behavior				
变量	是否提供经济支持	经济支持量	是否照料	照料频率
	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
女儿	-0.10** (0.05)	-158.87*** (39.96)	0.08 (0.05)	0.07 (0.05)
女儿*兄弟姐妹数	-0.02 (0.02)	-13.49 (13.46)	-0.09*** (0.02)	-0.12*** (0.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	7311			

注：同上表。

4. 5. 3 传统性别观念

接下来分析家庭传统性别制度和个人传统观念对女儿赡养行为的影响。家谱是传统宗族文化和性别制度的一种重要体现，一般而言女儿在家谱中不占据正式位置，在农村地区有家谱的家庭通常受传统性别制度和伦理规范的影响相对深厚。所以选取是否有家谱作为家庭层面传统性别制度的衡量指标。在个人层面，选用烧香拜佛频率来衡量个人的传统性别观念。佛教和道教思想对传统观念的形成产生了深远影响，在当今社会，不少思想传统的个人即便不是佛教或者道教的教徒，也会去寺庙、道观参拜祈愿，或是在家中供奉参拜。如前文所言，个人信佛信教表明内心更容易受传统文化观念影响，而性别观念作为传统文化的重要内容，更容易被信佛信教人群所接受，因此烧香拜佛频率也能一定程度上衡量个人传统性别观念的强弱。在模型中依次纳入女儿变量与是否有家谱变量的交叉项以及女儿变量与烧香拜佛频率变量的交叉项，分析性别制度和个人传统观念对子女赡养行为的影响。

估计结果如表 4-9 所示。可以看出，女儿与是否有家谱的交叉项在四个方程中的估计系数均为负，但在统计上并不显著。这也能在一定程度上反映出，在有家谱的家庭中，女儿的养老作用会被抑制。同时，女儿与烧香拜佛频率交叉项的系数在四个方程中均为负，并对是否照料、照料频率的影响均在 1% 的统计水平上显著。也就是说女儿的个人传统观念强，为父母提供的照料支持就显著减少。综上所述，传统性别制度和传统观念会抑制女儿养老功能的发挥，这支持了研究假说 4。不过，这也意味着传统性别制度和观念的弱化有利于女儿养老作用的提升。

表 4-9 传统性别制度和传统观念对子女赡养行为的影响

Table 4-9 Effect of traditional gender system and traditional concepts on children support behavior								
变量	是否提供 经济支持	经济支持 量	是否照料	照料频率	是否提供 经济支持	经济支持 量	是否照料	照料频率
	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
女儿	-0.13*** (0.04)	-122.8*** (29.88)	-0.10*** (0.04)	-0.17** (0.04)	-0.12** (0.05)	-122.2*** (41.68)	0.01 (0.05)	0.05 (0.05)
女儿*是否 有家谱	-0.01 (0.07)	-22.01 (54.84)	-0.08 (0.07)	-0.06 (0.07)				
是否有家谱	0.03 (0.05)	-4.90 (38.76)	0.04 (0.05)	0.03 (0.05)				
女儿*烧香 拜佛频率					-0.01 (0.02)	-3.01 (17.55)	-0.06*** (0.02)	-0.07*** (0.02)
烧香拜佛频 率					0.05** (0.02)	16.75 (13.68)	0.05*** (0.02)	0.06*** (0.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7311							

注：同上表。

不过从各个模型的估计结果来看,除女儿与受教育水平交叉项对是否提供经济支持存在显著影响外,其余各交叉项对经济支持方面的影响都不显著,但大部分交叉项对生活照料存在显著影响。这说明,女性地位提升、家庭子女数量减少、传统性别观念弱化主要增加了女儿在生活照料方面的作用。也就是说,在不同因素的影响下,女儿经济支持行为的改变不太明显,生活照料行为却发生了明显改变。值得思考的是什么原因导致了这种现象。已有的性别意识（Gender Ideology）理论可以对上述现象出解释,该理论认为男性承担物质供应者角色而女性承担照顾者角色,所以儿子通常提供经济支持,而女儿更多地提供生活照料(Ross, 1987)。所以,在家庭养老负担加重的情况下,女儿会为父母提供更多的生活照料。另一种可能的解释是,现实中大部分父母的经济收入以及儿子为父母提供的经济支持已经能够支撑父母的基本生活,但是物质满足只是老年人生活的一部分。在大量子女特别是儿子外出就业的背景下,父母可能更需要生活方面的照料。而在获得儿子生活照料支持比较困难的条件下,为满足父母的养老需求,并结合女性家庭照料上的角色优势,女儿会选择为父母提供更多的生活照料。这也与朱明宝、杨云彦（2016）的观点一致,他们认为随着经济社会发展,大部分老年人的温饱已不成问题,其需求层次不断提高,生活照料和精神慰藉需求增多,在这方面更具优势的女儿的养老作用将会更加凸显。

4.6 本章小结

本章基于 2016 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据, 从代际视角出发, 从理论和实证两方面深入研究了农村家庭子女赡养行为性别差异变化的过程及其背后的影响机制。研究发现, 农村整体上仍旧存在“儿主女辅”的传统养老模式; 但通过对不同代际子女的分析发现, 这种传统模式在新生代子女中开始有所改变, 在新生代子女中虽然女儿的经济支持作用仍不如儿子, 但新生代女儿的生活照料作用已经超过了新生代儿子。但是, “儿主女辅”模式在老一代子女中依旧根深蒂固, 老一代子女中儿子在经济支持和生活照料两方面的作用显著大于女儿。这意味着, 在农村地区以儿子为核心的家庭养老模式虽未彻底改变, 但也已经发生了明显变化。通过剖析影响农村家庭赡养模式的机制发现, 家庭子女数量减少迫使女儿不得不提供更多的养老支持, 而女性地位提升则促使女儿自愿为父母提供更多养老支持。同时, 传统性别观念弱化也对女儿养老有进一步的促进作用。此外, 农村老年父母对照料需求的增加以及女性家庭照料上的角色优势, 多种因素的变化显著地增加了女儿的生活照料作用, 但在提高经济支持上的作用并不明显。

第五章 农村家庭子女外出就业与父母健康

第三章探讨了外出就业对子女赡养行为的影响,研究发现,外出就业后子女为父母提供的生活照料、面对面情感交流等时间投入显著减少,但为父母提供的经济支持显著增多。那么,对于父母而言,他们的健康状况会因此受到影响吗?外出就业子女在经济投入上的增加和时间投入上的减少又将分别如何影响父母健康水平?这些问题将在本章中得到解答。本章将从父母角度探讨子女外出就业影响父母健康的理论机制,并采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据实证评估子女外出就业对父母健康影响的总效用,重点分析两类作用机制“时间”和“金钱”如何影响父母健康。

5.1 农村子女外出就业影响父母健康的理论机制

对父母健康而言,时间和金钱是两个必不可少的要素(Grossman, 1972; 刘国恩等, 2004; 赵忠, 2006)。在社会养老体系尚未健全的农村地区,子女提供的经济支持和时间支持在保障父母健康福利方面发挥的重要作用不言而喻。然而,子女外出就业打破了原有的子女赡养安排,从而影响着父母健康水平。

理论上,子女外出就业主要通过两条途径影响父母身心健康,一是子女外出后父母在时间分配上做出调整,由此对父母健康产生的影响称为时间分配效应(Time Allocation Effect)(王小龙、兰永生, 2011; Böhme et al., 2015)。首先,子女作为家庭中的主要劳动力,他们外出后会增加父母的生产劳动时间。成年子女外出势必减少家庭的可支配劳动力,为缓解劳动力减少的冲击,父母可能被迫承担更多生产劳动。李琴和宋月萍(2009)指出子女外出后父母农业劳动的边际产出增加,闲暇成本相对提升,父母农业劳动时间因此增加。针对中国农村的经验证据表明,劳动力流动显著增加了中老年人的农业劳动时间,并且女性比男性农业劳动时间增加的幅度更大(孙鹃娟, 2006; Chang et al., 2011)。其次,作为父母最重要的赡养主体,子女外出后不但可能降低对父母的照料质量,反而可能使父母背负繁重的家务劳动和隔代照料负担。劳动力转移使得代际间聚少离多,这不仅减弱了子女对父母的照料和精神慰藉力度,还增加了父母从事家务劳动的强度(Hugo, 2002; 贺聪志、叶敬忠, 2010);更重要的是,子女外出就业后很难在城镇抚养子女,导致大量儿童留守在农村,祖辈照料孙辈的现象非常普遍^①(左冬梅、李树茁, 2011; 陈英姿、孙伟, 2019),并且当前很多中老年人承担了过重的隔代照料负担(韩保庆、王胜今, 2019)。然而,繁重的生产劳动和家务劳动,特别是隔代照料非常消耗精力和时间,可能导致父母无法顾及自身健康和享受闲暇时光,给父母身心健康带来负面影响(Baker and Silverstein, 2008; Lee et al., 2003)。另外,外出子女照料和精神支持的缺失加重了父母的孤独感和失落感,更是影响着父母的心理健康

^① 随着二元经济结构逐渐消融,农村地区大量劳动力转移至城镇从事非农工作,由此产生了 6100 多万留守儿童,其中,近一半留守儿童的父母都外出,超过 1/3 的留守儿童与祖父母单独居住或与父亲(或母亲)和祖父母共同居住(全国妇联课题组, 2013)。全国妇联课题组:《我国农村留守儿童、城乡流动儿童状况研究报告》, <http://acwf.people.com.cn/n/2013/0510/c9901321437965.html>。

(Adhikari et al., 2011)。由此可见,子女外出就业产生的“时间分配效应”会给父母身心健康带来消极影响。

二是子女外出就业后父母获得的子女经济支持水平提升,由此对父母健康产生的影响被称为收入效应(Income Effect)(Asis, 2006; 刘畅等, 2017)。一方面,外出子女为父母提供经济支持的能力提升。由于外出就业可获得更高的工资水平,外出子女收入水平普遍增加,他们赡养父母的经济能力因此提升(Kanaiaupuni and Donato, 1999; 罗芳、彭代彦, 2007;)。另一方面,外出子女为父母提供经济支持的意愿增强。在传统孝道观念影响下,外出就业子女通常更愿意通过提升对父母的经济支持来弥补照料等方面的缺位(李强, 2001; 杜鹏等, 2004)。因此,在有劳动力转移的农村家庭中,父母可获得更多的代际转移支付(Rozelle et al., 1999; Song, 2016)。现实中,外出子女经济支持作为一种代偿性供养资源,不仅是维系代际关系的重要方式(叶敬忠、贺聪志, 2009),也是父母经济收入的最主要来源(卢海阳、钱文荣, 2014)。经济收入增加使父母有机会和能力改善健康投入,如饮食、休闲或医疗保障水平等(Adhikari et al., 2011; Song, 2017),这些健康投入不但能提升父母生活质量,还能有效治疗疾病,减少患病风险,同时影响着父母的生理和心理健康(Zunzunegui et al., 2001; Frank et al., 2009)。同时,子女外出及其经济支持提升还会给父母带来“光耀门楣”的心理满足感(宋璐、李树茁, 2008)。不难发现,子女外出就业产生的“收入效应”会给父母身心健康带来积极影响。

其实,两条路径之间还会彼此影响,相互削弱对方对健康的影响效果。一方面,子女代际转移支付可以减少父母劳动供给时间,能在一定程度上缓解时间分配效应对父母健康的消极影响。子女外出就业收入可以替代或者弥补农业收入的不足,减轻家庭对土地的依赖,家庭有可能通过土地出租或者转让等途径减少老年人的农业劳动时间(李琴、宋月萍, 2009)。针对中国农村地区的经验研究表明,虽然成年子女外出就业使父母农业劳动供给增加,但外出子女的代际转移支付却会显著降低父母的农业劳动时间(白南生等, 2007)。另一方面,父母照料孙辈不仅需要投入时间、精力,还需要负担经济成本,这一定程度上弱化了收入效应对父母健康的积极影响。在中国,父母照料孙辈与获得子女经济支持高度相关,外出子女可能会因为父母帮助照料其子女而增加对父母的经济支持(Cong and Silverstein, 2008),而父母又将所获得的子女代际转移支付用于照料孙辈的日常开支,这可能削弱收入效应对父母健康的积极影响。图 5-1 用框图形式更直观地展示出了农村家庭子女外出就业影响父母健康的理论机制。

综上所述可见,农村家庭子女外出就业通过“收入”和“时间分配”两种效应影响父母身心健康,并且两种效应对健康的影响方向相反。那么,子女外出就业给父母健康带来的综合效应,应取决于两种效应各自的作用强度以及两种效应间的相互作用大小。即如果最终收入效应对父母健康的正向影响大于时间分配效应对父母健康的负向影响,则农村子女外出就业会使父母健康改善,反之,农村子女外出就业会使父母健康恶化。鉴于此,下文将通过实证分析,评估子女外出就业影响父母身心健康的总效应,并验证子女外出就业后父母收入水平和时间分配变化情况,以及这种变化对父母健康的影响。

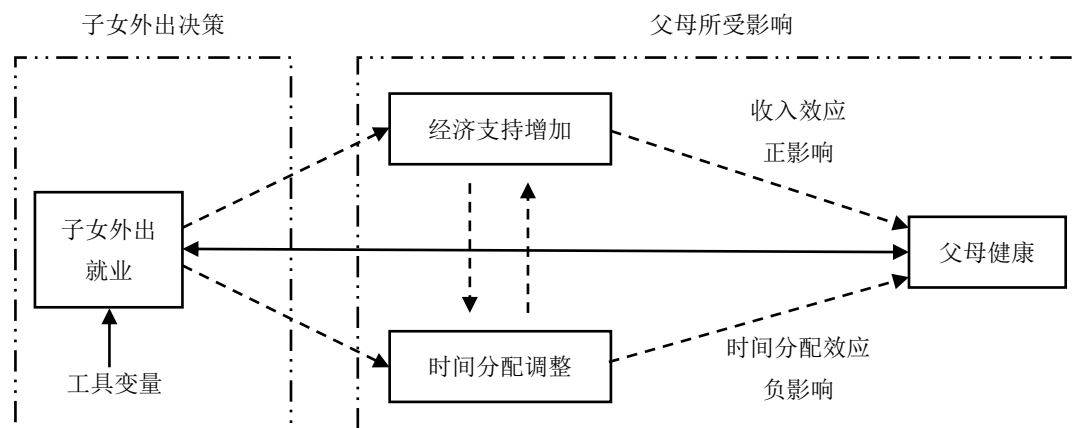


图 5-1 子女外出就业影响父母健康的理论机制

Figure 5-1 The mechanism of the impact children's migration on their parents' health

5.2 数据说明、变量设定与描述性统计

5.2.1 数据说明

本章经验分析数据来源于北京大学组织的中国健康与养老追踪调查（CHARLS）。CHARLS 是一项全国性的专门针对中国人口老龄化问题的社会追踪调查项目，调查对象为年龄 45 岁及以上的中老年人，样本覆盖全国 28 个省（市、自治区）。CHARLS 问卷内容包括健康状况和健康行为，工作、退休和养老金，家庭结构和子女代际支持，人口基本信息以及社区（村）基本情况等。本章主要使用的是 CHARLS2013 年和 2015 年两期数据。

本章关注的研究问题是农村家庭子女外出就业如何影响中老年父母身心健康，所以选取居住在农村地区、且至少有一位成年子女的年满 45 岁的中老年人作为研究样本。剔除城镇样本及无成年子女的样本后，样本量为 22030 个。为获取村级信息，以便控制村级特征的影响，文中将上述样本与 2011 年 CHARLS 社区（村）层面数据进行了匹配。需要说明的是，CHARLS 仅公布了 2011 年的社区（村）数据，一般而言，短期内一个村的人口、文化等因素并不会发生明显变化，即便各地的经济发展速度可能有所不同，但 2011 年的村级数据仍能反映出一个村的经济社会基础。匹配后，获得 19953 个研究样本^①，其中 2013 年和 2015 年的样本量分别为 10425 个和 9528 个。所用研究样本覆盖了除北京、上海、天津、海南、宁夏、西藏和港澳台以外的 25 个省（市、自治区）。

5.2.2 主要变量及其设定

（一）健康的测量

如何准确、有效测量父母身心健康是研究父母健康问题的关键。由于健康是多维的

^① 此处未剔除含有缺失值的样本，由于某些样本中的个别变量为缺失值，所以表 5-2 中不同变量的观测值个数有所不同，并且在下文进行实证分析时，在被解释变量或者控制变量不同的计量方程中，回归估计所用的样本个数也存在细微差别。

(Böhme et al., 2015), 本章将结合已有研究从多个角度来衡量父母健康水平。

在身体健康方面, 首先从主观评价角度选取自评健康来衡量父母健康水平。自评健康具有双重特性, 既是一种主观和情境性的自我评价, 也是反映客观身体状态的指标 (Jylha, 2009)。因此, 自评健康能反映出客观指标中隐含的健康信息, 如家庭疾病史、健康状况稳定性等因素, 是身体健康的综合评价指标 (连玉君等, 2014)。并且自评健康对个体未来的发病率和死亡率有预测作用 (Mossey and Shapiro, 1982)。CHARLS 问卷中询问了受访者对其当前健康状况的评价, 包含“很好、好、一般、不好、很不好”5个选项。但作为主观评价指标, 自评健康的主要缺点是容易受到个体特征、社会环境等因素影响 (Eriksson et al., 2001)。因此, 本章还从客观角度选取工具性日常生活活动能力 (IADL)、躯体活动能力两个指标衡量父母身体健康水平 (Böhme et al., 2015, 刘畅等, 2017)。IADL 关注的是中老年人相对独立生活所涉及的活动, 包含家务、做饭、买东西、拨打电话、吃药等5项活动; 躯体活动能力对身体素质的要求更高, 包括慢跑、走路、爬楼梯、身体弯曲、提重物等7项活动。借鉴已有研究做法 (刘畅等, 2017), 上述两个变量的设定形式为父母能够独立完成上述活动的个数, 数值越大表示父母的身体健康状况越好。

在心理健康方面, 本章选取抑郁程度和主观幸福感两个指标衡量父母心理健康水平。在多种学科关于精神健康的研究中, 常使用流行病学研究中心开发的抑郁量表 (CES-D) 所测量的抑郁程度来衡量精神健康水平 (Erbsland et al., 1995; Beekman et al., 1997; Ohnberger et al., 2017)。CHARLS 问卷采用了 CES-D 量表的方法, 在问卷中设计了10个涉及受访者上周感觉及行为的问题, 其中有8个消极问题和2个积极问题, 每个问题的答案均为问题发生的频率, 根据受访者所选项, 10个问题的累计分数为 CES-D 得分^①。CES-D 得分在10至40之间, 得分越高意味着父母的抑郁程度越高, 精神健康水平越低。主观幸福感同样是相关研究中常用的衡量精神健康的指标 (刘宏等, 2011; 温兴祥等, 2017)。CHARLS 问卷中询问了受访者对自己当前生活状况的满意程度, 包含“极其满意、非常满意、比较满意、不太满意、一点也不满意”5个选项。

(二) 解释变量

子女外出就业是本章关注的关键解释变量。在本章中, 借鉴已有研究, 将其设定为虚拟变量形式, 家中没有外出就业的子女的赋值为0, 家中至少有一个子女外出就业的赋值为1 (Antman, 2010; Kuhn et al., 2011; 连玉君等, 2014)。

考虑到有多种因素影响父母健康状况, 结合健康经济学理论和已有研究, 本章控制了父母特征、子女与家庭特征、村级特征三类解释变量 (赵忠, 2006; Böhme et al., 2015; Song, 2017)。父母特征主要包括年龄、性别、受教育年限、配偶是否同住、童年健康状况、慢性病、是否有养老保险等7个变量。需要说明的是, 童年健康状况和慢性病^②两个变量能在一定程度上体现个体的初始健康水平与家庭健康遗传情况。子女与家庭特征具体包括子女数量、子女平均年龄、子女最高受教育水平、家庭收入、是否有子女同住等5个变量。父母居住村落的经济社会发展水平也会影响他们的健康状况, 文中选取本村企业、活动设施、助老组织、

