

2017 届研究生博士学位论文

分类号：

学校代码：10269

密 级：

学 号：52133500005



华东师范大学

East China Normal University

博士学位论文

DOCTORAL DISSERTATION

论文题目：代际支持的健康效应及其
对老年人医疗消费的影响

院 系： 社会发展学院

专 业： 人口学

研究方向： 人口经济学

指导教师： 丁金宏 教授

学位申请人： 薄 赢

2017 年 4 月

2017届研究生博士学位论文

分类号: F104.5

学校代码: 10269

密 级: _____

学 号: 52133500005



East China Normal University

博士学位论文

DOCTORAL DISSERTATION

论文题目: 代际支持的健康效应及其对老年人医疗消费的影响

院 系: 社会发展学院

专 业: 人口 学

研究方向: 人口经济学

指导教师: 丁金宏 教授

学位申请人: 薄 嬴

2017年04月04日

Dissertation for doctoral degree in 2017

Student ID: 52133500005

University code: 10269

East China Normal University

**Health Effect of Intergenerational Support on the Elderly
and Their Medical Consumption**

Department: School of Social Development

Major: Demography

Research direction: Demographic Economics

Supervisor: Professor Ding Jinhong

Candidate: Bo Ying

April, 2017

博士学位论文答辩委员会成员名单

姓名	职称	单位	备注
桂世勋	教授	华东师范大学	主席
胡苏云	研究员	上海社会科学院	
任远	教授	复旦大学	
吴瑞君	教授	华东师范大学	
黄晨熹	教授	华东师范大学	

摘要

文章利用微观数据全面考察了中国老年人和成年子女之间双向代际支持对老年人医疗消费的影响以及代际支持对老人的健康效应，并且在此基础上进一步探讨了代际支持对老年人医疗消费的影响机制。文章共分为七个章节，遵循观察现象——提出问题——解决问题的思路探讨了代际支持对老年医疗消费和健康的影响，目的在于探讨代际支持在积极老龄化和健康老龄化的作用。各章的安排如下：

第一章是观察现象和提出问题的过程，主要对研究背景、研究意义、主要的研究问题、以及研究的创新之处做了阐释说明。第二章对国内外相关理论和文献进行系统梳理和回顾，为文章下一步研究假设提供理论依据和经验证据。第三章对老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人医疗消费的影响方向和影响程度进行了实证分析；第四章到第六章分别对代际经济支持、代际照料支持以及隔代抚养的健康效应及其对老年人医疗消费影响的机制做了深入探讨。第七章为研究结论和政策建议。

文章的研究结论主要可以概括如下三个方面：

一. 接受子女经济支持促进了老年人医疗资源的利用，并且对老年人存在正向健康效应。代际经济支持对老年人医疗消费的影响主要通过“收入效应”和“健康效应”，前者体现为收入增加，作为正常商品的健康资本需求增加，医疗消费增加；后者体现为收入增加，健康资本的边际收入增加，折旧率降低，医疗消费减少。代际经济支持对老年人医疗消费的收入效应大于健康效应，因此代际经济支持促进了老年人就医概率。进一步对代际经济支持对老年人健康效应研究发现，接受子女经济支持显著降低了老年人死亡风险，并且代际经济支持对老年人健康的这种保护作用具有随着年龄的增长逐渐减弱的“死亡率交叉”效应。不仅如此，代际经济支持对老年人临终医疗消费的收入效应和健康效应都强于一般医疗消费。此外，研究显示代际经济支持对老年人的客观健康和主观健康都具有一定程度的正向影响，并且子女向老年人提供经济支持的主要动机之一为对医疗消费的补偿。

二. 接受子女照料支持对老年人就医概率和医疗费用并没有显著影响，但是子女提供照料支持对老年人的健康具有显著的促进作用。由于子女提供照料支持对老年人的健康效应存在异质性，身体健康状况较差的老年人接受子女照料支持时健康的促进作用更大；正是由于这种异质性健康促进效应的存在，成年子女向老年人提供照料支持时会平衡自身就业和照料老人的时间，因此更倾向于向身体健康状况较差的老年人提供照料支持。代际照料支持通过促进老年人健康状况减少了医疗消费，但是由于照料支持的选择性更倾向于增加接受照料支持的老年人的医疗消费，两者共同作用导致接受子女照料支持对老年人医疗消费的影响并不显著。

三. 提供隔代抚养的支持促进了老年人医疗资源的利用，并且对老年人存在正向健康效应。利用工具变量法控制了隔代抚养的内生性的情况下，提供隔代抚养的支持对老年人主观健康和客观健康都具有显著的正向影响。此外，老年人向子女提供隔代抚养的支持会增加子女向老年人提供经济支持的概率和数量，即老年人提供隔代抚养和接受经济支持之间存在“时间—金钱交换”效应。老年人向成年子女提供隔代抚养的支持对医疗消费的影响机制表现为一方面可以直接促进老年健康对老年医疗消费产生影响，另一方面通过改变代际关系获得子女更多经济支持从而进一步通过经济支持的“健康效应”和“收入效应”对老年人医疗消费产生影响。

文章的创新主要体现在三个方面。第一，研究主题创新。首先，目前医疗消费的研究大多从社会经济因素的角度考察个体医疗消费的影响，很少有文献从家庭内部代际支持的角度来研究老年人医疗消费。其次，国内关于代际支持的研究角度多为将老年人作为接受方研究代际支持，而文章借鉴广义代际支持的概念对老年人和成年子女之间双向代际支持对老年人的医疗消费影响和健康效应作以研究。第二，研究理论创新。文章在健康资本理论和代际支持理论的基础之上，探索建立了老年人和子女之间双向的代际支持对老年医疗消费影响机制的理论框架。第三，研究方法创新。文章根据不同研究假设的需要，运用了负二项模型、生存分析模型、倾向得分匹配模型以及联合 Probit 模型等在人口经济学实证研究

的应用尚且较少的模型，也正是得益于这些计量方法才能够获得文章要深入探究的机制问题。

关键词：代际经济支持 代际照料支持 隔代抚养 医疗消费 健康效应

Abstract

This dissertation explores the impact of the two-way intergenerational support between the elderly and their adult children on the medical consumption of the elderly, as well as the health effects of the intergenerational support. Besides, we further research the mechanism of the influence of the intergenerational support on the elderly medical consumption. According to the process of observing the phenomenon -- putting up the question – solving the problem, in the aim of exploring the role of intergeneration support for the elderly in active ageing and healthy ageing, this dissertation contains seven chapters, which are organized as follows:

The first chapter describes the research background and puts up the research subjects. The second chapter systematically summarizes the relevant theories and reviews the literature at home and abroad. In the third chapter, by using the 2011 CHARLS data, we establish a two-part model to illustrate the influence of the intergenerational support on the probability and the amount of the elderly medical expenditure. The forth chapter discusses the health effect of intergenerational economic transfer and its influence on elderly medical consumption. In chapter five, we establish a propensity score model and a seemingly unrelated bivariate joint Probit model to identify the heterogeneous health improvement as well as the health selection effect of the intergenerational caregiving support to the old. The sixth chapter studies the effect of the taking care of the grandchildren on the health of the elderly, and further analyzes the mechanism of the influence of caring grandchildren on the medical consumption of the elderly. Chapter seven is the conclusion and policy recommendations for the above search, and the shortcomings of this research as well as possible extensions of this subject are also discussed.

The main conclusions of this research could be summarized as follows:

Intergenerational transfer from the adult children increases the probability of medical utilization of the old and its health effect if positive, but its impact on the

elderly medical expenditure is not significant. Intergenerational transfer effect the medical consumption of the old mainly through “income effect” and “health effect”. The former means the demand of health capital increase as the income rise, which further leads to the increase of medical consumption; the latter means the marginal output of health increase as the income rise, which means the discount of health capital decrease and further the medical consumption fall. As the results of the two-part model show, the income effect of intergenerational transfer is greater than the health effect, therefore it can boost the probability of the utilization of the old. The health effect of the intergenerational transfer reduced the hazard of the elderly death, and there also exists “mortality crossover” effect in the protection of the intergenerational transfer on the elderly death hazard. Moreover, the compensation of high medical expenditure is one of the most important motive of intergenerational transfer from adult children to the old.

Intergenerational care support from the adult children to the old has little impact on the medical consumption of the elderly, but it has a significant positive health effect for the old. The heterogeneous health effect exists in the intergenerational care support, which indicates that intergenerational care support promotes the degree of the health of the elderly differently and the intergenerational care support plays a greater role in an old man with poorer physical condition. Therefore, adult children are more likely to provide care support to the less well-off elderly. It is the heterogeneous health promotion and selection effect that offset the influence of intergenerational care support for the elderly health care consumption. However, this conclusion does not deny that there is positive effect of intergenerational care on the health of the elderly; what is more, the negligence of heterogeneity underestimates the degree of this positive effect.

Taking care of grandchildren increases the probability of medical utilization of the old and its health effect is positive, but it has little impact on the elderly medical expenditure. By using the adult children's information as instrumental variable for

taking care of grandchildren, results of 2SLS and IV-Probit model indicate that taking care of grandchildren can enhance the subjective and objective health of the old; what is more, ignoring the endogeneity underestimate the health effect of taking care of grandchildren. The “time – for - money” effect exists in the intergenerational support between the old and their adult children. The mechanism of the impact of caring grandchildren on the old medical consumption lies in two ways: one the one hand, caring grandchildren has direct positive health effect; on the other hand, it can increase the economic transfer from the adult children and further influence the medical consumption through “income effect” and “health effect”.

The research improves the current study of related subject in three ways:

Firstly, our study takes innovative perspectives on this subject. The current research of medical consumption and medical resources are mainly from the perspective of age, education, income and medical insurance and other socio-economic factors to examine the impact of individual medical consumption, and existing literature rarely study the medical consumption from the perspective of intergenerational support. Moreover, the current researches related to intergenerational support usually treat the old as the vulnerable group, therefore the study take the old as the recipients of the intergenerational support. However, the old people can also contribute under the concept of active and health ageing. Based on the concept of generalized intergenerational support, this dissertation studies the influence and health effect of the two-way intergenerational support between the elderly and the adult children on the medical consumption of the elderly.

Secondly, this study established a solid theoretical foundation. Based on the theory of health capital and intergenerational support, this paper establishes a theoretical framework of the mechanism of the two-way intergenerational support between the elderly and their adult children on the impact of the elderly medical consumption.

Thirdly, this study exploits the cutting-edge econometric methods. Specifically, a

negative binomial model and percentile regression are adopted to detect the influence of intergenerational support on the frequency of medical utilization as well as the percentile of medical expenditure. A survival analysis model is utilized to estimate the influence of economic support on the death hazard of the old. Propensity Score Matching (PSM) model and seemingly unrelated bivariate Probit model are used to explore the heterogeneous effect of the intergenerational care support. All these techniques are seldom applied by domestic researchers on the study of health care.

Keywords: Intergenerational Transfer, Intergenerational Care, Taking Care of Grandchildren, Medical Consumption, Health Effect

目 录

摘 要	1
ABSTRACT	IV
第 1 章 绪论	1
1.1 研究背景和研究意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	7
1.2 研究对象界定	9
1.2.1 代际支持	10
1.2.2 健康状况	10
1.2.3 医疗消费	11
1.3 研究问题和研究框架	12
1.3.1 主要研究问题	12
1.3.2 研究思路与框架	15
1.4 主要创新之处	18
1.4.1 研究主题创新	18
1.4.2 研究理论创新	19
1.4.3 实证方法创新	20
第 2 章 理论分析和文献回顾	22
2.1 医疗消费理论和健康需求	22
2.1.1 健康资本需求理论	22
2.1.2 医疗服务需求理论	26
2.1.3 医疗消费的“接近死亡效应”研究	30
2.1.4 医疗消费的计量方法研究	31
2.2 代际支持理论和健康效应	32
2.2.1 代际支持理论及其在中国的检验	32
2.2.2 接受子女代际支持与老年健康研究	34
2.2.3 提供隔代抚养支持与老年健康研究	39
2.2.4 代际支持的“时间-金钱交换”效应研究	40
2.3 总结和评述	42
第 3 章 代际支持对老年人医疗消费影响的实证分析	44
3.1 理论分析和模型设定	44
3.1.1 理论分析	44
3.1.2 模型设定	45
3.2 变量说明和描述性分析	48
3.2.1 数据来源和变量说明	48
3.2.2 老年人门诊和住院消费概率密度分布	52
3.2.3 接受子女代际支持与否的老年人医疗消费的比较	52
3.3 代际支持对老年人门诊和住院消费的影响的实证结果分析	54
3.3.1 代际支持对老年人门诊和住院消费影响两部分模型结果分析	54
3.3.2 代际支持对老年人门诊和住院次数影响的计数模型结果分析	56

3.3.3	代际支持对老年人门诊和住院费用影响分位数模型结果分析	58
3.4	代际支持对老年人门诊和住院消费影响的群体差异	60
3.4.1	生病条件下代际支持对老年人医疗消费影响	60
3.4.2	代际支持对老年人医疗消费影响的城乡差异	63
3.5	代际支持对不同健康状况的老年人医疗消费边际影响差异	66
3.5.1	代际支持对老年人医疗总费用影响的两部分模型结果	66
3.5.2	代际支持对老年人就医概率的边际影响	67
3.5.3	代际支持对老年人医疗费用的边际影响	70
3.6	本章小结	74
第 4 章	代际经济支持对老年人的健康效应	77
4.1	研究假设和模型设定	77
4.1.1	理论分析和研究假设	77
4.1.2	研究方法和模型设定	79
4.2	变量说明和描述性分析	83
4.2.1	数据来源和变量说明	83
4.2.2	描述性分析	91
4.3	代际经济支持对老年人死亡风险的影响	93
4.3.1	代际经济支持对老年人生存状态的影响	93
4.3.2	代际经济支持对老年人生存持续时间的影响	96
4.3.3	代际经济支持的主要动机之一是对老年人医疗消费的补偿	104
4.4	自然选择和代际经济支持的“死亡率交叉”效应	106
4.5	代际经济支持对老年人身体机能指标的影响	110
4.5.1	代际经济支持和老年人身体健康状况的 Lowess 拟合分析	110
4.5.2	代际经济支持对老年人身体健康状况影响的（有序）Probit 模型分析	113
4.6	代际经济支持对老年人临终医疗消费的影响	115
4.7	本章小结	117
第 5 章	代际照料支持对老年人的健康效应	120
5.1	理论分析和计量模型设定	120
5.1.1	理论分析和研究假设	120
5.1.2	研究方法和模型设定	122
5.2	变量说明和描述性分析	127
5.2.1	数据来源和变量说明	127
5.2.2	接受子女照料支持与否的老年人各项特征比较	128
5.2.3	代际照料支持与老年人身体健康指标相关性的 lowess 曲线	130
5.3	不考虑异质性代际照料支持健康效应—有序 LOGIT 模型结果分析	132
5.4	代际照料支持的异质性健康效应—倾向得分匹配模型结果分析	134
5.4.1	计算倾向得分值：Logit 模型	134
5.4.2	平均处理效应分析	136
5.4.3	匹配效果检验	137
5.4.4	稳健性检验	141
5.5	代际照料支持的健康选择效应—联合 PROBIT 模型结果分析	141
5.5.1	老年人自评健康影响因素的单方程有序 Probit 模型结果分析	142
5.5.2	子女提供照料支持影响因素的单方程 Probit 模型结果分析	144

5.5.3	似无关双变量联合 Probit 模型结果分析	146
5.6	代际照料支持对老年人医疗消费的影响机制：异质性健康促进和选择效应	149
5.7	本章小结	150
第 6 章	提供隔代抚养对老年人的健康效应	153
6.1	研究假设和模型设定	153
6.1.1	理论分析和研究假设	153
6.1.2	研究方法和模型设定	156
6.2	数据来源和描述性分析	157
6.2.1	数据来源和变量说明	157
6.2.2	提供隔代抚养与否的老年人各项特征的比较	158
6.2.3	隔代抚养和老年人健康指标的相关性的 Lowess 曲线	159
6.2.4	隔代抚养对老年人健康效应的方差分析	161
6.3	隔代抚养对老年人健康效应的实证研究结果分析	162
6.3.1	隔代抚养对老年人躯体健康影响的工具变量估计结果	162
6.3.2	隔代抚养对老年人心理健康影响的工具变量估计结果	166
6.3.3	隔代抚养对老年人主观健康影响的 IV-Probit 估计结果	170
6.4	老年人给予隔代抚养和接受经济支持之间的“时间—金钱交换”效应检验	172
6.5	隔代抚养对老年人医疗消费影响的“时间—金钱交换”机制检验	174
6.6	本章小结	177
第 7 章	研究结论、建议与展望	180
7.1	研究结论	180
7.1.1	代际经济支持对老年人的健康效应及其对医疗消费的影响机制	180
7.1.2	代际照料支持对老年人的健康效应及其对医疗消费的影响机制	182
7.1.3	提供隔代抚养对老年人的健康效应及其对医疗消费的影响机制	182
7.2	政策建议	183
7.3	进一步研究设想	185
参考文献		187
后记		197
致 谢		199
在读期间科研成果目录		200

图表目录

图 1-1 人均卫生支出同人口老龄化的关系	2
图 1-2 中国和 OECD 国家医疗支出边际健康效应比较	3
图 1-3 中国卫生总费用支数额及其结构变化（1990-2012）	4
图 1-4 中国城乡居民医疗消费支出数量及其占总消费比重（1990-2012）	5
图 1-5 提高健康水平的不同路径	9
图 1-6 研究逻辑框架	17
图 1-7 理论创新：代际支持对老年医疗消费影响机制的理论框架	20
图 2-1 医疗服务需求理论框架	27
图 2-2 医疗资源利用的个体特征因素	28
图 3-1 接受子女代际支持对老年人医疗消费的影响路径	45
图 3-2 老年人门诊消费和住院消费的密度函数图	52
图 3-3 代际支持与否的老年人门诊费用和住院费用的概率密度分布	53
图 3-4 老年人门诊和住院消费分位数回归结果	60
图 3-5 代际经济支持数量的核概率密度分布图	68
图 3-6 不同自评健康水平老年人代际经济支持和就医概率的 LOWESS 曲线图	68
图 3-7 不同自评健康水平老年人代际照料支持和就医概率的 LOWESS 曲线	70
图 3-8 不同自评健康水平老年人隔代抚养和就医概率的 LOWESS 曲线图	70
图 3-9 不同自评健康状况的老年人代际经济支持同医疗消费预测值的 LOWESS 曲线	71
图 3-10 不同自评健康状况的老年人代际照料支持同医疗消费预测值的 LOWESS 曲线	73
图 3-11 不同自评健康状况的老年人隔代抚养同医疗消费预测值的 LOWESS 曲线	74
图 4-1 代际经济支持与老年人死亡状态的 LOWESS 拟合曲线	93
图 4-2 医疗消费调整前后的代际经济支持与老年人死亡状态的 LOWESS 拟合曲线	94
图 4-3 老年人生存时间的 KAPLAN-MEIER 生存曲线	96
图 4-4 接受代际经济支持的老年人生存持续时间的风险函数比较	97
图 4-5 接受代际经济支持与否的老年人年龄别死亡率比较和死亡率逆转	109
图 4-6 代际经济支持和老年人自评健康的 LOWESS 拟合图	110
图 4-7 代际经济支持和老年人 ADL 的 LOWESS 拟合图	111
图 4-8 代际经济支持和老年人精神健康的 LOWESS 拟合图	112
图 4-9 代际经济支持和老年人认知功能的 LOWESS 拟合图	112
图 5-1 代际照料支持和老年人自评健康的 LOWESS 拟合图	130
图 5-2 代际照料支持和老年人罹患慢性疾病的 LOWESS 拟合图	131
图 5-3 代际照料支持和老年人 ADL 指数的 LOWESS 拟合图	131
图 5-4 代际照料支持和老年人抑郁指数的 LOWESS 拟合图	132
图 5-5 匹配前后接受子女代际照料与否的老年人倾向得分概率分布	138
图 5-6 倾向得分匹配前后各变量的标准偏差对比	141
图 5-7 代际照料支持对老年人医疗消费影响方向和机制分析	150
图 6-1 隔代抚养和老年人客观健康指标的 LOWESS 拟合图	160
图 6-2 隔代抚养和老年人主观健康的 LOWESS 拟合图	161
图 6-3 隔代抚养对老年人医疗消费的影响路径机制	176

表 3-1 主要变量说明和描述性统计（CHARLS 数据）	51
表 3-2 医疗门诊和住院消费的两部分模型	54
表 3-3 老年人门诊和住院次数负二项回归结果	57
表 3-4 老年人门诊和住院消费分位数回归结果	58
表 3-5 无条件和生病条件下代际支持对老年人医疗消费的影响两部分模型结果比较	62
表 3-6 代际支持对老年人医疗消费影响的城乡差异的两部分模型结果比较	64
表 3-7 代际支持对老年人医疗消费影响的两部分模型回归结果	67
表 4-1 主要变量说明和描述性统计（CLHLS 数据）	89
表 4-2 接受代际经济支持与否的老年人特征比较	92
表 4-3 代际经济支持对老年人三年间死亡率的影响的 PROBIT 估计结果	95
表 4-4 老年人生存时间影响因素的 OLS、LOGIT 和生存分析模型结果比较	99
表 4-5 参数冈珀茨模型对老年人生存持续时间影响因素的估计结果	100
表 4-6 半参数 COX 比例风险模型对老年人生存持续时间影响因素的估计结果	101
表 4-7 COX 模型和比例风险不满足时修正 COX 模型的回归结果	102
表 4-8 代际经济支持影响因素的两部分模型估计结果	105
表 4-9 代际经济支持不同指标作为核心解释变量的 COX 模型回归结果	106
表 4-10 代际经济支持对老年人健康影响的年龄别死亡率逆转检验结果	108
表 4-11 代际经济支持对老年人各项身体机能指标影响的有序 PROBIT 模型估计结果	113
表 4-12 代际经济支持对各项身体机能指标影响 PROBIT 模型的偏效应	114
表 4-13 代际经济支持对老年人临终医疗消费影响的两部分模型估计结果	116
表 5-1 接受子女照料和情感支持与否的老年人各项特征的比较	129
表 5-2 代际照料支持对老年人自评健康影响的有序 LOGIT 模型估计结果	133
表 5-3 老年人接受代际照料支持的倾向得分的 LOGIT 估计结果	135
表 5-4 子女提供照顾支持对老年人自评健康状况影响的处理效应估计	137
表 5-5 倾向得分匹配各变量平衡性检验	140
表 5-6 不同匹配方法下接受子女代际照顾支持对老年人健康影响的处理效应	141
表 5-7 老年人自评健康影响因素的有序 PROBIT 模型回归结果	142
表 5-8 老年人自评健康影响因素的有序 PROBIT 模型各解释变量的边际效应	143
表 5-9 成年子女向老年人提供代际照料支持影响因素的 PROBIT 模型结果	145
表 5-10 老年人自评健康和子女提供照顾支持的联合模型估计结果	147
表 6-1 隔代抚养健康效应研究变量说明	158
表 6-2 提供隔代抚养与否的老年人各项特征的比较	159
表 6-3 隔代抚养对老年人健康效应的方差分析	162
表 6-4 隔代抚养对老年人 ADL 的影响（连续边际效应）	164
表 6-5 隔代抚养对老年人 ADL 的影响（离散边际效应）	165
表 6-6 隔代抚养对老年人抑郁指数的影响（连续边际效应）	167
表 6-7 隔代抚养对老年人抑郁指数的影响（离散边际效应）	169
表 6-8 隔代抚养对老年人自评健康的影响	171
表 6-9 隔代抚养对代际经济支持影响的“时间—金钱交换”效应检验结果	173
表 6-10 隔代抚养对老年人医疗消费影响的“时间—金钱交换”效应机制检验结果	175

第1章 绪论

伴随着人口老龄化加剧，人口老龄化带来的健康问题和医疗消费是未来中国社会面临的重要问题之一，在社会保障制度尚不能满足老年需求的情况下，代际支持仍然是老年生活的重要支持来源。在这种情况下将老年人健康需求的视角从社会支持拓展到家庭内部的代际支持，为促进医疗资源的利用、健康老龄化和积极老龄化都有着重要的意义。

1.1 研究背景和研究意义

1.1.1 研究背景

自 20 世纪 70 年代开始，中国人口预期寿命增加、生育率快速下降，两者共同导致了 21 世纪初人口结构急剧转型以及快速人口老龄化。根据联合国经济与社会事务部人口司 2015 年中等水平下的预测，中国在 2030 年 65 岁以上老年人口将达到 2.4 亿，占总人口的比重将会增长到 17.2%；而 2050 年这一比重将达到 27.6%^①。与此同时，近年来中国医疗卫生费用增长迅速。根据世界银行和中国共同开展的预测研究显示，如果继续目前的医疗服务提供模式不变，中国的卫生费用 2015 年到 2020 年期间年均增长率将为 9.4%，而同期的 GDP 年均增长预计为 6.5%，预计卫生支出占 GDP 的比重将从 2014 年的 5.6% 上升至 2035 年的 9.0%^②。

然而，虽然医疗服务资源和医疗制度有了长足进步，但是同发达国家相比中国的人均医疗支出绝对水平仍然比较低，在城乡巨大差异下农村地区人均医疗支出水平更低。一些研究显示农村社会医疗保险不能满足农民医疗服务和健康的需求，农村老年人“大病拖小病扛”的现象非常普遍（Shi, 1994）。除此之外，农村人口占全国人口接近七成，人均收入水平和基本社会保障水平较低，农村老年人养老方式主要依然是依靠家庭内部子女的代际支持。在这种情况下，对代际支持的健康效应及其对老年人医疗消费的影响作以研究，对促进医疗资源的利用数量和利用效率以及健康老龄化都有着积极的作用。下面对研究的理论和现实背景作以

① 数据来源：Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations, World Population Prospects, The 2015 Revision. (<https://esa.un.org/unpd/wpp/>)

② 数据来源：The World Bank, 《深化中国医药卫生体制改革：建设基于价值的优质服务提供体系》，2016

分析解释。

1.1.1.1 医疗消费同老年健康密切相关，具有集中性和持续性

老年人医疗消费同其健康状况有着密切的联系，一方面身体健康状况影响着医疗消费的支出数量，身体健康状况较差的老年人医疗消费支出会更多；另一方面医疗消费支出也能影响老年人的健康状况，根据 Grossman (1972) 的健康人力资本理论，医疗消费可以看作人们对健康的投資，因为医疗消费不仅仅具有罹患疾病的事后缓解和改善作用，同时具有疾病预防和保健的事先规避作用。

从宏观上看，人口老龄化和医疗消费支出有着正向的关系。图 1-1 显示了 OECD 国家实际人均医疗支出同人口老龄化的关係，横轴为各国老年抚养比，纵轴为利用购买力平价衡量的各国人均卫生费用。可以看到，各国老年抚养比与人均医疗费用间线性拟合的斜率为正，说明一国的人口老龄化与医疗费用间有着正向的关系。

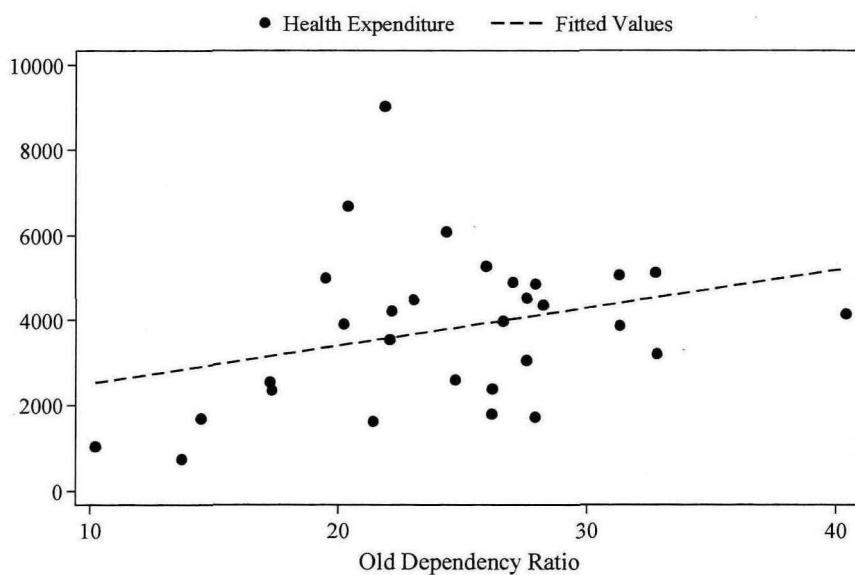


图 1-1 人均卫生支出同人口老龄化的关係

数据来源：OECD Statistics (<http://stats.oecd.org/>)