^① 10道问题中包含8道消极问题和2道积极问题, 具体的计分方法是, 对于消极问题, 例如: 我因一些小事而烦恼, 4个选项中表示出现频率最低的计1分, 次低的计2分, 次高的计3分, 最高的计4分; 而积极性问题的计分方式则相反, 即出现频率最低的计4分, 次低的计3分, 次高的计2分, 最高的计1分。

^② 慢性病一般由于饮食习惯、生活环境、基因等长期因素引发, 具有迁延不愈的特点, 因此父母患有慢性病的个数可以作为以往健康状况的一个代理变量 (刘畅等, 2017)。

本村居民是否主要使用冲水厕所 4 个变量衡量村级特征。为排除时间效应和地区间差异影响，文中进一步控制了年份虚拟变量和省份虚拟变量（Ao et al., 2016；刘畅等，2017）。

此外，本章还将考察子女外出就业对父母经济水平和时间分配的影响及两者的中介效应。因此，文中设置了两类中介变量，一是子女为父母提供的代际转移支付，二是从劳动供给角度，设置父母从事农业劳动时间、隔代照料时间、非农劳动时间三个变量。

主要变量的设定形式参见表 5-1。

表 5-1 主要变量设定

Table 5-1 Variables setting and unit

变量名称	描述	设定/单位
被解释变量		
自评健康	受访者对自己当前健康状况的评价	很不好=1，不好=2，一般=3，好=4，很好=5
工具性日常生活活动能力	受访者能独立完成家务、做饭、买东西、拨打电话、吃药等5项活动的个数	个
躯体活动能力	受访者能独立完成慢跑、走路、爬楼梯、身体弯曲、提重物等7项活动的个数	个
抑郁程度	受访者CES-D得分	分数
生活满意度	受访者主观的生活满意程度，反映受访者对生活的总体评价	一点也不满意=1，不太满意=2，比较满意=3，非常满意=4，极其满意=5
解释变量		
子女是否外出就业	家中是否有至少有一个子女外出就业	否=0，是=1
外出就业子女比例	外出就业子女个数占全部子女个数的比例	%
年龄	受访者年龄	岁
性别	受访者性别	母亲=0，父亲=1
受教育水平	受访者的受教育年限	年
配偶是否同住	受访者配偶是否健在并与其共同居住	否=0，是=1
童年健康状况	受访者15 岁及之前的身体状况	不好=1，一般=2，好=3，很好=4，极好=5
慢性病	医生曾经告诉受访者的慢性病患病个数	个
是否参与养老保险	受访者是否参与了养老保险	否=0，是=1
社交活动	过去一个月，受访者是否有以下社交活动：与朋友交往、帮助亲友、上网	否=0，是=1
子女数量	受访者健在子女的数量	个
子女平均年龄	受访者全部子女的平均年龄	岁
子女最高受教育水平	受访者全部子女中的最高受教育水平	未受过正规教育=1，小学=2，初中=3，高中/职高/中专=4，本科/大专=5，研究生=6

表 5-1（续）

变量名称	描述	设定/单位
家庭收入	受访者过去一年的家庭收入，具体包含农业生产、 非农生产经营、工资性、转移性收入，取对数形式	元，取对数
是否有子女同住	是否有子女与受访者共同居住	否=0，是=1
本村企业	本村有多少家企业	个
本村活动设施	本村体育、文化娱乐等活动场所的个数	个
本村助老组织	本村中是否有养老院、老年人保健中心、居家养老 服务站等助老组织	否=0，是=1
本村居民是否主要 使用冲水厕所	本村厕所的主要类型是否是冲水厕所	否=0，是=1
中介变量		
子女代际转移支付	受访者过去一年从全部子女处收到的经济支持（包 括现金和实物）数量	元
农业劳动时间	受访者过去一年从事自家农业生产的劳动时间	小时
隔代照料时间	受访者过去一年照料孙辈的时间	小时
非农劳动时间	受访者过去一年非农劳动供给的时间	小时
工具变量		
村级外出就业比例	本村外出就业的人数/本村总人口	%
城镇失业率	本省城镇失业率（数据来源于中国人口和就业统计 年鉴）	%

5. 2. 3 留守父母与非留守父母特征及健康状况的比较分析

表 5-2 给出了主要变量的描述性统计结果。在身心健康方面，父母自评健康的均值为 2.60，这表明总体上农村中老年人自评健康介于“不好”和“一般”之间；IADL 的均值和躯体活动能力的均值分别为 4.52 和 5.00，这表明中老年人能独立完成的工具性日常生活活动个数和躯体活动个数均在 5 个左右；父母抑郁程度得分的均值为 18.63，按照常规的抑郁症定义，CES-D 得分大于 20 则被认为患有精神抑郁症状，经计算，约有 32%的农村中老年人患有精神抑郁；父母生活满意度的均值为 3.32，这表明总体上农村中老年人对当前生活比较满意。分组来看，无外出就业子女和有外出就业子女的两组父母在自评健康、躯体活动能力、抑郁程度、生活满意度上几乎无差别，即便无外出子女的父母的 IADL 均值显著低于有外出子女的父母，但两者均值之差仅有 0.06。描述性统计结果反映出，总体上无外出就业子女的父母和有外出就业子女的父母在身心健康方面无明显差异。

在父母特征方面，父母平均年龄约为 61 岁，父亲样本比例为 48%，男女比例基本持平；父母的受教育年限平均为 4.49 年，平均受教育水平在小学以下，反映出当前农村中老年人受教育水平较低；农村中老年人平均患有 1.4 个慢性病，有 80%的父母参与了养老保险。分组来看，两组父母在受教育水平、配偶是否同住、童年健康状况、慢性病、是否参与养老保险方面的确存在显著差异。具体地，有子女外出父母的受教育水平更高，这可能与受教育水

平高的父母可能思想更开放、眼界更高，越支持子女外出有关；有外出子女父母与配偶同住的比例比无外出子女父母高出 3%；无外出子女父母的童年健康状况更好，患慢性病数量越少；有外出子女父母参与养老保险的比例比无外出子女父母高出 3%。但不同指标均值的差异非常小，这也反映出两组父母特征的差异并不大。

在子女和家庭特征方面，总体上，农村中老年父母约有 3 个子女，子女平均年龄在 33 岁左右；有 42% 的父母有外出就业的子女；有超过 50% 的父母与子女同住。两组父母比较而言，有外出子女父母的子女数量要多于无外出子女父母；有外出子女父母的子女最高受教育水平更高；无外出子女父母的收入要高于有外出子女父母，可能的原因是收入水平较高的父母，可能不需要通过子女外出就业来提高家庭收入水平；与无外出子女父母相比，有外出子女父母与子女同住的比例要低 31%。

从村级特征来看，无外出子女父母所在村的企业、活动设施、助老组织数量等多，这一一定程度上反映出，经济和社会发展水平更高的村，可能有更多的就业机会，劳动力可能更多的就近就业。

比较两组父母的代际转移支付和劳动时间可以看出，有外出子女父母过去一年从子女处获得经济支持要比无外出子女父母平均多出约 4000 元；与无外出子女父母相比，有外出子女父母从事农业劳动时间和照料孙辈时间均较高，其中农业劳动时间增加更为明显，但有外出子女父母从事非农劳动的时间相对较少。

表 5-2 主要变量的描述性统计

Table 5-2 Descriptive statistics of main variables

变量名称	全部样本			无外出就业子女		有外出就业子女		两组间
	观测值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值差
被解释变量								
自评健康	18543	2.60	1.03	2.61	1.03	2.60	1.03	0.00
IADL	19188	4.52	1.05	4.49	1.08	4.56	1.00	-0.06***
躯体活动能力	19176	5.00	1.84	4.98	1.85	5.02	1.83	-0.04
抑郁程度	19168	18.63	5.97	18.65	6.02	18.59	5.90	0.06
生活满意度	19170	3.23	0.78	3.23	0.79	3.23	0.77	-0.00
解释变量								
子女是否外出 就业	19199	0.42	0.49					
年龄	19199	60.87	9.56	60.85	9.86	60.90	9.13	-0.06
性别	19199	0.48	0.50	0.48	0.50	0.48	0.50	-0.00
受教育水平	19199	4.49	4.01	4.43	3.96	4.57	4.07	-0.14*
配偶是否同住	19199	0.88	0.33	0.86	0.34	0.89	0.31	-0.03***
童年健康状况	19153	3.22	1.11	3.24	1.11	3.17	1.12	0.07***
慢性病	19199	1.40	1.42	1.37	1.42	1.43	1.41	-0.06***
是否参与养老 保险	19199	0.80	0.40	0.79	0.41	0.82	0.38	-0.03***

表 5-2（续）

变量名称	全部样本			无外出就业子女		有外出就业子女		两组间
	观测值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值差
社交活动	19199	0.36	0.48	0.36	0.48	0.37	0.48	-0.01
子女数量	19199	2.94	1.39	2.80	1.36	3.13	1.40	-0.32***
子女平均年龄	19199	33.31	9.59	33.33	10.44	33.29	8.28	0.03
子女最高受教育水平	19199	3.39	1.07	3.25	1.03	3.58	1.10	-0.34***
家庭收入	19199	6.93	3.67	7.00	3.77	6.85	3.52	0.15***
是否有子女同住	19199	0.52	0.50	0.65	0.48	0.35	0.48	0.31***
本村企业	19125	2.99	8.58	3.54	9.66	2.22	6.74	1.32***
本村活动设施	19199	1.66	2.08	1.81	2.17	1.46	1.95	0.35***
本村助老组织	19199	0.18	0.38	0.19	0.39	0.16	0.36	0.03***
本村居民是否主要使用冲水厕所	19199	0.23	0.42	0.25	0.43	0.21	0.41	0.03***
中介变量								
子女代际转移支付	19199	6131.34	17706.13	4455.05	11679.15	8440.09	23415.31	-3985.04***
农业劳动时间	19199	655.62	926.39	612.90	903.73	714.45	953.65	-101.55***
隔代照料时间	19199	1585.30	5285.60	1564.94	5002.66	1613.35	5652.33	-48.42
非农劳动时间	19199	217.75	686.77	228.78	703.47	202.55	662.82	26.23***
工具变量								
村级外出就业比例	18948	0.29	0.27	0.26	0.25	0.34	0.28	-0.08***
城镇失业率	19199	3.43	0.45	3.41	0.44	3.47	0.46	-0.05***

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

5.3 子女外出就业对父母健康影响的总效应

5.3.1 计量模型与估计方法

为评估子女外出就业行为对父母身心健康影响的总效应，本文构建如下计量模型：

$$H_i = \beta M_i + \theta Z_i + \varepsilon_i \tag{5-1}$$

其中， H_i 为被解释变量，代表第 i 个父母在健康水平； M_i 代表第 i 个父母的子女外出就业情况； Z_i 为一系列控制变量，具体包括前文提到的父母特征、子女与家庭特征、村级特征三类变量，以及年份虚拟变量和省份虚拟变量； ε_i 为随机扰动项。

然而,上述模型的估计结果可能受到内生性干扰,原因在于子女外出就业与父母健康之间可能存在双向因果关系。比如,父母健康状况越差,子女需要留在父母身边为父母提供照料支持,子女外出就业的可能性越低;再或者,健康状况差的父母,自身经济收入水平可能较低,这就需要子女外出就业来挺高家庭的收入水平,从而可能促使子女外出就业。无论上述哪种情况,都意味着父母健康状况影响着子女的外出就业决策,由此可能导致子女外出就业变量估计结果有偏且不一致。已有研究已对上述内生性问题进行了比较充分的讨论,并且通常采用工具变量法加以处理(Antman, 2010; Ao et al., 2016)。借鉴已有研究,本章选取村级外出就业比例和省级城镇失业率作为子女外出就业变量的工具变量(王小龙、兰永生, 2011; 连玉君等, 2014; Böhme et al., 2015)。

工具变量需满足相关性和外生性条件。首先,村级外出就业情况与家庭成员外出就业行为密切相关。原因是,在乡土社会,本村移民网络是村民外出就业的重要信息来源和社会资本,不仅能有效降低外出就业成本,更能提高就业概率(李琴、宋月萍, 2009)。因此,村级外出就业比例越高,家庭中子女外出就业的可能性越大。其次,省级城镇失业率也会影响农村劳动力的外出就业行为。具体地,省级城镇失业率对农村劳动力转移有两种可能的影响:一是本省失业率高促使农村劳动力转移至外省从事非农工作,二是高城镇失业率致使劳动力留守在农村从事农业生产。文中不去讨论两种影响谁占主导地位,但上述分析的确表明省级城镇失业率与农村劳动力转移相关,满足相关性条件。在外生性方面,需要讨论村级外出就业比例和省级城镇失业率是否同过子女外出就业之外的途径影响父母个体健康状况。事实上,村级外出就业比例和省级城镇失业率与一个地区的经济社会发展水平相关,而地区的经济社会发展水平可能会影响到个人的身心健康状况。为此,本章在模型中控制了父母收入、村级特征以及省份虚拟变量,而这些变量能在很大程度上消除工具变量的内生性。为检验工具变量的有效性,下文将进行过度识别检验和弱工具变量检验。

5.3.2 基础回归结果

表 5-3 汇报了子女外出就业对父母身体健康和精神健康影响的基础回归结果,作为稳健性比较文中同时给出 OLS 和 2SLS 第二阶段的估计结果。在分析估计结果之前,先讨论模型中相关检验的结果。各方程中所用工具变量均通过了过度识别检验和弱工具变量检验,说明工具变量有效。那么,2SLS 能够得出一致估计量,但是当计量方程中不存在内生性时,OLS 的估计结果要比 2SLS 更有效。采用杜宾—吴—豪斯曼检验模型中是否存在内生性,结果显示 IADL、抑郁程度、主观幸福感作为被解释变量的三个方程中并不存内生性问题,接下来在讨论这三个方程结果时将以 OLS 估计结果为主。

在身体健康方面,估计结果显示,无论哪种方法估计出的子女外出就业变量系数均为正数,并且在 5%及以上的统计水平上显著。这表明在控制其他变量的影响后,子女外出就业能够显著改善父母的身体健康水平,也与 Böhme 等(2015)和刘畅等(2017)的研究结果一致。可能的原因是,虽然子女外出就业通过经济支持和时间分配两条途径对健康产生截然不同的影响,但外出就业后子女经济支持增加给父母身体健康带来的正效应弥补了“时间分配”的负效应。在精神健康方面,结果显示,子女外出就业变量对抑郁程度的影响为负,对主观幸福感的影响为正。也就是说,有子女外出就业的家庭中,父母抑郁程度越低,主观幸

福感越高,他们的精神健康状况越佳。遗憾的是,这一估计结果在统计上并不显著。这表明在控制其他变量的影响后,子女外出就业并未显著改善父母精神健康水平,这与 Abas(2009)和 Böhme 等(2015)的研究结果一致。导致这一结果的原因可能是,子女经济支持给父母精神健康带来的正效应不能完全替代或者弥补由子女不在身边而导致的照料、精神支持等减弱给父母精神健康带来的负效应。

为了控制父母自身健康水平带来的估计偏差,模型中也引入了父母童年身体健康状况、慢性病个数等变量。可以看出,童年身体健康和慢性病个数变量对身体健康和精神健康水平均有较为显著的影响,童年身体健康水平越高,身体健康水平和精神健康水平越高。慢性病个数增加,身体健康和精神健康水平都显著下降。

此外,其他控制变量的估计结果基本与理论和现实预期相符。在父母特征方面,随着年龄增长,父母健康水平更差,这与父母的身体和心理机能随年龄增长逐步下降有关;父亲和母亲之间存在明显差异,无论是身体健康还是精神健康水平,父亲均明显优于母亲;与配偶同住的父母健康状况更好,可能原因是,与配偶共同居住既可以相互照顾还可以分担劳动。在子女及家庭特征方面,子女数量越多父母的身体健康水平越差,这一定程度上表明繁重的养育子女任务不利于父母身体健康;相反,随着子女年龄增长,父母健康水平相应提升,可能的原因是,子女成长后一方面减少了父母的照顾负担,一方面子女还以帮助父母分担劳动;父母收入水平越高身心健康水平也越高。从村级特征变量的估计结果可以看出,村庄经济社会发展水平对中老年身心健康有积极影响。

表 5-3 农村家庭子女外出就业对父母健康影响的估计结果

Table 5-3 Estimated results of the impact of migration on parents' health in rural families

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	自评健康		IADL		躯体活动能力		抑郁程度		主观幸福感	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
是否有子女外出	0.015 (0.016)	0.659*** (0.230)	0.034** (0.016)	0.331 (0.224)	0.034 (0.026)	1.022*** (0.375)	-0.105 (0.089)	-1.997 (1.225)	0.001 (0.012)	0.076 (0.172)
年龄	-0.004*** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.022*** (0.002)	-0.021*** (0.002)	-0.044*** (0.002)	-0.040*** (0.003)	0.019** (0.007)	0.012 (0.009)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
性别	0.147*** (0.016)	0.136*** (0.017)	0.146*** (0.016)	0.142*** (0.017)	0.695*** (0.026)	0.678*** (0.028)	-1.835*** (0.090)	-1.813*** (0.093)	0.059*** (0.012)	0.058*** (0.013)
受教育年限	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.021*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.044*** (0.004)	0.045*** (0.004)	-0.107*** (0.013)	-0.109*** (0.013)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
配偶是否同住	-0.037 (0.024)	-0.039 (0.025)	0.019 (0.027)	0.015 (0.028)	0.092** (0.041)	0.085** (0.043)	-1.062*** (0.144)	-1.035*** (0.148)	0.101*** (0.020)	0.103*** (0.020)
童年健康状况	0.078*** (0.007)	0.081*** (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.005 (0.007)	0.021* (0.011)	0.026** (0.011)	-0.237*** (0.037)	-0.246*** (0.039)	0.044*** (0.005)	0.043*** (0.005)
慢性病个数	-0.177*** (0.005)	-0.174*** (0.006)	-0.109*** (0.006)	-0.108*** (0.006)	-0.320*** (0.009)	-0.317*** (0.009)	0.805*** (0.032)	0.794*** (0.033)	-0.054*** (0.004)	-0.053*** (0.004)
是否有养老保险	-0.019 (0.019)	-0.044** (0.021)	0.053*** (0.018)	0.046** (0.020)	0.034 (0.030)	0.006 (0.034)	-0.122 (0.105)	-0.068 (0.114)	0.029** (0.015)	0.028* (0.016)
社交活动							-0.349***	-0.356***	0.051***	0.053***

表 5-3 (续)