从微观上看，个体医疗消费具有时间上的集中性，生命周期医疗消费主要集中在 60 岁以后的老年人阶段。发达国家的医疗费用经验显示，个体在生命周期中 30 岁以前的医疗费用仅占生命周期医疗总费用的 10%，30 到 50 岁的医疗费用占生命周期医疗总费用的 30%，60 岁以后的医疗费用占生命周期医疗总

费用的 50%以上 (McClellan & Wise, 1995; Eichner et al, 1998); 不仅如此, 医疗消费还具有持续性, 当前医疗消费数量高的个体未来几年都有可能比较高 (许玲丽, 2011)。根据上海市卫生发展研究中心 2017 年 3 月发布的《老龄化对上海市医疗费用影响研究》结果表明, 上海老年人生命周期中 68.6% 的医疗费用发生在 65 岁以后, 死亡前一个月的住院费用占临终两年总医疗费用的 38%^③。可以看到, 微观上中国的老年人医疗费用也呈现出集中性和持续性的特点。

1.1.1.2 中国目前处于医疗费用的边际健康产出较高的水平

图 1-2 显示了中国同 OECD 国家卫生支出的边际健康效应比较, 横轴表示 2000 到 2014 年间各个国家的卫生费用的变化量, 纵轴表示 2000 到 2014 年期间各国预期寿命的变动同卫生支出变动之比, 它衡量了医疗卫生的边际健康产出。

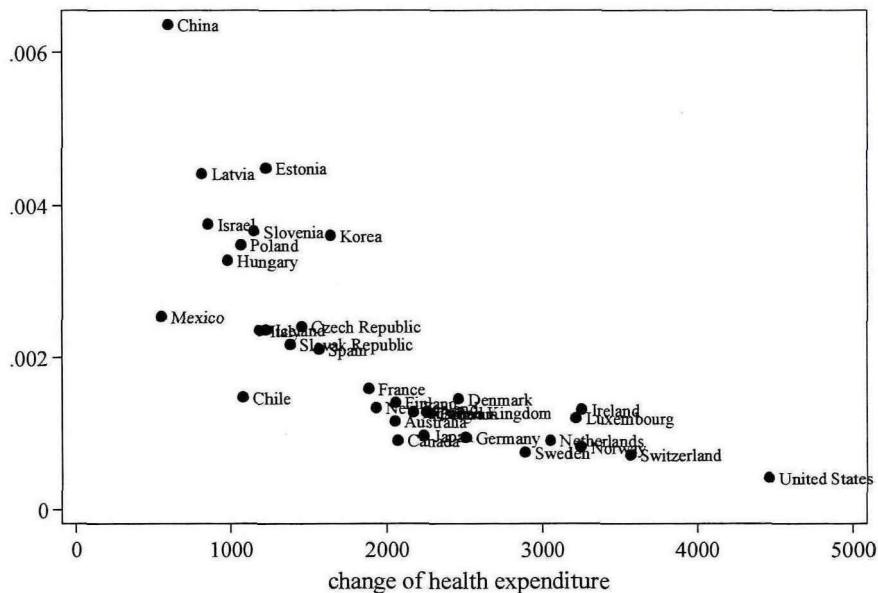


图 1-2 中国和 OECD 国家医疗支出边际健康效应比较

数据来源: OECD Statistics (<http://stats.oecd.org/>)

通过国际比较可以看到, 医疗支出的增加会带来居民健康状况的整体改善。虽然图示忽略了各国在医疗服务体系、基本医疗保险制度以及人口结构等因素方面存在的差异, 但是从宏观角度直观比较了医疗费用支出和健康效应。可以看到,

^③资料来源: 21 世纪经济报道 (数字版) (http://epaper.21jingji.com/html/2017-03/17/content_58169.htm)

中国位于图中左上角的位置，说明中国在这十五年期间增加的卫生支出获得了较高的健康回报；而与之对应的是位于右下角的美国，卫生费用支出增长数量最多，但是获得的预期寿命的增加却很小。根据经济学中边际收益递减的理论，正是由于目前中国人均医疗消费支出水平较发达国家低，所以医疗消费的边际产出水平较高，因此促进医疗资源的利用，对老年人的身体健康状况有明显的改善作用。有研究显示，我国医疗费用支出的边际健康产出水平较高，因此医疗消费增加对居民健康水平有显著的改善作用（黄枫等，2010）。不仅如此，而在中国存在巨大城乡差异的情况下，农村居民人均医疗消费水平比城市还要低许多，通过代际支持来影响老年人医疗资源的利用对老年人带来健康效应可能非常有效。

1.1.1.3 中国卫生总费用不断增长，但城乡之间存在显著差异

卫生总费用是一个国家一定时期内用于全社会卫生服务的货币总额，其中大部分是医疗费用。根据2012年卫生统计年鉴显示中国的卫生总费用在不断增加，其中1990年中国卫生总费用占GDP比重4.0%，2000年为4.6%，2012年为5.4%。图1-3显示了我国卫生总费用支出的变化，以及政府卫生支出、社会卫生支出以及个人卫生支出这三部分的绝对量以及相对比例的变化。

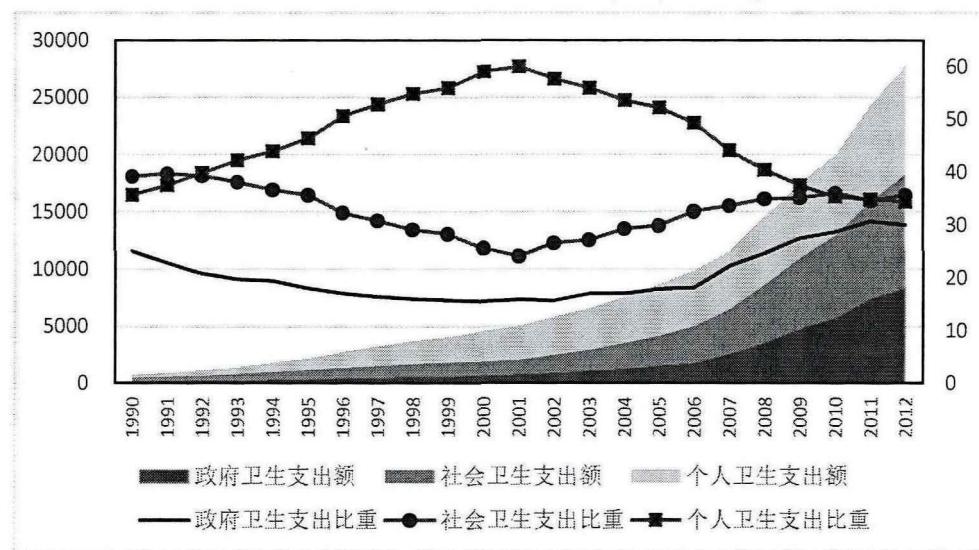


图 1-3 中国卫生总费用支数额及其结构变化 (1990-2012)

数据来源：《2012 中国卫生统计年鉴》

可以看到，从绝对数量上看，个人、社会和政府支出都有所增加，但是增加

的幅度上存在差异，因此各部分比重变化较大。其中个人支出的增长速度比较平稳，而政府支出在 2006 年以后增长较快。各部分相对涨幅变化的主要原因在于医疗卫生政策和基本医疗保障制度的改革。上世纪 80 年代中期开始的医疗卫生改革的核心为放权让利，增加医院在医疗服务当中的自主权，鼓励多方集资，减少国家投入。因此在 90 年代形成了以药养医的模式，政府医疗投入水平较低，个人医疗支出迅速增加。社会卫生支出的主要内容是医疗保险的支出，上世纪 90 年代以来我国基本医疗保险体系逐步形成建立了城镇职工基本医疗保险制度、城镇居民基本医疗保险制度和新型农村合作医疗制度，基本覆盖了全体居民。其中，2003 年开始试点新农合，2007 年试点城居保，到 2012 年底新农农保对农民已经基本实现全部覆盖。可以看到，虽然卫生总费用不断在增长，但是在 2005 年以前卫生总支出主要是个人的医疗消费支出和少量的医疗保险支出，而政府的卫生支出比例较少，到 2012 年基本上能够达到个人负担、医疗保险支出和政府支出三者相平衡，体现了政府对医疗资源的投入和基本医疗保险体系的建设。然而这种发展在城乡并非同步进行，相比较于城市居民，农村居民在医疗资源和基本医疗保险保障方面受益都较少。图 1-4 显示了中国城乡居民人均保健支出数额以及其占消费比重从 1990 年到 2012 年的变化。

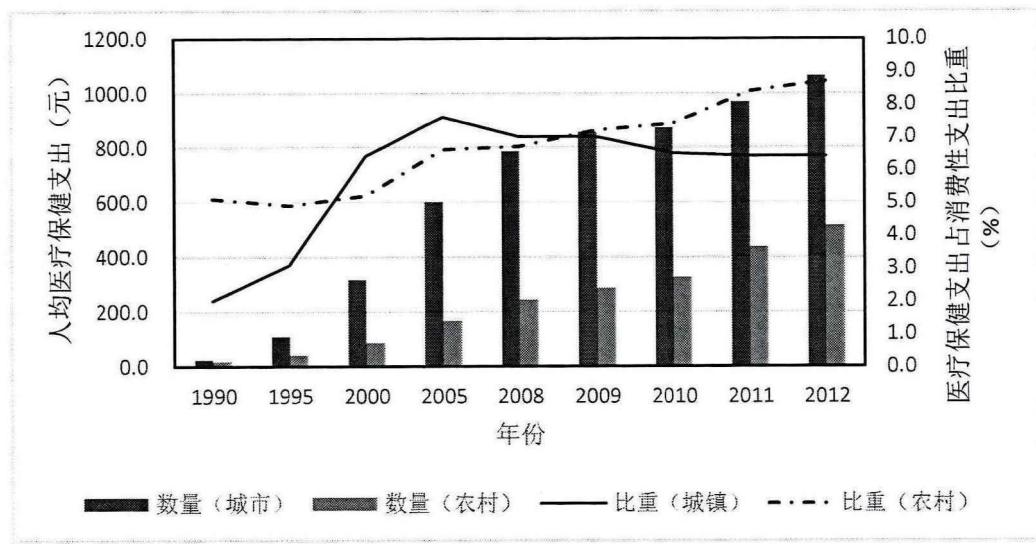


图 1-4 中国城乡居民医疗消费支出数量及其占总消费比重 (1990-2012)

数据来源：《2012 中国卫生统计年鉴》

可以看到，中国居民医疗保健支出数额在这二十多年里有着显著增长，尤其在 2000 年以后绝对量增长迅速，但是可以看到城市和农村之间存在着巨大差异，2012 年城市人均医疗保健支出数量在农村居民的两倍以上，但是占总消费的比重却比农村低；农村居民医疗消费占总消费的比重一直在缓慢上升，而城市居民医疗消费占总消费的比重在 2005 年以后却不断下降，这体现了虽然基本医疗保险制度在不断完善，但是保障水平在城乡之间存在较大差异，农村居民仍然需要自己负担较重的医疗消费支出。

1.1.1.4 中国目前基本医疗保险难以满足老年人健康需求

同发达国家较完善的医疗保险制度相比，中国的基本医疗保险处在不断完善的过程中，基本医疗保险尚不能满足老年人的健康需求，在农村更为显著。中国的基本医疗保障制度在建立之初以及其后很长一段时间内都实行二元制度，即在城镇实行公费医疗和城镇职工基本医疗保险制度，在农村实行合作医疗制度，两种制度在保障范围和保障水平上都存在着很大差别。国家计委社会司 1999 年发布的公报显示，当时全国的医疗卫生资源 80% 集中在城市，农村只有 20% 的医疗卫生资源^④。20 世纪 70 年代末农村合作医疗保险制度发展有显著的退化，到 1989 实行农村合作医疗的农村进展全国农村总数的 4.8%（顾涛，1998），农村老年人的医疗消费几乎全部自费。据统计，中国农村老年人 2000 年的平均医疗支出为 350.17 元，仅为城市老年人人口的 20%；据调查，农村老年人医疗消费来自亲属、子女或自己的比例达到 88.23%（姚引妹，1997）。自 20 世纪末开始，政府开始重新构建农村医疗保障体系，在全国范围内逐步试点推行新型农村合作医疗保险制度，但是有研究结果显示新型农村合作医疗保险制度的覆盖范围和保障水平相对有限，很难满足农村老年人的医疗消费支出（殷少华，2006）。

1.1.1.5 代际支持是中国老年人医疗消费的重要来源

个体在生命周期中老年阶段一方面收入能力下降，另一方面由于医疗的消费增加（Nardi et al.,2010），为了满足平滑生命周期消费的需要必须进行储蓄。而在发达国家社会保障制度作为一种社会保险，对平滑个体生命周期消费起到缓冲的

^④ 资料来源：<http://www.sdpc.gov.cn/>

作用，因此个体生命周期储蓄减少，国家总储蓄率较低。在许多发展中国家，社会保障制度相对不够完善的情况下，由于社会道德规范对家庭内部代际经济支持的鼓励，家庭内部代际经济支持也能够对经济发展起到发达国家的社会保障的缓冲作用。不仅如此，许多发达国家的社会保障制度面临着越来越难以继的难题，因此有研究认为在可以预见的未来发达国家家庭内部的代际支持也将发挥更大的作用（Bhaumik, 2001）。

近些年来中国的社会保障制度得到了长足发展，医疗保障制度也在不断完善，基本医疗保险的覆盖面不断扩大，起付标准不断降低，报销比例不断增加。然而除了基本医疗保险能够报销一部分外，老年人需要自己承担一部分自付金额。相比较于城市老年人而言，农村基本养老保险和基本医疗保险的给付水平都比较低，因此家庭养老仍然是中国农村地区老年人养老的主要模式，子女在其中起着重要影响。国外研究认为当社会网络所提供的非正式支持（家庭支持、代际支持）无法满足人们的需求时，人们才会寻求社会服务提供的专业的正式支持（养老机构）。在中国农村，子女的代际支持几乎构成了老年人社会支持的全部内容（Shi, 1994）。有研究显示，中国农村有超过三分之二的老年人在日常生活支出方面需要依靠子女的经济帮助（Xu & Yuan, 1997）。因此，研究代际支持对农村医疗服务的需求和支出情况，对建立和完善农村基本养老和医疗保障体系具有重要的现实意义。

1.1.2 研究意义

本研究在代际支持、健康需求和医疗消费行为的相关理论基础上，深入探究了代际支持对老年人医疗消费的影响方向、程度及其内在机制，并且对代际支持对老年人的健康效应做了深入研究，对促进医疗资源利用效率、促进医疗资源边际健康产出以及促进健康老龄化和积极老龄化有着重要的意义。

1.1.2.1 对健康老龄化的意义

人口老龄化是未来几十年内中国面临的严峻挑战之一，并且它对现行的医疗服务体系带来了不小压力。尤其在中国，仅用了30年的时间便完成了发达国家100多年才经历的人口结构老龄化的转变；长期的二元结构使得城乡在经济发展水平、生活方式以及社会保障等方面存在巨大的差异；在社会保障制度不能满足

老年需求的情况下，代际支持仍然是老年生活的重要支持来源。而发达国家的经验显示，代际支持能对老年人的健康产生直接的影响。例如代际经济支持能够将老年人从劳动力市场解放出来，给老年人带来安全感等对老年人的躯体健康和心理健康有着积极的影响；而代际照料支持能够缓解老年人在疾病中的紧张和焦虑，从而对老年人的健康也有促进作用。然而也有研究显示过多的代际支持会剥夺老年人的自主性，降低自我效能感从而对老年人健康有着负面影响。在这种情况下研究在中国代际支持对老年人的健康效应，对老龄化日趋严重的情况下如何发挥家庭内部代际支持在积极老龄化和健康老龄化中的作用带来理论依据。

1.1.2.2 对促进医疗资源医用效率的意义

图 1-5 显示了中国通过医疗卫生服务提高居民健康水平的不同路径，横轴为 2014 年 OECD 国家和中国的人均卫生费用，纵轴为预期寿命。可以看到，目前中国处在图中左下角的位置，即人均卫生投入和人均预期寿命都处于较低的水平。未来中国的卫生支出会随着经济发展进一步上升，然而谨慎选择卫生服务组织方式和生产模型，高效利用资源，强调健康风险预防和高质量医疗，可以控制卫生费用增速，带来更高的健康收益。高成本路线的人均卫生费用比低成本路线的卫生费用多很多，但是健康结果却不一定高很多。最典型就是图中美国的例子，人均卫生费用是日本的二倍还多，但是健康产出效果并不好，而日本、西班牙的国家人均卫生费用较低，人均预期寿命却较高，这对于中国医疗卫生资源利用具有非常重要的借鉴意义。虽然中国目前人均医疗支出并不多，但是未来医疗资源的发展不仅要强调医疗资源的利用数量，同时要重视医疗服务的边际健康产出，因此本文研究代际支持对老年人医疗资源的影响一方面探究代际支持对医疗资源利用的影响；另一方面深入探讨代际支持对老年人的健康效应，为代际支持促进医疗资源的利用和提高医疗服务的健康产出效率提供了经验证据。

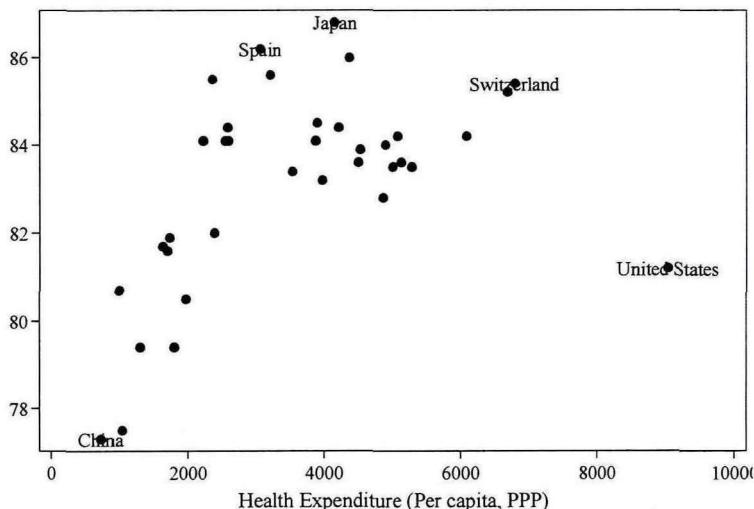


图 1-5 提高健康水平的不同路径

数据来源：OECE Statistics (<http://stats.oecd.org/>)

1.1.2.3 对缓解社会保障压力的意义

卫生经济学中将疾病看作一种外生冲击，虽然患病同个体生活方式、健康状况和遗传等因素有一定的关联，但是健康的冲击仍然具有不可控性，而一旦遭受健康的冲击个体便丧失或部分丧失收入能力，因此国家应当从总收入中筹集资金建立保险制度应对个体的这种健康冲击。目前对其医疗资源利用和医疗消费的研究大部分都是基于基本医疗保险影响的视角，探究社会医疗保险对老年人医疗资源利用的研究。中国虽然不断在完善基本社会保险的覆盖面和保障水平，但是面对占中国总人口总量多、农村人口比重高、地区经济发展差异大以及城乡二元不平衡的局面，要实现保障水平足够的基本社会保险并不是一蹴而就的事情。在这种情况下将老年人健康需求的视角从社会支持拓展到家庭内部的代际支持，对代际支持对老年人健康和医疗消费的影响作以研究，从中探讨代际支持对老年人医疗消费影响方向和程度，从而制定相关政策使得代际支持在促进老年人健康和医疗资源的利用方面发挥作用，为促进老年人医疗资源的利用、缓解社会保障的需求压力提供了理论依据。

1.2 研究对象界定

本文研究目的在于探究老年人和成年子女之间双向代际支持的健康效应及其对老年人医疗消费的影响，下面对本研究的关键概念进行解释和界定。

1.2.1 代际支持

代际支持是代际关系的重要表现，代际关系指代与代之间通过资源分配与共享，情感的交流、沟通以及道德义务的意识与承担等诸多中间媒介发生这样或那样的联系，从而呈现出不同态势的胶结状态（王树新，2004）。宏观的代际关系包括历史角度纵向考察不同代群体之间的代际关系，微观的代际关系则是从家庭角度考察亲代和子代间的代际关系。本文的研究使用微观的代际关系的定义，指的是家庭内部老年父母和成年子女之间双向的代际支持，包括亲代和子代之间的经济支持和日常生活中的照料和互惠、情感交流和沟通等非经济支持。

本文研究的主要对象是老年人，通过上述定义可以看出，基于老年人视角可以将代际支持划分为接受子女经济支持、给予子女经济支持、接受子女非经济支持和给予子女非经济支持。其中，经济支持不仅包括父母和子女之间的现金支持、也包括以实物形式的支持；而非经济支持除了老年人和子女之间的日常感情交流外，老年人接受子女的非经济支持主要体现在成年子女给予老年父母的照料支持；老年人给予子女的非经济支持体现在对孙子的抚养或照料，也被称为隔代抚养。老年人接受子女的经济支持和非经济支持对老年人的影响更为直接，因此一些研究也将子代对亲代的经济支持和日常照料和情感支持定义为家庭养老（范成杰，2012），因此本文在分析了老年人和成年子女之间的双向代际支持对年人医疗消费影响的方向和程度后，着重对老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人的健康效应加以研究，基于健康效应的基础上进一步探讨了代际支持对老年人医疗消费的影响机制。

1.2.2 健康状况

世界卫生组织对健康的定义为“身体没有疾病，并且具有完整的生理、心理状态和社会适应能力”；Mosby 医学百科全书对健康的定义为“身体的、精神的和社会的良好状态以及没有疾病和其他异常情况”；经济学家将健康看做一种资本，称为健康资本，它是人力资本的重要组成部分（Grossman, 1972）。可以看到，健康是一种复杂的人体机能，因此对健康度量指标的选取也是有关健康研究的一个重要领域。宏观上考察一国或者地区的健康常用的指标包括人口出生率和死亡

率、预期寿命、两周患病率、慢性病率、儿童身体发育情况、营养摄入情况等。随着微观健康的个体健康数据可得性和数据质量的不断提高，健康经济学家提出利用生命质量来衡量健康状况，一些评价生命质量的指标体系例如等价健康年（health year equivalents），伤残调整后生命年（disability-adjusted life year），质量调整后生命年（quality-adjusted life year）等指标逐渐被建立，然而这些指标的建立需要一定的假定条件并且其中参数的设定具有一定的局限性，并不一定符合中国的情况。除了死亡风险以外，常用的衡量老年人健康状况的重要指标之一便是生活自理能力（Activities of daily living, ADL），它包括躯体自理能力（physical ADL）和工具自理能力（instrumental ADL）。经验研究显示自评健康预测老年人死亡率和身体功能强弱的稳定指标，因此研究健康状况的文献通常使用自评健康作为健康状况的代理变量。

可以看到，对健康的衡量是一个抽象复杂的过程。由于医疗消费的持续性和集中性，个人生命周期中绝大部分消费都在老年时期尤其是临终前的时间，因此临终前的健康状况对老年人医疗消费的影响程度要强于其他生命阶段。因此结合研究目的，本文利用老年人的生存持续时间和死亡率来衡量健康状况，同时利用自评健康、自理能力、精神健康、认知能力和罹患慢性病情况等指标来综合衡量老年人健康状况，以尽可能获得更全面代际支持的健康效应综合评估。

1.2.3 医疗消费

医疗消费是指城乡居民到各级各类医疗机构接受医疗服务时，由个人和保险机构支付给医疗机构的费用，它反映居民具有支付能力的医疗需求（黄结平等，2004）。从社会总资源配置的角度来看，医疗消费是国家卫生总费用中个人支出的部分，它和社会保险支出、政府支出一起共同构成一国的卫生总费用支出^⑤，个体的医疗费用从社会资源总资源配置角度被称为卫生支出，然而从家庭消费决策角度则被称为医疗消费。

已有文献对医疗消费的研究中关于医疗消费的定义并没有统一的界定，一些研究将医疗资源利用率和医疗支出费用作为医疗消费的指标（苏春红等，2013；

^⑤ 资料来源：《2013 中国卫生统计年鉴》
(<http://www.nhfpc.gov.cn/htmlfiles/zwgkzt/ptjnj/year2013/index2013.html>)

封进等, 2006; 叶春辉风, 2008)。通过对卫生统计年鉴中卫生费用的统计指标分析可以看到, 国家在对医疗费用进行统计时将医疗费用自付部分和医疗保险支付部分看作个人支出和社会支出两类, 然而实际医疗支付中个体参与医疗保险的种类不同可能保险覆盖的费用有很大差别, 不同的保险类别对个体自付部分比例的不同可能导致家庭做出不同的决策, 而对老年人身体健康产生影响的是总的医疗资源的利用, 即总医疗费用。可以看到, 医疗费用中自付的部分通过收入效应影响消费决策, 而医疗总费用通过影响健康来影响家庭医疗消费决策, 因此本文的研究结合具体情况, 综合利用医疗资源的利用频率、医疗总费用和自付医疗费用作为医疗消费的指标。

1.3 研究问题和研究框架

1.3.1 主要研究问题

本研究拟回答以下几个问题:

(1) 子女和老年人之间双向的代际经济支持和照料支持对老年人医疗消费支出有什么影响?