变量	自评健康		IADL		躯体活动能力		抑郁程度		主观幸福感	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
子女数量							(0.085)	(0.086)	(0.012)	(0.012)
	-0.011*	-0.047***	-0.010	-0.027*	-0.041***	-0.099***	0.014	0.120	0.013***	0.010
子女平均年龄	(0.007)	(0.015)	(0.007)	(0.015)	(0.011)	(0.024)	(0.037)	(0.079)	(0.005)	(0.011)
	0.001	0.002	0.003*	0.003*	0.007***	0.008***	-0.025***	-0.027***	0.002*	0.002*
子女最高受教育水平	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.006)	(0.007)	(0.001)	(0.001)
小学	0.095	0.007	0.432***	0.386***	0.287**	0.143	0.378	0.671	0.044	0.031
	(0.078)	(0.087)	(0.119)	(0.123)	(0.142)	(0.154)	(0.482)	(0.522)	(0.068)	(0.072)
初中	0.121	-0.008	0.500***	0.437***	0.470***	0.263	-0.151	0.252	0.060	0.044
	(0.078)	(0.093)	(0.118)	(0.126)	(0.141)	(0.163)	(0.480)	(0.551)	(0.068)	(0.076)
高中	0.199**	0.050	0.523***	0.451***	0.612***	0.379**	-0.590	-0.149	0.085	0.066
	(0.079)	(0.097)	(0.119)	(0.129)	(0.143)	(0.170)	(0.485)	(0.573)	(0.068)	(0.079)
大学/大专	0.212***	-0.016	0.523***	0.416***	0.609***	0.260	-0.916*	-0.242	0.120*	0.090
	(0.079)	(0.115)	(0.119)	(0.142)	(0.143)	(0.199)	(0.488)	(0.664)	(0.069)	(0.091)
大学以上	0.237**	-0.050	0.627***	0.504***	0.696***	0.261	-0.973	-0.183	0.119	0.081
	(0.105)	(0.146)	(0.125)	(0.157)	(0.173)	(0.241)	(0.603)	(0.812)	(0.083)	(0.111)
家庭收入	0.006***	0.006**	0.009***	0.008***	0.017***	0.015***	-0.033***	-0.030**	0.009***	0.009***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.004)	(0.012)	(0.012)	(0.002)	(0.002)
是否同子女居住	-0.029*	0.164**	-0.118***	-0.028	-0.089***	0.208*	0.094	-0.480	-0.001	0.020
	(0.016)	(0.071)	(0.016)	(0.068)	(0.026)	(0.116)	(0.089)	(0.380)	(0.012)	(0.053)

表 5-3 (续)

变量	自评健康		IADL		躯体活动能力		抑郁程度		主观幸福感	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
本村企业个数	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003* (0.002)	-0.013** (0.005)	-0.017*** (0.006)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
本村活动设施	0.009* (0.005)	0.011** (0.005)	0.014*** (0.004)	0.016*** (0.005)	0.017** (0.007)	0.020*** (0.008)	-0.065** (0.026)	-0.073*** (0.026)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.004)
本村助老组织	-0.004 (0.022)	0.010 (0.023)	0.011 (0.021)	0.017 (0.022)	0.061* (0.034)	0.075** (0.037)	-0.226* (0.120)	-0.254** (0.126)	-0.006 (0.016)	-0.009 (0.017)
是否使用冲水厕所	-0.045* (0.024)	-0.007 (0.028)	0.083*** (0.023)	0.108*** (0.028)	0.238*** (0.038)	0.312*** (0.046)	-0.265** (0.133)	-0.426*** (0.157)	-0.000 (0.018)	0.015 (0.021)
年份虚拟变量	0.061*** (0.015)	0.077*** (0.017)	0.020 (0.015)	0.029* (0.016)	0.065*** (0.024)	0.088*** (0.026)	0.131 (0.083)	0.083 (0.087)	0.313*** (0.011)	0.316*** (0.012)
省级虚拟变量	控制									
常数项	2.386*** (0.109)	2.083*** (0.159)	5.203*** (0.145)	5.066*** (0.183)	6.715*** (0.191)	6.246*** (0.265)	22.176*** (0.649)	23.031*** (0.875)	2.232*** (0.092)	2.203*** (0.125)
观测值	18462	18216	19068	18817	19057	18806	19048	18798	19050	18800
R ²	0.107	0.027	0.123	0.107	0.251	0.193	0.141	0.120	0.076	0.075
内生性检验 F值		8.673***		1.777		7.428***		2.410		0.190
过度识别检验 χ^2 值		0.180		0.004		1.330		0.035		0.389
弱工具变量检验 F值		46.651***		47.205***		47.439***		47.687***		47.685***

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误。

5.3.3 子女外出就业影响的异质性分析

上文在整体上评价了子女外出就业对父母健康的总效应，为考察子女外出就业对不同特征父母影响的异质性，进一步将总样本按照父母性别、年龄进行分组回归。表 5-4 汇报了子女外出就业对父亲与母亲及不同年龄阶段父母健康影响的差异。在父母性别异质性方面，父亲组中子女外出就业变量对抑郁程度的估计系数为负数，对其他 4 种健康衡量指标的估计系数均为正数，并且对自评健康、躯体活动能力、抑郁程度的影响在统计上显著；在母亲组中，可以看出大部分估计系数的绝对值要小于父亲组，并且各估计系数均在统计上不显著。这表明，子女外出就业显著改善了父亲健康，但对母亲健康的改善效果并不明显。可能的原因是，女性具有照料上的角色优势，母亲往往会付出更多时间和精力来料理家务和照料孙辈，那么，子女外出就业产生的时间分配效应更多地作用于母亲，即子女外出就业所带来的家庭劳动、照顾孙辈等活动更多地由母亲来完成（Musil et al., 2011; Chang et al., 2011），因此，母亲的健康水平受到比父亲更严重的负面影响。这也在一定程度上反映出，农村家庭中妇女可能承担更多家庭劳动，所承受的健康风险不容忽视。

在年龄异质性方面，文中将年龄分为三组，分别为 60 岁以下组，60-70 岁组和 70 岁以上组。结果显示，子女外出就业对 60-70 岁年龄段父母的影响最为显著，能显著提高他们的身体健康和精神健康水平；但是对 60 岁以下、70 岁以上的父母影响不显著。导致这一结果的一个可能原因是，不同年龄段父母对子女赡养的依赖程度不同。60 岁以下父母大多尚具有劳动能力，且身体状态相对较好，尽管子女外出就业，但对其身体和精神影响并不大；而 70 岁以上的父母，丧失了部分劳动能力，且对子女陪伴的需求较高，子女经济支持给父母健康带来的正效应并不能有效弥补照料缺失给父母健康带来的负效应，从而无法起到改善健康的作用；相反，60-70 岁的父母身体状态尚能应对基本的家庭劳动和照顾孙辈活动，而且由于缺乏收入来源，对子女务工的收入较为敏感，因此子女外出就业能显著提升他们健康水平。

表 5-4 子女外出就业影响的异质性分析

Table 5-4 Heterogeneity analysis of the impact of migration

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	自评健康	IADL	躯体活动能力	抑郁程度	主观幸福感
性别					
父亲	0.974***	0.200	1.295**	-3.811**	0.258
母亲	0.397	0.426	0.824	-0.188	-0.083
年龄					
60岁以下	0.538	0.123	0.350	-0.323	-0.057
60-70岁	1.216***	0.760*	1.574**	-5.382**	0.141
70岁以上	0.516	0.172	1.639**	-0.363	0.282

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；控制变量包括基础回归中的控制变量。详细回归结果参见附表 1 和附表 2

5.4 子女外出就业总效应的中介机制：时间与金钱，孰轻孰重？

5.4.1 子女外出就业对父母经济支持和时间分配的影响

在检验子女外出就业通过“时间分配”和“收入”两条路径如何影响父母健康之前，先从实证角度分析子女外出就业会如何影响父母的时间分配和获得的子女经济支持。现实中，父母会将时间分配在劳动、闲暇、睡眠等多个方面，但文中重点分析了子女外出就业对父母劳动时间分配的影响，原因是：一是很难全面统计父母的时间分配情况，二是因为时间是有限的，如果劳动时间增加，闲暇、睡眠等其他时间会相应减少。值得注意的是，关于子女外出就业对时间分配及经济支持影响的方程中存在两方面的问题：一是子女外出就业行为的潜在内生性，与上文相同选取村级外出就业比例、城镇失业率为子女外出就业变量的工具变量，并进行2SLS估计。二是被解释变量为非负数且存在大量零值，现实中有很父母得不到子女的经济支持，也有很多父母没有劳动行为，作为稳健性比较，同时给出了IV-Tobit模型的估计结果。

表5-5给出了子女外出就业对父母经济支持和劳动时间分配影响的估计结果。由表5中（1）和（2）列的结果可以看出，两种估计方法估计是否有子女外出变量的系数显著为正，这表明在控制其他变量的影响后，子女外出就业显著增加了父母获得的子女代际转移支付；表5中（3）和（4）列的结果显示，子女外出变量的系数显著为正，这说明在控制其他变量的影响后，子女外出就业显著增加了父母隔代照料的时间；表5中（5）和（6）列的结果显示，子女外出变量的系数显著为正，这说明在控制其他变量的影响后，子女外出就业显著增加了父母花在自家农业劳动上的时间；表5中（7）和（8）列的结果显示，子女外出变量的系数为负，说明子女外出就业可以减少父母非农劳动的时间，但是这个结果在统计上不显著。

需要说明的是，下文将以隔代照料时间为例，分析时间分配调整的中介作用。原因如下，第一，在劳动时间分配方面，父母隔代照料时间受子女外出行为影响的幅度最大，由估计系数大小可以看出，子女外出后父母花在照料孙辈上的时间约是花在农业劳动上的时间的三倍；第二，祖辈照料孙辈同样是由农村劳动力转移“不完整性”特征导致的，并且在农村地区，中老年人照料孙辈的现象越来越普遍，研究隔代照料对父母健康影响具有重要意义（韩保庆、王胜今，2019）；第三，在分析劳动时间分配的中介效应时，需要分析劳动时间对健康的影响，但是劳动时间与健康之间可能存在由“双向因果”关系导致的内生性问题，并且，无论是将各类劳动时间加总，还是单独分析农业劳动时间对健康的影响，在技术层面均不好寻找合适的工具变量来解决潜在的内生性问题。

表 5-5 子女外出就业对父母经济支持和劳动时间分配的影响

Table 5-5 The impact of migration on parents' financial support and labor time allocation

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	子女经济支持		照料孙辈时间		自家农业劳动时间		非农劳动时间	
	2SLS	IV-Tobit	2SLS	IV-Tobit	2SLS	IV-Tobit	2SLS	IV-Tobit
是否有子女外出	13954.91*** (3900.09)	20092.84*** (4965.41)	3539.165*** (1185.918)	7236.619*** (2800.273)	1405.74*** (232.69)	2321.346*** (394.958)	-83.82 (143.60)	-314.747 (999.760)
16岁以下的孙辈数量			531.783*** (33.178)	1966.332*** (51.177)				
家庭耕地面积					0.385*** (0.100)	0.510*** (0.081)	-0.060*** (0.021)	-0.626 (0.417)
控制变量	控制							
常数项	-5625.418** (2590.846)	-2619.450*** (3555.629)	-575.687 (726.470)	-7060.327*** (1960.497)	808.869*** (156.550)	549.450** (275.875)	511.115*** (93.422)	-895.109 (787.149)
观测值	18828	18828	18828	18828	18828	18828	18828	18828

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为稳健标准误；控制变量包括父母特征、子女与家庭特征、村级特征、年份虚拟变量、省级虚拟变量等。

表 5-6 过度识别检验与弱工具变量检验结果

Table 5-6 Results of over-identification test and weak instrument variable test

过度识别检验	子女经济支持	照料孙辈时间	农业劳动时间	非农劳动时间	弱工具变量检验	子女经济支持	照料孙辈时间	农业劳动时间	非农劳动时间
× 2统计量	0.04	0.25	1.73	0.37	F统计量	50.34***	50.53***	51.07***	51.07***
p值	0.84	0.62	0.19	0.54	p值	0.00	0.00	0.00	0.00

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

5.4.2 子女经济支持与隔代照料的中介作用

Hayes (2009) 指出, 在存在多个中介变量并且各中介变量之间相互影响时, 需构建多步多重中介模型检验中介效应。理论上, 子女外出就业通过“时间”和“金钱”两条路径影响父母健康, 并且两条路径之间也会影响。另外, 前文分析发现, 子女外出就业对父母身体健康有显著影响, 但并不显著影响父母心理健康。然而, 主效应是否显著并非是中介效应成立的前提条件 (Zhao et al., 2010)。因此, 为考察子女经济支持和隔代照料在子女外出就业与父母健康之间的中介作用, 构建如下多步多重中介模型:

$$C_i = a_1 M_i + \theta_1 Z_i + \varepsilon_{1i} \quad (5-2)$$

$$S_i = a_2 M_i + d C_i + \theta_2 Z_i + \varepsilon_{2i} \quad (5-3)$$

$$H_i = c' M_i + b_1 C_i + b_2 S_i + \theta_3 Z_i + \varepsilon_{3i} \quad (5-4)$$

其中, C_i 为隔代照料变量, S_i 为子女经济支持变量, ε_{1i} 、 ε_{2i} 、 ε_{3i} 为随机扰动项。

接下来简要说明上述各方程中潜在内生性问题及相应处理方法。为克服方程 (2) 中子女外出行为的潜在内生性, 选取与上文相同的工具变量并使用 2SLS 估计方程 (2)。在方程 (3) 中, 除子女外出就业外, 隔代照料也是一个潜在内生变量, 理论分析部分表明子女提供的经济支持也影响父母照料孙辈行为。为此, 借鉴已有研究, 选取 16 岁以下孙辈数量和剔除自己以外的村级平均隔代照料时间作为隔代照料的工具变量 (韩保庆、王胜今, 2019), 并使用 3SLS 估计方程 (3)。父母健康状况不仅影响子女外出就业行为, 还可能影响子女经济支持和父母隔代照料行为, 因此在方程 (4) 中存在子女外出就业、子女经济支持和隔代照料三个潜在内生变量。在已有研究基础上, 文中进一步选取了剔除自己以外的村级平均子女经济支持量和是否受邀参加红白喜事作为子女经济支持变量的工具变量 (刘畅等, 2017), 并使用 3SLS 估计方程 (4)。

工具变量有效性检验结果。首先检验各方程中工具变量是否满足外生性条件, 过度识别检验的结果均无法拒绝“所有工具变量都是外生的”原假设, 这表明各方程中的工具变量符合外生性条件; 其次检验各方程中工具变量是否满足相关性条件, 使用的方法是工具变量对内生变量回归, 然后采用 F 检验检验工具变量的联合显著性, F 统计量的值均大于 10, 这表明各工具变量通过弱工具变量检验, 满足相关性条件。

表 5-7 给出了中介效应模型的估计结果, 所有变量均经过了标准化处理。表 5.7 中 (1) 和 (2) 列分别是方程 (5-2) 和 (5-3) 的估计结果, 即是子女外出变量对中介变量的影响效果。结果显示, 子女外出就业显著增加了父母隔代照料的时间和子女经济支持的数量, 这也与温兴祥等 (2016) 研究结果类似; 同时父母隔代照料显著增加了子女为其提供的经济支持数量。这表明隔代照料和子女经济支持是两个有效的中介变量 (李会等, 2019)。接下来看, 中介变量对结果变量, 即父母健康的影响效果, 也就是对方程 (5-4) 的估计结果。由表 5.7 中 (3) 至 (7) 列的估计结果可以看出, 隔代照料对抑郁程度的估计系数为正, 对其他 4 种健康衡量指标的估计系数均为负数, 并都在 1% 的统计水平上显著, 这表明在控制其他变量的影响后, 隔代照料时间越长, 父母的抑郁程度越高, 自评健康、IADL、躯体活动能力和主观幸福感越低, 这意味着隔代照料对父母身心健康有显著的负向影响, 这也与 Baker 和 Silverstein (2008)、黄国桂等 (2016) 的研究结果类似; 而子女经济支持变量对抑郁程度的

估计系数为负,对其他4种健康衡量指标的估计系数均为正数,并都在统计上显著,这表明在控制其他变量的影响后,子女提供的经济支持越多,父母的抑郁程度越低,自评健康、IADL、躯体活动能力和主观幸福感越高,这意味着子女经济支持对父母身心健康有显著的正向影响,这与Böhme等(2015)、刘畅等(2017)的研究结果一致。

进一步计算并比较隔代照料和子女经济支持两个中介变量的中介效应,并对中介效应的显著性进行讨论。隔代照料独立发挥的中介效应可通过计算 a_1 与 b_1 的乘积而得,同理子女经济支持独立发挥的中介效应可通过计算 a_2 与 b_2 的乘积而得;另外,隔代照料还通过影响子女经济支持发挥链式中介效应,此效应可通过计算 a_1 、 d 、 b_2 三者的乘积得到,计算结果见表5-8。结果显示,隔代照料对自评健康、IADL、躯体活动能力和主观幸福感独立发挥的中介效应为负,对抑郁程度独立发挥的中介效应为正;子女经济支持对自评健康、IADL、躯体活动能力和主观幸福感独立发挥的中介效应为正,对抑郁程度独立发挥的中介效应为负。并且不难发现,各个隔代照料独立中介效应的绝对值明显小于与之对应的各子女经济支持独立中介效应的绝对值。另外,隔代照料还通过影响子女经济支持发挥链式中介效应,其对健康的影响方向与隔代照料独立中介效应的影响方向相反。

在此,有必要检验各中介效应的显著性。逐步检验回归系数是检验中介效应显著性的最常用的方法(温忠麟、叶宝娟,2014)。虽然有学者指出逐步检验法的检验力较低,也就是说逐步检验法不容易检测到显著的中介效应,但如果采用逐步检验法能够得到显著结果,就不在检验力低的问题,此时,逐步检验的结果甚至好于Bootstrap法的检验结果(温忠麟、叶宝娟,2014)。逐步检验回归系数原理简单,也容易操作,但其涉及的原假设较多(温忠麟等,2004)。举例说明,如果上述中介效应模型中 $H_0: a_1 = 0$ 被拒绝,且 $H_0: b_1 = 0$ 也被拒绝,则中介效应显著,否则不显著。可以看出,在不同方程中分别作为解释变量的子女外出就业、隔代照料和子女经济支持的估计系数均在统计上显著,这说明隔代照料和子女经济支持发挥着显著的中介效应。

中介效应的分析结果表明,隔代照料和子女经济支持在子女外出就业与父母身心健康之间起到中介作用,但两种中介路径的作用方向是相反的,即子女外出就业通过增加父母隔代照料负担给父母健康带来负面影响,但又通过增加对父母的经济支持给父母健康带来正面影响。并且,子女经济支持的正向中介效果要大于隔代照料的负向中介效果。另外,隔代照料还通过影响子女经济支持发挥正向的链式中介作用,也就是说,子女经济支持可以缓解隔代照料给父母健康带来的负面影响。

表 5-7 多步多重中介模型的估计结果

	Table 5-7 Estimated results of the multi-path multiple mediation model						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	隔代照料 时间	子女经济 支持	自评健康	IADL	躯体活动 能力	抑郁程度	主观幸福 感
是否有子	0.262**	0.373***	0.184	0.029	-0.214	1.679***	-0.437
女外出	0.107	0.110	0.118	0.031	0.374	0.601	0.392
隔代照料		0.251***	-0.116**	-0.344***	-1.017***	1.080***	-0.906***
时间		0.037	0.057	0.108	0.264	0.282	0.236
子女经济			0.477**	1.315***	3.847***	-4.126***	3.453***
支持			0.219	0.239	0.829	0.887	0.731
控制变量				控制			
观测值	18828	18828	18216	18207	18198	18198	18207

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

表 5-8 过度识别检验（方程 5-2、5-3、5-4 均通过了过度识别检验）

	Table 5-8 Over-identification test (Equations 5-2, 5-3 and 5.4 all passed the over-identification test)						
过度识别 检验	隔代照料 时间	子女经济 支持	自评健康	IADL	躯体活动 能力	抑郁程度	主观幸福 感
× 2统计量	0.16	8.723	18.15	61.94	51.74	52.91	42.97
p值	0.69	0.99	1.00	0.99	0.23	0.99	0.35

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

5.5 本章小结

农村劳动力持续转移和老龄化加剧是大多数发展中国家的两大经济社会特征。在发展中国家经济发展和人口结构变迁的过程中，家庭劳动力转移对留守父母健康福利影响，是发展中国家积极应对老龄化、提升国民福祉中一个既值得关注同时又颇具争议的热点学术话题。为探究农村子女外出就业如何影响父母健康，本章基于 CHARLS2013 年和 2015 年数据，从理论和实证两方面进行了深入分析。研究表明：（1）总体上，子女外出就业对农村父母身体健康、精神健康产生不同程度的影响，即子女外出就业能显著改善父母身体健康，但对父母精神健康的改善作用并不显著。（2）进一步分析发现，这种影响存在性别和年龄上的异质性。从父母性别来看，子女外出就业对父亲身体健康和精神健康均有显著的改善作用，但对母亲身心健康的影响效果并不明显；从父母年龄来看，年龄在 60 至 70 岁之间父母的身心健康状况因子女外出而得到了明显改善。（3）研究还发现，有子女外出就业的家庭中，父母获得的子女代际转移支付显著增加，同时父母付出的农业劳动时间和照料孙辈的时间也相应增加。（4）子女外出就业通过“收入”和“时间分配”两条途径影响父母身心健康，并且这两条路径之间还会彼此影响，相互削弱对方对健康的影响效果。通过对影响机制的验证发现，隔代照料和经济供养在子女外出就业与父母身心健康之间起到中介作用，但两种中介路径的

作用方向是相反的，即子女外出就业通过增加父母隔代照料负担给父母健康带来负面影响，但又通过增加对父母的经济支持给父母健康带来正面影响。并且，子女经济支持的正向中介效果要大于隔代照料的负向中介效果。另外，隔代照料还通过影响子女经济支持发挥正向的链式中介作用，也就是说，子女经济支持可以缓解隔代照料给父母健康带来的负面影响。

上述研究结论意味着，农村家庭青壮年劳动力转移的确改变了传统的“家庭养老支持格局”，但是，外出就业子女的代际转移支付作为一种代偿性供养资源显著增加了父母的收入水平，并有效弥补了由家庭劳动力减少及子女照料不足给父母健康带来的负面影响，因此，农村子女外出就业总体上改善了父母健康水平特别是身体健康水平。不过，值得注意的是，子女外出就业对父母精神健康的总效应并不显著。这在一定程度上反映出，子女不在父母身边而导致的情感关怀缺失给父母精神健康带来的负面影响并不能完全被“收入效应”的正影响所弥补。

第六章 农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响

上一章中指出,外出就业子女精神慰藉缺失会给父母健康带来不利影响。第三章的研究则发现,虽然农村外出就业子女与父母面对面情感交流的频率在减弱,但他们与父母的通讯联系却越来越频繁。这表明现代通讯技术正在改变着外出子女的精神赡养行为。事实上,通讯联系历来在维系家庭亲情关系中扮演着重要角色,而在现代通讯技术快速发展和普及的背景下,通讯手段正越来越成为代际沟通的主要方式,可能会对父母的精神生活与福利产生重要影响。本章将基于农村劳动力持续转移和现代通讯技术快速发展的双重背景,从理论和实证两方面深入探讨外出子女通讯联系在改善农村父母精神健康方面作用。

6.1 研究背景

“精神健康伴老年,安乐幸福享晚年”是每个人梦寐以求的晚年生活状态目标,关爱中老年人精神健康已成为全世界的共识(Parker and Thorslund, 2007; WHO, 2012)。然而,当前中国中老年人精神健康并不乐观,农村中老年人精神健康问题尤为凸显且更容易被忽视(Lei et al., 2014)。农村地区中老年人患有精神疾病的比例明显高于城镇,农村中老年人患有抑郁症的比例高达 32.25%,而城镇地区该比例只有 21.94%^①。精神健康对中老年人的危害同样呈现出城乡差异,如农村地区老年人痴呆发病率和自杀率明显高于城市(Wang et al., 2011; Jia et al., 2014)。未来,如何提升农村中老年人人口的精神健康水平,则是推进积极老龄化,以及实现健康中国战略目标的关键所在。

不言而喻,农村父母的精神健康离不开子女精神赡养的支撑(穆光宗, 2004)。长久以来,在传统孝道文化影响下,中国农村家庭形成了以子女精神赡养为主的传统精神保障体系(费孝通, 1983)。但是,在农村现实社会中,伴随着青壮年人口持续转移至城镇,父母大量留守农村,导致精神赡养的主体和客体被迫分离,这不可避免地影响着传统精神保障体系。由于代际间空间距离增加,农村外出子女为父母提供面对面情感交流的时间成本和机会成本不断提高,子女当面精神慰藉供给因此便不得不减弱(张文娟、李树茁, 2005; Ao et al., 2016)。理论界对发展中国家农村子女外出就业行为如何影响父母精神健康给予了广泛的讨论,普遍认为子女外出后对父母精神慰藉的缺失是导致父母精神健康恶化的主要原因之一(Silverstein et al., 2006; Adhikari et al., 2011; 连玉君等, 2015)。而遗憾的是,已有研究忽视了外出子女精神赡养行为变化对父母精神健康的影响,特别是在现代通讯技术快速发展和普及的背景下,人与人之间的通讯联系更加普遍,外出子女对父母的情感关怀不再局限于面对面的交流(Bacigalupe and Brauningner, 2017)。

事实上,中国家庭尤其是农村家庭历来注重代际间的情感维护,尽管经历了数千年的历史和文化演变,但中国人的这种亲情关系并未发生根本性变化(中国代际关系研究课题组, 1999)。即便在通讯技术落后的古代和近代中国,远离父母的游子会通过书信形式,向远方

^① 作者通过计算中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2015年相关数据而得。

的父母传达思念之情。时至今日,传统孝道文化依旧具有强大的生命力,孝敬父母仍是社会公认的重要道德品质。所不同的是,随着现代通讯技术的发展,农村外出子女与父母通讯联系的手段更加方便、快捷。当前外出子女可以通过电话、语音视频等现代通讯手段,随时随地以较低成本与父母进行联系,代际通讯联系也变得更加普遍、频繁和深入^①。现代通讯技术跨越了代际间的空间阻隔,有效拉近了代际间的“情感距离”(Platt et al., 2014)。

健康经济学理论指出,父母精神健康状况主要取决于生产精神健康的要素投入(Grossman, 1972)。而在深受儒家文化影响的东亚地区,子女精神慰藉是父母精神健康的一种重要的、不可替代的投入要素(费孝通, 1983; 穆光宗, 2004)。虽然,农村外出子女与父母面对面情感互动减少给父母精神健康带来了负面影响。但有学者指出,子女频繁的通讯交流同样能满足父母的情感需求(Knodel et al., 2010)。理论研究还表明,不同特征人群的精神健康状况呈现出明显差异,女性和老龄人口是精神疾病的易发群体(Lei et al., 2014; 赵忠, 2006)。那么,在农村家庭精神赡养方式发生重大变化的情况下,外出子女采用通讯方式的精神慰藉是否真的能弥补当面情感交流缺失对父母精神健康的负面影响,从而起到改善父母精神健康的作用呢?对于不同特征的父母,子女通讯联系的影响是否存在差异呢?对上述问题进行分析,一方面可以为现有关于农村子女外出行为对父母身心健康影响的学术研究做出理论逻辑上的补充;另一方面,还能为优化家庭和社会精神养老资源配置,提升农村中老年精神健康水平提供科学决策的依据。

鉴于此,本章将在农村子女持续外流和现代通讯技术快速发展的双重背景下,基于外出子女精神赡养行为变化的新视角,深入分析农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响。具体地,首先在 Grossman 健康需求模型框架下,从理论层面探讨外出子女通讯联系如何影响父母精神健康;然后,利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的面板数据,从实证角度分析外出子女通讯联系对父母精神健康的影响,也对计量模型中可能存在的内生性进行了充分讨论,并采取了针对性的解决方法;最后,在理论和实证分析基础上,为优化子女精神赡养行为和社会养老供给提出相关建议。

6.2 基于 Grossman 健康需求模型的理论分析与实证模型

6.2.1 理论分析

经济学家将健康视为一种人力资本(Mushkin, 1962)。在人力资本理论基础上, Grossman (1972) 基于健康资本视角提出了健康需求模型,也被称为 Grossman 模型。该模型奠定了中老年人身心健康研究的理论基础(Grimard et al., 2010; 刘宏等, 2011), 本文以此模型作为理论分析的框架。Grossman 模型一个重要的突破是不再将健康仅仅视作一种消费品,还将其视为一种投资品。因此,父母既可以消费健康,也可以生产健康。作为消费品,健康从两方面影响父母的效用,一是健康作为一种正常消费品直接影响消费者效用,健康状况好的父母能够更好地享受晚年生活,从而给父母带来正效用,相反生病或健康状况恶化则给父母

^① 作者通过计算 CHARLS2013 年和 2015 年相关数据得出, 2015 年农村外出子女与父母进行通讯联系的比例接近 90%, 家庭中至少有一个外出子女通讯联系频率在每周一次及以上的比例由 2013 年的 41.23% 增加至 2015 年 46.28%, 具体可参见下文图 2。

带来负效用；二是健康不仅影响父母从事生产或工作的时间，决定着父母收入水平，还影响父母参与非市场活动的可用时间，从而间接影响父母效用水平。父母的目标是在预算约束和时间约束下，实现整个生命周期的效用最大化。

为实现效用最大化，父母可以选择最优健康资本存量 H_t^* ^①。但是，父母不能直接生产健康，而是通过投入生产健康的要素用来提升健康水平。也就是说，父母精神健康水平主要取决于生产精神健康的要素投入。这意味着，父母的最优健康资本存量 H_t^* 由其最优健康投资 I_{t-1}^* 来决定。理论上，生产精神健康的投入要素有多种，如心理咨询（Beaulac et al., 2011）、社交活动（Takeda et al., 2015）、配偶支持（Lehane et al., 2018）等，本文重点关注的“子女精神慰藉”同样可视作用于生产精神健康的投入要素，并且在深受儒家文化影响的农村地区，这种要素是重要且独特的（穆光宗，2004）。

健康与其他产品一样，在边际收益等于边际成本时达到最优投资水平。父母实现最优健康水平的均衡条件为：

$$\gamma_t + \alpha_t = r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t \quad (6-1)$$

式（1）左边代表消费者投资健康的边际收益，其中 $\gamma_t = W_t G_t / \pi_{t-1}$ ^②， γ_t 代表投资健康的边际货币收益率，也称为健康资本的边际效率（Marginal Efficiency of Health Capital, MEC）； α_t 代表健康在效用层面获得的收益率，Grossman 称之为精神收益率（The Psychic Rate of Return）。式（1）右边则代表投资健康的边际资本使用成本，包含利率 r 、边际成本变动率 $\tilde{\pi}_{t-1}$ 、折旧率 δ_t 三方面^③。为简化分析，Grossman（1972）仅考虑健康的投资品特征，也就是只考虑健康的货币收益，并将简化后的模型称为纯投资模型（The Pure Investment Model）。之后，有学者对模型做出进一步简化，他们忽略了成本变动的影响，即假设 $\tilde{\pi}_{t-1} = 0$ （王小万、刘丽杭，2006）。均衡条件被简化为：

$$\gamma_t = r + \delta_t \quad (6-2)$$

接下来，在 Grossman 模型的均衡条件下，运用比较静态分析方法说明父母最优精神健康水平决策，以及外出子女通讯联系会如何影响父母的精神健康，如图 1 所示。首先，考虑没有现代通讯技术的情况，这时父母如果想从外出子女处获得情感支持的话，只能与其进行面对面的交流，代际间情感交流的成本较高。此时，假定生产精神健康的边际收益曲线^④为图 6.1 中的 MEC 曲线，S 代表生产精神健康的边际货币使用成本曲线^⑤，两条曲线的交点决定了父母的最优精神健康水平 H_t^* 。

然后，考虑有现代通讯技术的情况，这时父母如果想从外出子女处获得情感支持的话，除能与其面对面交流外，还能够及时、低成本地与外出子女取得通讯联系并交流情感。所以说，通讯联系降低了代际间情感交流的货币成本和时间成本，这意味着投资精神健康的边际

① 下角标 t 代表第 t 个时期。

② 其中， W_t 表示工资率； G_t 表示健康资本存量生产健康时间的边际生产力， $G_t = \partial h_t / \partial H_t$ ， h_t 为父母可消费的总健康天数； π_{t-1} 表示投资健康的边际成本， $\pi_{t-1} = dC_{t-1} / dI_{t-1}$ ， C_{t-1} 为用于投资健康的总成本。

③ 其中，利率 r 表示了资金用于投资而放弃的利息，也就是投资资金的机会成本； $\tilde{\pi}_{t-1}$ 为投资健康的边际成本变动率， $\tilde{\pi}_{t-1}$ 可表示为 $\tilde{\pi}_{t-1} = (\pi_t - \pi_{t-1}) / \pi_{t-1}$ ，它的经济含义是投资成本变动所产生的资本得利（ $\tilde{\pi}_{t-1} > 0$ ）或资本损失（ $\tilde{\pi}_{t-1} < 0$ ）； δ_t 是第 t 期的健康折旧率，折旧率是外生的，但与个人的年龄有关。

④ 边际收益曲线（MEC）由 $\gamma_t = W_t G_t / \pi_{t-1}$ 表示，Grossman 假设健康资本的边际生产力是递减的，并认为由于健康资本产出的上限为 365 个健康天数，假定边际生产率递减是合理的。所以，健康的边际收益曲线 MEC 斜率为负，是一条向右下倾斜的曲线。

⑤ 由于 $r + \delta_t$ 不受健康资本存量的影响，因此边际成本曲线 S 为一条水平线。

成本降低, 即 π_{t-1} 减小。因为 $\gamma_t = W_t G_t / \pi_{t-1}$, 而 $W_t G_t$ 并未变化, 所以精神健康的边际收益曲线将向右上方移动, 由图 6.1 中的 MECICT 曲线表示。而 S 曲线并未变化, 因此, 父母的最优健康存量则由 H_t^* 增加至 H_t^{*ICT} 。

通过理论分析可以看出, 在其他条件类似的情况下, 当父母可以与外出子女进行通讯联系时, 父母精神健康水平将会得到改善。

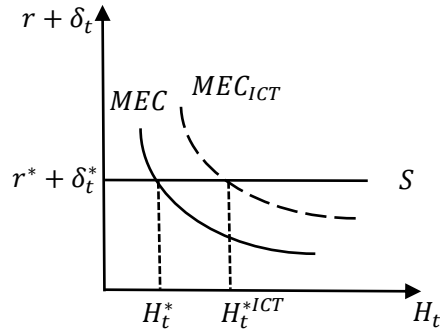


图 6.1 最优精神健康水平的比较静态分析

Figure 6-1 Comparative static analysis of optimal mental health stock

6.2.2 实证模型

在理论分析基础上, 构建计量模型, 采用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2013 年和 2015 年两期面板数据, 从实证角度分析子女通讯联系是否会改善父母精神健康水平。计量模型设定如下:

$$H_{it} = \beta C_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, H_{it} 为被解释变量, 代表第 i 个父母在第 t 期的精神健康状况; C_{it} 为外出子女通讯联系变量; Z_{it} 代表一系列控制变量; μ_i 为因个人而异但不随时间变化的不可观测因素, ε_{it} 为随机扰动项。

正确衡量父母精神健康, 是研究精神健康问题的关键。与上一章相同, 本章仍选择由流行病学研究中心开发的抑郁症量表 (CES-D) 所测量的抑郁程度来衡量父母精神健康水平。另外, 选择主观幸福感来衡量精神健康水平进行调整被解释变量衡量方式的稳健性检验。

本章的核心解释变量是子女通讯联系变量, 文中选取外出子女与父母的通讯联系频率来衡量。现实中, 父母可能有多个子女外出, CHARLS 数据中也统计了受访者与每位外出子女通讯联系的频率。借鉴宋月萍 (2014) 的方法, 将子女通讯联系变量设定为所有外出子女中通讯联系频率的最高频率。

根据理论分析, 控制变量集 Z_{it} 中主要包括以下变量: 年龄, 可看作健康折旧率的代理变量; 受教育水平, 可看作人力资本的代理变量; 其他精神健康的投入要素, 包括从配偶和亲朋处所获得的精神慰藉; 父母的劳动情况, 从农业生产劳动和家庭劳动两方面衡量; 子女特征, 具体包括子女平均年龄、外出子女比例、外出子女给予的经济支持、子女居住安排, 其中子女外出比例和子女居住安排能一定程度上代表父母获得子女照料和当面情感交流的情况, 比如, 外出子女比例越多、没有子女与自己共同居住意味着父母获得子女照料和当面情感关怀的难度就越大, 子女提供的上述支持可能越少; 生活水平, 用家庭人均收入水平衡量。

另外，一些不可观测的变量，如初始健康水平、健康素养与意识、家庭健康遗传情况等变量，往往不会在短期内变化，这些变量包含在了 μ_i 中。具体的变量及其衡量方式见表 6-1。

表 6-1 变量设定
Table 6-1 Variables setting and unit

变量名称	描述	设定/单位
抑郁程度	受访者CES-D得分	分数
生活满意度	受访者主观的生活满意程度，反映受访者对生活的总体评价	一点也不满意=1，不太满意=2，比较满意=3，非常满意=4，极其满意=5
子女通讯联系	受访者与所有外出子女通讯联系频率中的最高频率	几乎不联系=0，至少有一个子女能每年联系一次=1，至少有一个子女能每半年联系一次=2，至少有一个子女能每三个月联系一次=3，至少有一个子女能每月联系一次=4，至少有一个子女能每半月联系一次=5，至少有一个子女能每周联系一次=6；至少有一个子女能每周联系二至三次=7，至少有一个子女能每天联系一次=8
年龄	受访者年龄	年
性别	受访者性别	母亲=0，父亲=1
受教育水平	受访者的受教育年限	年
配偶慰藉作用	受访者是否与配偶同住	否=0，是=1
社交活动	过去一个月，受访者是否有以下社交活动：与朋友交往、帮助亲友、上网	否=0，是=1
家庭劳动	是否照料孙辈	否=0，是=1
农业劳动	过去一年，受访者有没有从事10天以上的农业生产经营活动	否=0，是=1
外出子女比例	受访者子女中常住地在受访者住地所在县以外的其他区域的个数与全部子女个数的比例	%
子女平均年龄	受访者全部子女的平均年龄	年
外出子女经济支持	受访者及配偶过去一年从全部外出子女处收到的经济支持（包括现金和实物）数量	千元
居住模式	是否有子女与受访者共同居住	否=0，是=1
家庭人均收入	家庭人均收入等于家庭总收入除以家庭人口数，家庭收入包含农业生产、非农生产经营、工资性、转移性收入	千元
是否领取养老金	受访者是否参与了养老保险	0=否，1=是

表 6-1 (续)

变量名称	描述	设定/单位
上一期精神健康	受访者上一期抑郁程度得分	分数
上一期身体健康	受访者上一期5项工具性日常生活能力项目独立完成的个数	个数
慢性病个数	医生曾经告诉受访者的慢性病患者个数	个数
是否有手机	受访者是否有手机	0=否, 1=是
本村供电天数	本村一年中正常供电的天数	天

6.3 外出就业子女通讯联系与父母精神健康之间的关系

6.3.1 数据说明

本章仍主要使用 CHARLS2013 年和 2015 年两期数据进行经验分析。这一章关注的研究问题是农村外出就业子女通讯联系如何影响中老年父母精神健康,所以选取居住在农村地区的且至少有一位外出子女的年满 45 岁的中老年父母作为研究样本。也就是上一章的研究样本中有子女外出就业的那一部分样本。在剔除了城镇样本、无子女样本及无外出子女的样本之后,获得 9868 个研究样本,其中 2013 年和 2015 年的样本量分别为 4965 个和 4903 个,两年均有观测值的样本量为 6390 个。所用研究样本覆盖了除北京、上海、天津、海南、宁夏、西藏和港澳台以外的 25 个省(市、自治区)。