医疗消费的主要影响因素为健康状况和收入水平(封进等, 2006), 而老年人和子女之间双向代际经济支持不仅通过影响老年人可支配收入影响其预算约束, 还通过影响健康资本投资影响健康水平。健康状况越好, 受到疾病困扰越小, 医疗消费就越少。而收入水平同医疗消费之间的关系比较复杂: 医疗服务作为一种正常商品, 在收入水平增加时人们的支付能力增加, 对健康的需求会增加, 因而医疗消费支出会增加, 这种路径可以被称为“收入效应”。然而收入水平同时可以影响人们的健康状况: 通常收入水平较低的人健康状况较差, 更容易受到疾病的困扰, 因此医疗消费支出会更多。随着收入水平的提高, 人们能够在饮食、生活习惯、观念、规避危险工作等方面得到改善, 健康状况会更好, 因此医疗消费支出会减少, 这种路径可以被称为“健康效应”。而代际支持同时对老年人健康状况和收入水平产生影响, 从而影响老年人的医疗消费。

子女提供给老年人代际支持对老年人医疗消费的影响可以从收入效应和健康效应两方面衡量。接受子女代际照料支持对老年人的健康状况影响方向没有一

致的结论，有研究显示接受社会支持会增强个体的健康状况（House, 1988），因此代际支持会减少医疗消费；也有研究认为过多子女照料破坏了老年人对健康和自我效能的评价，导致了过分的依赖，从而更容易有健康的问题（Silverstein, 2000），因此会增加医疗消费。而代际经济支持增加了老年人可支配收入，通过收入效应和健康效应对老年人医疗消费产生影响。老年人给予子女代际支持对老年人医疗消费影响的收入效应和健康效应与接收子女代际支持的影响则相反。子女对老年人提供代际支持对老年人医疗消费的影响路径见图 3-1。

（2）如果接受子女经济支持确实能促进老年人医疗消费支出，其中的内在机制是什么？代际经济支持带来的健康效应如何？代际经济支持如何通过医疗消费的影响及其健康效应提高医疗服务资源的利用效率？

由于医疗消费不同于一般消费，它既是一种事先消费，作为事先消费的时候通过疾病的预防和保健购买到了健康资本；也是一种事后消费，在罹患疾病时通过购买医疗服务来祛除疾病。因此考察代际支持对医疗消费的影响时单纯考察医疗消费的增减并不能完全显示出它带给老年人的效用是正是负，只有在医疗消费增加的同时，健康状况或者生活满意度有所提升的情况下，代际支持对老年人医疗消费的影响才是积极的；如果代际支持对老年人促进了老年人医疗消费，但是与此同时阻碍了老年人身体健康，那么这种医疗消费的增加很大程度是由于健康退化带来的事后消费，那么代际支持即使增加了老年人医疗消费，但是它带给老年人的影响是负面的。接受子女经济支持对老年人医疗影响的路径有两种：接受子女经济支持扩展了老年人医疗消费的预算约束，在医疗消费需求得不到满足的情况下，部分释放了老年人被抑制的合理的医疗需求（收入效应）；接受子女经济支持扩展了老年人收入约束，从而增加了健康资本的投资，对老年人健康有着促进作用，从而减少了老年人医疗需求（健康效应）。也可能存在接受子女经济支持增加了老年人医疗消费但是对健康状况并没有显著影响的过度医疗需求，也可能接受子女经济支持反而增加了老年人依赖性，降低了自我效能从而对老年人健康状况有着负面影响（Silverstein, 2002）。给予子女经济支持对老年人医疗消费的影响是收入效应和健康效应叠加的结果，如果接受子女经济支持对老

年人医疗消费具有显著影响，同时对老年人健康状况具有促进作用，那么代际支持对老年人医疗消费的促进作用更强。

(3) 接受子照料支持对老年人带来健康效应是促进还是选择？如果代际子女向老年人提供照料支持对老年人健康影响具有选择效应，那么剔除这种选择效应后，代际照料支持对老年人的健康影响如何？代际照料支持对老年人影响的异质性健康促进和健康选择效应通过何种途径影响老年人的医疗消费？

照料支持不同于经济支持，它对老年人医疗消费的影响不存在收入效应，只有健康效应，即接受子女照料支持通过对老年人的生理健康、心理健康以及生活满意度产生影响。从子女提供照料支持的角度来看，照料支持同经济支持的不同之处在于子女提供照料支持需要花费时间，而在劳动市场上通常老年人的子女为劳动年龄的群体，这个群体需要在劳动力市场上提供劳动和照顾老年人当中进行时间的平衡，而不同个体的时间价值是不同的，因此可能子女会根据整个家庭效用最大化原则决定是否为老年人提供时间支持 (Ma & Wen, 2016)。子女在向老年人提供照料支持可能存在异质性健康促进效应，即健康状况较差的老年人接受照料支持的健康促进强于身体较好的老年人的健康促进。因此，子女可能会在老年人身体健康状况较好时提供较少的照料支持，而在身体健康状况较差时提供更多照料支持，这时代际照料支持对老年人医疗消费的影响除了健康效应外，还有选择效应，选择效应体现了代际照料支持增加了老年人医疗消费。当存在选择效应时，代际照料支持对老年人健康的促进作用可能被选择效应所掩盖，因此这里进一步通过控制子女对老年人提供照料支持的异质性和选择偏误来研究代际照料支持对老年人健康的影响从而判断照料支持对老年人影响是正是负。代际照料支持对老年人医疗消费影响的机制见图 5-7。

(4) 老年人向成年子女提供隔代抚养的支持对老年人医疗消费的影响如何，其中的机制是什么？隔代抚养对老年人健康效应是什么？

虽然国内学者对隔代抚养的研究并不是很多，但是作为健康老龄化和积极老龄化的重要内容近年来受到学者的广泛关注，然而许多关于隔代抚养对老年人影响的研究结论并不统一。有研究显示隔代抚养消耗了老年人的体力，对老年人的

健康有着负向影响，也有研究认为隔代抚养通过增加了老年人的自我效能和自我实现感，对老年人健康状况有着正向影响。不仅如此，在代际支持的交换动机理论下，隔代抚养还能增进老年人和子女之间的情感维系，对老年人心理健康更加有益的同时，促进了老年人和成年子女之前的代际互动，从而获得更多的子女代际经济支持，进而对老年人产生积极影响。通过以上分析可以看到，隔代抚养对老年人医疗消费影响的可能机制包括健康因素和收入因素：隔代抚养可能对老年人的躯体健康和心理健康产生直接的影响；此外，隔代抚养通过代际支持的动机影响代从子女处获得的代际经济支持，从而能够通过收入效应和健康效应对老年人的医疗消费产生一定的影响。

在探讨隔代抚养的直接健康效应时仍然需要考虑的一个重要问题就是老年人健康和隔代抚养的反向因果关系，文章利用工具变量的方法控制隔代抚养的内生性来消除反向因果关系，探讨了隔代抚养对老年人躯体健康和心理健康的影响，从而得到更为准确的隔代抚养对老年人的直接健康效应；进一步实证分析研究老年人向成年子女提供隔代抚养和成年子女向老年人提供经济支持之间是否存在互补关系，对“时间换金钱”的交换代际关系理论做以验证；最后从健康效应和收入效应两方面对隔代抚养对老年人医疗消费的影响机制作以解释分析，在探究隔代抚养对老年人医疗消费数量影响的同时期望对这一结果的健康效率作以研究。隔代抚养对老年人医疗消费的影响方向及其机制见图 6-3。

1.3.2 研究思路与框架

本文研究的主要目的在于考察中国老年人和成年子女之间双向代际支持对老年人医疗消费的影响以及代际支持对老人的健康效应，并且在此基础上进一步探讨了代际支持对老年人医疗消费的影响机制。研究的逻辑思路如下按照如下层次展开。

(1) 按照观察现象和提出问题的认知过程，主要是基于中国现实情况和已有理论研究对中国代际支持对老年人健康和医疗消费的作用做了分析。由于理论分析和经验研究显示，医疗消费和老年健康有着重要的关系，而中国在目前老龄化快速发展的情况下，一方面社会保障的公共转移支付水平较低，另一方面受传统

儒家文化的影响家庭内部的代际支持在老年生活中发挥着不可或缺的作用，因此探讨代际支持对老年人的医疗资源的利用对健康老龄化和积极老龄化有着重要意义。然而国家经验显示，中国要在促进老年医疗资源利用的同时，也要避免陷入发达国家的医疗费用昂贵低效的困境。基于对中国现实情况的研究以及国际经验的比较/以上理论和现实背景的分析，提出本文的研究问题主题：(1)老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人消费影响；(2)老年人和成年子女之间的双向代际支持，分别为 a.代际经济支持；b.代际照料支持；c.提供隔代抚养，对老年人的健康效应以及其他理论分析的途径对老年人医疗消费的影响机制。

(2)在确定了研究内容后，对选题相关理论和文献进行梳理和回顾。通过梳理发现直接对代际支持对老年医疗消费影响的研究还较少，大多数文献都是从年龄、受教育程度、收入水平和医疗保险等因素对医疗消费的影响；但是通过对医疗消费和代际支持的相关理论和文献进行梳理后初步推断出代际支持对老年医疗消费可能存在的影响，以及这种影响的传导机制，明确了文章进一步研究和验证的方向。此外，通过梳理医疗消费计量研究方法以及研究代际及支持的健康效应中可能需要处理的异质性、内生性等计量方法，为文章的深入探索提供了研究手段。

(3)文章接下来对第一个研究主题，即代际支持对老年人的医疗消费影响程度进行了研究。在此过程中，利用研究医疗消费的经典两部分模型对老年人和成年子女之间双向的代际支持对老年就医概率和医疗费用影响进行了研究。此外，还利用计数模型负二项模型对代际支持对老年人就医频率进行了研究。另外，利用分位数模型对老年人和成年子女之间双向的代际支持对老年人医疗费用不同百分位的影响作了研究，对代际支持对医疗消费的分布作了更为全面的分析。这部分的研究获得了代际经济支持对老年人医疗消费的影响方向和程度；代际照料支持对老年人医疗消费影响的方向和程度；提供隔代抚养对老年人医疗消费影响的方向和程度。

(4)接下来文章对第二个研究主题进一步的深入讨论。这里研究了老年人接受代际经济支持、接受代际照料支持和提供隔代抚养支持对老年健康效应，并且

结合健康效应和其他理论分析的途径对老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年医疗消费的影响机制作以研究。在此过程中注重理论模型的构建，着力突出理论分析和实证分析的结合，借用现代计量经济学的工具文章的实证分析能够阐明老年人和成年子女之间的代际支持对老年人的健康效应，以及健康效应和其他影响老年医疗消费的机制，对促进医疗费用的边际健康产出和健康老龄化提供经验证据。

(5)通过对上述两个主题四个问题的理论阐述和实证研究，总结了中国老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人医疗消费的影响及其健康效应如何，并且对其中的机制做了阐明。在此基础上，提出了利用代际支持促进老年医疗资源利用、提高医疗消费的边际健康产出，以及利用代际支持促进积极健康老龄化的政策建议，并且进一步指明了研究的今后研究方向。

上述研究逻辑分析构架可以用图 1-6 表示。

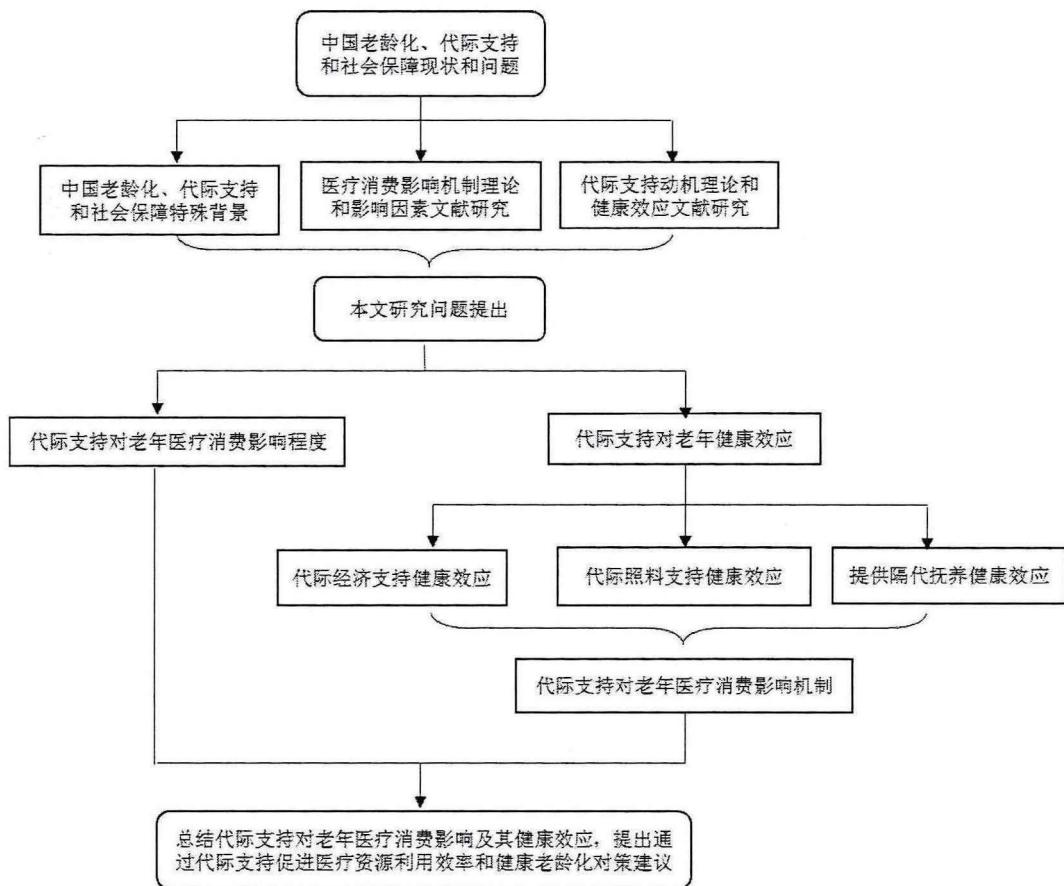


图 1-6 研究逻辑框架

1.4 主要创新之处

文章的创新主要体现在三个方面：研究主题创新、研究理论创新和研究方法创新。

1.4.1 研究主题创新

研究主题创新体现在从代际支持的视角研究医疗消费以及双向代际支持的视角研究影响效应。

1.4.1.1 从代际支持的视角研究医疗消费

关于医疗消费和医疗资源利用的研究已有不少成果，但大部分都是从年龄、受教育程度、收入和医疗保险的等社会经济因素的角度考察个体医疗消费的影响，很少有文献从代际支持的角度来研究老年人医疗消费。但是在目前我国社会保障水平有限的情况下，代际支持是老年人养老和医疗等方面的重要来源，因此探讨代际支持对老年人医疗消费的影响同医疗保险等公共转移支付有着同等重要的意义。

不仅如此，目前许多发达国家面临着医疗费用居高不下和如何降低过度医疗提高医疗效率的问题，本文在探讨代际支持对老年人医疗消费的研究时不仅仅关注对医疗资源利用数量的影响，同时关注代际支持对老年人健康状况的影响，将代际支持对医疗资源利用的公平和效率进行综合考虑，这是研究主题上的创新。

1.4.1.2 双向代际支持的视角研究影响效应

关于老年人和成年子女之间代际关系和代际支持的研究的角度大部分都是将老年人作为相对弱势一方，研究的角度多为将老年人作为代际支持的接受方，探讨成年子女向老年人提供经济支持、照料支持或者情感慰藉对老年人的影响，以及在社会经济发展变化的情况下（例如家庭结构的变化、居住方式的变化等因素）对这些影响模式或者效果有怎样的变化。然而积极老龄化的视角下，老年人并非仅仅只能作为被赡养者依赖家庭和社会支持，老年人同样可以向子女提供代际支持，例如国外对老年人提供隔代抚养对老年人的影响研究已有不少经验，而中国对老年人向子女提供代际支持的研究还相当匮乏。因此，文章借鉴广义代际支持的概念，对老年人和成年子女之间双向代际支持对老年人的医疗消费及其健

康的影响同时作以研究，这是研究内容和视角上的创新。

1.4.2 研究理论创新

文章在健康资本理论和代际支持理论的基础之上，建立了老年人和子女之间双向的代际支持对老年医疗消费影响机制的理论框架。该理论框架通过健康效应这一中间机制，将代际支持和医疗消费联系起来，为进一步实证研究提供了理论依据。

健康资本理论认为医疗消费可以产生健康资本，因此个体处于健康资本的需求从而进行医疗消费，而代际支持理论认为老年人和成年子女之间不同的代际关系可能对老年人的健康产生不同的影响。由此可以推断，代际支持对老年人医疗消费可能存在一定程度的影响。该理论框架结合过往经验证据对老年人和成年子女之间双向代际支持的健康效应和代际支持对医疗消费影响提出各种可能的机制假设，利用科学的计量经济学方法对多种可能的机制进行验证。老年人和子女之间双向的代际支持对老年医疗消费影响机制的理论阐释如下：

(1) 代际经济支持通过降低老年人死亡风险、促进躯体健康、心理健康和自评健康等主观和客观健康状况对老年人健康具有保护作用。代际经济支持通过“收入效应”和“健康效应”对医疗消费产生影响，并且“收入效应”大于“健康效应”，因此代际经济支持促进了老年人医疗资源的利用。

(2) 老年人接受子女照料支持对老年健康具有正向的健康效应。异质性健康促进和健康选择效应的共同作用抵消了代际照料支持对老年人医疗的影响。代际照料支持对老年人健康状况有显著的促进作用，并且这种促进作用存在异质性，子女向健康状况较差的老年人提供照料支持的健康促进作用更大。正是由于这种异质性健康促进效应的存在，成年子女向老年人提供照料支持时会平衡自身就业和照料老人的时间，因此更倾向于身体健康状况较差的老年人提供照料支持。

(3) 老年人提供隔代抚养的支持具有正向的健康效应。老年人提供隔代抚养的支持会增加了子女提供经济支持数量，即“时间—金钱交换”效应。隔代抚养对老年人医疗消费的影响路径有两条：提供隔代抚养的支持对老年人产生直接正向健康效应影响医疗消费；通过“时间—金钱交换”效应获得更多代际经济支

持, 从而进一步通过代际经济支持的“收入效应”和“健康效应”影响医疗消费。

上述理论模型框架分析可以用图 1-7 表示。

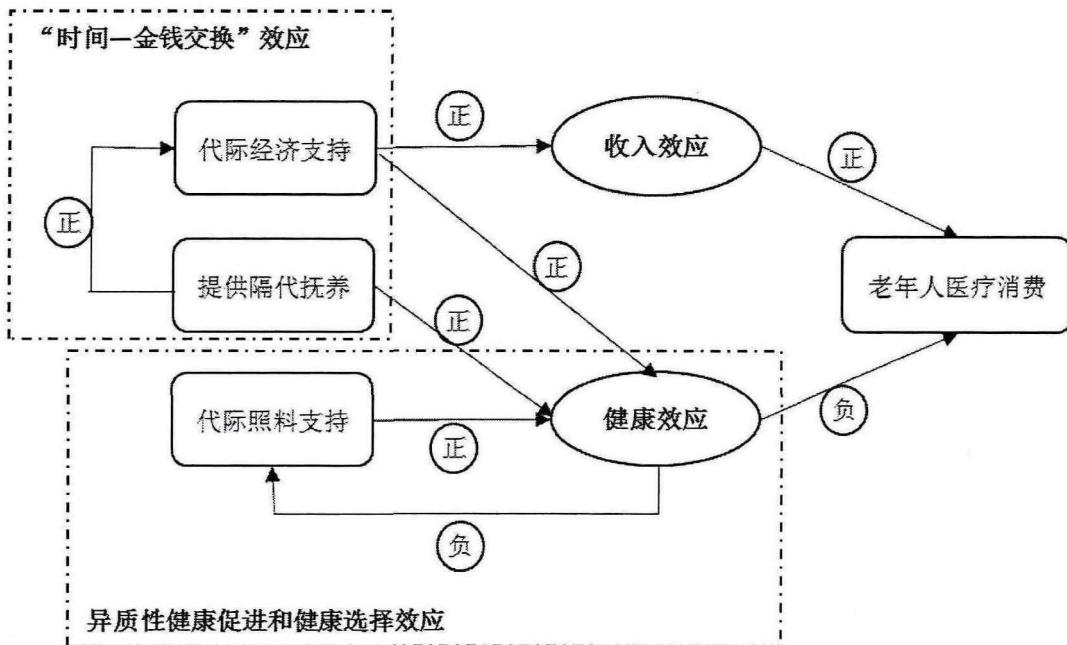


图 1-7 理论创新：代际支持对老年医疗消费影响机制的理论框架

1.4.3 实证方法创新

(1) 医疗消费行为测量指标的研究方法。有关医疗消费的研究大都使用两部分模型、样本选择模型或者 Tobit 模型来处理医疗消费的选择性带来的大量零值问题, 这些模型中仅涉及老年人是否就医的选择问题, 很少有研究考虑就医频率的问题。但是在调查期间有的老年人可能面临着多次就医的决策, 本文不仅分析了医疗消费的支出概率问题, 同时通过负二项模型对医疗资源使用的频率问题做了探讨。不仅如此, 通常研究医疗消费模型仅仅反映所研究的解释变量对老年人医疗消费支出均值的影响, 而同衣食住行等日常必须品的消费相比医疗消费更具有弹性, 不同数量级别的医疗消费影响因素可能存在异质性, 因此本文使用分位数回归进一步考察解释变量对不同医疗消费支出水平影响的差异。

(2) 代际经济支持对死亡风险的影响。有关代际支持对老年人健康状况主题已有不少研究, 大多数都是绕着代际支持对老年人自评健康状况、生活自理能力、慢性病、生活满意度等方面的影响, 由于衡量健康的指标非常复杂, 这些指

标也能代表老年人的健康状况。但是一些有关医疗支出的理论发现老年人的身体健康同医疗消费之间有一种“接近死亡效应”，即虽然这些评价老年人身体健康的指标同老年人医疗消费有一定的关系，对医疗消费影响更多的是外生的随机冲击，老年人消费具有集中性和持续性，因此死亡前一段时期内的医疗支出占个人生命周期医疗支出的比重很大（Lubitz & Priboda, 1984; Lubitz & Riley, 1993; Hogan et al., 2001）。根据这个理论，本文试图利用死亡风险作为老年人健康的指标，使用生存分析模型来探究代际支持对老年人临终前生存时间的影响，从而进一步推断出代际支持对老年人医疗消费影响的机制，这是研究思路和方法上的创新。

(3) 代际支持异质性和内生性处理方法。代际照料支持的异质性健康促进和健康选择处理方法：成年子女作为劳动年龄人口，面临在劳动力市场上提供劳动和向父母提供照料的时间上的平衡，而成年子女向老年人提供照料支持的效果可能在不同老年人之间存在异质性。子女对老年人提供照料支持的选择性存在的原因主要在于老年个体存在不可观测的异质性，文章利用倾向得分匹配法研究了代际照料支持的异质性健康效应和健康选择效应，进一步利用似无关双变量 Probit 模型深入研究了这种异质性健康促进和健康选择效应在医疗消费影响中的机制，同时保证了研究结果的稳健性。老年人向成年子女提供隔代抚养支持的内生性处理方法：根据代际关系的理论，老年人和成年子女之间的代际支持可能出自利他、协商一致或者互惠交换等动机，因此老年人向子女提供隔代抚养的支持也存在一定的内生性，过往相关研究忽略了代际支持的内生性，可能会对研究结果产生一定的偏误。文章在大量相关文献的基础上选取了子女相关信息作为老年人提供隔代抚养的工具变量，从而更为准确获得隔代抚养对老年人健康的影响。

第2章 理论分析和文献回顾

本章分析了与研究目的相关的医疗消费和代际支持理论,对相关研究文献进行了梳理,为实证研究提供了理论依据、研究假设和经验对比。这里首先介绍了医疗消费的健康资本需求理论和医疗消费的影响因素理论,为代际支持对医疗消费可能的影响结果提供了理论依据;然后对代际支持的健康效应研究结果进行了文献梳理,为本文研究提供实证分析提供了经验证据和研究假设;并且探究了医疗消费的“接近死亡效应”,代际支持的“时间—金钱交换”效应等研究为探究代际支持对老年人医疗消费影响机制提供了理论依据和经验支持;最后对医疗消费的实证研究方法和医疗消费影响因素理论为文章的实证分析方法和控制变量的选取提供了依据。

2.1 医疗消费理论和健康需求

医疗消费领域中的研究主要建立两个经典理论模型基础之上:一是 Grossman (1972) 的医疗资源需求模型,它建立在健康资本理论的基础上,提出人们可以通过增加医疗消费来提高自身健康水平,因此人们对医疗的需求受收入、价格、年龄、受教育程度等因素的影响;二是 Andersen & Newman (1973) 的医疗资源利用模型,它将影响个体医疗资源利用的因素分为诱发因素 (predisposing component)、使能因素 (enabling component)、以及疾病程度 (illness level) 三类,包括个体人口学、社会经济、家庭、社区以及个体健康意识等特征。下面对这两个模型作以介绍,并且在模型的基础上对代际支持对老年人医疗消费的影响作以分析,为接下来的研究提供理论支持。

2.1.1 健康资本需求理论

Grossman (1972) 最早提出健康资本理论模型,在此基础上分析了人们对健康的需求以及由此引起的医疗消费。该模型将健康视作一种商品,人们对健康这种商品有需求是因为它能够作为耐用资本产生健康时间,随着年龄的健康资本会不断折旧,而对其进行投资即增加医疗消费来提高自身健康水平,可以降低健康资本折旧的速度。除了医疗服务的价格以外,健康资本的影子价格受年龄、健康、

受教育程度和收入等因素的影响，从而对医疗消费产生影响。健康作为耐用资产随着年龄的增长加速折旧，因此年龄越大医疗消费越多。它还提出人力资本和健康资本之间的替代关系：受教育程度较低的人可能更多地使用健康资本来弥补人力资本的不足，从而使得健康资本的使用折旧增加，因此产生更多的医疗消费。下面对该模型的思想和结论作以进一步解释。

2.1.1.1 健康资本投资生产和效用方程

个体对医疗消费跨期需求的效用函数为：

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (2.1)$$

其中 H_0 为初始健康资本的存量，即个体出生时的健康水平，主要受到先天因素的影响； H_i 为第 i 期健康资本的存量， ϕ_i 为健康存量的生产效率， Z_i 为第 i 期个体对其他商品的消费； n 为个体寿命。当个体健康资本降低到最小值便无法生活，即死亡发生在 $H = H_{min}$ 时。健康资本的总存量等于净投资减健康资本折旧后存量，表示为

$$H_{i+1} = I_i + (1 - \delta_i) H_i \quad (2.2)$$

其中 I_i 表示第 i 期对健康资本的投资， δ_i 表示第 i 期健康资本的折旧率。假设健康资本的折旧率为外生并且随着个体年龄增加折旧速度增加。

家庭健康资本和其他商品的生产函数分别表示为：

$$I_i = I_i(M_i, TH_i; E_i), \quad Z_i = Z_i(X_i, T_i; E_i) \quad (2.3)$$

其中 M_i 为医疗服务； X_i 为个体购买的其他商品； TH_i 和 T_i 分别为生产健康资本和其他产品的时间投入，即个体平衡休息和工作的时间； E_i 为个体以受教育程度衡量的人力资本。

2.1.1.2 个体预算约束和时间约束

商品和时间对个体来说都是稀缺资源。收入约束为个体对医疗服务和其他商品的消费等于生命周期工资收入和非工资收入，表示为

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i TW_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (2.4)$$

其中 P_i 为医疗服务价格， V_i 为其他商品价格， W_i 为工资率， TW_i 为个体工作

时间, A_0 为财产收入现值, r 为利率。

个体的时间约束为个体在工作时间、闲暇时间和患病休息时间中分配一个给定的总时间, 表示为

$$TW_i + TL_i + TH_i + T_i = \Omega \quad (2.5)$$

其中 TL_i 为个体的患病休息时间, 这部分时间既不能产生社会生产价值也不能带来闲暇效用, 它同健康资本存量负相关。

如果以一年为单位衡量个体的总时间, 那么 Ω 表示365天, 个体每天健康资本存量 H_i 产生的新增健康资本为 ϕ_i , 那么 h_i 代表给定一年中个体身体健康的天数, 可以表示为

$$TL_i = \Omega - h_i = \Omega - \phi_i H_i \quad (2.6)$$

如果健康资本折旧率为常数, 那么健康时间的增加会增加健康资本, 减少生病时间, 表示为当期健康时间和下期生病时间负相关, 个体当期健康状况通过影响健康资本投资从而对下期健康时间产生影响, 即当期健康时间增加会增加对健康资本的投资, 增加下期健康时间, 减少下期生病时间。

将式(2.6)带入(2.5)中可以得到个体预算约束下的医疗消费的决定方程, 表示为

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i + W_i (TL_i + TH_i + T_i)}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i \Omega}{(1+r)^i} + A_0 \quad (2.7)$$

其含义为个体在生命周期劳动收入和资产收入预算的约束下, 对医疗服务、其他商品的消费量之间的分配; 以及生命周期总时间约束下在工作、闲暇和养病之间的分配。

2.1.1.3 均衡条件

在此预算约束下, 生产方程(2.2)(2.3)(2.7)最大化可以得到最优的医疗消费, 表示为

$$G_i \left[W_i + \left(\frac{\partial h_i}{\lambda} \right) (1+r)^i \right] = \pi_{i-1} (r - \tilde{\pi}_{i-1} + \delta_i) \quad (2.8)$$

其中 $\tilde{\pi}_{i-1}$ 表示两期健康投入边际成本变动的百分比, $G_i = \frac{\partial h_i}{\partial H_i}$ 表示边际健康资本产出, 即增加一单位健康资本所延长的健康生命的天数。不考虑健康投入成