关于数据做进一步说明,在上一章的实证分析中,计量模型中存在的最大问题是由子女外出就业与父母健康之间的双向因果关系导致的内生性,为尝试解决此类内生性问题,我们将 CHARLS2013 和 2015 年数据与 CHARLS2011 年数据进行了匹配以获取村级层面的外出就业比例作为工具变量,这时的样本量为 19953 个,其中有外出子女的父母样本量为 8064 个。本章基础回归分析的样本量与第五章中有外出子女的父母样本量数量不相等。原因是,在本章基础回归分析部分,我们采用了固定效应模型以消除由遗漏变量导致的内生性问题,不需要将 CHARLS2013 和 2015 年与 CHARLS2011 年数据匹配。所以,本章基础回归分析的样本量略高于第五章中有子女外出就业的父母样本量。但是,下文为进一步检验基础回归结果是否受到联立性偏误影响,还使用了工具变量法进行稳健性检验,工具变量选自村级层面,此时的研究样本与第五章中的有外出子女的父母样本数量一致。

6.3.2 描述性统计分析

表 6-2 给出了主要变量的描述性分析结果。在精神健康方面,父母抑郁程度 CES-D 平均得分为 18.67。按照常规的抑郁症定义, CES-D 得分大于 20 则被认为患有精神抑郁症状。经计算,样本中约有 32%的父母患有一定程度的精神抑郁。从个体特征来看,父母平均年龄为 61 岁;父亲占 48%,母亲占 52%,性别比例基本持平;样本反映出农村父母的受教育水

平较低，平均受教育年限不足 5 年；大约有 88% 的样本，配偶健在并与其共同居住；在劳动方面，有 68% 的中老年父母从事农业生产活动，超过 40% 的父母需要照料孙辈。从子女特征来看，外出子女为父母提供的经济支持约为 3710 元/年，家庭子女的平均年龄为 33.47 岁；与子女同住的父母约占样本总体的 42%。

根据本文的研究问题，从描述性分析角度，分析外出子女与父母的通讯联系情况及子女通讯联系与父母精神健康之间的关系。图 6-2 给出了外出子女与父母的通讯联系情况，如图所示，2013 年外出子女不与父母进行通讯联系的比例为 18.89%，2015 年该比例下降至 11.83%，2015 年外出子女与父母进行通讯联系的比例已经接近 90%；至少有一个外出子女通讯频率在每周联系一次及以上的比例由 2013 年的 41.23% 增加至 2015 年 46.28%。这反映出，农村家庭中外出子女与父母进行通讯联系已经相当普遍，并且通讯频率呈增加趋势。图 6-3 展示了外出子女通讯联系与父母精神健康之间的关系，不难发现，整体上随着子女通讯联系频率的增加，父母 CES-D 得分的均值在降低。直观反映出，子女通讯联系频率与父母抑郁程度之间呈现出明显的负相关关系。不过，在外出子女通讯联系频率较低，即通讯联系为几乎没有和每年一次时，两者没有表现出负相关关系。这种现象可能由多方面原因导致，其中一个可能的原因是，外出子女感知到父母精神状况良好，可能认为没有必要与父母进行频繁的通讯联系，因此减少了与父母通讯联系的频率。这一定程度上体现出两者间可能存在双向因果关系。

上述分析仅是基于描述性统计的结果，只能大致反映出农村外出子女通讯联系与父母精神健康的关系。然而，很多因素综合影响着两者间的关系，为进一步揭示两者间的因果关系，下文将在控制诸多可观测影响因素和尝试解决内生性的基础上进行实证检验。

表 6-2 变量描述性统计

Table 6-2 Descriptive statistics of variables

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
抑郁程度	9820	18.67	5.91	10	40
生活满意度	9165	3.23	0.79	1	5
子女通讯联系频率	9868	4.62	2.39	0	8
年龄	9868	61.07	9.55	45	102
性别	9868	0.48	0.50	0	1
受教育水平	9868	4.56	4.09	0	17
配偶慰藉作用	9868	0.88	0.32	0	1
社交活动	9868	0.36	0.48	0	1
农业劳动	9862	0.68	0.47	0	1
家庭劳动	9868	0.41	0.49	0	1
外出子女比例	9868	0.58	0.28	0.1	1
子女平均年龄	9863	33.47	9.40	4.2	92
外出子女经济支持	9868	3.71	11.89	0	610

表 6-2（续）

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
居住模式	9868	0.42	0.49	0	1
家庭人均收入	9735	4.43	12.69	0.02	650.15
是否领取养老金	9868	0.81	0.39	0	1
上一期精神健康	7852	18.85	6.29	10	40
上一期身体健康	8952	4.75	0.77	0	5
慢性病个数	9868	1.44	1.43	0	9
是否有手机	9868	0.83	0.37	0	1
本村供电天数	9868	353.32	32.68	0	365

数据来源：2013 年和 2015 年 CHARLS 数据。

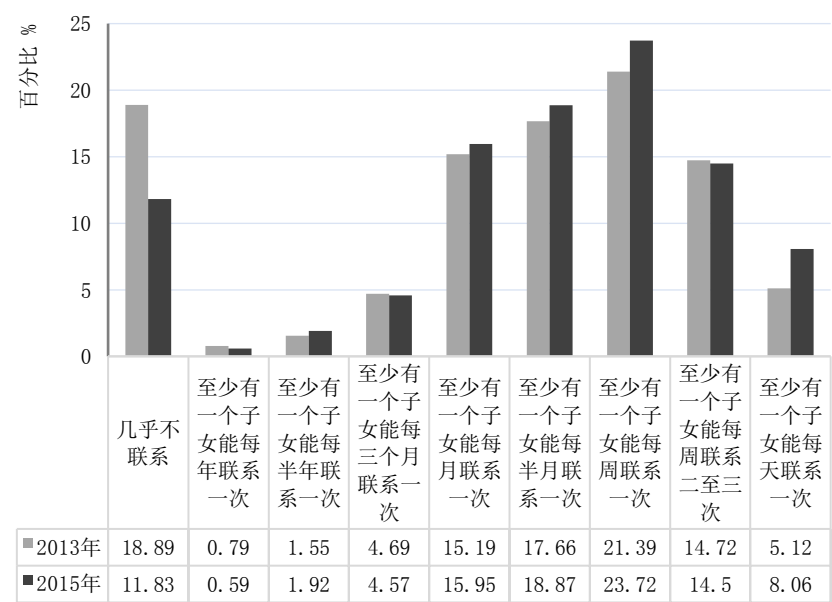


图 6-2 农村外出子女与父母的通讯联系情况

Figure 6-2 The communication between migrant children and their parents in rural families

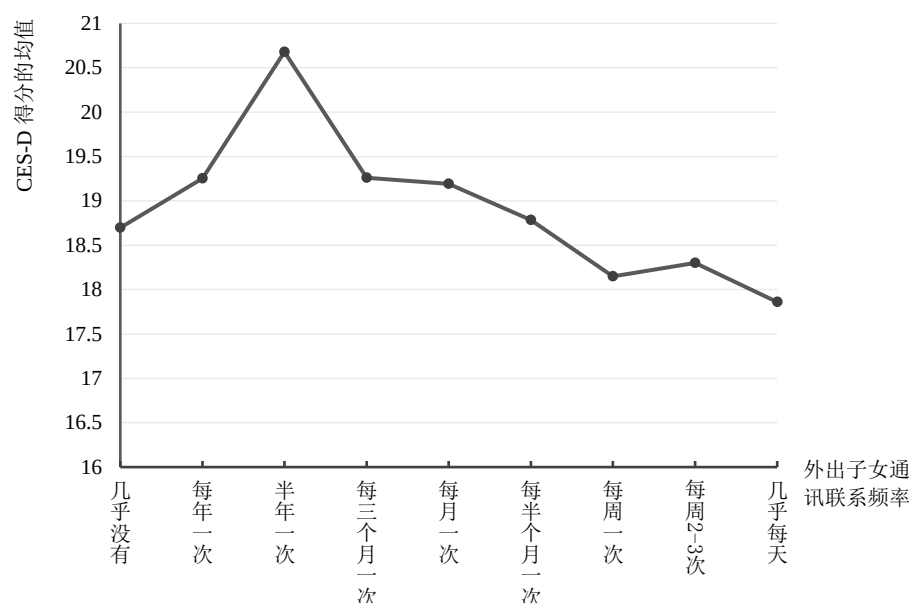


图 6-3 外出子女通讯联系与父母精神健康之间的关系

Figure 6-3 The statistical relationship between the communication of migrant children and their parents' mental health in rural families

6.4 外出就业子女影响父母精神健康的实证结果与讨论

6.4.1 基础回归

本文采用非平衡面板数据固定效应模型的估计方法,以消除不随时间变化的不可观测的个体异质性,比如初始健康水平、健康素养、家庭健康遗传情况等,从而可以解决由遗漏变量而导致的内生性问题。并且采用聚类到个人层面的稳健标准误以消除同一个体在不同时期之间的自相关问题。作为稳健性比较,进一步结合被解释变量数据特征,选择面板 Tobit 模型进行估计^①,并采用自助法求得聚类自助标准误。

表 6-3 的估计结果显示,两种方法估计出的子女通讯联系变量系数均为负,并都在 1% 的统计水平上显著,这一定程度上反应出估计结果比较稳健。估计结果表明,在控制其他变量的影响下,外出子女通讯联系对父母抑郁程度有显著的负影响,子女通讯联系频率越高,父母抑郁程度越低。也就是说外出子女通讯联系能够改善父母精神健康,这支持了本文的理论分析结果。

其他控制变量的估计结果与理论预期和现实情况基本相符。女性的抑郁程度要显著高于男性,说明女性精神上更脆弱,是精神疾病的易发群体,这与 Lei et al. (2014) 的研究结果一致;随着年龄增加,父母的抑郁程度越高,精神健康状况更差,这与父母的心理机能随年

^① 抑郁程度变量的值大于等于 10 且有大量值聚集在 10 值上,因此进一步选择面板 Tobit 模型进行估计。使用面板数据进行 Tobit 模型估计时,由于固定效应 Tobit 模型找不到个体异质性 μ_i 的充分统计量,而不能进行条件极大似然估计;同时,LR 检验结果拒绝了个体异质性方差为零的原假设,即拒绝了混合 Tobit 模型。因此,文中选择随机效应的面板 Tobit 回归,对基础回归的固定效应模型进行模型设定方面的稳健性检验。

龄增长逐步下降有关；受教育年限越高的中老年人他们的精神健康状况越好，赵忠（2006）针对中国农村人口的实证分析也得出相同结论；与配偶共同居住可以减低中老年的抑郁程度，可能原因是，与配偶共同居住既可以相互照顾，还能降低孤独感；结果还显示，与亲戚、朋友的社交活动可以降低中老年人的抑郁程度。除此之外，从事农业劳动可能会加重父母的抑郁程度，而照料孙辈对父母抑郁程度的影响并不显著；参与养老保险的父母精神健康状况会好一些。

表 6-3 基础回归结果

Table 6-3 Basic regression results

变量	抑郁程度	
	FE 估计系数	面板Tobit 估计系数
子女通讯联系频	-0.138***	-0.073***
率	(0.042)	(0.023)
年龄	0.137***	0.012
	(0.046)	(0.011)
性别		-2.001***
		(0.126)
受教育水平		-0.159***
		(0.016)
配偶慰藉作用	-2.509***	-1.570***
	(0.721)	(0.232)
社交活动	-0.480***	-0.548***
	(0.184)	(0.135)
农业劳动	-0.105	-0.234*
	(0.246)	(0.129)
家庭劳动	-0.213	0.068
	(0.202)	(0.127)
外出子女比例	-0.175	-0.034
	(0.455)	(0.261)
子女平均年龄	0.029*	-0.010
	(0.016)	(0.009)
外出子女经济支	0.014	-0.007
持	(0.009)	(0.006)
居住模式	0.028	0.054
	(0.222)	(0.135)
家庭人均收入	0.000	-0.015**
	(0.006)	(0.006)

表 6-3（续）

变量	FE	面板Tobit
	估计系数	估计系数
是否领取养老金	-0.428* (0.224)	-0.396*** (0.140)
常数项	12.902*** (2.776)	22.294*** (0.702)
观测值	9676	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为聚类标准误。

6.4.2 稳健性检验

（一）精神健康衡量指标调整

为保证上述估计结果的可靠性和稳健性，接下来分别选取主观幸福感来衡量精神健康水平。同基础回归一样，我们使用据固定效应模型估计主观幸福感方程，并且作为稳健性比较，进一步结合被解释变量数据特征使用混合截面的有序 Probit 模型进一步估计主观幸福感方程。原因是主观幸福感变量的设定为：1=一点也不满意、2=不太满意、3=比较满意、4=非常满意、5=极其满意，属于有序的多值离散变量，所以使用混合截面的有序 Probit 模型进一步估计主观幸福感方程。

表 6-4 给出的估计结果显示，不同方法估计出的子女通讯联系变量系数均为正，并都在统计上显著。估计结果表明，在控制其他变量的影响下，子女通讯联系频率越高，父母对生活越满意。实证结果再次说明子女通讯联系有助于改善父母精神健康。还可以看到，其他控制变量的估计结果基本符合预期，并与基础回归结果基本一致。调整精神健康衡量指标的检验结果表明，基础回归结果稳健。

不同的是，生活满意度方程中年龄变量的估计系数为正，并且在 1%的统计水平上显著，也就是说年龄越大，父母对自己的生活越满意。但从基础回归的估计结果看，年龄越大，父母抑郁程度越高，精神健康情况越差。可能的解释是，抑郁程度通过相关题目计算出的相对客观的指标，而生活满意度更多地是父母的主观感受。随着年龄增长，人们可能更看得开、看得淡，想要的也越少，心态更容易满足，正如中国俗语所言“越活越明白”。所以，不同与客观方法测量出的精神健康水平，随着父母年龄的增长，他们对生活可能更满意。

表 6-4 稳健性检验：精神健康衡量指标调整

Table 6-4 Robustness test: adjustment of mental health measurement

变量	生活满意度	
	FE 估计系数	有序Probit 估计系数
子女通讯联系频率	0.020*** (0.007)	0.027*** (0.005)
年龄	0.059*** (0.008)	0.006*** (0.002)
性别		0.094*** (0.026)
受教育水平		-0.009*** (0.003)
配偶慰藉作用	0.010 (0.097)	0.161*** (0.042)
社交活动	0.044 (0.030)	0.067*** (0.024)
农业劳动	0.049 (0.040)	0.016 (0.026)
家庭劳动	0.039 (0.035)	0.036 (0.023)
外出子女比例	-0.017 (0.075)	-0.015 (0.051)
子女平均年龄	0.009*** (0.003)	0.007*** (0.002)
外出子女经济支持	0.002 (0.002)	0.006*** (0.001)
居住模式	-0.063* (0.035)	-0.031 (0.027)
家庭人均收入	0.002 (0.001)	0.004*** (0.001)
是否领取养老金	0.045 (0.035)	0.066** (0.030)
常数项	-0.864* (0.496)	
观测值	9036	9036

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为聚类标准误或稳健标准误。

（二）通讯联系变量设定调整

接下来，调整子女通讯联系变量设定用以检验估计结果稳健性。下文采取两种方式调整子女通讯联系变量，一种是将子女通讯联系设定为虚拟变量形式。由于子女通讯联系变量由 9 个联系频率构成（具体设定方式请参见表 1），设定 8 个通讯联系虚拟变量，以几乎不联系为对照组。估计结果如表 6-5 所示，由固定效应的估计结果可以看出，子女联系频率在每月联系一次及以下的 4 个虚拟变量的系数均在统计上不显著；通讯联系频率在每半月联系一次及以上的 4 个虚拟变量的系数均在统计上显著，并且随着联系频率提高估计系数的绝对值也在增加。这说明，与外出子女几乎不联系相比，外出子女的联系频率在每半月一次及以上对父母精神健康有明显的改善作用，并且随着联系频率的提高，对精神健康的改善效果更好。面板 Tobit 的估计结果也基本呈现出这一规律。

另一种方式是选取全部外出子女通讯联系频率的均值和中位数来设定子女通讯联系变量。上文借鉴宋月萍（2014）的研究，选用全部外出子女通讯联系中的最高频率来衡量子女与父母的通讯联系水平。理论上，均值代表着一组数据的平均水平和集中趋势，也能很好地反映出一个家庭中外出子女通讯联系水平的高低。考虑到最值可能影响均值，进一步选取中位数加以衡量。估计结果如表 6-6 所示，无论是以均值还是中位数的衡量方式，子女通讯联系变量的估计系数均在 1% 的统计水平上显著为负数，且估计系数大小与基础回归方程基本一致。其他变量估计结果也与基础回归方程基本一致。调整子女通讯联系变量设定的检验结果表明，基础回归结果稳健。

表 6-5 稳健性检验：通讯联系变量设定调整（一）

Table 6-5 Robustness test: adjustment of communication contact variable setting (1)		
变量	抑郁程度	
	FE	面板Tobit
	估计系数	估计系数
每年联系一次	1.306	0.503
	(1.003)	(0.692)
每半年联系一次	0.379	1.189**
	(0.643)	(0.518)
每三个月联系一次	0.131	0.466
	(0.429)	(0.320)
每月联系一次	-0.419	0.295
	(0.326)	(0.196)
每半月联系一次	-0.656**	0.132
	(0.316)	(0.169)
每周联系一次	-0.673**	-0.287*
	(0.303)	(0.167)
每周联系二至三次	-0.887***	-0.252
	(0.326)	(0.224)

表 6-5 (续)

变量	FE 估计系数	面板Tobit 估计系数
每天联系一次	-1.132*** (0.421)	-0.662*** (0.243)
年龄	0.134*** (0.046)	0.009 (0.010)
性别		-2.006*** (0.160)
受教育水平		-0.157*** (0.015)
配偶慰藉作用	-2.512*** (0.608)	-1.589*** (0.137)
社交活动	-0.478*** (0.185)	-0.537*** (0.092)
农业劳动	-0.109 (0.238)	-0.260*** (0.097)
家庭劳动	-0.218 (0.207)	0.073 (0.117)
外出子女比例	-0.136 (0.463)	0.012 (0.178)
子女平均年龄	0.029* (0.016)	-0.012 (0.009)
外出子女经济支持	0.014 (0.009)	-0.006 (0.007)
居住模式	0.026 (0.218)	0.052 (0.117)
家庭人均收入	0.000 (0.007)	-0.015** (0.007)
是否领取养老金	-0.436** (0.220)	-0.404** (0.159)
常数项	12.955*** (2.824)	22.185*** (0.439)
观测值		9676

注：同上表。

表 6-6 稳健性检验：通讯联系变量设定调整（二）

Table 6-6 Robustness test: adjustment of communication contact variable setting (2)