本变动，即 $\tilde{\pi}_{i-1} = 0$ ；即为了考察医疗消费作为健康资本投资时个体对其需求的影响机制，这里单纯考虑健康作为投资品的情形，也不考虑医疗支出的消费性质，在效用方程中令生病时间带来的效应为 0，即 $\frac{(U_{H_i}/\lambda)(1+r)^i}{\pi_{i-1}} = 0$ ，则上式可以表示为

$$\gamma_i = r + \delta_i \quad (2.9)$$

其中， $\gamma_i = \frac{G_i W_i}{\pi_{i-1}} = \frac{\partial h_i}{\partial H_i} \times \frac{W_i}{\pi_{i-1}}$ 为体对健康投资的边际资本回报率（Marginal Efficiency of Capital，简记 MEC），它表示个体对健康投资带来的健康时间的增加量同健康时间的货币价值的乘积的边际成本；因此公式 (2.9) 表示个人对健康资本投资获得净收益率等于对健康资本的投资成本，它决定了个体在第 i 期均衡的健康消费需求。

个体根据进而最优健康资本存量来决定其最优医疗消费水平，表示为

$$\frac{P_{i-1}}{MP_{mi}} = \frac{W_{i-1}}{MP_{li}} \quad (2.10)$$

其中， P_{i-1} 为医疗资源的价格， W_{i-1} 为个体工资率， $MP_{mi} = \frac{\partial I_i}{\partial M_i}$ 表示医疗资源的边际健康产出， $MP_{li} = \frac{\partial I_i}{\partial T_{H_i}}$ 表示休息时间的边际健康产出。该公式表示个体在效用最大化的原则下，每单位医疗费用的边际健康产出与单位休息时间工资率的边际健康产出相等。

2.1.1.4 健康资本理论的医疗消费研究结论

Grossman 健康资本的医疗消费理论指出，医疗服务的消费是对健康的投資，其产出是健康资本，健康资本同人力资本一样可以带来收益。健康资本的多少决定了可以用于劳动力市场的时间，较多的健康资本可以劳动力工作时间，从而增加收入。健康资本作为耐用资本，随着年龄的增加折旧速度增加，因此随着年龄的增加，个体健康资本供给减少。

根据边际成本等于边际收益时收益最大化的原则，特定健康资本水平下的边际收益等于维持该健康资本的边际成本的原则决定了个体的最优健康资本，同时决定了个体最优健康投资，即决定了个体的医疗消费水平。健康资本的边际收益来源于两部分：一部分为增加单位健康时间所增加的收益（作为投资的健康资本），

一部分为增加单位健康时间所增加的效用（作为消费的健康资本）。健康资本的边际成本取决于医疗消费的价格。

可以看到，收入增加对医疗消费的影响存在两种效应：一种是收入效应，它是健康资本作为消费的角度，即收入提高增加了个体购买力，健康资本作为正常商品需求增加，医疗消费增加；另一种是健康效应，它是健康资本作为投资的角度，收入增加健康时间收益增加，因此个体倾向于减少消耗健康资本来获得收入，健康资本的折旧率降低，医疗消费减少。由于收入增加同时存在收入效应和健康效应，因此收入增加对医疗消费的影响方向并不确定。

此外，Grossman 的健康资本理论预测了可能存在的医疗消费陷阱。医疗消费作为健康资本的源泉，能够对个体健康产生重要影响，在一定程度上个体可以通过医疗消费改善健康状况，延长生命时间。因此水平较高的群体可以通过对医疗消费对健康进行投资从而拥有更好的健康水平，而收入水平较低的群体更多关注满足生活效用的其他商品的消费，无暇顾及对健康资本进行投资，因此具有较差的健康水平；健康水平较差会导致罹患疾病的可能性更大，一旦罹患疾病为了保证生命延续必须支出必要的医疗消费(H_{min} 为保证个体活着的最低健康资本存量)，因此个体进行健康资本投资的预算约束在下期更为紧张，更紧张的预算约束则导致健康资本投资更为不足，形成健康状况的进一步恶化，体现为收入水平低--→健康资本投资不足--→健康状况差--→收入水平更低的恶性循环。

2.1.2 医疗服务需求理论

Andersen 和 Newman 在 1973 年提出医疗资源利用影响因素模型，将个体特征连同个体生活的社会环境，以及个体同社会力量之间的互动一起考察个体对医疗服务的需求，并且利用美国的数据对这些影响因素的相对重要性程度做了研究。由于该理论最早探究了医疗服务影响的个体综合因素，为后来医疗资源的许多相关研究提供了理论基础。本文研究代际支持对老年人医疗消费的影响以及其机制的计量模型中对控制变量的筛选便是建立在该理论框架的基础之上，下面对理论模型作以介绍。

2.1.2.1 医疗资源利用目标和框架

医疗资源的利用目标包括三个层次：第一层健康护理包括在疾病发生之前对进行预防的服务；第二层健康护理包括使个体身体机能恢复到接受治疗之前健康状况的医疗服务；第三层健康护理是向一些长期慢性病例如高血压、糖尿病等的稳定和控制的医疗服务。不同层次医疗资源服务的需求影响因素也存在着差别。

影响医疗资源利用的因素包括社会因素和个体因素，其中社会因素既可以直接影响个体对医疗资源的利用，也可以通过影响社会医疗服务体系来影响个体医疗资源的利用。图 2-1 显示了医疗资源需求理论的框架。

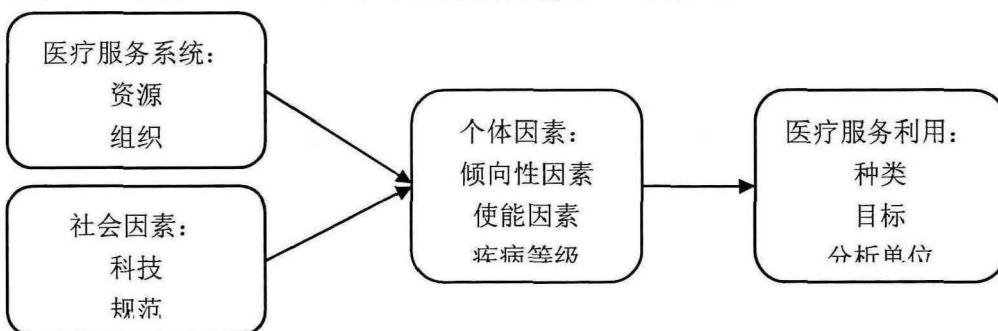


图 2-1 医疗服务需求理论框架

2.1.2.2 医疗资源需求的影响的社会因素

(1) 社会因素

影响个体医疗消费的社会因素主要包括两方面：医疗技术和医疗模式。其中医疗技术被定义为能够帮助医生作为治疗者为病人提供更有效的观察的工具，而医疗模式的概念则是借鉴 Moore (1969) 社会结构和行为理论中社会控制理论的概念，表示社会系统引导其成员共同遵守以维护社会健康的的一系列规范。

(2) 医疗服务体系

医疗服务体系包括医疗资源及其组织结构两部分的内容。医疗资源包括投入在医疗照护方面的劳动力和资本，包括医护人员、为医护人员提供教育和培训的组织机构以及医疗服务的设备和材料。医疗资源数量可以利用医疗服务相关从业人员的比重占中人口的比重来衡量，以及人均医疗社会利用人均医疗资源拥有量来衡量。组织结构描述了系统如何使用其资源，在医疗服务的过程中协调和控制医护人员和设施的方式。医疗机构的组织结构的内容包括个体具有接受医疗

服务的可及性，如何安排其对医疗资源的使用，例如不同级别医院之间的转诊制度安排，医疗保险跨省份的使用和报销制度安排等内容。

2.1.2.3 医疗资源需求的影响的个体因素

Andersen 医疗资源需求模型中个体因素探究是后来诸多研究医疗消费的文献中影响因素的研究基础，也是本文模型建立模型时控制变量的选择依据，因此这里对个体因素作以详细解释。医疗资源需求影响的个体因素包括三个方面：个体利用医疗资源的异质倾向性；个体获得医疗服务的能力；个体的健康水平。具体因素见图 2-2。

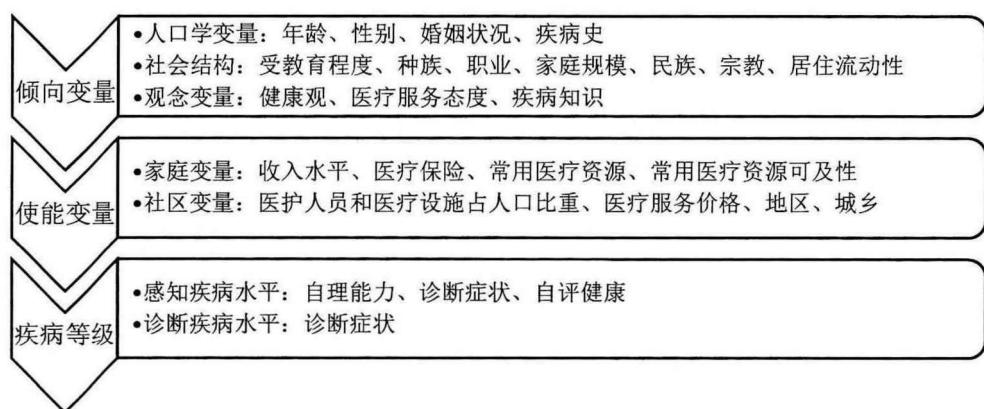


图 2-2 医疗资源利用的个体特征因素

(1) 倾向性变量 (Predisposing Component)

个体使用对医疗资源利用的倾向存在异质性，一些个体更倾向于利用医疗服务资源。个体这种倾向性可以利用生病之前的一些变量来进行预测，即具有某些特征的个体更倾向于使用医疗服务，虽然这些特征可能同医疗服务的利用并无直接联系，例如个体的人口学因素、社会结构因素以及态度信念因素。人口学特征中的年龄和性别就属于先决因素，因为它们同个体健康和疾病密切相关，但是年龄和健康不能看作个体寻求医疗服务的原因，真正的原因在于不同年龄群体具有不同的数量和种类的疾病，因此具有不同的医疗消费模式。

社会结构变量。它反映了个体处于社会的相对地位，衡量标准包括家庭中户主的受教育程度和职业等。这些特征反映了个体可能具有怎样的生活方式，从而能够描述个体与医疗资源利用相关的相关行为模式。

态度和信念。人口学特征和社会结构特征与个体利用医疗资源倾向性的第三个因素，即关于医疗、医生和疾病的态度或信念相关，因为个人对健康的看法可能最终影响健康和疾病行为。与其他诱因变量一样，健康信念不被认为是使用服务的直接原因，但确实导致使用卫生服务的倾向有差异。例如强烈相信医生治疗效果的家庭可能比不太相信治疗结果的家庭更快地就医并使用更多的医疗服务。

(2) 使能变量 (Enabling Component)

即使个体具有接受医疗服务的倾向，但是必须具有一些条件才能真正接受到医疗服务。能够满足家庭医疗服务效用的条件被称为使能变量，衡量的因素包括家庭的收入水平、医疗保险的覆盖水平、第三方支付来源、个体是否拥有医疗服务资源、医疗服务资源的性质以及医疗资源的可及性等指标。

除了家庭属性，家庭生活社区的某些有利特征也可能影响服务的使用。其中一个特征是社区中的卫生设施和人员的数量。如果社会医疗资源的数量合理并且可以在没有排队的情况下使用，那么人们可能更频繁地使用医疗资源；从经济角度看，使用医疗资源价格更低的人群更可能更多地利用医疗资源；社区医疗资源的其他衡量标准包括家庭所在的地区属性和城乡属性等指标，它们可能同医疗资源的医用率有关，因为社会规范关系到医学应该如何使用，能够超越凌驾于社区价值观对个体的影响。

(3) 疾病水平 (Illness Level)

假定医疗使用的倾向因素和使能因素都得到满足的前提下，个体或者其家庭必须能够感知到产生疾病或者将要产生疾病，才能进一步利用医疗资源，疾病水平则是医疗资源利用的这一最直接的原因。除了个人或其家人对疾病的感知之外，临床评价也是疾病水平的衡量指标，因为一旦个体从正式医疗体系寻求医疗服务，那么医疗服务的性质和程度将部分由体系内决定。感知疾病的标淮可以利用个体失能时间来衡量，这里的失能并非要严重的失去自理能力，它指个体不能从事平常做的事情，有可能是不能工作、不能上学，也可能是不能打扫房间或者不能照顾小孩等家务劳动。其他衡量个体感知疾病的标淮包括个体在给定时间段中经历

的疾病症状和自评健康状况。评估疾病是对个体真实疾病问题及其严重性的临床测量，对个体进行身体检查是获得临床评估疾病的最理想指标。有时由于研究设计和费用的限制，研究中也可以使用替代变量，例如利用已有的每种症状的在每个年龄组的发生概率对个体感知疾病水平进行加权调整。

2.1.3 医疗消费的“接近死亡效应”研究

随着医疗卫生技术的不断发展，人们的预期寿命不断延长，许多国家都面临人口老龄化问题，老龄化对医疗消费和卫生支出的影响也成为学术研究的重点之一，人口老龄对一国医疗卫生费用的增长有着正相关这一结论已经普遍认同，然而随着研究的不断深入，有研究发现老龄化对医疗消费的影响并非仅仅年龄的原因，而是临终前的高额医疗费用导致医疗消费的快速增长，即高额医疗消费是接近死亡效应导致的（Zeiweifel et al., 1999; Seshamani & Gray, 2004）。许多公共卫生研究都表明接近死亡人群比普通群体更可能发生高额医疗费用支出，例如 Lubitz 和 Prihoda 对美国 1978 年参加医保的人群研究发现死亡人数占总体的比重 5.9%，但是医疗消费却占到医疗消费的 28%，并且越接近死亡，医疗服务的利用就越密集；另外有研究显示死亡前两个月的医疗费用支出占死亡前一年总医疗费用支出的一半以上（Lubitz & Riley, 1993），而临终前一年的医疗消费占生命周期医疗消费的 22%（Hoover, 2002）。一些研究对老年人临终前一年的医疗消费同存活老年人医疗消费做了比较，例如 Hoover(2002)等利用美国 1993-1998 年的医疗费用数据进行研究发现死亡老年人人均年医疗消费为 26300 美元，存活老年人人均年医疗消费仅为 4400 美元；Hogan（2001）对 1992-1996 年间死亡老年人医疗消费 37581 美元，而老年人的平均医疗消费仅有 7365 美元，并且年龄对医疗消费的影响并不显著；Polder 等（2006）对荷兰老年人临终医疗消费研究显示老年人临终前一年人均医疗成本约 14900 欧元，而人均总医疗消费仅有 1100 欧元/年。此外，有研究证明距离死亡时间越近，医疗支出越多，而年龄对医疗消费的影响不显著（O’Neil, 2000）。有学者将这种现象称为年龄中性（Age Neutrality），即对老年人医疗消费其主要影响作用的因素是接近死亡，一旦控制了接近死亡的效应，那么年龄对医疗消费没有影响（Zweifel, 1999）。

2.1.4 医疗消费的计量方法研究

从对医疗费用的实证研究来看,对医疗费用进行实证研究的建模主要受到医疗费用数据自身特点的制约。一方面,医疗费用可能呈现出非正态分布,即分布呈现出非对称性;另一方面,大量样本的医疗费用支出数据为零。对前者通常解决的方法是对医疗费用作对数变换或者利用医疗费用的对数形式作为模型的被解释变量 (Mullahy, 1998; Maiming, 1998; Ai & Norton, 2000), 对于后者则表现为将“分阶段”的医疗费用支出过程反映在计量经济模型中,即两部分模型或样本选择模型 (Duan et al., 1983, 1984; Manning, 1987)。两个模型关键区别在于就医选择模型和医疗支出模型是否独立,两部分模型假定就医选择和医疗支出是两个独立的过程,而样本选择模型假定就医选择和医疗支出是相关的。Dow 和 Norton (2003) 提出一种在样本选择模型和两部分模型之间进行选择的方法,先利用 Heckman 样本选择模型进行回归,然后对其逆米尔斯比进行检验,如果逆米尔斯比显著不为零,则说明老年人医疗消费大量为零是样本自选择的结果,那么使用 Heckman 样本选择模型对老年人医疗消费进行研究;如果不显著则说明老年人医疗消费为零的自我选择性不是很严重,那么选择两部分模型作为实证模型。

在此基础上国内一些学者对医疗消费做了研究。由于医疗消费具有一定的自我选择性,因此已有文献在做研究设计时也尽可能避免选择性偏误的问题,处理方法包括以下四类:第一,建立就医概率和医疗消费的两部分模型,例如叶春辉等(2008)利用 CHNS 多年面板数据利用两部分模型研究了中国农村居民收入水平、受教育程度和医疗消费之间的替代关系;柴化敏(2013)利用 2008 年 CHARLS 数据分析了基本医疗保障对医疗服务需求的影响。第二,寻找外生工具变量代替是否进行医疗消费的决策,例如封进等(2006)利用工具变量法估计了中国农村医疗支出和收入水平之间的关系。第三,Heckman 两阶段回归,例如刘国恩等(2011)利用 2005 年中国老年健康和长寿调查数据研究了医疗保险对老年人医疗服务需求的影响。此外,还有处理零归并数据的 Tobit 模型以及对它进行修正的 CLAD 模型等,例如唐琦等(2016)利用工具变量 Tobit 模型研究了家庭医疗消费对其他消费的挤出效应、林相森(2012)利用 CLAD 模型对消费公平性做了

检验。

国内直接研究代际支持对老年人医疗消费的文献较少。已有的研究代际支持对医疗消费的影响更多在代际支持理论的基础上,借鉴西方对代际支持动机检验的思想,研究代际支持社会保障支持之间的关系,探讨公共政策的效力。例如张航空等(2011)利用2、上海市老年人口状况与意愿跟踪调查数据探究了老年人养老金对接受子女代际经济支持的挤出效应;程令国等(2013)通过2008和2011年CLHLS两期面板数据,使用PSMIDID方法对新型农村社会养老保险的政策效过进行评估,结果显示新农保提高了参保老人的经济独立性,减少了来自子女的经济支持和非经济支持;陈华帅等(2013)对新农保的政策评估得到类似的结论,即新农保在增进老年人福利水平的同时对来自家庭代际经济支持有着显著的挤出效应;焦娜(2016)通过2011和2013年CHARLS两年面板数据对新农保的对代际支持的影响做了研究,发现新农保对农村老年人接受子女照料支持(子女对老年人照顾支持)具有挤出作用,对给予子女照料支持(老年人对孙子女的照顾)具有挤入作用;解垩(2013)对农村的公共转移支付对私人转移的影响做了研究,结果显示老年人接受公共转移支付对接受子女的代际支持之间没有显著的数量挤出作用。

2.2 代际支持理论和健康效应

2.2.1 代际支持理论及其在中国的检验

有关代际支持的理论最早起源于Barro(1974)和Becker(1974)的研究,此后代际支持的问题成为经济学家研究的一个重要问题。Barro有关代际支持的分析认为来自社会公共政策的支持(例如社会保障)会挤出家庭内部代际支持,并且这种挤出效应有可能是完全挤出,即增加一美元的社会保障收入会减少一美元的家庭内部代际经济支持。由于政策效力是公共政策的重要研究内容,而代际支持对社会保障制度的效力有着重要影响,因此代际支持受到了学者的广泛关注。

2.2.1.1 代际支持的利他理论研究

利他理论建立在贝克尔的家庭论的利他主义基础之上(Becker, 1974)。该理论认为家庭内部个体进行效用最大化的决策时会考虑同家庭其他成员之间的关

系，家庭内部的决策由一个利他的个体对家庭进行管理，控制资源的分配，从而达到个体和整个家庭效用的最大化。利他主义要求决策时将家庭看作一个集体单位，集中有效配置资源以保证每个家庭成员都能够生存。利他主义的模型下年轻一代会为老年人一代提供更多的代际支持，从而保持家庭传统和利他情感，而不是单纯考虑个体自身的利益，在利他主义的视角下子代会尽可能多地向老年人提供代际支持，即使老年人并不能够给予相应的回报（Lee et al., 1994）。

Cox (1987) 通过一系列研究发现代际经济支持的数量同接受经济支持的个体的收入正向关系，这同代际经济支持的利他理论向矛盾。如果父母和子女之间的代际经济支持出于利他的动机，那么父母和子女都倾向于将对方的消费保持在固定的福利水平，这意味着代际经济支持会随着接受者的收入减少而增加。Altonji, Hayashi 和 Kotlikoff 在这个逻辑上做了进一步深化（因此也被称作 AHK 理论），他们认为在利他动机下，如果父母的收入减少一美元同时子女收入增加一美元，那么父母向子女提供的经济支持将会减少一美元（Altonji et al., 1989）。此后许多研究对代际经济支持的 Cox-AHK 线性关系理论后来做了扩展并且做了检验（Cox, 1990; Cox & Jimenez, 1992, 1994; Bhaumik & Nugent, 2000; McGarry, 2000），也有研究对代际支持的交换策略动机进行了检验（Bernheim et al., 1992; Cox & Stark, 1994; Pezzin & Schone, 1997）。然而大部分实证研究的原假设都是建立在利他动机理论下对家庭内部动态代际交换进行研究。

2.2.1.2 代际支持的交换理论

代际支持的交换建立在代际支持互相交换的基础之上（Morgan & Hiroshima, 1983; Bernheim, 1985; Cox, 1987）。父母在子女年幼时提供教育、抚养等经济和非经济支持，在子女成年后为老年人提供居住、照料等代际经济支持和非经济支持。该模型认为收入水平高的成年子女在年幼时接受父母更多的代际支持，并且老年人自身的资源禀赋（身体健康状况、财富积累等）越多，老年人能够获得子女代际支持的可能性越大，获得代际支持的数量也会越多。

代际互惠模型建立在交换理论框架下对家庭内部的代际支持做了解释。交换理论认为个体在人际交往中通常会尽力达到对称，长期不对称的交换对个体心理

健康会产生负面影响 (Dowd, 1975; Kuypers & Bengtson, 1973)。有关代际支持的一些研究证明了在老年人和成年子女之间确实存在交换互惠的现象 (Silverstein et al., 2002)，老年人通过向子女提供隔代抚养的支持从而获得子女的经济和照料支持，老年人感受到价值和自我效能的实现，减少了老年人在接受子女代际支持的依赖感和无力感。Antonucci (1990) 将老年人和成年子女之间的代际支持的交换功能比喻为“代际支持银行 (Support Bank)”，它解释了家庭在个体遇到危机时的保险功能，个体在年轻时向支持银行中存储以预防在年老需要照顾时从支持银行中提取代际支持，因此在生命早期对子女在时间和精力方面投入较少的个体在老年时获得子女的代际支持也相应会减少，从而可能产生代际冲突和焦虑 (Krause et al., 1998; Stoller, 1985; Wolff & Agree, 2004)。

除此之外，在中国父母和成年子女之间的代际关系还收到特殊的文化规范的影响，比如儒家传统观念的孝道的以及赡养老人的社会道德范式。这种观念下父母和子女之间的代际关系的互惠性不能简单地以代际财富流动为依据，而是家庭内部代际成员之间的互惠和社会总体社会结构相互联系，即微观层面的个体利益和宏观层面制度文化相互叠加的结果。例如，费孝通 (1983) 在讨论中国的家庭结构关系中提到子女赡养父母的方式不同于西方，西方的模型是一代抚育下一代的向下传递“接力模式”，而中国为抚育下一代并且赡养上一代的“反馈模式”，而中国的传统观念中的养儿防老则体现了这一代际支持的特征。中国的孝道包括相互性 (Reciprocal Filial Piety) 和权威性 (Authoritarian Filial Piety) 两种模式 (曹惟纯等, 2014)，都在一定程度上体现出利他和交换兼而有之的动机。

2.2.2 接受子女代际支持与老年健康研究

接受子女代际支持对老年人健康状况的影响并没有一致的结论。一些研究认为接受代际经济支持对老年人的健康具有积极的作用。成年子女向老年人提供代际经济支持允许老年人退出劳动力市场，为老年人提供购买物质必需品提供资金，为老年人带来安全感 (Krause et al., 1998; Sun, 2004)；除此之外，由于中国受儒家文化的影响提倡“孝道”，子女向老年人提供经济支持符合社会传统规范，提高了老年人心理满意度 (Bian et al., 1998; Silverstein et al., 2006)。一些研究提出

社会支持能够对老年人的压力进行缓解,从而对老年人健康状况有着正向的影响(Krause, 1986; Norris & Murrell, 1984; Russell & Cutrona, 1991; Silverstein & Bengtson, 1994; Thompson & Heller, 1990)。Cong等(2008)研究显示老年人的心理健康同代际支持高度相关,因为子女在提供照料过程中与父母的沟通,有助于缓解老年人心理紧张,促进老年人的精神状态,而且情感支持比日常照料和经济支持更能促进老年人的心理健康。Peng等(2015)对中国深圳老年移民的代际支持做了研究发现来自子女的代际情感支持对中国老年人的主观幸福感有着显著正向作用。由于中国农村地区养老金数量较少,因此来自成年子女的代际经济支持对农村老年人的生活水平有非常重要的影响,对老年人的心理健康也有着重要影响(Krause, 2001; Silverstein et al, 2006; Zimmer & Kwong, 2003)。

还有一些研究认为代际支持对老年人的影响不大或者无确定性影响。例如Dean等(1990)通过研究各种社会支持对老年人抑郁症状的影响发现来自配偶的支持对老年人健康影响最大,其次是朋友,子女提供的代际支持对老年人影响最小;Krause(1990)等通过研究老年人个体特质和社会支持对心理健康的影响得到的结论类似,即来自配偶的支持对老年人影响最大;Nemeroff等(2010)年研究了社会支持对老年人心理健康的影响显示社会支持的缓冲效应,对社会支持水平满意度较高的老年人拥有较高的健康水平;Lee等(1982)通过对403名60岁以上老年人调查了老年人和子女之间的双向援助,对代际支持对老年人的主观幸福感进行了研究,结果显示代际支持对老年人的主观幸福感受并无显著的影响;Lee(1989)等还对社会支持对老年人自我效能评价的影响做了研究,结果显示社交能够促进老年人自我效能评价,而同亲人的互动则对老年人自我效能评价没有影响。Umberson(1989)对老年人和子女之间的代际支持对双方心理健康的影响,研究发现代际支持对老年人的心理健康的影响受结构情景的影响而变化,并无确定性方向。

还有研究显示社会支持对老年人健康状况有着负向的影响。有关老年人社会支持的研究显示,接受亲属尤其是子女的过多的代际支持会对老年人带来痛苦。许多老年人在内心深处都有着对独立性的渴望(Blieszner & Mancini, 1987; Cohler,

1983; Pyke & Bengtson, 1996; Townsend & Poulshock, 1986), 而来自子女过多的代际支持会破坏老年人的独立性, 从而对老年人有着负面影响。研究显示, 老年人会尽可能保持功能独立性, 只有在实在无法自理时才会依靠子女的支持, 而且子女愿意为老年人提供的支持往往都超过老年人期望获得的支持 (Lawton, Silstein 和 Bengtson, 1994)。如果子女对父母提供代际支持过多, 会导致老年人感受到父母和子女之间的角色逆转, 这种角色逆转的心理感受对老年人健康状况有着负面影响 (Chappell, 1991)。社会分离理论从社会心理学的视角为社会支持的潜在负面后果提供了解释 (Bengtson & Kuypers, 1986)。该理论认为如果对身体和心理健康较差的老年人提供过多的社会支持, 则会导致这类老年人独立功能逐渐退化, 从而使得其对社会支持产生更强的依赖, 这又会使得老年人更容易有身体疾病和情绪障碍。例如, Seeman, Bruce 和 McAvay (1996) 的研究显示, 在身体状况水平类似的较好的老年群体中, 接受照顾支持频繁的老年人在未来失去自理能力的风险更大, 社会支持可能会破坏老年人的自我效能信念, 引发老年人对外界支持的过度依赖。Coyne 等 (1988) 的研究显示过多的代际支持可能使老年人产生内疚感、无能感和压抑感; Krause (1987) 对老年人社会支持的效用研究中发现, 老年人接受社会支持对其健康的影响存在一个拐点, 接受社会支持能够增强老年人对周围环境的控制感从而对其健康有着促进作用, 但是当社会支持超过一个阈值时, 过多的社会支持则会降低老年人控制感, 对其健康产生负向影响; Krause (1995) 的另一项情感支持对老年人健康状况的研究显示, 适量的情感支持会缓冲老年人在经济方面约束带来的精神压力, 从而对老年人情绪有着积极的影响, 但是过度量的情感支持则没有这种作用; Pyke & Bengtson (1996) 利用 20 个家庭的小样本对代际支持对老年人健康状况的影响做了研究, 研究显示过多的代际支持会对老年人产生负面影响, 因为过多的代际支持会使得老年人感到功能失效, 感受到婴儿化和代际角色的逆转, 对自我效能的评价受到威胁; Silverstein (1996) 利用大样本非线性模型检验了子女代际支持对老年人的影响, 得到类似的结论。

究显示代际经济非支持对年人的身体健康有着正向的影响, 而经济支持的影

响并不显著（张震，2002）。一些研究显示代际支持对老年人的生理健康有着促进的作用：接受子女经济支持和照料支持加速老年人生活自理能力的衰退，给予子女经济支持和照料支持减缓了其生活自理能力的衰退（王萍等，2011）；子女的代际支持对农村老年人生活满意度有正向影响健康状况较差的老年人接受子女照顾支持时能够缓解疾病时的紧张心理，在提供照顾过程中同老年人的沟通和情感支持能够为老年人带来良好的精神状态，因此子女提供照料支持对老年人健康有着促进和保护作用（Silverstein & Bengtson, 1994）。因此，良好的代际支持对老年人健康状况和生活满意度有正向影响（Cong & Silverstein, 2008）。然而有关老年人社会支持和独立性研究普遍认为老年人在身体健康状况允许的情况下，需要一定的控制感才能增进自我效能的评价。在身体健康状况较好的情况下，接受子女照顾支持对老年人的身体状况有着负面影响（Silverstien & Bengtson, 1994），其中原因可能在于子女的生活照料破坏了老年人自我效能的评价，导致了对子女过分依赖（Kessler & Mcleod, 1985）。

此外，一些研究探讨了代际经济支持和照料支持（照料支持、情感沟通等）对老年人健康的影响差异。有研究认为情感支持是衡量代际间感情融洽程度及潜在经济和生活照料支持的重要指标(Krause et al.,1990 ;Thompson & Krause , 1998)。不仅如此，情感支持比生活照料和经济支持更能促进老人的精神健康(Silverstein & Bengtson , 1994)，经济支持旨在满足老人因健康和经济状况产生的需求，未必对生活满意度产生直接正面作用(Dean 等, 1989 ;Krause 和 Liang , 1993)；同时家务帮助和生活起居帮助对老年人的心理满意度可能会产生不同影响。家务帮助可作为表达尊敬和孝顺的方式，而起居帮助的被动色彩更强烈；通常儿子是经济和家务帮助的提供者,而女儿更多的是提供情感支持和生活起居帮助(Eggebeen & Hogan,1990)。对注重个人隐私的老年人而言,过多起居帮助类的代际支持会带来精神损害(Silverstein et al., 1996)。只有当子女提供代际支持同老年人期望得到的支持大致相同时，代际支持才会改善老人的心理福利(Li et al,1997)。

国内对老年人代际支持的研究主要包括代际支持对老年人健康状况的影响，代际支持对老年人健康状况和幸福感的影响，例如王萍等（2001）利用个体增长

模型研究了老年人和子女之间双向代际支持对农村老年人生活自理能力的纵向影响；张震（2004）利用联合方程模型研究了接受子女生活照料对老年人健康影响的选择效应和促进效应以及代际支持对高龄老年人死亡率的影响；张文娟（2005）、贺志峰（2011）分别研究了代际支持对老年人生活满意度和主观幸福感的影响；宋璐等（2007）对给予孙子照料的代际支持对老年人健康的影响做了研究发现提供代际经济支持能够在一定程度上对老年人健康产生促进作用。还有文献研究了代际支持和家庭结构之间的关系，例如熊波等（2004）利用潜在变量分析法对农村老年人家庭的代际支持做了分类，并且估计了各类家庭的比例；王萍等（2007）利用多项 Logit 对劳动力外流的代际支持变化对老年人居住安排的变化做了研究；杨菊华等（2009）通过 2006 年东亚社会调查的数据对亚洲国家的代际互动模式做了研究。

2.2.2.1 代际照料支持对老年人健康影响和选择性

有研究显示代际非支持对老年人存在健康选择作用，即子女更倾向于向健康状况较差的老年人提供照料和情感支持等照料支持（Lee & Xiao, 1998; Lin et al, 2003; Logan & Bian, 1998）。根据世界银行 1997 年发布的中国医疗服务筹资报告显示，中国老年人医疗需求未能完全满足，来自家庭内部子女的代际支持更多是基于老年人健康状况的需求，健康状况较差的老年人受到的预算约束更紧张（word bank, 1997），因此来自子女的代际经济支持可能通过缓解老年人医疗需求的预算约束从而对健康产生促进作用。老年人在身体比较健康的情况下会倾向于自理自足，只有身体状况难以自理时才需要并且接受子女提供的代际支持，因此老年人能够得到子女的照顾支持往往取决于其身体健康状况（熊跃根，1998）。此外，有研究显示成年子女对老年人提供照顾支持存在一定的选择性。例如，Cantor（1979）的研究显示相比较于有配偶的老年人，成年子女更倾向于向没有配偶的老年人提供代际支持。中国传统孝道中成年子女对老年人负有赡养的义务，农村子女和父母更倾向于共同居住，因此更倾向区域（费孝通，1986）。一些有关家庭近亲成员互动（kinship interaction）的文献研究了父母和子女之间代际支持（例如经济支持、生病照顾、情感支持以及帮助

家务)和代际互动的关系(例如看望或者电话问候等),发现父母和子女之间的代际转移同接受转移一方的个体特征存在相关关系。例如,一些对代际支持的研究发现女性比男性更倾向于提供代际照料支持(Leigh, 1982; Tomes, 1981; Stoller, 1983);对马来西亚的研究发现成年子女向老年人提供经济和照料支持受到老年人收入、婚姻状况、年龄和健康状况等因素的影响(Li & Willis, 1997)。

2.2.3 提供隔代抚养支持与老年健康研究

在中国祖父母是除了父母以外孩子的最重要的照顾者;尤其在农村地区,许多年轻劳动力进城寻找就业机会,家乡通常留守老人和儿童,老年人隔代抚养的现象非常普遍(Silverstein et al.,2006)。老年人向子女提供照顾孙子女的支持不仅具有重要的社会意义,对老年人自身健康状况也有着重要的影响。国外学者从上世纪七十年开始关注老年人向子女提供隔代抚养的支持对老年人影响,得到的结果并不一致。此外传统的家庭传递情结也使得老年人更加关注对孙辈的照顾责任,因此老年人通常会负担起帮助照顾孙子女的任务(杨善华等, 2004)。已有文献研究老年人对孙子女照顾对其自身健康的影响结论也不甚相同

一些研究认为帮助照顾孙子女对老年人的有负向的影响,因为照顾孙子女属于劳动密集型活动,对老年人的身体健康有着较大的消耗(Burton, 1992; Jendrek, 1993);长期照料孙子女对导致身体健康状况恶化(Pruchno & McKenney, 2002; Reitzes & Mutran, 2004)。例如Lee等(2003)利用护士健康调查对隔代抚养对老年人女性冠心病发生率之间的关系进行了队列研究,发现女性老年人提供孙子女照料会增加其罹患冠心病的风险。

一些研究显示隔代抚养对老年人的健康状况有着正向的影响。Beckman(1981)发现,给予成年子女代际支持的老年人比未给予子女代际支持的老年人具有更强的幸福感,其中可能的机制在于给予子女代际支持增强了老年人的社会角色感,同时增进了同子女之间的亲密和信任。老年人提供照料孙子女的支持会增强老年人生活的目标感,由此带来的为家族延续贡献的满足感,从而能促进老年人身体健康(Giarrusso et al. 2000);一些研究认为照顾子女可以获得回报和满

足感，因此有利于老年人的心理健康（Gattai & Musatti, 1999; Shore et al, 1998）；提供孙子女照料在一定程度上能够使得老年人更好融入家庭，加强与家庭成员之间的互动，因此对其生理健康有着正向影响（Ghuman & Ofstedal, 2004; Hughes, 2007）；此外有学者对中国的研究也有类似的结论，例如 Chen & Liu (2012) 利用 1991-2006 年的 CHNS 数据对中国大陆老年人提供孙子女照料的健康效应作了研究发现提供孙子女照料的老年人自评健康状况更好，并且爷爷奶奶照顾孙子女获得正向健康效应比外公外婆更明显。

一些研究显示隔代抚养对老年人的健康状况没有显著的影响。例如 Szinovacz 等（1999）利用美国家户调查数据显示老年人照料孙子女对其健康的影响存在着性别差异，和孙子女共同居住时女性老人的身体健康状况下降，而孙子女离开时男性老年人的身体健康状况下降；此外，老年人个体特征（例如婚姻状况、受教育程度等）也对影响隔代抚养对老年人的健康状况影响。

相比较于国外的丰富研究，国内对老年人隔代抚养的健康效应研究并不多，主要研究成果来自西安交通大学人口研究所李树苗教授团队的代际支持系列研究，其研究显示老年人向子女提供隔代抚养的支持对老年人心理健康的影响受到老年人性别和子女性别的影响，照顾孙子女对老年人心理健康具有促进作用，而照料孙子女对仅男性老年人心理健康具有促进作用，对女性老年人心理健康没有显著影响（宋璐等，2008）；老年人向成年子女提供隔代抚养的支持会增加子女向老年人提供代际经济支持的数量，因此中国的代际支持符合群体合作的交换理论（宋璐等，2010）。然而，也有研究并不支持这一观点，认为中国老年人照顾孙子女更多体现了家庭中的利他主义动机（孙鹃娟等，2013）。

2.2.4 代际支持的“时间–金钱交换”效应研究

在现实中，老年人并非单纯扮演着被动地接受支持的角色，有研究显示老年人在身体状况较好时更倾向于自理自足，不仅如此，老年人会根据自身资源禀赋（身体健康状况或者财富积累）向子女提供支持，例如帮助照顾孙子女、在子女结婚或者购房等重大事件时提供启动资金的支持（Liu & Reily, 2004; Yan, 2003）。而老年人向子女提供照料孙子女或者启动资金的支持则会进一步促进成年子女

向老年人提供代际支持 (Lee & Xiao, 1998; Secondi, 1997)。

在中国成年子女给予老年人代际经济支持既是一种社会价值的规范,同时也是中国法律明确规定的义务,然而有研究显示成年子女和老年人之间双向的代际经济支持之间存在着“时间—金钱”交换,即老年人向成年子女提供照料孙子女的服务,子女向老年人提供经济支持 (Lee & Xiao, 1998; Shi, 1993),这体现了成年子女向老年人提供代际经济支持是基于互惠的代际交换基础上,并非无条件的孝道的道德原则。

根据代际支持的交换理论,老年人向成年子女提供隔代照料的支持同成年子女向老年人提供经济支持之间存在“时间换金钱”的互惠交换关系。老年人担心自己从代际支持银行中支取过多,便通过照料孙子女这一行为同时向代际支持银行中进行储蓄,这样在未来需要代际支持不会产生短缺,从而获得心理上的安慰;而照料孙子女本身会给老年人带来经济负担,子女对老年人提供隔代抚养不进行经济上的补偿则会给老年人带来心理压力,从而对老年人健康产生不利影响。

一些研究认为,中国的经济发展使得成年人子女对老年人的代际支持从无条件的孝道义务变为更具有交换互利的特点。数百万劳动年龄人口从贫困地区流动到城镇工作,由于户籍制度和经济条件等诸多因素的限制,大多数来自农村的劳动力只能只身前往城镇工作,暂时远离家乡和孩子,增加了老年人向子女提供代际支持的需求 (Liu & Reilly, 2004; Secondi, 1997),大部分留守老人需要照顾孙子女;而这些成年子女在城市中获得经济收入则以汇款的方式向老年人提供经济支持作为回报。这些汇款不仅包括子女的抚养费,还包括祖父母作为照料孙子女的货币交换,有研究显示其他亚洲国家也存在这种现象(Frankenberg et al., 2002; Shi, 1993)。

传统的中国家庭通常成家后居住在男方家庭,祖父母在孙子女照料方面主要是协助母亲照料孙子女,而祖父则很少参与孙子女的照料 (Baker, 1979),因此老年人对孙子女的照料并非完全监护式的照料。而随着经济的发展,女性劳动力市场参与程度提高以及农村劳动力流向城镇,越来越多的家庭面临着主要由老年人照顾孙子女的状况 (Parish & Whyte, 1978; Siverstein, 2006),根据互惠交换

理论,从辅助照顾孙子女变为孙子女的主要照顾人,老年人需要付出更多的时间和精力以及经济成本,因此老年人期望从子女处获得更多的代际支持以作为补偿(Short et al., 2001)。

老年人和子女之间的代际交换存在着性别差异,老年人对子女代际支持的期待受到子女性别以及迁移的影响。老年人向子女提供代际支持时,期望从子女处获得的代际支持在儿子和女儿之间存在着差异,研究显示,老年人照顾孙子女的期望强于照顾外孙子女,与之对应儿子承担照顾老年人的责任也强于女儿(Yang, 1996; Chen et al., 2000),然而老年人照顾外孙子女获得的代际经济支持比照顾孙子女获得的代际经济支持更多,说明代际支持通过父系传递需要的补偿性交换更少,因为父系间的代际支持符合中国的传统文化和孝道规范(Yang, 1996)。

老年人提供孙子女隔代照料在农村表现为年轻劳动力外流,家中仅有老人和小孩的“隔代家庭(Skipped-generation households)”;在城镇表现为三代同堂的家庭,但是劳动年龄父母由于工作的原因,老人也是小孩的主要照料人。老年人和成年子女之间的代际支持在农村和城镇之间有着不同的表现:三代同堂的家庭老年人照顾孙子女同子女向老年人提供经济支持之间的关系更弱,因为共同居住使得子女能够向老年人提供关怀和情感慰藉等非经济支持,并且能够在一定程度上分担家庭负担(Bian et al., 1998; Logan & Bian, 2003),此外共同居住的老年人和成年子女经济上的相互依赖型更强,对经济支持的区分也较为困难(Treas & Chen, 2000),因此老年人和成年子女之间互惠交换的经济支持在劳动力外流的家庭更为明显(Cong & Silverstein, 2008)。

2.3 总结和评述

通过已有研究进行总结和归纳可以看到,已有文献对医疗消费的研究主要从年龄、受教育程度、收入水平和医疗保险等因素考察对这些因素对老年人医疗消费的影响,从家庭内部代际支持的角度考察老年人医疗资源的利用和医疗消费行为的研究很少。然而通过分析代际支持相关文献可以看出,家庭内部的代际支持对老年人身体健康、生活满意度、自理能力等方面均存在着一定程度的影响,而这些影响会进一步影响到老年人的医疗资源利用和医疗消费行为。不仅如此,代

际支持对老年人的医疗消费的影响除了通过影响健康这一途径外,还可以通过影响老年人可支配收入来影响医疗消费;通过子女对老年人代际支持的异质性健康促进和健康选择影响老年人的医疗消费;此外,老年人向子女提供隔代抚养的代际支持会通过直接影响老年人的健康以及影响代际关系从而增加子女向老年人提供代际经济支持对老年人的医疗消费产生影响。因此在理论分析和现有文献的基础上,本文将考察代际支持对老年人健康效应,并且进一步对代际支持对医疗消费的影响以及其中机制和路径进行深入研究。

第3章 代际支持对老年人医疗消费影响的实证分析

前文通过理论和文献研究对代际支持对老年人医疗消费可能影响做了初步分析；在此基础上，本章利用2011年中国健康和养老追踪调查的数据，通过两部分模型对代际支持对老年人医疗消费的影响加以分析；然后利用负二项模型对老年人就医频率作以研究；最后通过分位数回归对代际支持对老年人医疗消费影响可能的原因进行探究。另外，这部分还对代际支持对老年人医疗消费影响的城乡差异做了分析，利用生病条件下的样本对代际经济支持的收入效应和健康效应进行了初步探讨，并且分析了代际支持对老年人医疗消费影响的边际效应。

3.1 理论分析和模型设定

3.1.1 理论分析

医疗消费主要受两方面因素的影响，健康状况和收入水平。健康状况同医疗消费之间关系简单明确：健康状况越好，受到疾病困扰越小，医疗消费就越少。而收入水平同医疗消费之间的关系比较复杂：医疗服务作为一种正常商品，在收入水平增加时人们的支付能力增加，对健康的需求会增加，因而医疗消费支出会增加，这种路径可以被称为“收入效应”。然而收入水平同时可以影响人们的健康状况：通常收入水平较低的人健康状况较差，更容易受到疾病的困扰，因此医疗消费支出会更多（Kakwani et al, 1997）。随着收入水平的提高，人们能够在饮食、生活习惯、观念、规避危险工作等方面得到改善，健康状况会更好，因此医疗消费支出会减少，这种路径可以被称为“健康效应”。而代际支持同时对老年人健康状况和收入水平产生影响，从而影响老年人的医疗消费。

子女提供给老年人代际支持对老年人医疗消费的影响可以从收入效应和健康效应两方面衡量。根据前一章理论分析和文献梳理的结果显示：接受子女代际支持对老年人的健康状况影响方向没有一致的结论，有研究显示接受社会支持会增强个体的健康状况，因此代际支持会减少医疗消费；也有研究认为过多子女照料破坏了老年人对健康和自我效能的评价，导致了过分的依赖，从而更容易有健康的问题，因此会增加医疗消费。而代际经济支持增加了老年人可支配收入，通

过收入效应和健康效应对老年人医疗消费产生影响。老年人给予子女代际支持对老年人医疗消费影响的收入效应和健康效应与接收子女代际支持的影响则相反。子女向老年人提供代际支持对老年人医疗消费的影响路径可以用图 3-1 来表示。

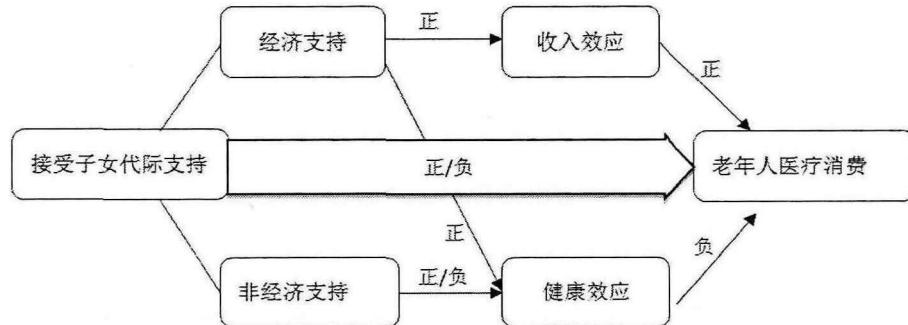


图 3-1 接受子女代际支持对老年人医疗消费的影响路径

基于前文理论分析和文献梳理，本章拟探讨如下问题：

1. 老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人医疗资源的利用和医疗费用支出是否存在影响，其影响方向和程度如何？
2. 老年人和成年子女之间的代际支持对老年人医疗消费的影响是否存在城乡差异？
3. 老年人接受子女经济支持、接受子女照料支持和老年人向子女提供隔代抚养的支持对健康状况不同的老年人医疗消费影响的边际效益是否存在差异？

3.1.2 模型设定

医疗消费不同与其他消费，在身体状况较好时医疗消费需求的弹性比较大，可能被其他消费挤出，而在身体严重疾病时需求弹性小，可能挤出其他消费；个体对健康的观念和医疗的态度存在差异，对保留健康水平的认识也存在差异；此外，医疗消费并非日常生活中常规消费，身体健康的个体在给定的时间内（例如调查时间前一年）可能不会有医疗消费的支出。医疗消费的这些特点使得通常的调查中，医疗消费存在很多零值。如果这些零值产生的原因在上述第三种情况，即身体健康的原因，这时直接对医疗消费的影响因素作以线性回归便可以得到各因素对医疗消费影响的真实边际效应；但是如果这些零值的医疗消费数据产生的

原因是上述前面两种情况，即由于预算约束或者健康观念等不可观测的因素导致个体虽然身体不健康，但是依然未就医的情况，这时就存在选择性偏差。如果直接对医疗消费方程进行的话可能会产生各变量的估计系数不一致性。因此这里研究的重点是如何解决老年人就医的选择性问题。

过往文献中对医疗消费选择性偏误处理的方法包括选择合适的工具变量、Heckman 两阶段模型、两部分模型以及 Tobit 模型和 CLAD 模型。其中，Heckman 两阶段模型、Tobit 模型和 CLAD 模型都是建立在是否支出医疗消费和支出多少医疗消费的机制相同的基础之上，两部分模型允许医疗选择和医疗支出之间的影响存在差别。本文在实证部分进行研究时一方面通过理论分析尽可能判断其中机制，另一方面研究方法上借鉴 Dow & Norton (2003) 的判断方法，即先利用 Heckman 样本选择模型进行回归，然后对其逆米尔斯比进行检验，如果逆米尔斯比显著不为零，则说明老年人医疗消费大量为零是样本自选择的结果，那么使用 Heckman 样本选择模型对老年人医疗消费进行研究；如果不显著则说明老年人医疗消费为零的自我选择性不是很严重，那么选择两部分模型作为实证模型。

然而，这几类模型的共同之处在于将医疗的选择行为和医疗消费的支出行为看作两个过程，而老年人的医疗消费从一个较长的时期来看并非一个二分选择的过程，因为不同与成年人，老年人身体状况较差，很多老年人一旦生病对其未来健康状况也有很大影响，单纯考虑老年人是否就医来纠正选择偏差可能会遗漏一些重要信息。两部分模型虽然能够在一定程度上解决医疗消费的选择性问题，但是两部分模型中第一阶段的二值选择模型只是考察了老年人是否就医的决策，但是在调查期间有的老年人可能面临着多次就医的决策，而对这类计数变量的可以利用计数模型来研究其影响因素和发生次数的概率。除此之外，两阶段的医疗消费支出模型仅反映了各解释变量对老年人医疗消费支出均值的影响，而衣食住行等日常必须品的消费相比医疗消费更具有弹性，不同数量级别的医疗消费影响因素可能存在异质性，因此本文使用分位数回归进一步考察解释变量对不同医疗消费支出水平影响的差异。下面对研究方法做以具体分析。

3.1.2.1 两部分模型

两部分模型第一阶段是个体决定是否就医，称为“参与决策”；第二阶段为就医后发生的医疗消费开支，称为“数量决策”，并且这两个阶段是相互独立的过程，允许其有不同的决策机制。医疗消费的研究模型由就医概率模型和医疗消费支出模型两部分组成，通过两部分模型计算医疗需求的偏效应从而可以避免样本选择误差问题。

关于老年人医疗消费的两部分模型可以表示为

$$f(Y_i|X_i) = \begin{cases} P(D_i = 0|X_i) & \text{若 } Y_i = 0 \\ P(D_i = 1|X_i)f(Y_i|D_i = 1, X_i) & \text{若 } Y_i > 0 \end{cases} \quad (3.1)$$

其中 $f(Y|D = 1, X)$ 表示医疗消费的密度函数。

对于第一阶段的医疗消费的参与决策 D_i ，使用 Logit 模型来进行估计。老年人参与医疗消费的概率可以表示为

$$P(D_i|X_i) = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \varepsilon_{1i} \quad (3.2)$$

其中， X 为解释变量向量， β_1 为解释变量系数向量， ε_{1i} 为扰动项。

第二阶段是关于医疗消费支出的数量决策方程，可以利用对数线性方程来进行估计。参与医疗消费的老年人医疗消费的金额对数可以表示为

$$\ln(Y_i|D_i = 1) = \alpha_2 + \beta_2 X_i + \varepsilon_{2i} \quad (3.3)$$

其中， $\ln(Y_i|D_i = 1)$ 表示有医疗消费的老年人医疗消费支出取对数处理。

3.1.2.2 负二项模型

研究计数数据的经典模型为泊松模型（Poisson regression），它是在泊松分布的基础上推导出来的。在调查其内老年人个体就医概率很小，大量的样本医疗消费支出为 0，但是在调查的老年人样本数量很多的情况下，其就医次数可以看作服从泊松分布，因此老年人就医次数的概率可以表示为

$$P(N_i|X_i) = \alpha_3 + \beta_3 X_i + \varepsilon_{3i} \quad (3.4)$$

其中， N_i 为老年人就医次数，系数 β_3 表示在控制其他变量的条件下解释变量变化一个单位带来的就医次数对数均值上的变化，对该系数进行指数化变换得到发生率比（Incidence Rate Ratio，简记 IRR）可以反映解释变量的变化对就医次数均值的影响。如果解释变量为虚拟变量，对该系数进行对数变换后可以表示某

一类别老年人的期望就医次数为参照类别老年人就医次数的倍数。然而泊松回归局限在于要求均等分布，如果老年人就医次数不能满足均值和方差相等的条件，可以利用负二项回归（negative binomial regression）来进行改进（Cameron & Trivedi, 2005）。负二项回归的条件期望与泊松回归相同，但是允许条件方差大于条件期望。

3.1.2.3 分位数模型

前面的模型都着重考代际支持对医疗费用支出的条件期望($\ln Y|X$)的影响，其实质是均值回归。通常研究关心的是解释变量 X 对整个条件分布($\ln Y|X$)的影响，而均值仅是刻画条件分布集中趋势的一个指标而已。如果能够估计出条件分布的若干重要条件分位数，例如四分之一分位、中位数、四分之三分位数等，就能对条件分布有更为全面的认识。另一方面，使用 OLS 的古典均值回归，由于最小化的目标函数为残差平方和，因此容易受到极端值（outliers）的影响。基于以上分析，这里使用 Koenker 和 Bassett (1978) 提出的分位数回归（Quantile Regression）对代际支持对老年人医疗消费的影响作以研究，不仅能够获得代际支持对老年人医疗消费影响的条件分布更为全面的信息，而且不容易受极端值的影响，获得较为稳健的结果。

假设条件分布($\ln Y|X$)的总体 q 分位数 $\ln Y_q(X)$ 是 X 的线性函数，那么老年人 q 分位数的医疗消费支出可以表示为：

$$\ln Y_q(X_i) = \alpha_{4q} + \beta_{4q} X_i + \varepsilon_{4q}, \quad q \in (0,1) \quad (3.5)$$

其中， β_{4q} 为解释变量 q 分位数回归系数向量，其估计量可以由以下最小化问题来定义：

$$\min_{\beta_{4q}} \left(\sum_{i: \ln Y_i \geq X_i' \beta_{4q}}^n q |\ln Y_i - X_i' \beta_{4q}| + \sum_{i: \ln Y_i \leq X_i' \beta_{4q}}^n (1-q) |\ln Y_i - X_i' \beta_{4q}| \right) \quad (3.6)$$

3.2 变量说明和描述性分析

3.2.1 数据来源和变量说明

3.2.1.1 数据来源

本章利用的研究数据来自中国健康与养老追踪调查（China Health and

Retirement Longitudinal Study, 简记 CHARLS), 该调查由北京大学中国社会科学调查中心组织实施, 调查对象为随机抽取的家庭中 45 岁及以上的人, 其在设计上参考了美国健康与养老调查、英国老年追踪调查和欧洲的健康、老年与退休调查等老龄化调查项目, 结合了中国具体国情同时具有国际可比性。调查内容包括被访者和配偶的基本信息、家庭结构、健康状况和功能、医疗保健与保险、工作和退休养老、收入支出和资产以及社会基本情况等信息。本文选取 CHARLS 调查中 2011 年全国基线调查的数据研究代际支持对老年人医疗消费的影响, 根据研究需要剔除了 60 岁以下的样本。