变量	抑郁程度		变量	抑郁程度	
	FE 估计系数	面板Tobit 估计系数		FE 估计系数	面板Tobit 估计系数
子女通讯联系频 率（均值）	-0.134*** (0.042)	-0.077*** (0.023)	子女通讯联系频 率（中位数）	-0.127*** (0.041)	-0.077*** (0.022)
年龄	0.136*** (0.046)	0.010 (0.011)	年龄	0.135*** (0.046)	0.010 (0.011)
性别		-1.998*** (0.126)	性别		-1.998*** (0.126)
受教育水平		-0.159*** (0.016)	受教育水平		-0.159*** (0.016)
配偶慰藉作用	-2.511*** (0.721)	-1.569*** (0.232)	配偶慰藉作用	-2.508*** (0.722)	-1.569*** (0.232)
社交活动	-0.471** (0.184)	-0.545*** (0.135)	社交活动	-0.471** (0.184)	-0.545*** (0.135)
农业劳动	-0.100 (0.246)	-0.230* (0.129)	农业劳动	-0.102 (0.246)	-0.231* (0.129)
家庭劳动	-0.210 (0.202)	0.067 (0.128)	家庭劳动	-0.211 (0.202)	0.067 (0.128)
外出子女比例	-0.424 (0.451)	-0.128 (0.261)	外出子女比例	-0.418 (0.451)	-0.124 (0.261)
子女平均年龄	0.029* (0.016)	-0.010 (0.009)	子女平均年龄	0.029* (0.016)	-0.010 (0.009)
外出子女经济支 持	0.014 (0.009)	-0.007 (0.006)	外出子女经济支 持	0.014 (0.009)	-0.007 (0.006)
居住模式	0.025 (0.221)	0.048 (0.135)	居住模式	0.025 (0.221)	0.048 (0.135)
家庭人均收入	0.000 (0.006)	-0.015** (0.006)	家庭人均收入	0.000 (0.006)	-0.015** (0.006)
是否领取养老金	-0.424* (0.225)	-0.392*** (0.140)	是否领取养老金	-0.425* (0.225)	-0.392*** (0.140)
常数项	13.039*** (2.772)	22.418*** (0.714)	常数项	13.086*** (2.771)	22.416*** (0.712)
观测值		9676	观测值		9676

注：同上表。

（三）内生性的进一步讨论

尽管计量模型中尽可能控制了影响父母精神健康的可观测因素,并使用固定效应模型消除了随个体变化但不随时间变化的不可观测因素的影响,这能较好解决由遗漏变量产生的估计偏误。但是,子女通讯联系变量的估计结果仍可能受到内生性影响。原因是,子女通讯联系和父母精神健康之间可能存在双向因果关系,即父母精神健康状况可能影响子女与其的通讯情况。比如,父母精神状况越差,外出子女可能越关心父母,从而增加与父母通讯联系的频率。由此可能导致估计结果的有偏且不一致,此类内生性也被称为联立性偏误。为检验前文估计结果是否受到联立性偏误影响,进一步使用工具变量法进行稳健性检验。文中尝试从村级和个人两个层面寻找工具变量。分别选取了村级正常供电天数和个人是否有手机作为子女通讯联系变量的工具变量。需要说明的是,CHARLS只公布了2011年的村级数据,村级供电天数变量均使用2011年村级数据来衡量^①。由于两期数据中村级供电天数变量并无变化,文中使用混合截面数据进行两阶段最小二乘估计。

工具变量必须满足相关性和外生性条件。首先,通讯联系离不开手机和电量的供应,显然两个变量都满足相关性要求。从第一阶段的估计结果来看,是否有手机和村级供电天数对子女通讯联系有显著的正影响。也就是说有手机的父母更有可能与外出子女通讯联系,村级供电天数越多的父母与外出子女联系的更频繁,估计结果与实际情况相符。并且表8给出的弱工具变量检验结果强烈拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设。因此,工具变量对内生变量有较好的解释力。

其次,在外生性方面,一般而言,村级层面的供电天数不会影响个人的健康行为和精神健康状况,具备良好的外生性。但为控制地区间的系统性差异,在计量模型中纳入了县域层面的固定效应。对于是否有手机变量的外生性讨论和处理要谨慎。是否有手机可能并不只通过“与子女通讯联系”这一条路径来影响父母的精神健康。另一条可能的路径是,父母使用手机与其他亲友通讯联系,交流情感。因此,在计量方程中控制父母与亲友的社交活动情况,以避免是否有手机变量通过此途径影响父母精神健康。通过控制相关变量,工具变量应当满足外生性条件。表6-8的过度识别检验结果显示,工具变量具备外生性。

另外,很多文献中指出,子女外出行为也会受到父母健康状况的影响,从而导致联立性估计偏误。但在本文中,由此原因导致内生性的可能性较弱。原因是,文中使用的被解释变量是问卷调查时,受访者当场的测量数据,反映的是受访者当期的精神健康状况,而子女外出决策则是前期行为,不会受到当期精神健康状况的影响。但子女外出决策可能会受到父母前期健康状况的影响,所以进一步在方程中控制父母上一期精神健康、上一期身体健康^②和慢性病个数^③三个变量。由此将可能存在的联立性偏误转化成遗漏变量的问题,并通过控制相关变量加以解决。经上述处理,计量方程中的联立性偏误问题应该能被解决。

表6-7给出的估计结果显示,子女通讯联系变量的估计系数依然稳健为负,而且估计系数绝对值较基础回归有所提升。进一步说明,忽略父母精神健康与子女通讯联系间的双向因果关系,就可能低估子女通讯联系改善父母精神健康的作用。其他控制变量的估计结果基本

^① 这可能增加工具变量为弱工具变量的风险,但表8弱工具变量的检验结果表明该变量不是弱工具变量。

^② 在这里分别将2015年数据与2013年数据合并,2013年数据和2011年数据合并,已获得父母上一期的身心健康数据。

^③ 慢性病一般由于饮食习惯、生活环境、基因等长期因素引发,具有迁延不愈的特点,因此父母患有慢性病的个数可以作为以往健康状况的一个代理变量(刘畅等,2017)。

符合预期，并与基础回归结果基本一致，再次证明基础回归结果稳健。

表 6-7 稳健性检验：IV-2SLS 估计

Table 6-7 Robustness test: IV-2SLS estimation

变量	抑郁程度	
	2SLS	
	第一阶段 估计系数	第二阶段 估计系数
子女通讯联系频率		-0.510* (0.291)
年龄	-0.003 0.005	-0.003 (0.011)
性别	-0.153*** 0.058	-1.444*** (0.141)
受教育水平	0.019** 0.008	-0.035* (0.019)
配偶慰藉作用	0.559*** 0.093	-0.551* (0.290)
社交活动	0.017 0.054	-0.283** (0.124)
农业劳动	-0.079 0.060	-0.054 (0.145)
家庭劳动	0.315*** 0.052	0.272* (0.156)
外出子女比例	1.290*** 0.114	0.382 (0.458)
子女平均年龄	0.006 0.005	-0.004 (0.010)
外出子女经济支持	0.025*** 0.005	0.007 (0.009)
居住模式	-0.062 0.063	0.012 (0.144)
家庭人均收入	0.002 0.002	-0.005 (0.006)
是否领取养老金	0.129* 0.069	-0.338** (0.166)
上一期精神健康	-0.006 0.005	0.368*** (0.012)
上一期精神健康	-0.004	-0.176

表 6-7（续）

变量	第一阶段	第二阶段
	估计系数	估计系数
慢性病个数	0.038	(0.111)
	0.016	0.403***
	0.019	(0.050)
是否有手机	0.572***	
	0.077	
本村供电天数	0.003***	
	0.001	
常数项	2.487***	18.002***
	0.581	(1.790)
县域固定效应		控制
观测值		7668

注：同上表。

表 6-8 过度识别检验与弱工具变量检验结果

Table 6-8 Results of over-identification test and weak instrument variable test

过度识别检验		弱工具变量检验	
原假设H0：所有工具变量都是外生的		原假设H0：工具变量的系数为0	
× 2统计量	0.327	F统计量	32.332***
p值	0.567	p值	0.000

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

6. 4. 3 外出子女通讯联系影响的异质性分析

前文分析发现子女通讯联系有利于改善父母精神健康，那么针对不同特征的父母，这种影响是否存在差异呢？对此问题的分析，有助于识别不同群体的异质性，还能为未来农村养老政策制定的目标选择提供依据。接下来，重点从性别、年龄、受教育水平和照料孙辈四方面考察父母特征异质性的影响。

（一）外出子女通讯联系改善父母精神健康，是否与父母性别有关？

父亲和母亲在精神上存在先天性差异（韦艳等，2010），母亲比父亲精神上更容易受到影响，更注重情感回馈（Doherty et al., 1995）。因此，外出子女通讯联系对父亲和母亲精神健康的改善作用和效果可能有所不同。首先按照父母性别将父母分为母亲组和父亲组进行分组回归；其次在基础计量模型中纳入子女通讯联系与性别的交互项进行全样本回归，用以检验子女通讯联系的影响是否与父母性别有关。估计结果如表 6-9 所示，在母亲组和父亲组中子女通讯联系变量估计系数均为负，但母亲组估计系数的绝对值要大于父亲组估计系数的绝对值，并且母亲组估计系数在 1%的统计水平上显著；同时，子女通讯联系与性别交互项系数在 10%的统计水平上显著。估计结果表明，子女通讯联系对母亲和父亲的影响确实存在显

著差异，子女通讯联系对母亲精神健康有显著的改善作用，而对父亲精神健康的改善作用并不明显。

表 6-9 子女通讯联系影响的性别差异分析

Table 6-9 Analysis of gender differences in children’ s communication

变量	抑郁程度		
	FE		
	母亲组	父亲组	全样本
子女通讯联系频率	-0.183*** (0.060)	-0.078 (0.058)	-0.205*** (0.058)
子女通讯联系频率×性别			0.138* (0.080)
控制变量		控制	
观测值	4986	4690	9676

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号中数值为聚类标准误；控制变量包括基础回归中的其他控制变量。

（二）外出子女通讯联系改善父母精神健康，是否与父母年龄有关？

就理论层面而言，父母年龄越大，健康折旧率越高，健康的边际成本增加（边际成本曲线向上平移），因此外出子女通讯联系对父母精神健康的改善作用随着父母年龄增加而减弱。与上文一致，采用分组和交互项两种方法考察父母年龄异质性。文中将年龄在 45 岁到 60 岁的父母划为中年组，将年龄在 60 岁以上的父母划为老年组。表 10 的估计结果显示，在中年组和老年组中子女通讯联系估计系数均为负，但中年组估计系数的绝对值大于老年组，且中年组估计系数在 1%的统计水平上显著，老年组估计系数在统计上不显著；子女通讯联系与年龄交互项系数在 10%的统计水平上显著。上述估计结果表明，子女通讯联系对中年父母和老年父母精神健康的影响存在显著差异，子女通讯联系显著改善了中年父母的精神健康水平，但并未明显改善老年父母的精神健康水平。造成这种结果的原因可能有两方面，一是现实中年迈父母的心理机能和生活能力均下降，他们可能更需要子女提供面对面的情感关怀和生活上的照料，因此外出子女通讯联系并未明显改善他们的精神健康；二是老龄父母对现代通讯技术和设备，尤其是对智能手机和移动互联网的接受与使用能力较弱，可能导致子女通讯联系的效果未得以体现。

表 6-10 子女通讯联系影响的年龄差异分析

Table 6-10 Age difference analysis of children’ s communication			
变量	抑郁程度		
	FE		
	中年组	老年组	全样本
子女通讯联系频率	-0.196*** (0.057)	-0.073 (0.066)	-0.271*** (0.082)
子女通讯联系频率×年 龄			0.094* (0.053)
控制变量	控制		
观测值	4526	5150	9676

注：同上表。

（三）外出子女通讯联系改善父母精神健康，是否与父母受教育水平有关？

一般而言，父母受教育水平越高，则家庭地位越高，掌握的家庭资源越多。那么子女可能会为了保持与父母的关系，以便获得更多家庭资源，而增加与父母的联系。并且在理论层面，父母受教育程度越高，他们生产健康的能力就越高，健康水平也会更高。因此，外出子女通讯联系的影响可能与父母的受教育水平有关，所用检验方法与上文相同。文中按照受教育年限的中位数 5 年进行分组，将受教育年限在 5 年以下的父母划入较低受教育水平组，将受教育年限在 5 年及以上的父母划入较高受教育水平组。表 6-11 给出的估计结果显示，无论较低受教育水平组还是较高受教育水平组，子女通讯联系估计系数均在统计上显著为负，且两组估计系数的值相差不大；同时，子女通讯联系与受教育水平交互项系数在统计上不显著。这表明，子女通讯联系改善父母精神健康的效果并未受到父母受教育水平的影响。

表 6-11 子女通讯联系影响的受教育水平差异分析

Table 6-11 Analysis of differences in education level of children’ s communication			
变量	抑郁程度		
	FE		
	较低受教育水平组	较高受教育水平组	全样本
子女通讯联系频率	-0.168*** (0.065)	-0.114** (0.054)	-0.139** (0.066)
子女通讯联系频率×受 教育水平			0.000 (0.009)
控制变量	控制		
观测值	4907	4769	9676

注：同上表。

（四）外出子女通讯联系改善父母精神健康，是否与父母照料孙辈有关？

外出子女可能因父母帮助照料其子女而增加与父母的通讯联系。另外，父母照料孙辈对其精神健康会产生负面影响（左冬梅、李树茁，2011）。因此，外出子女通讯联系的影响可能与父母是否照料孙辈有关，所用检验方法与上文相同。表 6-12 给出的估计结果显示，在

不照料孙辈组和照料孙辈组中子女通讯联系估计系数均为负，但不照料孙辈组估计系数的绝对值大于照料孙辈组，且不照料孙辈组估计系数在 1% 的统计水平上显著。这表明，子女通讯联系能够改善不照料孙辈父母的精神健康，而对照料孙辈父母精神健康的改善作用并不明显。但子女通讯联系与是否照料孙辈交互项系数在统计上不显著。这进一步表明，子女通讯联系改善父母精神健康的效果并未受到父母照料孙辈的影响。

表 6-12 子女通讯联系影响的照料孙辈差异分析

Table 6-12 Analysis of differences in the care of grandchildren of children' s communication			
变量	抑郁程度		
	FE		
	不照料孙辈组	照料孙辈组	全样本
子女通讯联系频率	-0.192*** (0.059)	-0.076 (0.088)	-0.162*** (0.048)
子女通讯联系频率×是否照料孙辈			0.064 (0.074)
控制变量		控制	
观测值	5730	3946	9676

注：同上表。

6.5 本章小结

现代通讯技术正在改变着人们的经济社会行为，不断影响着人们的精神生活与福利。在农村青壮年子女持续外流背景下，现代通讯技术已打破了空间距离的约束，使代际间的交流更加及时、便捷。外出子女对父母的情感支持不在局限于面对面的情感交流，其精神赡养行为正在发生变化。为了探讨农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响，本章基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2013 年和 2015 年两期面板数据，从理论和实证两方面进行了深入分析。研究发现，农村外出子女通讯联系对父母抑郁程度有显著的负影响，通讯联系频率越高，父母抑郁程度越低。这表明农村外出子女通讯联系能够改善父母精神健康水平。通过调整精神健康衡量方式、调整子女通讯联系变量设定方式以及使用工具变量解决联立性偏误等三种方式进行稳健性检验，研究结论始终保持不变。研究还发现，女性和老年人的精神状态更差，是精神疾病的易发群体。进一步对父母特征异质性的分析发现，外出子女通讯联系对父母精神健康的改善效果存在显著的性别差异、年龄差异，对于精神疾病易发的农村女性和老年群体而言，外出子女通讯联系能改善母亲精神健康，但未明显改善老年父母精神健康。

第七章 研究结论、启示与政策建议

7.1 研究结论

通过前文的理论和实证分析,得出如下主要研究结论:

第一,农村家庭子女外出就业后的赡养行为发生了明显变化,与非外出就业子女相比,外出就业子女在经济支持上的投入显著增多,但在时间上的投入明显减少,即生活照料和面对面情感交流的投入均减弱。外出就业子女赡养行为之所以发生上述变化,是由于转移至城镇从事非农生产提升了子女收入水平,但也增加了外出子女赡养父母的时间价值和时间成本。这反映出,外出就业子女在履行赡养父母的责任时存在用金钱投入替代时间投入的行为,这也与叶敬忠和贺聪志(2009)、贺聪志和叶敬忠(2010)的研究结论一致。

第二,在现代通讯技术快速发展和普及的背景下,农村外出就业子女的精神赡养行为发生变化,虽然外出子女与父母面对面情感交流的频率在减少,但他们与父母采用通讯手段交流的频率却显著提升。这得益于现代通讯技术打破了空间距离的约束,拉近了代际间的“情感距离”,降低了外出子女为父母提供情感支持的货币成本和时间成本。也能反映出,外出子女为弥补当面情感支持的不足而增加了通讯形式的情感支持。

第三,在农村劳动力转移“男多女少”的性别差异特征下,同样具有性别差异特征的“儿主女辅”传统家庭养老模式虽未彻底改变,但也已经发生了明显变化。研究发现,农村整体上仍旧存在“儿主女辅”的传统模式,但通过对不同代际子女赡养行为的分析发现,这种传统模式在新生代子女中开始有所改变,特别是在照料方面,新生代女儿的作用已经超过了新生代儿子。通过对影响机制的分析发现,女性地位提升和家庭子女数量减少促使女儿提供了更多养老支持,传统性别观念弱化也对女儿养老有进一步的促进作用。此外,农村老年父母对照料需求的增加以及女性家庭照料上的角色优势,显著地增加了女儿的生活照料作用,但在提高经济支持上的作用并不明显。

第四,总体上看,农村子女外出就业有利于改善父母身体健康,但对父母精神健康的影响并不明显。更细致的来看,这种影响存在性别和年龄上的差异,具体表现为子女外出就业对父亲身体健康和精神健康均有显著的改善作用,但对母亲身心健康的影响效果并不明显,这除了与男女生理特征相关之外,更主要的原因是,由于女性在照料及家庭劳动上的角色优势,子女外出就业所带来的家庭劳动、照顾孙辈等活动更多地由母亲来承担,因此母亲的健康要比父亲受到更严重的负面影响;与其他年龄段的中老年父母相比,年龄在60至70岁之间父母的身心健康状况因子女外出而得到了明显改善,这与不同年龄段父母自身健康状况及对子女赡养的依赖程度不同有关。

第五,子女外出就业后赡养行为的变化提升了父母的收入水平,也改变了父母的时间分配,而收入水平提升对父母身心健康产生积极影响,劳动时间增加和子女精神慰藉缺失则对父母身心健康有消极影响;同时,这两条影响路径之间还会相互影响,彼此削弱对方对健康的影响效果。文中以隔代照料时间为例,验证了时间分配调整以及收入水平提升两条影响机

制,发现由子女外出就业导致的隔代照料负担增加给父母健康带来了负向影响,但子女经济支持的增加给父母健康带来正向影响。此外,子女经济支持可以缓解隔代照料给父母健康带来的负面影响。

第六,农村外出子女通讯联系能改善父母的精神健康水平。研究发现,外出子女与父母的通讯联系频率越高,父母的精神健康状态越佳。进一步研究发现,农村外出子女通讯联系对父母精神健康的影响存在着显著的性别差异和年龄差异,对于精神疾病易发的农村女性和60岁以上的老龄群体而言,外出子女通讯联系能改善母亲精神健康,但未明显改善老龄父母精神健康,这可能与老龄父母对智能手机和移动互联网的接受与使用能力较弱有关,可能导致子女通讯联系的效果未得以体现。这也意味着,当前嵌入现代通讯技术的“新时代家书”在改善农村父母精神健康方面具有一定积极作用,但对农村老龄群体的作用比较有限。

7.2 研究启示与政策建议

通过本文研究,深刻认识了劳动力转移背景下农村家庭养老变化,子女赡养在保障父母健康福利和养老质量方面的优势。同时也认识到了当前农村家庭养老的短板,这就需要社会养老体系做出补充。因此,未来农村养老政策制定应更加关注劳动转移所引致的家庭养老方式变化,促进家庭养老与社会养老的互补融合,从而更有效地缓解农村家庭养老压力,提升农村中老年群体的精神健康状态,为推进积极老龄化和实施健康中国战略提供有利保障。基于本文研究结论,得出如下政策启示:

首先,农村劳动力转移背景下,外出子女为父母提供的生活照料减少,这在加重家庭养老照料负担的同时,又对父母健康产生不利影响,需要社会养老做出针对性补充。农村劳动力大量外出,导致留守父母获得的养老支持发生变化,父母能够获得的照料等时间上的支持明显减少,父母健康也因此受到了严重的负面影响。另外,由于外出子女承担的照料责任减弱,很可能导致原本因由外出就业子女承担的照料任务向其他未外出子女转移。其实本文研究发现,农村家庭女儿的养老逐渐提升,这很大程度上是由于:农村家庭在面对照料资源紧缺的条件下,做出的一种适应性被动调整。未来农村老龄化还会进一步加剧,农村劳动力还将继续转移,家庭照料负担势必进一步加重,如果仅依靠家庭子女资源的重新配置和调整,并不能妥善解决农村养老问题,这就需要社会养老做出针对性补充。

其次,虽然子女经济支持在维持父母精神健康发挥着重要作用,但它并不能完全有效地替代子女精神支持的作用,并且农村中老年人精神健康问题日益凸显,农村家庭子女和农村社会养老体系应更加关注并改善农村父母尤其是老年父母的精神健康状况。本文研究表明,子女外出就业对父母精神健康的总效应并不显著,这一定程度上反映出,子女不在父母身边而导致的情感关怀缺失给父母精神健康带来的负面影响不能被收入提升的正影响有效弥补;另外,相比于城镇地区,农村中老年人精神健康问题尤为凸显且更容易被忽视,农村老年人作为精神疾病的易发群体,他们的精神健康问题更值得被关注。在农村老龄化和高龄化加剧背景下,不仅需要子女进一步加强对父母的情感支持,社会养老服务体系也应在此方面作出有力补充。

最后,现代通讯技术正改变着代际间的情感交流方式,并且通讯方式的情感交流能够改

善父母的精神健康水平,未来农村养老政策的制定应关注通讯技术变革所引致的农村养老方式变化,并注重年龄因素与智能通讯技术适应能力相关的事实。现代通讯技术改变了农村外出就业子女的精神赡养行为,外出子女为弥补当面情感支持的不足而增加了与父母的通讯联系,并且采用现代通讯技术的精神赡养方式在缓解父母精神健康问题方面具有积极作用。这反映出,现代通讯技术在家庭养老中扮演着重要角色,对于缓解当前农村家庭养老压力具有一定积极作用。但是通过更深入的研究发现,子女通讯联系对于精神疾病易发的老龄群体精神健康的改善作用有限。主要原因之一是,老年父母对现代通讯技术和设备,尤其是对智能手机和移动互联网的接受与使用能力较弱,可能导致子女通讯联系的效果未得以体现。因此,相关政策在鼓励智慧通讯技术发展的同时,也要尊重年龄因素与智能通讯技术适应能力相关的事实。

本文提出的政策建议主要有:

(一)完善农村社会养老公共服务体系,借助社会养老资源弥补家庭养老缺位,提升农村老年人养老质量

第一,将提升农村社会化照料服务能力和服务质量作为健全社会养老服务体系的重点。一方面,大力发展农村居家养老和社区养老服务模式,提高农村社区照料服务的专业化水平,鼓励并支持建立以社区为单位的助老组织,开展多样化照料服务内容,如家务劳动、护理保健、安全援助等,这不仅可以缓解和弥补子女外出就业导致的父母照料不足,还能解除子女外出就业的后顾之忧,使劳动力资源更自由的流动;另一方面,支持有条件的乡村建设具有综合服务功能的区域性农村养老机构,鼓励并支持养护机构及其他相关组织和企业将资金和技术投入到农村地区,以提升农村社会化照料服务质量和综合服务功能。

第二,关注农村中老年人精神健康,丰富农村精神文化生活。相比于城镇地区,农村中老年人精神健康问题尤为凸显且更容易被忽视,农村社会养老体系应更加关注并改善农村父母尤其是老年父母的精神健康状况,具体可从两方面开展,一是以农村社区为单位开展各类文化娱乐活动,丰富农村中老年人精神生活,提升农村中老年人精神健康水平;二是成立农村心理服务工作队,为农村中老年人提供心理咨询和疏导服务,当然这种服务也可以采用通讯交流的方式,用更专业化的手段改善农村中老年人精神健康水平。

(二)加强农村精神文明建设,突出子女精神赡养作用,发挥家庭养老独特优势。

第一,进一步强化乡村孝道文化,鼓励子女为父母提供情感支持。进一步加强农村孝道文化建设,弘扬和传承敬老爱老的传统美德,这制度层面约束子女赡养行为。积极提倡农村外出子女多为父母提供情感支持,当面对面交流受到限制时,鼓励外出子女采用通讯手段与父母进行情感交流,充分发挥农村外出子女通讯联系“家书抵万金”的作用,但这并不意味着外出就业子女可以不与父母面对面交流。面对面交流具有独特优势,在当面交流时,可以捕捉到父母更多的表情信息和生活环境信息,应该说这种交流方式是更有效的。所以,在条件允许的情况下,外出子女可以增加与父母交流的频率。

第二,进一步提升农村居民的性别平等观念,破除传统性别制度。尽管我国在法律层面上,赋予了儿子和女儿平等地位,并规定儿子和女儿享受平等的家庭权利,同时承担平等的义务,但是伦理和文化层面的儿女平等理念还未正式建立,传统父系家庭制度仍然具有强大的生命力。为更好地维护女儿的养老作用,需打破传统性别制度,赋予女儿更多的家庭权利,

建立正式的男女平等规范。

（三）鼓励企业研发适用于农村老人养老的移动通讯设备及相关产品，增强农村老人对智能通讯技术的适应能力

无论是子女与父母采用现代通讯手段的情感联系，还是当前“互联网+养老服务”这一先进理念和模式在农村地区的推广，都应该对年龄因素与智能通讯技术适应能力密切相关的事实给予重视。特别是，农村老年人的受教育水平、认知能力较低，学习和接受新技术的能力相对有限。因此，相关高新技术企业针对农村老年人群开发简易操作的智能通讯技术，并且还需开展相关技术使用培训，不断强化老年人群对现代智能通讯技术的适应能力，使他们能够通过移动智能设备得到有效的养老支持，从而进一步提升农村老年群体的健康水平。

参考文献

- 敖翔, 2018. 子女外出就业对农村留守老人精神健康的影响. 南方人口 (5): 71-80.
- 白南生, 李靖, 陈晨, 2007. 子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究. 中国农村经济 (10): 46-52.
- 蔡昉, 2018. 农业劳动力转移潜力耗尽了. 中国农村经济 (9): 2-13.
- 陈英姿, 孙伟, 2019. 照料史、隔代照料对我国中老年人健康的影响——基于 Harmonized CHARLS 的研究. 人口学刊 (5): 45-56.
- 杜鹏, 丁志宏, 李全棉, 桂江丰, 2004. 农村子女外出就业对留守老人的影响. 人口研究 (6): 44-52.
- 方绍伟, 1992. 1992 年诺贝尔经济学奖获得者加里·贝克尔及其利他主义经济学. 经济学动态 (11): 51-56.
- 费孝通, 1983. 家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动. 北京大学学报 (哲学社会科学版) (3): 7-16.
- 高建新, 李树苗, 2011. 农村家庭子女养老行为的示范作用研究. 人口学刊 (1): 32-43.
- 高娜, 2011. 中国农村留守老人问题研究综述. 农村经济与科技 (5): 112-115.
- 高修娟, 2014. 前台与后台: 皖北农村“养老-送终”活动中的性别权力景观. 妇女研究论丛 (2): 18-24+33.
- 韩保庆, 王胜今, 2019. 照料孙子女对中老年人健康的影响. 人口研究 (4): 85-96.
- 何绍辉, 2010. 农村家庭养老“女儿化”倾向探源. 中国国情国力 (7): 15-17.
- 贺聪志, 叶敬忠, 2010. 农村劳动力外出就业对留守老人生活照料的影响研究. 农业经济问题 (3): 46-53+111.
- 黄国桂, 杜鹏, 陈功, 2016. 隔代照料对于中国老年人健康的影响探析. 人口与发展 (6): 93-100+109.
- 李会, 王晓兵, 任彦军, 2019. 中介效应机制分析的比较研究——来自农民收入与健康的证据. 农业技术经济 (9): 58-72.
- 李强, 2001. 中国外出农民工及其汇款之研究. 社会学研究 (4): 64-76.
- 李琴, 宋月萍, 2009. 劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异. 中国农村经济 (5): 52-60.
- 李树苗, 费尔德曼, 勒小怡, 2003. 儿子与女儿: 中国农村的婚姻形式和老年支持. 人口研究 (1): 67-75.
- 连玉君, 黎文素, 黄必红, 2015. 子女外出就业对父母健康和生活满意度影响研究. 经济学 (季刊) (1): 185-202.
- 林莎, 邓春玲, 2005. “经济人”利己与利他行为的理论分析. 社会科学战线 (6): 191-196.
- 刘畅, 易福金, 徐志刚, 2017. 父母健康: 金钱和时间孰轻孰重? ——农村子女外出就业影响的再审视. 管理世界 (7): 74-87.
- 刘春梅, 2013. 农村养老资源供给及模式研究. 西北农林科技大学.

- 刘国恩, WILLIAM H D, 傅正泓、JOHN A, 2004. 中国的健康人力资本与收入增长. 经济学(季刊)(4): 101-118.
- 刘宏, 高松, 王俊, 2011. 养老模式对健康的影响. 经济研究(4): 80-93+106.
- 卢海阳, 钱文荣, 2014. 子女外出务工对农村留守老人生活的影响研究. 农业经济问题(6): 24-32+110.
- 陆方文, 刘国恩, 李辉文, 2017. 子女性别与父母幸福感. 经济研究(10): 173-188.
- 罗芳, 彭代彦, 2007. 子女外出务工对农村“空巢”家庭养老影响的实证分析. 中国农村经济(6): 21-27.
- 罗玉峰, 孙顶强, 徐志刚, 2015. 农村“养儿防老”模式走向没落?——市场经济冲击 VS 道德文化维系. 农业经济问题(5): 22-30+110.
- 穆光宗, 2002. 家庭空巢化过程中的养老问题. 南方人口(1): 33-36.
- 穆光宗, 1999. 家庭养老面临的挑战以及社会对策问题. 中州学刊(1): 64-67.
- 穆光宗, 2004. 老龄人口的精神赡养问题. 中国人民大学学报(4): 124-129.
- 聂焱, 2008. 农村劳动力外流背景下女儿养老与儿子养老的比较分析. 贵州社会科学(8): 114-118.
- 石智雷, 2015. 多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量. 社会学研究(5): 189-215+246.
- 舒玢玢, 同钰莹, 2017. 成年子女外出就业对农村老年人健康的影响——再论“父母在,不远游”. 人口研究(2): 42-56.
- 宋璐, 李树茁, 2008. 劳动力迁移对中国农村家庭养老分工的影响. 西安交通大学学报(社会科学版)(3): 10-21.
- 宋璐, 李树茁, 2017. 农村老年人家庭代际关系及其影响因素——基于性别视角的潜在类别分析. 人口与经济(6): 1-12.
- 孙鹃娟, 2006. 劳动力迁移过程中的农村留守老人照料问题研究. 人口学刊(4): 14-18.
- 唐灿, 马春华, 石金群, 2009. 女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察. 社会学研究(6): 18-36+243.
- 王小龙, 兰永生, 2011. 劳动力转移、留守老人健康与农村养老公共服务供给. 南开经济研究(4): 21-31+107.
- 温兴祥, 文凤, 叶林祥, 2017. 社会资本对农村中老年人精神健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究. 中国农村观察(4): 130-144.
- 温兴祥, 肖书康, 温雪, 2016. 子女外出对农村留守父母健康的影响. 人口与经济(5): 64-73.
- 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析:方法和模型发展. 心理科学进展(5): 731-745.
- 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云, 2004. 中介效应检验程序及其应用. 心理学报(5): 614-620.
- 文建东, 李欲晓, 2004. 市场经济与利他主义、利己主义的界限. 中国软科学(2): 44-50.
- 伍海霞, 2015. 农村留守与非留守老人的生存现状: 来自七省区调查数据的分析. 财经论丛(5): 3-9.

- 夏传玲, 麻凤利, 1995. 子女数对家庭养老功能的影响. 人口研究 (1): 10-16.
- 谢勇才, 杨哲, 涂铭, 2015. 依赖抑或独立: 我国城乡老年人主要生活来源的变化研究. 华中农业大学学报 (社会科学版) (5): 82-88.
- 徐勤, 1996. 儿子与女儿对父母支持的比较研究. 人口研究 (5): 23-31.
- 许琪, 2015. 儿子养老还是女儿养老? 基于家庭内部的比较分析. 社会 (4): 199-219.
- 许琪, 2013. 探索从妻居——现代化、人口转变和现实需求的影响. 人口与经济 (6): 47-55.
- 鄢盛明, 陈皆明, 杨善华, 2011. 居住安排对子女赡养行为的影响. 中国社会科学 (1): 130-140+207-208.
- 杨春学, 2001. 利他主义经济学的追求. 经济研究 (4): 82-90.
- 杨国才, 杨金东, 2013. 社会性别视角下女儿养老研究. 云南民族大学学报 (哲学社会科学版) (1): 55-62.
- 叶敬忠, 贺聪志, 2009. 农村劳动力外出务工对留守老人经济供养的影响研究. 人口研究 (4): 44-53.
- 叶敬忠, 2019. 农村留守人口研究: 基本立场、认识误区与理论转向. 人口研究 (2): 21-31.
- 于光君, 2017. 农村“女儿养老”现象与新型养老文化构建. 中国妇女报. <http://paper.cnwomen.com.cn/content/2017-10/24/043068.html>
- 于长永, 代志明, 马瑞丽, 2017. 现实与预期: 农村家庭养老弱化的实证分析. 中国农村观察 (2): 54-67.
- 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) (3): 923-948.
- 张驰, 向晶, 施海波, 吕开宇, 2019. 代际视角下农村子女赡养行为的性别差异研究. 中国农村观察 (6): 91-108.
- 张川川, OHNG, 赵耀辉, 2015. 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给. 经济学 (季刊) (1): 203-230.
- 张川川, 陈斌开, 2014. “社会养老”能否替代“家庭养老”? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据. 经济研究 (11): 102-115.
- 张翠娥, 杨政怡, 2015. 名实的分离与融合: 农村女儿养老的现状与未来——基于山东省武城县的数据分析. 妇女研究论丛 (1): 12-19.
- 张翠娥, 杨政怡, 2013. 农村女儿养老的社会认同及影响因素分析——基于江西省寻乌县的调查数据. 妇女研究论丛 (5): 27-33.
- 张苏, 王婕, 2015. 养老保险、孝养伦理与家庭福利代际帕累托改进. 经济研究 (10): 147-162.
- 张文娟, 李树苗, 2005. 子女的代际支持行为对农村老年人生活满意度的影响研究. 人口研究 (5): 73-80.
- 张晔, 程令国, 刘志彪, 2016. “新农保”对农村居民养老质量的影响研究. 经济学 (季刊) (2): 817-844.
- 赵静, 2018. 养老保险替代了家庭养老吗? . 现代经济探讨 (1): 1-12+50.
- 赵忠, 侯振刚, 2005. 我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据. 经济研究 (10): 79-90.

- 赵忠, 2005. 健康卫生需求的理论和经验分析方法. 世界经济 (4): 33-38.
- 赵忠, 2006. 我国农村人口的健康状况及影响因素. 管理世界 (3): 78-85.
- 郑筱婷, 陆小慧, 2018. 有兄弟对女性是好消息吗? ——家庭人力资本投资中的性别歧视研究. 经济学 (季刊) (1): 277-298.
- 朱安新, 高熔, 2016. “养儿防老”还是“养女防老”? ——中国老年人主观意愿分析. 妇女研究论丛 (4): 36-44.
- 朱明宝, 杨云彦, 2016. 农村家庭养老模式变迁与低生育水平强化——来自湖北省宜昌市的经验证据. 中国人口科学 (3): 93-103+128.
- 左冬梅, 李树苗, 2011. 基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利——基于劳动力流入地和流出地的调查. 公共管理学报 (2): 93-100+127.
- ABAS M, PUNPUING S, JIRAPRAMUKPITAK T, GUEST P, TANGCHONLATIP K, LEESE M, PRINCE M, 2009. Rural-urban Migration and Depression in Ageing Family Members Left Behind. *British Journal of Psychiatry*. 195(1): 54-60. DOI: 10.1192/bjp.bp.108.056143.
- ADHIKARI R, JAMPAKLAY A, Chamrathirong A, 2011. Impact of Children's Migration on Health and Health Care-Seeking Behavior of Elderly Left Behind. *BMC Public Health*. 11(1): 143. DOI: 10.1186/1471-2458-11-143.
- ANTMAN F M, 2010. Adult Child Migration and the Health of Elderly Parents Left Behind in Mexico. *American Economic Association*. 100(2): 205-208. DOI: 10.1257/aer.100.2.205.
- ANTMAN F M, 2016. How Does International Migration Affect the Health of Elderly Parents Left Behind? Evidence from Mexico. Working Paper.
- Ao X, JIANG D, ZHAO Z, 2016. The Impact of Rural-Urban Migration on the Health of the Left-behind Parents. *China Economic Review*. 37(2): 126-139. DOI: 10.1016/j.chieco.2015.09.007.
- ASIS M M B, 2006. Living with Migration: Experiences of Left-Behind Children in the Philippines. *Asian Population Studies*. (2): 45-67. DOI: 10.1080/17441730600700556.
- BAKER L A, SILVERSTEIN M, 2008. Depressive symptoms among grandparents raising grandchildren: the impact of participation in multiple roles. *Journal of Intergenerational Relationships*. 6(3): 285-304. DOI:10.1080/15350770802157802.
- BALDASSAR L, 2007. Transnational Families and Aged Care: The Mobility of Care and the Migrancy of Ageing. *Journal of Ethnic and Migration Studies*. 33(2): 275-297. DOI: 10.1080/13691830601154252.
- BECKER G S, 1974. A Theory of Social Interactions. *Journal of Political Economy*. 82(6): 1063-1093. DOI: 10.1159/000395242.
- BECKER G S, 1965. The Theory of Allocation of Time. *The Economic Journal*. 75(3): 493-517. DOI: 10.2307/2228949.
- BECKER G S, 1976. *The Economic Approach to Human Behavior*. University of Chicago Press.
- BEEKMAN A T, DEEG D J, VAN LIMBEEK J, BRAAM A W, DE VRIES M Z, VAN TILBURG W, 1997. Criterion Validity of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D): Results from a Community-Based Sample of Older Subject in the Netherlands.