3.2.1.2 被解释变量

本文研究老年人医疗消费情况, 本文研究采的因变量为老年人医疗服务利用情况, 结合研究需求和 CHARLS 数据库的具体情况, 选取医疗服务利用率和医疗费用两个指标来衡量医疗服务利用情况。医疗服务利用率指标包括门诊和住院两方面, 其中门诊利用率使用过去一个月是否去医疗机构看过门诊以及过去一个月去医疗机构看门诊的次数作为门诊利用率的代理变量; 住院方面使用过去一年是否住院以及过去一年住院的次数作为住院利用率的代理变量。门诊费用为过去一个月所有门诊次数消费的总和, 住院费用为最近一次住院的费用。为了消除极端值的影响, 对医疗消费支出在 0.5% 的水平上进行了缩尾处理。

3.2.1.3 核心解释变量

本文的主要自变量为子女和老年人之间双向的代际支持, 包括经济支持和照料支持两方面。衡量经济支持的变量包括是否接受子女经济支持和是否给予子女经济支持。子女对老年人提供的照料支持, 利用子女同老年人联系的密切与否来衡量。这里将老年人同子女联系的频率(包括子女亲自看望父母或者通过电话、信件等方式同父母交流)每周大于等于一次视作联系密切, 能够获得来自子女的照料支持。给予子女的照料支持则利用老年人是否照料孙子女来衡量。

3.2.1.4 控制变量

除了自变量以外, 本文借鉴 Andersen & Newman (1973) 的医疗资源利用理论, 将影响医疗资源利用包括的诱发因素(predisposing components)、促成因素

(enabling components) 和疾病因素 (illness level) 具体分为个体人口学特征、社会经济特征、家庭状况和健康状况四类指标作为控制变量加入模型以消除其他因素的影响。下面对各指标包含的变量作以解释。

个体特征。包括老年人的年龄、性别和婚姻状况。其中年龄为连续变量，婚姻状况分为有配偶（已婚或有同居对象）和无配偶（包括离异、丧偶和单身）。

社会经济特征。个体社会经济地位通常可以使用三个指标来衡量，即受教育程度、职业和收入。本研究筛选的样本为 60 岁以上的老人，受制于经济和教育发展水平的时代因素，老年人的受教育程度普遍比较低，接受较高水平教育的比例很少，因此将其归并为“未接受过教育（文盲）”、“小学及以下”和“初中及以上”三类；60 岁以上的老人大多数已经不再工作，个体从事的第一份工作也能体现衡量个体职业综合素质的差异，因此使用老年人从事的第一份职业的性质作为其职业的指标，并且是否领取养老金代表老年人收入状况。此外，考虑到老年人参加医疗保险能够减少老年人的医疗负担，影响老年人对医疗资源的利用，因此将老年人是否拥有医疗保险作为变量加以控制。

家庭状况。包括家庭规模、家庭人均收入、是否农村、所在地区。考虑到低收入老年人的医疗支出通常是家庭中有经济能力的其他成员，因此使用家庭人均收入在老年人医疗消费模型中可以在一定程度上代替个人收入。家庭收入包括生活在一起的各个家庭成员的工资收入、家庭生产农业产品的收入^①以及家庭经营企业的收入，对其按照家庭规模去平均数后取对数；家庭规模为该户家庭生活在一起的人口数量。除此以外，由于中国幅员辽阔，不同省份和地区之间在经济社会方面存在着许多差异，因此加入城乡和省份虚拟变量对家庭所在的地区差异加以控制。

健康状况。包括自理能力、自评健康状况、慢性病数量以及精神健康状况四个指标。自理能力的指标为 ADL^②。变量预检验的结果显示老年人 PADL 和 IADL 指标之间存在着较强的相关性，因此本文将衡量 PADL 和 IADL 的 11 个问题得

① 包括农林产品、畜产品和水产品、以及饲养牲畜的副产品的价值减去生产这些产品的成投入成本。

② 生活自理能力 (Activities of Daily Living, 简记 ADL) 是评价老年人健康状况的重要指标，它衡量了老年人独自应对日常生活的能力，它又可以分为躯体自理能力 (Physical ADL, 简记 PADL) 和工具自理能力 (instrumental ADL, 简记 IADL)。

分加总作为自理能力指标，其取值范围为 11-44 分，数值越大表明老年人生活自理能力越差，健康状况越差。CHARLS 调查中老年人的精神健康的指标利用抑郁指数来衡量，其中抑郁量表设计 10 个问题对老年人精神健康做了测量，这里将各项感受的得分累加得到精神健康变量，其取值范围为 10-40 分，得分越高表示心理健康状况越差。老年人罹患慢性疾病种类得分累加得到慢性病数量变量，得分越高表示身体状况越差。除此之外，老年人的自评健康也是其健康状况的重要指标，分为“差”、“一般”和“好”三个等级，取值分别为 1-3，自评健康得分越高表示老人身体状况越好。

具体变量解释说明和描述性分析见表 3-1。

表 3-1 主要变量说明和描述性统计（CHARLS 数据）

	变量	变量说明	均值	标准差	样本数
被解释变量	是否门诊	过去一个月看过门诊为 1，未看过为 0	0.22	0.42	5831
	门诊次数	过去一个月看过门诊的次数	0.53	1.64	5859
	门诊消费数额	过去一个月门诊总费用，取对数，并在 0.5% 的水平上进行缩尾处理	5.03	1.62	1227
	是否住院	过去一年住院过为 1，未住院为 0	0.11	0.32	5854
	住院次数	过去一年住院次数	0.17	0.60	5900
	住院消费数额	过去一年住院总费用，取对数，并在 0.5% 的水平上进行缩尾处理	8.08	1.26	624
核心解释变量	接受经济支持	过去一年接受子女经济支持为 1，未接受为 0	0.58	0.49	5330
	给予经济支持	过去一年给予子女经济支持为 1，未给予为 0	0.04	0.21	5324
	接受照料支持	子女每周看望次数大于等于一次为 1，小于每周一次为 0	0.58	0.49	5342
	提供隔代抚养	自己或配偶帮助子女照顾孙子女为 1，未帮助为 0	0.27	0.45	5898
人口学特征					
	性别	男性为 1，女性为 0	0.51	0.50	5894
	年龄	60 岁以上，连续变量	68.38	7.03	5855
	配偶	有配偶（已婚或有同居对象）为 1，无配偶（包括离异、丧偶和单身）为 0	0.78	0.42	5884
社会经济特征					
控制变量	教育程度 ^③	未接受过教育（文盲）为 0，小学及以下为 1，初中及以上为 2	0.68	0.66	5875
	工作性质 ^④	个人从事第一份工作，非农就业为 1，农业就业为 0	0.11	0.32	5351
家庭特征					
	是否有养老金	领取养老保险金为 1，没有为 0	0.17	0.37	5851
	是否有医保	参加至少一种医疗保险为 1，未参加为 0	0.92	0.27	5901
	同住子女数	连续变量	0.51	0.69	5901

③ 本研究筛选的样本为 60 岁以上的老年人，受制于经济和教育发展水平的时代因素，老年人的受教育程度普遍比较低，接受较高水平教育的比例很少，因此未将其单独分类。

④ 60 岁以上的老年人大多数已经不再工作，个体从事的第一份工作也能体现衡量个体职业综合素质的差异，因此使用老年人从事的第一份职业的性质作为其职业的指标。

人均收入	家庭成员工资收入、家庭农业产品收入 ^⑤ 和经营企业收入之和，除以家庭人口规模，然后取对数，并在0.5%的水平上进行缩尾处理	7.52	1.34	5901
地区	东部为0，中部为1，西部为2	1.01	0.83	5897
健康状况				
自评健康	差为1，一般为2，好为3	1.78	0.74	5901
慢性病数	CHARLS 调查中14项慢性病中罹患慢性病的种类之和	1.56	1.44	5901
ADL	PADL 和 IADL 得分之和，共11项指标，每项得分1-4分，得分越高自理能力越差	13.60	5.37	5901
抑郁指数	CHARLS 调查利用抑郁量表设计10项指标之和，每项得分1-4分，得分越高精神健康越差	20.32	5.26	5400

3.2.2 老年人门诊和住院消费概率密度分布

图3-2显示了老年人门诊消费支出对数和住院消费支出对数的密度函数分布。可以看到，老年人住院消费概率密度分布的峰值比门诊消费概率密度的峰值偏右而且峰值更高，说明老年人住院消费的均值明显大于门诊消费，而门诊消费的离散程度明显大于住院消费，因此相对于住院消费，老年人的门诊消费通常疾病较轻、消费金额较少。

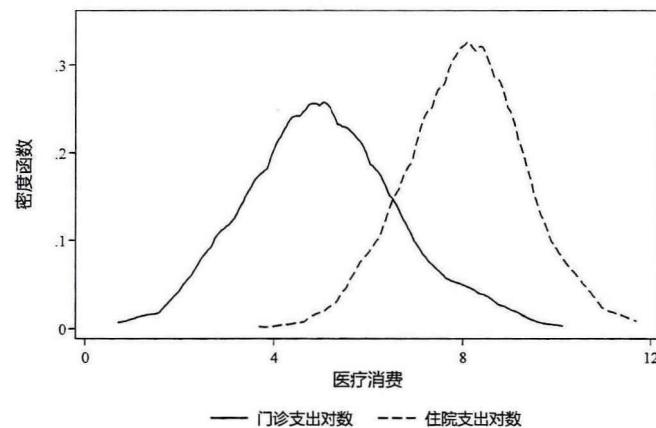


图 3-2 老年人门诊消费和住院消费的密度函数图

3.2.3 接受子女代际支持与否的老年人医疗消费的比较

图3-3显示了代际支持与否的老年人门诊和住院消费的概率密度分布。其中图(a)和(b)分别显示了接受子女代际经济支持与否的老年人门诊和住院医疗消费的概率密度分布；图(c)和(d)分别显示了接受子女照料与否的老年人

^⑤ 包括农林产品、畜产品和水产品、以及饲养牲畜的副产品的价值减去生产这些产品的成投入成本。

门诊和住院消费的概率密度分布；图（e）和（f）分别显示了提供隔代抚养与否的老年人门诊和住院消费的概率密度分布。

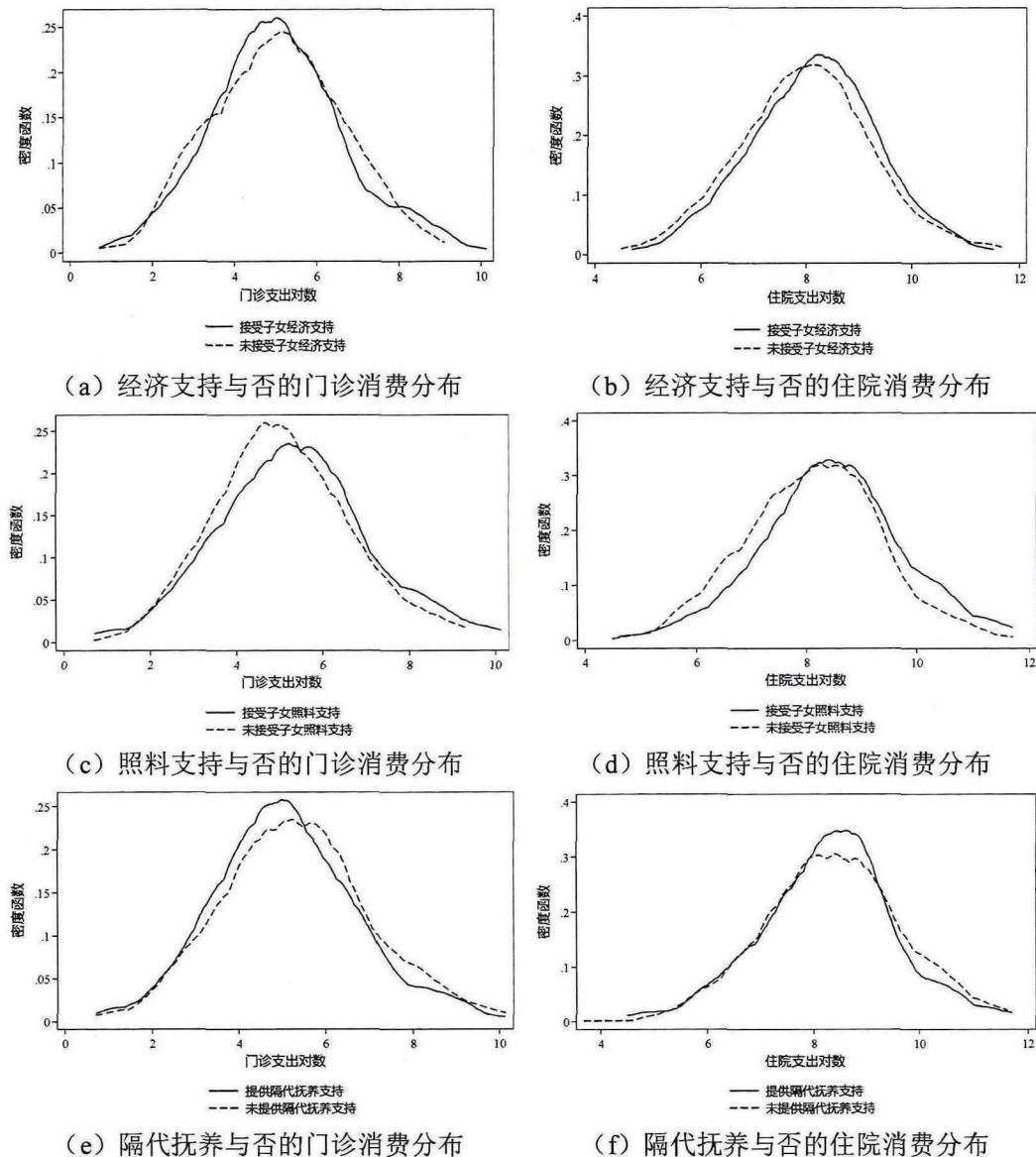


图 3-3 代际支持与否的老年人门诊费用和住院费用的概率密度分布

图（a）显示接受子女代际经济支持的老年人门诊消费的峰值比未接受子女经济支持的老年人略偏左，说明接受子女经济支持的老年人门诊消费少，图（b）显示接受子女经济支持的老年人住院消费的峰值均高于为接受子女代际支持的老年人，并且更为偏右，说明接受子女代际支持的老年人住院消费倾向于更高。图（c）和（d）显示接受子女照料支持的老年人门诊消费和住院消费的峰值都略

偏左，说明接受子女照料支持的老年人门诊消费和住院消费相比较于未接受照料的老年人少，尤其是门诊消费的减少比较明显；图（e）显示提供隔代抚养的老年人门诊消费的峰值比未提供隔代抚养的老年人偏左，说明隔代抚养的老年人医疗消费的较未提供隔代抚养的老年人少；图（f）显示了隔代抚养的老年人住院消费概率密度图的峰值出现的住院消费水平基本相同，但是峰值更高，说明隔代抚养的老年人较未提供隔代抚养的老年人住院消费金额分布更为集中。

通过比较图（a）（c）和（e）可以看到，接受子女照料支持的老年人门诊消费的峰值较接受经济支持和提供隔代抚养的老年人偏右，说明老年人和子女之间的代际支持中接受子女照料支持的老年人门诊消费可能会更多；而比较图（b）（d）和（f）可以看到相比较于接受子女经济支持和照料支持而言，提供隔代抚养的老年人住院消费的峰值偏右偏高，说明老年人和子女之间的代际支持中提供隔代抚养的老年人住院消费可能会更多。虽然接受子女代际经济支持和照料支持对老年人门诊和住院消费有着不同的影响，接受子女代际支持与否的老年人门诊和住院消费的密度函数分布在峰值上有所差异，但是离散程度上基本相似，形态也无显著差别。下面通过计量模型对代际支持对老年人医疗消费的影响程度作以深入研究。

3.3 代际支持对老年人门诊和住院消费的影响的实证结果分析

3.3.1 代际支持对老年人门诊和住院消费影响两部分模型结果分析

在进行回归分析之前对变量之间的相关性做了检验，偏相关系数显示各变量之间没有明显的相关关系。下面利用 Logit 模型和对数线性模型分别对老年人门诊和就住院消费支出模型进行回归，表 3-2 显示了在控制了老年人人口学特征、社会经济特征、家庭特征和身体健康状况以后代际支持对老年人医疗消费的影响结果。

表 3-2 医疗门诊和住院消费的两部分模型

	门诊消费的两部分模型		住院消费的两部分模型		
	系数	门诊概率	门诊消费	住院概率	住院消费
		偏效应			
接受经济支持	0.2579***	0.0423***	0.0719	0.0134	0.0013
					0.1046

	[0.0754]	[0.0123]	[0.1024]	[0.0992]	[0.0093]	[0.1084]
给予经济支持	0.2478	0.0406	-0.5005**	-0.1333	-0.0125	0.0357
	[0.1743]	[0.0286]	[0.2166]	[0.2479]	[0.0232]	[0.3392]
接受照料支持	-0.0323	-0.0053	0.094	-0.048	-0.0045	0.1232
	[0.0742]	[0.0122]	[0.0986]	[0.0991]	[0.0093]	[0.1099]
提供隔代抚养	0.2248***	0.0369***	-0.2618**	0.2678**	0.0250**	0.0341
	[0.0832]	[0.0136]	[0.1057]	[0.1110]	[0.0104]	[0.1225]
性别	-0.0329	-0.0054	0.0219	0.1127	0.0105	0.1752
	[0.0816]	[0.0134]	[0.1104]	[0.1087]	[0.0102]	[0.1273]
年龄	0.0033	0.0005	0.0012	0.0138	0.0013	-0.0164*
	[0.0064]	[0.0011]	[0.0088]	[0.0086]	[0.0008]	[0.0091]
有配偶	-0.07	-0.0115	0.2400**	0.0993	0.0093	0.1054
	[0.0961]	[0.0158]	[0.1210]	[0.1258]	[0.0118]	[0.1639]
小学及以下	-0.0344	-0.0056	0.0239	0.2266**	0.0212**	0.1397
	[0.0857]	[0.0141]	[0.1115]	[0.1152]	[0.0108]	[0.1300]
初中及以上	-0.1055	-0.0173	0.3671*	0.1969	0.0184	0.2577
	[0.1394]	[0.0229]	[0.1911]	[0.1865]	[0.0174]	[0.1900]
职业	0.0132	0.0022	0.2152	0.0694	0.0065	0.2467*
	[0.1196]	[0.0196]	[0.1579]	[0.1515]	[0.0142]	[0.1496]
领取养老金	-0.1862*	-0.0305*	0.2457*	0.2451**	0.0229**	0.0651
	[0.1019]	[0.0167]	[0.1414]	[0.1238]	[0.0116]	[0.1331]
医疗保险	0.1827	0.0300	0.0806	0.3740*	0.0350*	-0.2468
	[0.1518]	[0.0249]	[0.1840]	[0.2153]	[0.0201]	[0.2091]
子女数	-0.08	-0.0131	0.2171**	-0.0045	-0.0004	0.003
	[0.0653]	[0.0107]	[0.0846]	[0.0820]	[0.0077]	[0.0970]
人均收入	0.0239**	0.0039**	-0.0048	-0.0474***	-0.0044***	0.0022
	[0.0106]	[0.0017]	[0.0145]	[0.0137]	[0.0013]	[0.0162]
中部	0.086	0.0141	-0.0856	0.1531	0.0143	-0.5877***
	[0.0901]	[0.0148]	[0.1286]	[0.1225]	[0.0115]	[0.1471]
西部	-0.0742	-0.0122	-0.0559	0.3825***	0.0358***	-0.6951***
	[0.0918]	[0.0151]	[0.1248]	[0.1188]	[0.0111]	[0.1421]
自评健康	-0.6273***	-0.1029***	-0.3496***	-0.6635***	-0.0620***	-0.0569
	[0.0625]	[0.0099]	[0.0799]	[0.0875]	[0.0082]	[0.0899]
慢性病数	0.1883***	0.0309***	0.0945***	0.2606***	0.0244***	-0.035
	[0.0254]	[0.0041]	[0.0333]	[0.0307]	[0.0029]	[0.0347]
ADL	-0.0001	0.0000	0.0261**	0.0418***	0.0039***	0.0286***
	[0.0078]	[0.0013]	[0.0107]	[0.0092]	[0.0009]	[0.0087]
抑郁指数	0.0083	0.0014	0.0033	-0.0185*	-0.0017*	0.0098
	[0.0073]	[0.0012]	[0.0098]	[0.0096]	[0.0009]	[0.0099]
门诊/住院次数			0.1078***			0.1507***
			[0.0199]			[0.0527]
常数	-1.2109**		4.1869***	-3.3084***		8.7229***
	[0.5601]		[0.7283]	[0.7501]		[0.7720]
样本数	4782		1042	4788		513
调整后 R 方/准 R 方	0.066		0.099	0.096		0.100

注: 1. 门诊概率 Logit 模型 LR 统计量为 -2403.49, 卡方统计量为 306.82, 显著性水平为 0.00; 门诊费用 OLS 模型的调整后 R² 为 0.113; 2. 住院概率 Logit 模型 LR 统计量为 -1540.95, 卡方值为 300.12, 显著性水平为 0.00; 住院消费 OLS 模型调整后 R² 为 0.096; 3. 方括号内为稳健标准误; 4. *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

可以看到, 代际经济支持和照料支持对老年人医疗消费的影响有所不同。接受子女经济支持的老年人过去四周门诊的概率提高了 4.2%, 给予子女隔代抚养支持的老年人就医的概率提高了 3.7%, 并且均在 1% 的水平上显著。虽然接受子女经济支持和给予子女照料支持都增加了老年人门诊的概率, 但是其内在机制却有所不同。通过比较住院概率影响因素的偏效应可以看到, 虽然接受子女经济支持增加了老年人门诊的概率, 但是对住院概率没有显著影响, 而给予子女照料支持不仅增加了老年人门诊概率, 也增加了其住院概率。同住院相比, 门诊通常为较轻的疾病, 因此在一定程度上老年人门诊频率可以看作较强的健康意识和对疾病的预防。接受子女经济支持使得老年人可以在保健和疾病的预防方面更多利用医疗资源, 更多体现了收入效应, 对老年人有积极的作用; 而为子女提供隔代抚养的支持确实增加了老年人罹患疾病的概率(住院概率增加), 可能的原因在于提供隔代抚养的支持对老年人有负面影响; 也可能在于向子女提供隔代抚养的老年人会获得更多的经济支持从而门诊和住院消费都有所增加。此外, 给予子女经济支持和照料支持都减少了门诊消费但是对住院消费没有显著影响, 说明在疾病较轻时, 老年人对子女的代际支持对其自身医疗消费存在一定的挤出效应。

此外, 参加医疗保险增加了老年人住院的概率, 说明参加医疗保险会增加老年人医疗资源的利用, 这点同过去的一些文献研究结论相吻合(马超等, 2016); 家庭人均收入越高, 老年人门诊概率越高, 住院概率越低, 体现了随着收入增加人们会增加健康资本的投资, 同 Grossman 的健康人力资本理论相符合。

3.3.2 代际支持对老年人门诊和住院次数影响的计数模型结果分析

由于门诊次数和住院次数的方差明显大于期望, 不满足泊松回归均等分散的条件, 因此这里利用负二项回归作为泊松回归的修正, 来研究代际支持对门诊次数和住院次数的影响。表 3-3 显示了门诊次数和住院次数负二项回归的结果。LR

统计量和显著性水平显示模型在整体上通过显著性检验，此外 α 值在 1% 的水平上显著不为零，拒绝了泊松分布均等分散的假定，证明了这里使用负二项的合理性。下面对负二项回归的结果作以分析。

表 3-3 老年人门诊和住院次数负二项回归结果

	门诊次数负二项回归		住院次数负二项回归	
	系数	发生率比	系数	发生率比
	(1)	(2)	(3)	(4)
接受经济支持	0.1804** [0.0914]	1.1977** [0.1094]	-0.1034 [0.1050]	0.9018 [0.0947]
给予经济支持	0.2100 [0.1765]	1.2337 [0.2177]	-0.0445 [0.3292]	0.9565 [0.3149]
接受照料支持	-0.0393 [0.0830]	0.9614 [0.0798]	-0.1944** [0.0991]	0.8233** [0.0816]
提供隔代抚养	0.1788** [0.0889]	1.1958** [0.1063]	0.4665*** [0.1146]	1.5944*** [0.1827]
控制变量		有		有
α		4.371*** [0.2768]		2.389*** [0.4057]
样本数		4788		4788

注：1. 门诊次数负二项回归的 LR 统计量为 -4166.28，卡方统计量为 249.50，显著性水平为 0.00；2. 住院次数负二项回归的 LR 统计量为 -2058.30，卡方统计量为 403.46，显著性水平为 0.00；3. α 为负二项回归的参数，它衡量了泊松分布方差大于期望的程度，也称“过度分散参数”，泊松回归为 α 为零时负二项回归的特例；4. 方括号内为稳健标准误；5. *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著

表 3 显示了在控制了老年人人口学特征、社会经济特征、家庭特征和身体健康状况以后代际支持对老年人门诊和住院次数的影响。列 (2) 和 (4) 各变量的发生比率显示，接受子女经济支持的老年人比未接受子女经济支持的老年人平均门诊次数多出 19.8%，提供隔代抚养支持的老年人期望门诊次数比不给予子女照料帮助的老年人多出 19.6%，住院次数的期望多出 59.4%，并且结果在统计上显著。这同两部分模型中的就诊概率的结果相吻合。

值得注意的是，在两部分模型中接受子女照料支持对老年人医疗概率无显著影响，而负二项模型中接收子女照料支持的老年人平均住院次数仅为不给予子女经济支持的老年人住院平均次数的 82.3%，这显示子女对老年人的照顾和精神慰藉能够减少老年人住院的频率，其中机制将结合下面分位数回归作以深入探究。

3.3.3 代际支持对老年人门诊和住院费用影响分位数模型结果分析

表 3-4 显示在控制了老年人人口学特征、社会经济特征、家庭特征以及健康状况后代际支持对老年人门诊和住院费用影响的分位数回归结果。

表 3-4 老年人门诊和住院消费分位数回归结果

	(1) QR_10	(2) QR_25	(3) QR_50	(4) QR_75	(5) QR_90
门诊消费					
接受经济支持	0.1006 [0.1625]	0.1265 [0.1419]	0.0852 [0.1269]	0.0048 [0.1382]	0.155 [0.2134]
给予经济支持	-0.7012** [0.3559]	-0.222 [0.3110]	-0.3727 [0.2780]	-0.4399 [0.3027]	-0.5032 [0.4676]
接受照料支持	-0.1266 [0.1603]	0.0407 [0.1400]	0.128 [0.1252]	0.2513* [0.1363]	0.0842 [0.2106]
提供隔代抚养	-0.2168 [0.1749]	-0.3113** [0.1528]	-0.3306** [0.1366]	-0.3212** [0.1487]	-0.4369* [0.2297]
门诊次数	0.1735*** [0.0295]	0.1662*** [0.0258]	0.1369*** [0.0230]	0.0893*** [0.0251]	0.0283 [0.0387]
控制变量	有	有	有	有	有
Pseudo R2	0.093	0.076	0.074	0.076	0.084
样本数	1042	1042	1042	1042	1042
住院消费					
接受经济支持	0.1616 [0.1824]	0.2184 [0.1348]	0.2934** [0.1457]	0.0018 [0.1543]	0.0727 [0.1826]
给予经济支持	-0.7431* [0.4413]	-0.1923 [0.3263]	-0.0461 [0.3525]	0.5883 [0.3735]	0.8496* [0.4418]
接受照料支持	0.1789 [0.1820]	0.2316* [0.1346]	0.0265 [0.1454]	-0.1127 [0.1540]	0.0244 [0.1822]
提供隔代抚养	-0.0992 [0.2028]	0.0502 [0.1499]	0.0443 [0.1620]	0.0571 [0.1716]	-0.1824 [0.2030]
住院次数	0.1266* [0.0733]	0.1357** [0.0542]	0.1702*** [0.0586]	0.2041*** [0.0620]	0.1651** [0.0734]
控制变量	有	有	有	有	有
Pseudo R2	0.136	0.111	0.065	0.074	0.132
样本数	513	513	513	513	513

注：1. 括号内为稳健标准误；2. *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

可以看到，接受子女经济支持对老年人门诊消费没有显著影响；在住院消费中位数上，接受子女经济支持的老年人比没有接受子女经济支持的而老年人医疗费用高出 29.3%，并且在统计意义上显著；在住院消费分位数的两端，子女的经

济支持对老年人住院消费都没有显著影响。这显示了子女对老年人提供经济支持对其医疗消费的影响非常有限：在门诊消费以及住院消费较低百分位，老年人通过医疗保险或者养老金等日常支出来源能够自己负担住院费用；而在住院费用非常高时，即使子女提供经济支持也可能不能负担住院费用，这时其他途径例如大病医疗保险、举债等支付来源可能才是影响家庭老年人医疗消费决策的更重要因素。只有在老年人依靠自己的日常经济来源负担医疗费用有所不足并且医疗负担在子女经济支持的能力范围内时，子女的经济支持对老年人的医疗消费才能有显著的作用。

提供隔代抚养支持在几乎各个分位数上都减少了门诊消费；接受子女照料支持的老年人在较高百分位的门诊消费（75 百分位）和较低百分位的住院消费上（25 百分位）分别比未接受子女照料支持的老年人门诊消费增加了 25.1% 和 23.2%。其中的原因可能在于子女对老年人的照料降低了老年人对身体健康和自我效用的评价，导致老年人的过分依赖，以往文献研究也有类似结论（王萍等，2011）。

此外，而随着住院消费的增加，给予子女经济支持对其影响先负后正：在住院消费较低百分位，同不给予子女经济支持的老人相比，给予子女经济支持的老人住院消费减少了 74.3%，这显示了当疾病不严重时，老年人给予子女经济支持对住院消费具有挤出效应。给予子女经济支持对老年人的负面影响确实存在，因此当疾病较严重时（住院消费的较高百分位），给予子女经济支持的老年人比不给予子女经济支持的老年人住院消费高了 85.0%；另一种可能在于相较于未给予子女经济支持的老年人，给予子女经济支持的老年人因为经济能力限制较少，在疾病较为严重时能够接受住院治疗，具体何种机制将在后文的章节中进行进一步探究。图 3-4 直观显示了代际支持对老年人门诊和医疗消费的百分位影响状况。

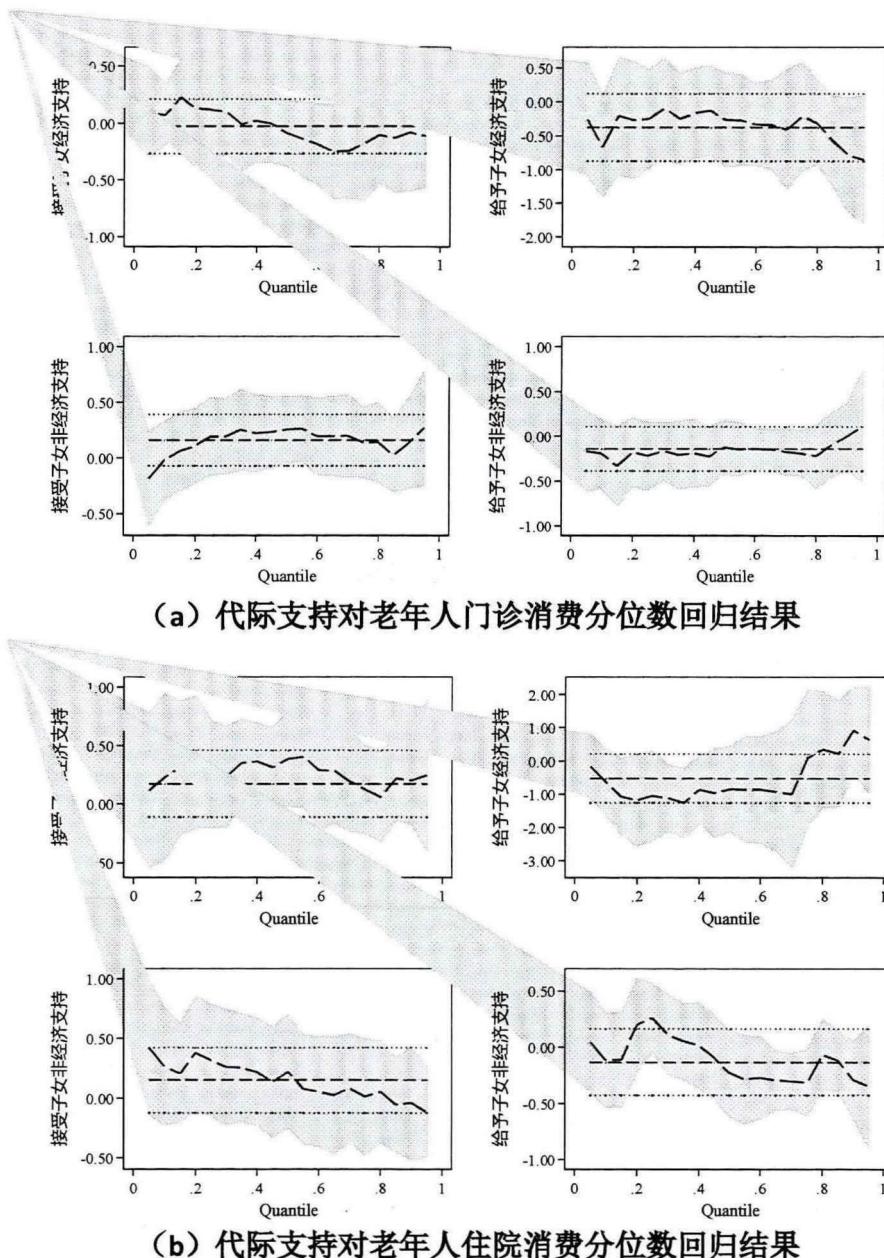


图 3-4 老年人门诊和住院消费分位数回归结果

3.4 代际支持对老年人门诊和住院消费影响的群体差异

3.4.1 生病条件下代际支持对老年人医疗消费影响

根据 Grossman 的健康资本理论, 接受子女代际支持对老年人医疗消费的影响机制包括收入效应和健康效应, 即接受子女代际支持可以增加老年人可支配收入因此会增加对医疗资源的消费(收入效应), 可支配收入增加时也会增加对健康资本的投资从而获得更多健康资本(健康效应)会减少医疗资源的需求和消费。

具体路径表现为：收入增加——>作为消费的医疗支出增加；而收入增加对医疗消费影响的健康效应表现为收入增加——>医疗支出作为对健康资本的投资增加——>健康资本增加——>医疗资源需求减少——>医疗消费减少在滞后期表现出来，代际经济支持的这两种效应对老年人医疗消费的影响方向相反，而外在表现出的代际经济支持对老年人医疗消费的影响是这两种效应叠加后的效果。为了研究代际经济支持对老年人医疗消费的影响中这两种效应，这里考虑使用对生病老年人样本进行研究。CHARLS 问卷中对老年人的医疗资源利用情况的研究除了是否就医以外，还调查了老年人是否生病，通过前文的描述性分析可以看到，有相当一部分老年人虽然在过去四周内有生病但是由于经济原因、医疗资源可及性以及自身对疾病的态度（认为病情不严重）等原因未就医。通过对生病老年人的部分样本进行研究可以将代际支持的收入效应从代际支持对老年人医疗消费的总效应中剥离出来。虽然生病未就医的老年人同生病就医的老年人群体之间可能依然存在一些不可观测的异质性导致的差异，但是通过对分样本的研究剔除了未就医但是健康的老年人（这部分老年人对医疗消费几乎没有需求），这部分老年人同具有真实医疗需求的老年人之间有根本差别。因此对生病的老年人子样本进行研究可以近似分离出代际经济支持对老年人医疗消费影响的收入效应和健康效应。

研究的思路为，利用生病老年人子样本得到生病条件下代际经济支持对老年人医疗消费的影响的偏效应，通过对比无条件下代际经济支持对老年人医疗消费影响的偏效应，可以得到代际经济支持对老年人医疗消费的收入效应和健康效应。

表 3-5 显示了生病条件下代际支持对老年人医疗消费的影响结果，其中上半部分利用老年人中生病的样本的两部分模型研究了生病条件下代际支持对老年人医疗消费的影响，下半部分利用全样本的两部分模型回归结果同其作以比较。

表 3-5 无条件和生病条件下代际支持对老年人医疗消费的影响两部分模型结果比较

	(1) 门诊概率	(2) 门诊消费	(3) 住院概率	(4) 住院消费
无条件下代际支持对老年人医疗消费的影响				
接受经济支持	0.2576*** [0.0754]	0.0719 [0.1024]	0.0132 [0.0992]	0.1046 [0.1084]
给予经济支持	0.2460 [0.1744]	-0.5005** [0.2166]	-0.1350 [0.2479]	0.0357 [0.3392]
接受照料支持	-0.0323 [0.0742]	0.0940 [0.0986]	-0.0480 [0.0991]	0.1232 [0.1099]
提供隔代抚养	0.2261*** [0.0831]	-0.2618** [0.1057]	0.2688** [0.1109]	0.0341 [0.1225]
门诊/住院次数		0.1078*** [0.0199]		0.1507** [0.0527]
控制变量	有	有	有	有
样本量	4780	1042	4786	513
调整后 R 方	0.0670	0.0990	0.0960	0.1180
生病条件下代际支持对老年人医疗消费的影响				
接受经济支持	0.3411*** [0.1280]	0.0685 [0.1049]	-0.1373 [0.1471]	0.1161 [0.1680]
给予经济支持	0.1669 [0.3188]	-0.4834** [0.2358]	-0.2144 [0.3886]	-0.3964 [0.4693]
接受照料支持	0.0962 [0.1291]	0.0806 [0.1019]	-0.1555 [0.1507]	0.2680* [0.1622]
提供隔代抚养	-0.0147 [0.1430]	-0.2712** [0.1100]	0.1517 [0.1649]	-0.0607 [0.1872]
门诊/住院次数		0.1112*** [0.0203]		0.1564** [0.0713]
控制变量	有	有	有	有
样本量	1428	984	1428	250
调整后 R 方	0.0620	0.0990	0.0830	0.1180

可以看到, 生病条件下接受子女经济支持对老年人们门诊概率的影响大于无条件时的影响, 而且影响接受子女经济支持对门诊概率的影响都是正向的, 说明接受子女经济支持的老年人在生病时就诊的概率更大, 老年人生病条件下接受子女经济支持比未接受子女经济支持的门诊概率高 40.65 个百分点 ($\exp(0.3411)-1=0.4065$); 无条件下接受子女经济支持的老年人门诊概率比未接受子女经济支持的老年人高出 29.38 个百分点 ($\exp(0.2567)-1=0.2938$)。在完成估计后可以得

到各变量的偏效应，生病条件下接受子女经济支持对老年人门诊就医概率的偏效应为 0.0625，无条件下接受子女经济支持对老年人门诊就医概率的偏效应为 0.0423。生病条件下接受子女经济支持对老年人门诊概率的偏效应可以近似看作收入效应，而无条件下接受子女经济支持对年人门诊概率的偏效应为代际经济支持对老年人医疗消费的总效应，健康效应则为总效应和收入之差，因此代际经济支持对老年人医疗消费的健康效应为 -0.0202，因此代际经济支持对老年人门诊消费的影响的总效应中收入效应大于健康效应。即接受子女经济支持使得老年人门诊概率增加了 4.23%，其中经济支持通过健康效应（促进老年人健康）使得老年人门诊概率下降了 2.02%，通过收入效应（收入增加促进医疗消费）使得老年人门诊概率增加了 6.25%。

老年人和子女之间的其他代际支持对老年人医疗消费的影响方向程度也同预期相符，例如给予子女经济支持会挤出老年人的医疗消费，体现为门诊消费减少，但是在生病样本中的挤出程度小于全样本，说明在相对健康状况下给予子女经济支持更容易挤出老年人医疗消费；接受子女照料支持在生病样本中会增加住院消费数量，说明子女对老年人提供照料支持具有健康选择性，健康状况较差的老年人更容易获得子女照料支持从而医疗消费增加，而这种关系在全样本中则不显著。

3.4.2 代际支持对老年人医疗消费影响的城乡差异

表 3-6 显示了利用两部门模型研究的代际支持对老年人医疗消费影响的城乡差异。表格上半部分显示了农村老年人样本门诊和住院消费的两部分模型回归结果，下半部分显示了城镇老年人样本的回归结果，列（1）-（2）显示了门诊消费的回归结果，列（3）-（4）显示了住院消费的回归结果^⑥。

⑥ 为了节省篇幅，这里省略了与分析研究目的无关的一些控制变量的回归结果。

表 3-6 代际支持对老年人医疗消费影响的城乡差异的两部分模型结果比较

	门诊消费两部分模型			住院消费两部分模型		
	(1)		(2)		(3)	
	门诊概率 系数	偏效应	门诊消费 系数	偏效应	住院概率 系数	偏效应
农村老年人样本						
接受经济支持	0.2523*** [0.0759]	0.0414*** [0.0124]	0.0833 [0.1031]	0.0136 [0.1003]	0.0013 [0.0094]	0.1032 [0.1083]
给予经济支持	0.2552 [0.1744]	0.0418 [0.0286]	-0.5467** [0.2143]	-0.1352 [0.2497]	-0.0126 [0.0234]	0.0368 [0.3396]
接受照料支持	-0.0314 [0.0743]	-0.051 [0.0122]	0.0963 [0.0987]	-0.0483 [0.0991]	-0.0045 [0.0093]	0.1279 [0.1100]
提供隔代抚养	0.2235*** [0.0832]	0.0366*** [0.0136]	-0.2492** [0.1057]	0.2695** [0.1109]	0.0252** [0.0104]	0.0216 [0.1224]
门诊/住院次数			0.1088*** [0.0200]			0.1532*** [0.0534]
其他控制变量	有		有	有		有
样本	4779		1041	4785		513
城镇老年人样本						
接受经济支持	-0.0583 [0.1598]	-0.0079 [0.0216]	0.1035 [0.2833]	0.0063 [0.1732]	0.0007 [0.0191]	-0.0119 [0.1451]
给予经济支持	0.3829* [0.2143]	0.0517* [0.0288]	0.0213 [0.3144]	0.5945 [0.2320]	0.065 [0.0255]	0.3762 [0.1659]
接受照料支持	0.1587 [0.1801]	0.0214 [0.0243]	0.5504** [0.2762]	-0.0388 [0.1943]	-0.0043 [0.0214]	0.2534 [0.1921]
提供隔代抚养	0.3083* [0.1818]	0.0417* [0.0244]	-0.2356 [0.2707]	0.2279 [0.1955]	0.0251 [0.0216]	-0.2203 [0.1824]
就诊次数			0.0109 [0.0451]			0.3680*** [0.0889]
其他控制变量	有		有	有		有
样本	1360		222	1362		178

注：1. 农村老年人门诊概率 Logit 模型 LR 统计量为-2401.29, 卡方统计量为 306.89, 显著性水平为 0.00; 门诊费用 OLS 模型的调整后 R² 为 0.113; 住院概率 Logit 模型 LR 统计量为-1540.95, 卡方值为 300.12, 显著性水平为 0.00; 住院消费 OLS 模型调整后 R² 为 0.101; 2. 城市老年人门诊概率 Logit 模型 LR 统计量为-586.04, 卡方统计量为 101.80, 显著性水平为 0.00; 门诊费用 OLS 模型的调整后 R² 为 0.077; 住院概率 Logit 模型 LR 统计量为-497.90, 卡方值为 107.97, 显著性水平为 0.00; 住院消费 OLS 模型调整后 R² 为 0.277; 3. 方括号内为稳健标准误; 4. *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

通过比较接受子女经济支持对城乡老年人门诊概率的影响可以看到，接受子女经济支持对农村老年人门诊概率有着显著的正向影响，接受子女经济支持的老

年人门诊概率增加了 4.1%，而对门诊消费以及住院概率和住院消费都没有显著影响。相比较于住院消费，门诊消费通常为较轻的疾病，在一定意义上可以体现为保健和对疾病的预防，而且代际经济支持对农村老年人门诊消费没有显著影响，说明接受子女经济支持促进了老年人医疗资源的利用，对农村老年人的正向影响。接受子女经济支持对城镇老年人的门诊概率没有显著影响，这同前文分析的预期相符，因为城镇老年人受到的经济约束、医疗资源可及性约束较小，而且有比较有效的医疗保险制度，对子女的经济支持依赖较小，接受子女经济支持对其医疗资源的利用和医疗消费都没有显著影响。

给予子女经济支持对农村老年人门诊消费有负向作用，给予子女经济支持的农村老年人门诊消费减少了 54.6%，并且在 5% 的统计水平上显著，这也同前文的理论和预期相符合，表明由于收入约束的存在，农村老年人医疗消费容易受到其他消费的挤出，尤其在身体状况较好时这种挤出效应比较明显，而在身体状况较差时医疗消费的弹性较小，这种挤出作用便不显著（表现在给予子女经济支持对农村老年人住院的概率和住院消费的影响均不显著）。需要注意的是，给予子女经济支持对城镇老年人门诊概率和住院概率都有所增加，并且对城镇老年人住院消费也有增加，说明城镇老年人给予子女经济支持可能会对老年人带来负面影响，身体健康状况变差（体现在住院费用的增加）；也有可能是城镇给予子女经济支持的老年人经济能力较强，受到经济制约较少，从而更有可能进行医疗消费，其中的具体何种机制还需要在下面几章进行检验。

接受子女照料支持对农村和城镇老年人医疗资源的使用基本没有显著影响，而提供隔代抚养支持对农村和城市老年人门诊概率都有所增加，并且在统计意义上显著；不同的是，提供隔代抚养支持对农村老年人住院概率也有所增加，而对城镇老年人住院概率的正向影响则不显著。这里存在“适度”的问题，只有为子女提供隔代抚养支持超过老年人体能的情况下才会不利于老年人身体健康，增加住院概率；同时，也有可能由于为子女提供隔代抚养支持的老年人会得到子女更多的经济支持从而经济能力增加，医疗消费增加。因此提供隔代抚养支持对可能对农村老年人有着负向影响。过往文献中也有类似研究结论，即老年人向成年子女

提供照顾孙子女的支持对其老年人有负向作用,因为照顾子女的活动属于劳动密集型,会对老年人的健康产生损害。这也从另一个侧面说明农村老年人和子女之间的代际依赖性比城镇更强,老年人在经济方面接受来自子女的支持,为子女提供隔代抚养作为交换,而这种交换对老年人自身有一定的负向影响,因此体现了农村老年人对子女提供代际支持的利他性,这个结论也间接证明了农村老年人和成年子女的代际关系中相互性孝道理论的适用性。

3.5 代际支持对不同健康状况的老年人医疗消费边际影响差异

前文获得了在控制了先决因素、使能因素和需要因素后老年人和成年子女之间双向代际支持对老年人医疗消费的影响方向和影响程度。这一部分首先利用两部分模型对代际经济支持对老年人门诊和住院消费影响做了实证研究,然后根据两部分模型的结果对老年人的就诊概率和医疗费用作以预测,然后利用 lowess 曲线对分别代际支持变量和老年人就诊概率和医疗费用之间的关系进行拟合,进一步对老年人和成年子女之间双向的代际支持对老年人医疗消费的边际影响程度作以直观分析。

3.5.1 代际支持对老年人医疗总费用影响的两部分模型结果

为了便于获得直观的代际支持对医疗消费的边际影响效应,这里对模型的变量选取进行如下处理: Logit 模型的被解释变量为老年人就医概率,即在调查期内有过门诊或者住院; 医疗费用 OLS 模型被解释变量为老年人医疗消费的总数,包括调查期内门诊和住院费用的总和,并且对数化。

给予子女经济支持和接受子女代际经济支持对老年人仅为经济支持数量的影响,其对老年人医疗消费的影响均经过收入效应和健康效应的机制,对老年人医疗消费的影响并不存在质的差别; 不仅如此,给予子女经济支持的老年人在老年人中的比重很少(6.17%)。基于以上两个原因,这里将考察代际经济支持的净额对老年人医疗消费的影响,即老年人接受子女经济支持减去给予经济支持后的数额,如果为负则记为未接受代际经济支持,即代际经济支持的净额为零。这里的代际经济支持为老年人接受子女经济支持减去给予子女经济支持后的净经济支持数额,并且对数化; 其他变量同前文相同。表 3-7 显示了代际支持对老年人

医疗消费影响的两部分模型的回归结果。

表 3-7 代际支持对老年人医疗消费影响的两部分模型回归结果

	Logit 模型		OLS 模型	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
代际经济支持	0.1505*	0.0618	0.0453	0.1043
代际照料支持	-0.0097	0.0627	0.1011	0.1069
提供隔代抚养	0.2356***	0.0691	-0.0801	0.1161
性别	0.0124	0.0668	0.2211	0.115
年龄	0.0143**	0.0053	0.0025	0.009
有配偶	-0.0036	0.0798	0.4185**	0.1352
小学及以下	0.0571	0.0741	0.2177	0.1224
初中及以上	0.168	0.1046	0.4169*	0.1792
职业	0.1096	0.0914	0.3346*	0.1623
领取养老金	0.0403	0.0795	0.3559**	0.1318
城居医保	0.3396*	0.149	0.3053	0.2683
新农合医保	0.3327**	0.1254	0.2362	0.2197
和子女共同居住	-0.0277	0.0696	0.1949	0.1149
家庭人均收入	0.0025	0.0089	-0.0465**	0.0153
中部	-0.0075	0.0745	-0.1856	0.1299
西部	-0.0063	0.075	-0.0328	0.1327
农村	0.1677	0.1058	-0.8855***	0.1933
自评健康	-0.5979***	0.0507	-0.4422***	0.09
慢性病数	0.2424***	0.0212	0.1053**	0.0358
ADL	0.0142*	0.0069	0.0513***	0.0106
抑郁指数	0.0108*	0.0052	-0.0057	0.0085
medno			0.0567**	0.0181
常数	-2.8976***	0.4458	5.3143***	0.7695

注：1. 就医概率 Logit 模型样本数为 6162，准 R 方为 0.083，对数似然统计量为 -3433.42，卡方统计量为 550.69，p 值为 0.0000；2. 医疗费用数量 OLS 模型样本数为 1719，调整后 R 方为 0.14；3.*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

3.5.2 代际支持对老年人就医概率的边际影响

下图纵轴为根据两部分模型中老年人就诊概率模型对老年人就医概率作以预测，而横轴为老年人和成年子女之间双向代际支持的指标，而 lowess 曲线能够较为平滑拟合两者之间的关系，从而获得老年人和成年子女之间双向代际支持的对就医概率和医疗费用的影响趋势。

3.5.2.1 代际经济支持对老年人就医概率的边际影响

并非所有老年人都有接受子女的代际经济支持，因此代际经济支持存在大量零值，图 3-5 显示了代际经济支持数量的核密度分布图。可以看到，接受子女经济支持的老年人中，成年子女向老年人提供经济支持的金额取对数后大部分在 5 到 10 之间，事实上如果对经济支持数量在 1% 的水平上进行高位单边缩尾处理后最大值为 9.84；进行 0.5% 水平上进行高位单边缩尾处理后最大值为 10.09。

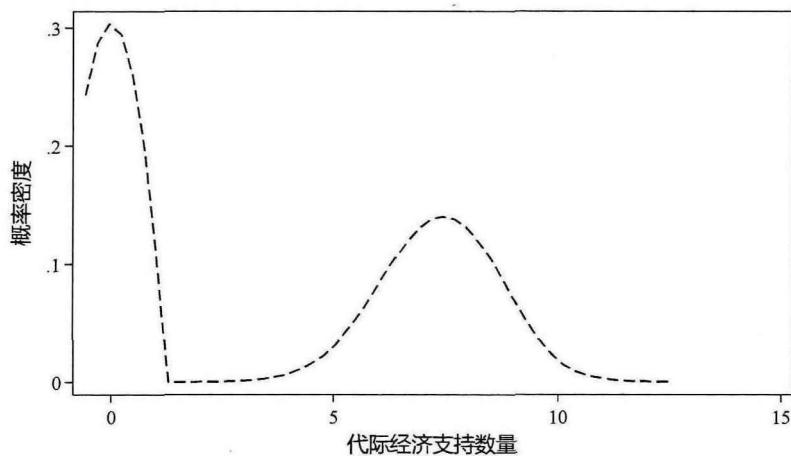


图 3-5 代际经济支持数量的核概率密度分布图

图 3-6 显示了不同自评健康水平老年人代际经济支持同就医概率的 lowess 曲线。这里横轴代际经济支持为净经济支持，即老年人接受子女经济支持的数额减去给予子女经济支持的数额，并且在 0.5% 的水平上进行了缩尾处理；纵轴为根据老年人医疗消费两部分模型中就诊概率模型的估计值。

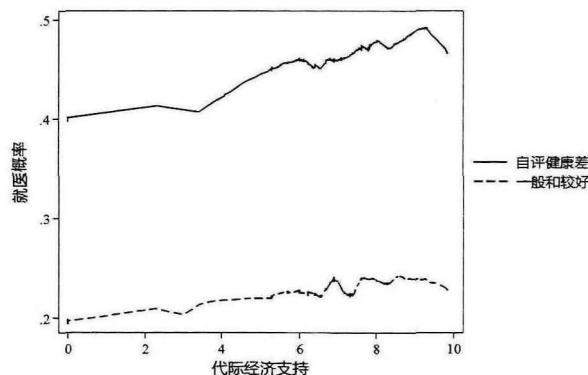


图 3-6 不同自评健康水平老年人代际经济支持和就医概率的 lowess 曲线图

可以看到，自评健康较差的老年人就医概率的 lowess 拟合曲线位于自评健康状况较好的老年人 lowess 曲线的上方，说明不管在任何代际经济支持水平下，自评健康较差的老年人就诊的概率总是比自评健康状况较好的老年人更高。结合图 3-5 代际经济支持的核密度分布显示有代际经济支持的老年人代际经济支持的数量集中在 5 到 10 之间，对这个范围内不同代际经济支持对老年人就诊概率的边际影响可以看到，随着代际经济支持的增加，自评健康较好的老年人就医概率有所增加，但是相比较于自评健康较差的老年人，该曲线的增长显示出比较平缓的状态，而自评健康状况较差的老年人随着代际经济支持的增加，就诊的概率增长趋势更为陡峭。这显示出代际经济支持对健康状况较差的老年人对医疗资源利用的促进作用更明显，说明代际经济支持能够在一定程度上缓解老年人的健康不平等。

3.5.2.2 代际照料支持对老年人就医概率的边际影响

图 3-7 显示了不同自评健康水平老年人代际照料支持和老年人就医概率的 lowess 曲线。可以看到，代际照料支持和老年人就医概率之间总体呈现出负相关性，随着代际照料支持概率的增加，老年人就诊概率下降，在控制了老年人人口学特征、社会经济特征和健康特征等情况下代际照料支持减少了老年人就诊概率，说明来自子女的代际照料支持可以在一定程度上替代去医院就诊，这体现了来自家庭内部的代际支持和社会医疗服务资源的支持之间有一定程度的替代性，因此代际照料支持可以在不增加老年人医疗资源的利用的情况下促进老年人的健康，对老年人产生积极影响。不仅如此，相比较于身体健康状况较好的老年人来说，自评健康状况较差的老年人接受代际照料支持所获得收益更多，体现在自评健康状况较差的老年人代际照料支持同就诊概率的 Lowess 曲线斜率较自评健康状况较好的老年人更为陡峭。