- Psychological Medicine. 27(1): 231-235. DOI: 10.1017/S0033291796003510.
- BENDER K A, 2012. An Analysis of Well-Being in Retirement: The Role of Pensions, Health and “Voluntariness of Retirement”. *Journal of Socio-Economics*. 41(4): 424-433. DOI: 10.1016/j.socec.2011.05.010.
- BLAKE J, 1981. Family Size and the Quality of Children. *Demography*. 18(04): 421-442. DOI: 10.2307/2060941.
- BÖHME M, PERSIAN R, STÖHR T, 2015. Alone but better off? Adult Child Migration and Health of Elderly Parents in Moldova. *Journal of Health Economics*. 39(1): 211-227. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2014.09.001.
- BOYLE P, GRAHAM E, YEOH B, 2003. Editorial Introduction: Labour Migration and the Family in Asia. *International Journal of Population Geography*. 9(6):437-441. DOI: 10.1002/ijpg.311.
- CASE A, 2004. Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions Perspectives on the Economics of Aging. University of Chicago Press.
- CHANG H, DONG X Y, MACPHAIL F, 2011. Labor Migration and Time Use Patterns of the Left-behind Children and Elderly in Rural China. *World Development*. 39(12): 2199-2210. DOI: 10.1016/j.worlddev.2011.05.021.
- CHEN X, SILVERSTEIN M, 2000. Intergenerational Social Support and the Psychological Well-Being of Older Parents in China. *Research on Aging*. 22(1): 43-65. DOI: 10.1177/0164027500221003.
- CHRISTIAN D, FRANK W, 2007. Wages and the Demand for Health - A Life Cycle Analysis. IZA Discussion Papers.
- COASE R H, 1976. Adam Smith's Views of Man. *Journal of Law & Economics*. 19(3): 529-546. DOI: 10.1086/466886.
- CONG Z, SILVERSTEIN M., 2008. Intergenerational Time-for-money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents?. *Research in Human Development*. 5(1): 6-25. DOI: 10.1080/15427600701853749.
- COX D, JIMENEZ E, 1992. Social Security and Private Transfers in Developing Countries: The Case of Peru. *World Bank Economic Review*. 6(1):155-169. DOI: 10.1093/wber/6.1.155.
- COX D, 1987. Motives for Private Income Transfers. *Journal of Political Economy*. 95(3): 508-546. DOI: 10.1086/261470.
- DWYER J W, COWARD R T, 1991. A Multivariate Comparison of the Involvement of Adult Sons Versus Daughters in the Care of Impaired Parents. *Journal of Gerontology*. 46(5): 259-269. DOI: 10.1093/geronj/46.5.S259.
- ENGELHARD G V, GRUBER J, PERRY C D, 2005. Social Security and Elderly Living Arrangement: Evidence from the Social Security Notch. *Journal of Human Resources*. 40(2): 354-372.
- ERBSLAND M, RIED W, ULRICH V, 1995. Health, Health Care, and the Environment. Econometric Evidence from German Micro Data. *Health Economics*. 4(3): 169-182. DOI:

- 10.1002/hec.4730040303.
- ERIKSSON I, UNDEN A, ELOFSSON S, 2001. Self-Rated Health, Comparisons between Three Different Measures, Results from a Population Study. *International Journal of Epidemiology*. 30(2): 326-333. DOI: 10.1093/ije/30.2.326.
- FAN E, 2010. Who Benefits from Public Old Age Pensions? Evidence from a Targeted Program. *Economic Development and Cultural Change*. 58(2): 297-322.
- FRANK R, PALMACOCA O, RAUDAESQUIVEL J, 2009. The Relationship Between Remittances and Health Care Provision in Mexico. *American Journal of Public Health*. 99(7): 1227-1231. DOI: 10.2105/AJPH.2008.144980.
- FUCHS V R, 1966. The Contribution of Health Services to the American Economy. *Milbank Quarterly*. 44(4): 1111-1112.
- GEORGE L K, BEARON L B, 1980. *Quality of Life in Older Persons: Meaning and Measurement*. Human Sciences Press.
- GILES J, WANG D, ZHAO C, 2010. Can China's Rural Elderly Count on Support from Adult Children? Implications of Rural-to-Urban Migration. *Journal of Population Ageing*. 3(3-4):183-204. DOI: 10.1007/s12062-011-9036-6.
- GOULDNER A W, 1960. The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological Review*. 25(2):161-178. DOI: 10.2307/2092623.
- GROSSMAN M, 1972. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 80(2): 223-255. DOI: 10.1086/259880.
- GUO M, CHI I, SILVERSTEIN M, 2009. Intergenerational Support of Chinese Rural Elders With Migrant Children: Do Sons' or Daughters' Migrations Make a Difference?. *Journal of Gerontological Social Work*. 52(5):534-554. DOI: 10.1080/01634370902983245.
- HAYES A F, 2009. Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium. *Communication Monographs*. 76(4):408-420. DOI: 10.1080/03637750903310360.
- HOROWITZ A, 1985. Sons and Daughters as Caregivers to Older Parents: Differences in Role Performance and Consequences. *The Gerontologist*. 25(6): 612-617. DOI: 10.1093/geront/25.6.612.
- HUGO G, 1995. International Labor Migration and the Family: Some Observations from Indonesia. *Asian & Pacific Migration Journal*. 4(2-3): 273-301. DOI: 10.1177/011719689500400206.
- HUGO G, 2002. Effects of International Migration on the Family in Indonesia. *Asian & Pacific Migration Journal*. 11(1): 13-46. DOI: 10.1177/011719680201100102.
- JENSEN R T, 2004. Do Private Transfers "Displace" the Benefits of Public Transfers? Evidence from South Africa. *Journal of Public Economics*. 88(1-2): 89-112. DOI: 10.1016/S0047-2727(02)00085-3.
- KNODEL J, JIRAPORN K, CHANPEN S, SUVINEE W, 2010. How Left behind are Rural Parents of Migrant Children? Evidence from Thailand. *Ageing and Society*. 30(05): 811-841.
- JOSEPH A E, PHILLIPS D R, 1999. Ageing in Rural China: Impacts of Increasing Diversity in

- Family and Community Resources. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*. 14(2): 153-168. DOI: 10.1023/A:1006658706496.
- JYLHA M, 2009. What is Self-rated Health and Why Does it Predict Mortality? Towards a Unified Conceptual Model. *Social Science & Medicine*. 69(3): 307-316. DOI: 10.1016/j.socscimed.2009.05.013.
- KANAIAUPUNI S M, DONATO K M, 1999. Migradollars and Mortality: The Effects of Migration on Infant Survival in Mexico. *Demography*. 36: 339-353.
- KUHN R, EVERETT B G, SILVEY R, 2011. The Effects of Children's Migration on Elderly Kin's Health: A Counterfactual Approach. *Demography*. 48(1): 183-209. DOI: 10.1007/s13524-010-0002-3.
- KÜNEMUND H, REIN M, 1999. There is More to Receiving than Needing: Theoretical Arguments and Empirical Explorations of Crowding in and Crowding Out. *Ageing and Society*. 19(1): 93-121.
- LAWTON M P, 1971. The Functional Assessment of Elderly People. *Journal of the American Geriatrics Society*. 19(6):465-481. DOI: 10.1111/j.1532-5415.1971.tb01206.x.
- LEE S, COLDITZ G, BERKMAN L, KAWACHI I, 2003. Caregiving to Children and Grandchildren and Risk of Coronary Heart Disease in Women. *American Journal of Public Health*. 93(11):1939-1944. DOI: 10.2105/AJPH.93.11.1939.
- LEE Y J, XIAO Z, 1998. Children's Support for Elderly Parents in Urban and Rural China: Results from a National Survey. *Journal of Cross-cultural Gerontology*. 13(1): 39-62. DOI: 10.1023/A:1006591608724.
- LEE Y J, PARISH W L, WILLIS R J, 1994. Sons, Daughters, and Intergenerational Support in Taiwan. *American Journal of Sociology*. 99(4): 1010-1041. DOI: 10.1086/230370.
- LEI X, SUN X, STRAUSS J, ZHANG P, ZHAO Y, 2014. Depressive Symptoms and SES among the Mid-aged and Elderly in China: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study National Baseline. *Social Science & Medicine*. 120(11): 224-232. DOI: 10.1016/j.socscimed.2014.09.028.
- LIN I F, GOLDMAN N, WEINSTEIN M, LIN Y H, GORRINDO T, SEEMAN T, 2003. Gender Differences in Adult Children's Support of Their Parents in Taiwan. *Journal of Marriage and Family*. 65(1): 184-200. DOI: 10.1111/j.1741-3737.2003.00184.x.
- LIU H, 2014. The Quality-Quantity Trade-off: Evidence from the Relaxation of China's One-Child Policy. *Journal of Population Economics*. 27(2): 565-602. DOI: 10.1007/s00148-013-0478-4.
- MASON K O, 1992. Family Change and Support of the Elderly in Asia: What Do We Know?. *Asia-Pacific Population Journal*. 7(3):13-32. DOI: 10.18356/7082dcfa-en.
- MELANIE A, ABAS S P, TAWANCHAI J, PHILIP G, KANCHANA T, MORVEN L, MARTIN P, 2009. Rural-Urban Migration and Depression in Ageing Family Members Left behind. *The British Journal of Psychiatry*. 195(1):54-60. DOI: 10.1192/bjp.bp.108.056143.
- MOSSEY J M, SHAPIRO E, 1982. Self-rated Health: a Predictor of Mortality among the Elderly.

- American Journal of Public Health. 72(8): 800-808. DOI: 10.2105/AJPH.72.8.800.
- MUSIL C M, GORDON N L, WARNER C B, ZAUSZNIEWSKI J A, STANDING T, WYKLE M, 2011. Grandmothers and Caregiving to Grandchildren: Continuity, Change, and Outcomes over 24 Months. *The Gerontologist*. 51(1): 86-100. DOI: 10.1093/geront/gnq061.
- OHRNBERGER J, FICHERA E, SUTTON M, 2017. The Dynamics of Physical and Mental Health in the Older Population. *The Journal of the Economics of Ageing*. 9: 52-62. DOI: 10.1016/j.jeoa.2016.07.002.
- PARKER M G, THORSLUND M, 2007. Health Trends in the Elderly Population: Getting Better and Getting Worse. *Gerontologist*. 47(2): 150-158.
- PHELPS E S, 1975. *Altruism, morality and economic theory*, New York(Russell Sage Foundation).
- KUHN R, EVERETT B, SILVEY R, 2011. The Effects of Children's Migration on Elderly Kin's Health: A Counterfactual Approach. *Demography*. 48:183-209. DOI: 10.1007/s13524-010-0002-3.
- ROSS C E, 1987. The Division of Labor at Home. *Social Forces*. 65: 816-833. DOI: 10.1093/sf/65.3.816.
- ROZELLE S, TAYLOR J E, DE BRAUW A, 1999. Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China. *American Economic Review*. 89(2): 287-291. DOI: 10.1257/aer.89.2.287.
- SCHIERMEIER Q, 2015 China's birth rate won't be dramatically affected by end of one-child policy. *Nature News*. <https://www.nature.com/news/china-s-birth-rate-won-t-be-dramatically-affected-by-end-of-one-child-policy-1.18687>.
- SILVERSTEIN M, BENGTSON V L, 1994. Does Intergenerational Social Support Influence the Psychological Well-Being of Older Parents? The Contingencies of Declining Health and Widowhood. *Social Science & Medicine*. 38(7): 943-957. DOI: 10.1016/0277-9536(94)90427-8.
- SILVERSTEIN M, CONG Z, LI S, 2006. Intergenerational Transfers and Living Arrangements of Older People in Rural China: Consequences for Psychological Well-Being. *Journals of Gerontology Series B-psychological Sciences and Social Sciences*. 61(5): 256-266. DOI: 10.1093/geronb/61.5.s256.
- SOLDO B J, WOLF D A, AGREE E M, 1990. Family, Households, and Care Arrangements of Frail Older Women A Structural Analysis. *Journal of Gerontology*. 45(6): 238-249. DOI: 10.1093/geronj/45.6.S238.
- SONG Q, 2016. Facing 'Double Jeopardy'? Depressive Symptoms in Left-Behind Elderly in Rural China. *Journal of Aging and Health*. 29(7): 1182-1213. DOI: 10.1177/0898264316659964.
- SONG Q, 2017. Aging and Separation from Children: The Health Implications of Adult Migration for Elderly Parents in Rural China. *Demographic Research*. 37: 1761-1792. DOI: 10.4054/DemRes.2017.37.55.
- SUN R, 2002. Old Age Support in Contemporary Urban China from Both Parents' and Children's

- Perspectives. *Research on Aging*. 24(3): 337-359. DOI: 10.1177/0164027502243003.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2012. Global Burden of Mental Disorders and the Need for a Comprehensive, Coordinated Response from the Health and Social Sectors at the Country Level. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/78898>.
- XIE Y, ZHU H, 2010. Do Sons or Daughters Give More Money to Parents in Urban China?. *Journal of Marriage & Family*. 71(1): 174-186. DOI: 10.1111/j.1741-3737.2008.00588.x.
- YANG H Q, 1996. The Distributive Norm of Monetary Support to Older Parents: A Look at a Township in China. *Journal of Marriage and the Family*. 58(2): 404- 415. DOI: 10.2307/353505.
- ZHAO X, LYNCH J G, CHEN Q, 2010. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. *Journal of Consumer Research*. 37(2): 197-206. DOI: 10.1086/651257.
- ZIMMER Z, KNODEL J, 2013. Older-Age Parents in Rural Cambodia and Migration of Adult Children. *Asian Population Studies*. 9(2):156-174. DOI: 10.1080/17441730.2013.797297.
- ZIMMER Z, KWONG J, 2003. Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implications. *Demography*. 40(1): 23-44. DOI: 10.2307/3180810.
- ZIMMER Z, MARTIN L G, 2007. Key Topics in the Study of Older Adult Health in Developing Countries that are Experiencing Population Aging. *Journal of Cross Cultural Gerontology*. 22(3):235-241. DOI: 10.1007/s10823-007-9039-1.
- ZUNZUNEGUI M V, BELAND F, OTERO A, 2001. Support from Children, Living Arrangements, Self-rated Health and Depressive Symptoms of Older People in Spain. *International Journal of Epidemiology*. 30(5): 1090-1099. DOI: 10.1093/ije/30.5.1090.

致 谢

三年时间对于一位博士生而言是短暂的。课程学习、论文选题、实地调查、数据搜集与分析、论文写作等每个环节都需倾注大量的时间与精力。能够顺利完成学位论文研究,进入毕业答辩环节,离不开老师、同门、同学、亲人和爱人的教诲、指导与支持。

首先,感谢我的导师吕开宇研究员。我硕士阶段就师从于吕老师,是吕老师引领我走上了农业经济学的科研道路。受益于吕老师提供的参与课题、实地调研以及参加学术会议的机会,这些活动不仅开阔了我的视野,锻炼了我的勇气,更提高了我的科研能力。吕老师为团队营造了一个相对开放、自由的学术氛围,正是吕老师的理解与支持我才得以选择并坚持完成自己感兴趣的论文选题。

在博士学习期间,我有幸聆听了其他老师的教诲。感谢仇焕广教授、徐志刚教授、白军飞教授,三位老师对我论文写作有过帮助,他们或是对论文思路,或是对分析方法提出过富有建设性的意见。我还曾多次参加三位老师的学术讲座,三位老师活跃的学术思维、严谨的科研态度、深厚的学术功底令我仰慕和崇敬。感谢向晶老师、王建英老师,她们分别对我博士论文中第四章和第六章的研究内容提出过细致和中肯的建议,两位老师友善、温和的性格以及认真、负责的态度让我深受感染。夏英老师、李芸老师、张姝老师、谢玲红老师在科研和工作中为我提供过帮助,在此表示感谢。

海内存知己,天涯若比邻。感谢师兄张崇尚博士和施海波博士在科研、学习及生活中给予的帮助,两位师兄待人诚恳、学识丰富,每有问题请教,他们总能及时、耐心地帮我解答。感谢师弟丁永潮、郭以馨,师妹王晶、周超、郑怡提供的帮助。感谢 2017 级农经所的每位同学,尤其感谢我的室友吴圣和张灵静,忘不了在宿舍卧谈时的“唇枪舌战”。是你们这样一批可爱且志存高远的同门和同学让原本枯燥的博士生活增添了更多色彩。

一路走来离不开父母和家人的支持。感谢父母的辛勤养育,父母给了我极大的理解、支持和无微不至的关怀,他们又很少责备我,更多地是用爱和行动来教导我。父母用心营造的平等、和睦、温暖的家庭环境,造就了我乐观的生活态度和正确的价值观念。感谢我的爱人也是我的同学程晓宇博士,她陪我度过了从本科到博士十年美好的学生时光,感谢她一如既往的陪伴与支持。

逝者如斯夫,不舍昼夜。回首在农科院的六年时光,我看到了在执着求索道路中努力前行的自己,看到了印刻在地面上的坚定脚印,看到了挥洒在空中,闪耀着光芒的汗水。那每一个脚印都意味着成长,那每一颗汗水都浇灌着梦想。一路走来,我不仅收获了知识和知己,培养了对科学研究的兴趣,也更加坚定将从事“三农”问题研究作为毕生事业。一万年太久,只争朝夕,我将永怀赤子之心攀登更高的山峰,领略更美的风景。

张 驰

2020 年 5 月

作者简介

张驰，男，汉族，1991年出生于山东省成武县。2014年6月获山东农业大学经济管理学院管理学学士学位。2017年6月获中国农业科学院农业经济与发展研究所硕士学位，师从吕开宇研究员。2017年9月进入中国农业科学院农业经济与发展研究所农业经济管理专业学习，师从吕开宇研究员。

主要学术论文

1. 张驰，向晶，施海波，吕开宇，2019. 代际视角下农村子女赡养行为的性别差异研究. 中国农村观察（6）：91-108.
2. 张驰，吕开宇，程晓宇，2019. 农业保险会影响农户农药施用吗？——来自4省粮农的生产证据. 中国农业大学学报（6）：184-194.
3. GEBREKIDAN T, GUO Y, BI S, WANG J, ZHANG C, WANG J, LYU K, 2019. Effect of index-based livestock insurance on herd offtake: Evidence from the Borena zone of southern Ethiopia. Climate Risk Management. (23): 67-77.
4. 张驰，张崇尚，仇焕广，吕开宇，2017. 农业保险参保行为对农户投入的影响——以有机肥投入为例. 农业技术经济（6）：79-87.

参与的主要科研项目

参加包括国家自然科学基金国际合作项目、国家社科基金重大项目、国家自然科学基金面上项目、北京市自然科学基金、农业部软科学、亚洲开发银行项目在內的10余项科研项目，负责过申请书撰写、研究设计、实地调查、数据分析、报告与文章撰写、组织协调等多项工作。

1. 国家自然科学基金面上项目“玉米临储政策取消背景下粮食种植户群体适应性调整及演化研究”（编号：71973138），2020/1-2023/12，主要负责申请书撰写及后续研究工作；

2. 国家自然科学基金面上项目“土地流转背景下农地经营投资行为与耕地质量提升研究”（编号：71573262），2016/1-2018/12，主要负责研究设计、实地调研、数据分析、学术文章撰写、研究报告撰写等工作；

3. 国家自然科学基金面上项目“气候变化条件下农户投保行为与风险管理研究”（编号：71373264），2014/1-2017/12，主要负责研究设计、实地调研、数据分析、学术文章撰写、结题报告撰写等工作；

4. 国家社会科学基金重大项目“精准扶贫战略实施的动态监测与成效评价研究”（编号：16ZDA021），主要负责学术文章撰写、组织协调等工作；

5. 国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目“重大冲击和变化对中国-全球农业影响模拟模型的研究和开发”（编号：71761147004），负责组织协调工作；

6. 北京市自然科学基金面上项目“北京市农村土地流转纠纷演化规律与公共危机防控研究”（编号：9162019），主要负责实地调研、数据整理与分析等工作；

7. 农业部软科学项目“农业保险‘以奖代补’机制创新研究”（编号：20140802），主

要负责资料收集与整理，研究报告撰写等工作；

8. 亚洲开发银行（ADB）项目“河南省亚行农业保险支持现代发展研究”（编号：TA-9369PRC），主要负责实地调研、数据资料整理、研究报告撰写等工作。

9. 中国国际扶贫中心项目“产业扶贫资产产权界定及收益分配机制研究”（编号：201706），主要负责实地调研、报告撰写等工作；

10. 天津市与对口支援地区产业支援合作研究项目，主要负责实地调查、数据资料整理、研究报告撰写等工作，研究报告获天津市副市长肯定性批示。