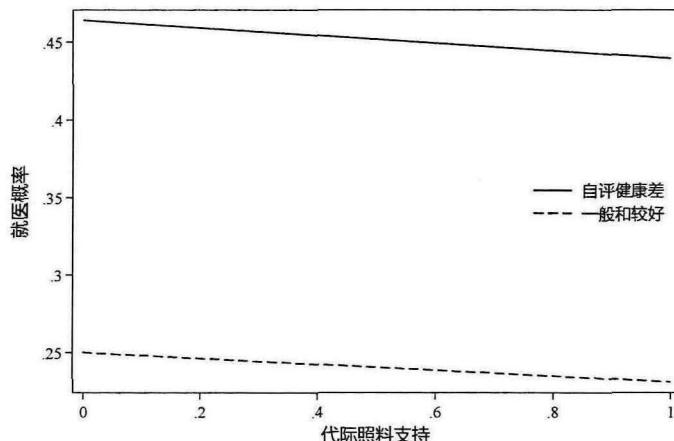


图 3-7 不同自评健康水平老年人代际照料支持和就医概率的 lowess 曲线

3.5.2.3 隔代抚养对老年人就医概率的边际影响

图 3-8 显示了不同自评健康水平老年人隔代抚养和就诊概率的 lowess 曲线。可以看到，老年人向成年子女提供隔代抚养的支持同老年人就诊概率之间有着正向关系，即隔代抚养概率越大的老年人就医概率越大，但是这种关系并不是很显著，表现在隔代抚养和就诊概率曲线的斜率比较平缓。无论是否提供隔代抚养，自评健康较差的老年人就医概率均大于自评健康一般和较好的老年人，但是隔代抚养对自评健康状况不同的老年人的影响并没有显著差别，体现在自评健康较差和自评健康较好的老年人的 Lowess 曲线几乎平行。

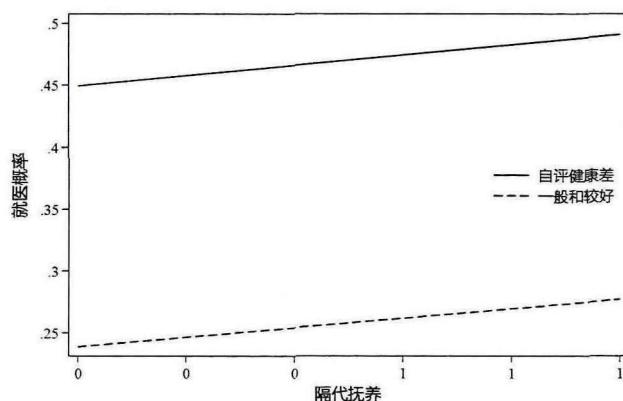


图 3-8 不同自评健康水平老年人隔代抚养和就医概率的 lowess 曲线图

3.5.3 代际支持对老年人医疗费用的边际影响

下面分别探讨代际经济支持、代际照料支持和提供隔代抚养支持对老年人医

疗消费的边际影响。

3.5.3.1 代际经济支持对老年人医疗消费的边际影响

图 3-9 显示了代际经济支持对老年人医疗消费的边际影响。其中横坐标为代际净经济支持的金额取对数并且在 0.5% 的水平上进行高位单边缩尾处理，纵轴为通过两部分模型中医疗费用模型对老年人医疗费用进行预测后所得到控制其他影响因素的老年人医疗消费的拟合值。由于这里医疗消费和代际经济支持的数值为连续数值，这里可以 lowess 曲线进行边际影响的平滑拟合曲线。可以看到，在未接受代际经济支持时自评健康状况较差的老年人医疗消费高于一般和较好的老年人，并且随着代际经济支持数量的增加，自评健康较差的老年人医疗消费增长的速度比一般和较好的老年人更加平缓。

由于代际经济支持对老年人医疗消费的影响机制为收入效应和健康效应两个方面，收入效应表现为接受代际经济支持增加了老年人的可支配收入，增加了作为正常品的健康资本的需求，从而增加了作为预防功能的医疗消费；而健康效应表现为经济支持增加通过改善营养、居住环境等生活条件从而促进健康，减少了作为治疗功能的医疗消费。

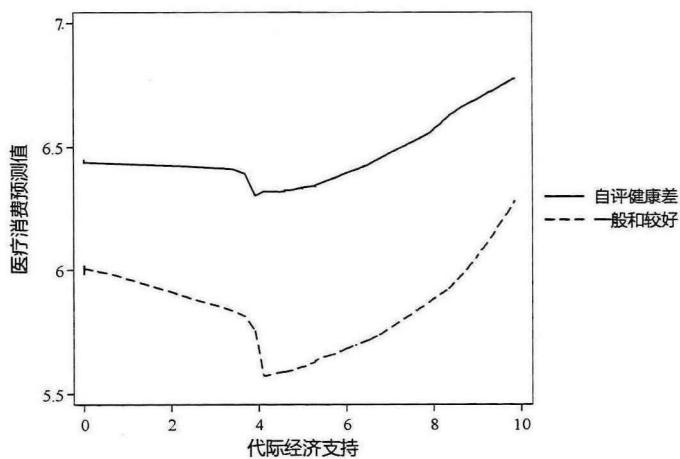


图 3-9 不同自评健康状况的老年人代际经济支持同医疗消费预测值的 lowess 曲线

对于自评健康状况较差的老年人，接受经济支持并没有显著减少医疗消费数量。不仅如此，随着接受经济支持数量的增加，老年人医疗消费呈增加的趋势。

自评健康状况较差的老年人的医疗消费更多体现为过去累积的健康风险的消费，即治疗性医疗消费，因此接受代际经济支持增加了老年人作为治疗功能的医疗消费，从而对老年人身体健康状况较差的情况进行改善。随着代际经济支持的增加，老年人的医疗消费并没有急剧增长，而是最后和健康状况较好的老年人医疗消费逐渐趋同。图中显示自评健康状况较差的老年人相对于自评健康较好的老年人来说医疗消费的收入弹性更小，这点同预期相符，因为医疗消费不同与其他消费的一个特点是是在身体健康状况较好时，医疗消费的收入弹性大，而在身体健康状况较差时，医疗消费则缺乏弹性。

对于自评健康状况较好的老年人，成年子女向老年人提供经济支持在一定范围内接受代际经济支持的群体比未接受代际经济支持的群体医疗消费更少，而代际经济支持超过 8000 ($\exp(9) \approx 8000$ 元) 以上的老年人医疗消费高于未接受代际经济支持的老年人医疗消费。此外，接受代际经济支持的老年人随着经济支持数量的增加，医疗消费数量也不断增加。结合代际经济支持对医疗消费的影响机制分析，代际经济支持在 8000 元以下时代际经济支持对老年人医疗消费更多体现的是健康效应，而超过 8000 元则更多体现了代际经济支持对医疗消费收入效应，过多的经济支持可能造成医疗资源的过度利用。另一种可能的原因在于，过多的代际支持增加了老年人的依赖感，减弱了老年人的自我效能和控制感，从而增加了医疗消费。还有一种可能的原因在于获得子女经济支持较多的老年人通过增加医疗消费从而提高了自评健康的水平，即代际经济支持同老年人自评健康的反向因果关系，体现在代际经济支持同老年人医疗消费关系曲线上两者也是显著向右上倾斜的。

3.5.3.2 代际照料支持对老年人医疗消费的边际影响

图 3-10 显示了不同自评健康状况的老年人代际照料支持同两部分模型中消费预测值之间的 lowess 拟合曲线。可以看到，无论接受子女照料支持与否，自评健康较差的老年人医疗费用都高于一般或者较好的老年人；接受子女代际照料支持的概率越大，老年人医疗费用数量越多，这体现出代际照料支持和老年人医疗消费的互补作用。然而，代际照料支持对老年人医疗消费的促进作用对于自评健

康状况较差和自健康状况较好的老年人之间的影响并没有显著差别，体现在两条曲线几乎平行，说明代际照料支持对老年人医疗消费的促进并不存在健康的歧视。

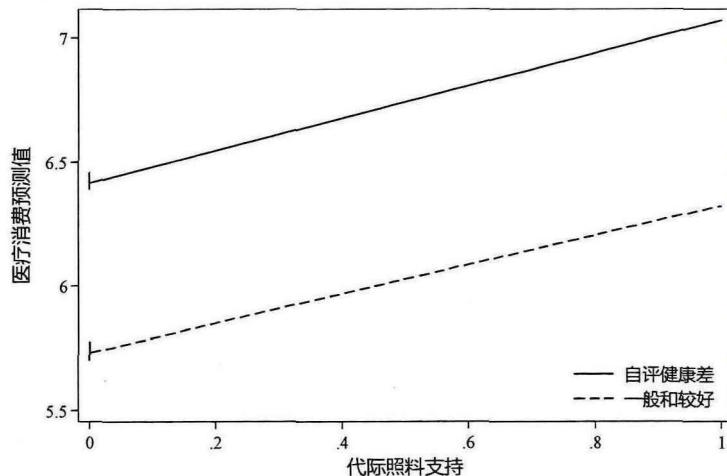


图 3-10 不同自评健康状况的老年人代际照料支持同医疗消费预测值的 lowess 曲线

3.5.3.3 隔代抚养对老年人医疗消费的边际影响

图 3-11 显示了不同自评健康状况的老年人向成年子女提供隔代抚养同老年人医疗消费的预测值之间的 lowess 拟合曲线。可以看到，隔代抚养自评健康状况一般和较好的老年人医疗消费并不存在显著的影响，而同自评健康状况较差的老年人医疗消费有着负向的影响。其中的可能的机制在于向成年子女提供隔代抚养占据了老年人的时间或者经济资源，从而减少了老年人医疗消费，对老年人医疗消费具有一定的挤出作用；另一种可能的机制在于隔代抚养对老年人医疗消费具有替代作用，即隔代抚养可能对老年人的身心健康有一定改善作用，从而可以减少老年人对医疗资源的需求。由于相对于健康状况较好的老年人而言，健康状况较差的老年人对医疗资源的需求弹性较小，而隔代抚养对健康状况较好的老年人医疗消费的影响并不显著（自评健康状况一般和较好的老年人隔代抚养对医疗消费的边际影响并不明显，曲线水平），因此隔代抚养对老年人医疗消费的影响机制更有可能在于对老年人身体健康状况的改善，而不是对医疗消费的挤出。该结论的可靠性还需要进一步的研究验证。

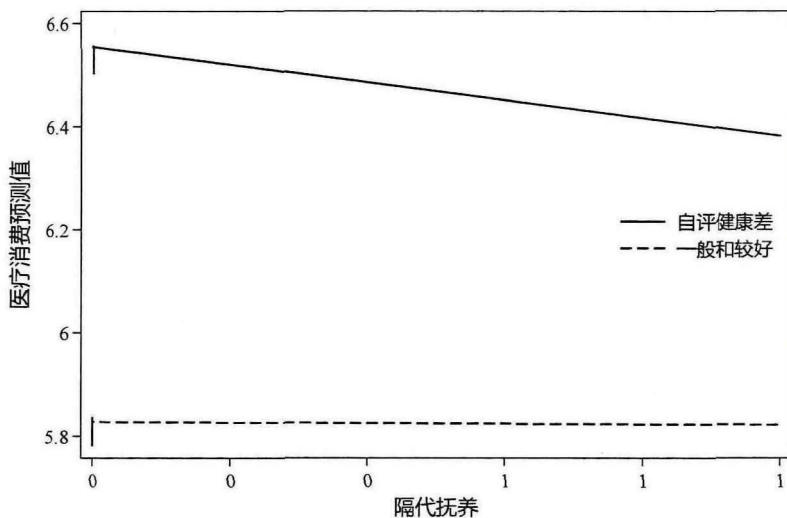


图 3-11 不同自评健康状况的老年人隔代抚养同医疗消费预测值的 lowess 曲线

前文利用两部分模型对老年人和成年子女之间双向的代际支持对老年人医疗消费的影响方向和程度做了研究，并且通过对其边际影响的分析对代际支持对老年人医疗消费的影响机制及其健康效应做了假设和预测，为下一步深入研究代际支持对老年人医疗消费的影响机制及其健康效应做了基础和铺垫，下面各章利用更为严谨的计量方法对代际支持对老年人医疗消费的影响机制及其健康效应作以研究。

3.6 本章小结

本章利用两部分模型对老年人和子女之间双向代际支持对老年人的门诊和住院概率和医疗支出费用的影响方向和影响程度做了研究，然后利用负二项回归探讨了双向代际支持对老年人门诊和住院次数作的影响，最后通过分位数回归探讨了老年人和子女之间双向的代际支持对老年人门诊和住院医疗消费不同百分位上的影响；除此之外，本章还探讨了代际支持对老年人医疗消费的城乡差异，并且利用生病条件和无条件下的样本探讨了代际经济支持的收入效应和健康效应。下面对本章研究结果作以小结：

(1) 老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人门诊和住院的概率和医疗费用支出存在一定的影响，而经济支持和非经济支持对其医疗消费有着不同影响。子女提供经济支持会增加老年人门诊的概率和频率，但是门诊消费却没

有显著增加。同住院消费相比，门诊消费通常是较轻的疾病，而且能在一定程度上反映老年人对疾病的预防意识，因此这种结果可能是收入效应和健康效应相抵消的结果。

(2) 子女提供给老年人的经济支持对老年人医疗消费的影响有限，只有当老年人医疗消费高出自己独立负担的能力时，子女的经济支持才会对其医疗消费有显著的影响。这个结论说明中国地区老年人对子女的依赖非常弱，除非到不得已的情况下，否则老年人更倾向于自立自足，以往的文献也有类似的研究结论(梁鸿，1999；张震，2004)。

(3) 当疾病不严重时，老年人给予子女经济支持对其医疗消费具有显著的挤出作用，而给予子女代经济支持对老年人确实存在负面影响，表现在住院消费的较高百分位，给予子女经济支持的老年人住院消费明显高出不给予子女经济支持的老年人。因此老年人向子女提供经济支持的过程更多体现了老年人对子女的利他性代际转移，老年人自身会效用减少，但是这并不一定会带来子女效用的增加，因为老年人一旦罹患重病子女的负担也会增加。

(4) 代际经济支持对老年人医疗消费的影响包括收入效应和健康效应，收入效应表示老年人接受子女经济增加了其可支配收入从而增加医疗需求，促进医疗资源的利用；健康效应表示接受子女经济支持会增加投资从而拥有更多健康资本因此会减少医疗需求。利用生病条件下的样本对代际支持对老年人医疗消费的影响可以对经济支持对老年人医疗消费的收入效应和健康效应作以分离，结果显示代际经济支持对老年人医疗资源的利用有着显著促进，对老年人健康状况也有显著促进作用，即使在剥离了健康效应导致的医疗消费减少，代际经济支持对老年人医疗资源的利用也有着明显的促进作用，体现了代际经济支持部分释放了老年人由于收入约束而被抑制的合理的医疗需求，对老年人整体福利改善有着促进作用。

(5) 由于农村和城镇在经济水平、医疗资源和社会保障方面存在着差异，农村老年医疗消费同子女之间的代际支持非常密切。农村老年人医疗消费不能单纯考虑老年人个体的因素，也不能单纯从增加或减少来衡量其福利的多寡。因为

受经济因素和观念等因素的制约,给予子女代际支持对门诊医疗消费存在挤出作用,虽然门诊消费少,但容易拖延罹患重病。因此从整个家庭角度来考虑农村老年人医疗消费,提高其健康水平的同时增强健康意识,虽然可能会增加门诊费用,但是长远来看不管是对老年人个体健康、家庭负担还是社会资源的利用都有积极作用。

第4章 代际经济支持对老年人的健康效应

本章在前一章代际支持对老年人医疗消费行为影响的基础上,进一步探讨代际支持与老年人健康的关系,从而考察了代际经济支持对老年人医疗消费的积极影响是否真正促进了老年人的健康状况。这一问题的探究对代际支持对老年人医疗消费的影响结论有着重要意义,如果代际经济支持对老年人健康没有保护作用,代际支持仅仅增加了老年人医疗消费,说明代际经济支持可能会导致老年人过度医疗消费,也可能因为代际支持支持导致带来老年人的依赖心理和自我效能评价的损害从而对老年人可能产生负面影响;如果代际经济支持在促进老年人医疗消费的同时对老年人健康具有保护作用,说明代际经济支持对老年人确实存在积极的影响,医疗消费的增加是基于没有代际经济支持情况下健康需求的积累导致的医疗消费的合理释放。

4.1 研究假设和模型设定

4.1.1 理论分析和研究假设

由于医疗消费存在持续性和集中性,老年人医疗消费存在“接近死亡效应”(Zeiweifel et al., 1999; Seshamani & Gray, 2004),即并非年龄增加导致医疗消费增加,而是越接近死亡医疗消费越高,而年龄同医疗消费之间这种正向的关系有可能仅仅因为死亡率的中间这种媒介显现出的间接相关,因此相比较于探讨代际支持对老年人躯体和心理健康状况的影响,探讨代际支持对老年人死亡风险的影响对研究代际经济支持对老年人医疗消费的影响更有意义,因此这部分内容试图探讨代际经济支持对老年人死亡风险的影响。然后进一步探讨了代际经济支持对老年人健康保护是否也存在死亡率逆转的效应,最后分析了代际经济支持对老年人临终医疗消费的影响。在这个过程中验证了子女提供代际经济支持的医疗消费补偿动机以及代际经济支持对老年人躯体健康和心理健康的影响,从而全面系统刻画了对代际经济支持对老年人的健康效应和以及代际经济支持和老年人医疗消费之间的关系。

根据前文代际支持对老年人健康影响的研究综述可以看到,成年子女向老年

人提供经济支持对老年人健康状况的影响方向并没有一致的结论，多数研究认为成年子女向老年人提供经济支持通过解放老年人劳动力，给予老年人安全感，提高老年人物质生活条件等因素对老年人的健康状况产生促进的作用；也有一些研究认为子女向老年人提供经济支持如果会削弱老年人的自我效能，增加老年人的依赖感从而对老年人健康状况具有负向影响。

通过进一步梳理代际经济支持对老健康状况存在负面影响的研究可以看到，这些研究多数认为子女提供代际支持超过一定的数量则对老年人的健康带来负面影响，即代际支持的数量同老年人期望获得的数量大致相同时，代际支持对老年人的影响则不存在负面影响。而死亡风险衡量了个体临终健康指标，是老年人医疗消费和需要照顾最集中的时期，因此对代际支持的需求也相对较多，因此如果代际支持对老年人的死亡风险存在影响，那么更多的可能性是降低了老年人死亡风险。

此外，如果代际经济支持对老年人的健康具有一定的保护作用，那么未接受子女代际经济支持的老年人相对于接受子女代际经济支持的老年人来说处于弱势地位，随着年龄的增长由于自然选择的存在，随着年龄的增长未接受子女经济支持却一直存活的老年人可能比接受子女经济支持的老年人具有更强的体质，因此随着年龄的增长接受子女经济支持和未接受子女经济支持的老年人群体的年龄死亡曲线可能在某一点存在交叉，并且在此后产生逆转。

此外，有研究显示子女提供经济支持的动机为高医疗费用的补偿。例如Bhaumik (2001) 在对老年人和成年子女之间的代际经济支持发生的时间因素进行研究时发现老年人生病期间成年子女更可能向老年人提供经济支持，尤其是老年人的社会保障不够完善更为明显；此外，有研究显示成年子女向老年人提供代际经济支持的主要动机为对老年人低收入风险和高医疗消费的补偿（Cai et al.,2006; Wu & Li, 2014）。

代际经济支持对老年人临终医疗消费的影响可以从收入效应和健康效应两个方面来分析。临终医疗同一般性医疗不同之处在于，临终医疗大多为前期累积的健康风险的释放，因此更倾向于治疗性医疗，而非健康冲击或者预防保健性医

疗，因此代际支持对医疗的健康效应可能更弱。因为经济支持对老年人医疗消费的健康效应的机制在于改善营养、保健、居住环境、生活条件等因素对老年健康产生促进作用，而这些因素的发挥相对来说需要一定的时间周期，所以代际经济支持对老年人临终消费的影响更多可能会体现在收入效应上，即在老年人临终身体健康状况较差的时间内，代际经济支持会增加老年人医疗消费从而缓解临终的痛苦。

根据以上分析，本章提出研究假设：

假设 1：老年人获得成年子女的代际经济支持能够降低老年人死亡概率，延长老年人生存持续时间，降低老年人死亡风险。

假设 2：老年人获得成年子女的代际经济支持对老年人健康的保护作用会随着年龄的增长产生群体间的年龄别死亡率逆转效应。

假设 3：老年人获得成年子女的代际经济支持对老年人的躯体健康和心理健康具有显著的影响，并且：3a.这种影响的方向为正向；3b.这种影响的方向为负向。

假设 4：成年子女向老年人提供代际经济支持的主要动机之一是对老年人医疗消费的补偿。

假设 5：成年子女向老年人提供代际经济支持对老年人临终医疗消费具有显著影响，其影响方向可能为正向。

下面通过实证分析对以上假设作以研究和验证。

4.1.2 研究方法和模型设定

这里利用生存分析（survival analysis）方法来研究代际经济支持对老年人死亡的影响，它考察了个体从某一个状态转换到另一个状态花费的时间。传统线性回归的局限性在于它不能将存在可能性但事件尚未发生的样本纳入分析研究过程，而生存分析通过建立右删截虚拟变量包括了这类样本，从而可以最大限度的利用样本信息，避免分析结果出现系统性偏差。此外，在不确定老年人死亡风险函数具体形式的情况下，文章通过讨论不同形式的风险函数设定建立参数和半参数模型来探究代际经济支持对老年人死亡风险的影响，以获得稳健的研究结论。

4.1.2.1 研究方法

生存分析中每个观测个体数据可以表示为 (a_i, c_i, d_i, x_i) , 其中 a_i 为个体进入样本观测的时间; c_i 为个体退出样本观测的时间, 可能是事件发生的时间(即死亡时间), 也可能是右删截时的时间(即结束调查项目的时间); d_i 为事件是否发生的虚拟变量, 1 表示事件发生, 0 表示事件未发生; x_i 为协变量向量。在生存分析中每一个个体进入风险的日历时间(calendar time)可以不同, 通常将“风险开始”(onset of risk) 的时间标准化为 0 时刻, 此时事件结束的时间就是个体从风险开始到时间发生之间持续的时间, 以此度量的时间称为“分析时间”(analysis time), 生存分析的被解释变量就是以分析时间 t_i 来计算的。

(1) 描述性分析——生存函数和风险函数

生存函数是生存分析最重要的统计量。记个体在某种状态中的持续时间为 T, 其概率密度函数和累计分布函数分别为 $f(t)$ 和 $F(t)$ 。个体存活期超过 t 的概率为生存函数(survivor function), 即

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t), t \geq 0 \quad (4.1)$$

风险函数(hazard function)为个体在 t 时刻退出的瞬间发生率, 定义为

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4.2)$$

可以看到, 风险函数 $\lambda(t)$ 的本质是在给定存活至时刻 t 条件下的条件密度函数, 因此也称为条件死亡率 (conditional failure rate), 而 $f(t)$ 为无条件密度函数。

(2) 估计方法

一般来说真实的生存时间 T 的概率分布还依赖于某些解释变量 x, 因此生存分析的风险函数也可以表示为 $\lambda(t|x, \theta)$, 通常使用最大似然法来估计未知参数 θ 。

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n [d_i \ln f(t_i|x_i, \theta) + (1-d_i) \ln S(t_i|x_i, \theta)] \quad (4.3)$$

其中第一项对应于无删截数据, 第二项对应于右删节数据。将(2)带入可以得到:

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n [d_i \ln \lambda(t_i | x_i, \theta) + \ln S(t_i | x_i, \theta)] \quad (4.4)$$

根据最大似然估计的一般理论，如果似然函数正确，则此估计量符合一致性
和有效性，并且服从渐进正态分布，然而如果似然函数不正确以上估计就是不一
致的。因此参数回归模型的最大缺点是缺乏稳健性，对概率分布的具体假设比较
敏感。

4.1.2.2 模型设定

这里分别利用参数模型和半参数模型对代际经济支持对老年人的死亡风险
的影响作以研究。

(1) 参数模型—威布尔模型和冈珀茨模型

生存分析中经典参数模型为指数模型，它假定风险函数为常数。其计量模型
可以表示为：

$$h(t) = \exp(\alpha + \beta X) \quad (4.5)$$

其中 $h(t)$ 为老年人死亡的风险率，表示 2008 年接受调查的老年人在之后 t 月
内死亡的概率； α 为常数，表示无任何因素影响时基准风险函数的对数； X 为影
响老年人死亡风险率的解释变量向量，包括核心解释变量代际经济支持和其他控
制变量； β 为解释变量的系数向量，表示解释变量每变化一个单位所引起的风险
函数的对数值的变化量。

由于指数分布对风险恒定的假设要求较为严格，因此文章进一步使用其扩展
的多参数模型来研究接受代际经济支持对老年人死亡风险的影响。其中威布尔模
型（Weibull）假定风险函数的按照幂函数形式变化，表示为：

$$h(t) = pt^{(p-1)} \exp(\alpha + \beta X) \quad (4.6)$$

而冈珀茨（Gompertz）模型假定风险函数按照指数形式变化，表示为：

$$h(t) = \exp(\gamma t) \exp(\alpha + \beta X) \quad (4.7)$$

然后可以利用极大似然估计法估计威布尔模型和冈珀茨模型中各解释变量
的系数以及其形状参数 p 和 γ ；最后通过 AIC 准则对模型进行筛选，对参数模型
结果作以分析。

(2) 半参数模型—Cox 比例风险模型及其修正

针对参数回归对与分布假定过强的缺点，Cox 比例风险模型为半参数估计模

型，其最大的特点是不对基准风险函数的形式做限制性假定（Cox，1972）。计量模型的基本形式可以表示为：

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta X) \quad (4.8)$$

其中 $h_0(t)$ 为所有解释变量为零时老年人死亡的基准风险函数，其依赖于时间不依赖于解释变量。任意两个个体风险函数之比可以表示为：

$$\frac{h_i(t, X)}{h_j(t, X)} = \exp[\beta(X_i - X_j)] \quad (4.9)$$

可以看到，因为基准风险函数 $h_0(t)$ 消掉了因此不需要估计其未知表达式，Cox 模型中代际经济支持对老年人死亡风险的影响可以使用部分似然函数来估计。此外，在因变量向量 X 作用下个体风险率同基准风险率之比不随时间而变化，这便是 Cox 模型比例风险（proportional hazards，简记 PH）假定。

如果这个假设不成立则比例风险模型不能成立，因此需要对 Cox 比例风险模型进行设定检验。由于生存分析模型为非线性模型，它的残差有多种定义，其中对检验比例风险假设最有用的是舍恩菲尔德残差（Schoenfeld residuals）。对于个体 j 和解释变量 x_k （假定共有 K 个解释变量），残差计算如下：

$$r_{kj} = x_{kj} - \sum_{i \in R_j} \left(x_{ki} \times \frac{e^{x_i' \beta}}{\sum_{i \in R_j} e^{x_i' \beta}} \right) \quad (4.10)$$

其中， R_j 表示当个体 j 事件发生时的风险集。舍恩菲尔德残差显示了事件发生个体的解释变量的观测值减去仍处在风险集中个体的解释变量的加权平均，权重 $e^{x_i' \beta}$ 为相对风险。如果比例风险假设成立，则该残差应当不随持续时间变化出现规律的变化。针对每个变量都可以计算出残差并且对持续时间回归，然后检验该系数如果为 0 则为比例风险。

如果检验结果显示比例风险假设不满足，可以通过分层 Cox（stratified Cox model）模型或者引入随持续时间而变化的解释变量（Time-Varying Covariates，简记 TVC）来解决。加入随时间变化的变量的时变协变量 Cox 模型可以表示为

$$h(t, X, Z(t)) = \exp[\alpha(t) + \beta X + \gamma Z(t)] \quad (4.11)$$

其中， $\alpha(t)$ 为基准风险函数， X 为不随时间变化的解释变量， $Z(t)$ 为随时间变化的解释变量， β 和 γ 为系数。此时风险函数之比是持续时间 t 的函数，不再满

足比例风险假设，称为扩展 Cox 模型（Meyer, 1990），但这对于部分似然函数估计没有实质影响，相当于将样本按照解释变量分为不同的持续时间段，在每个持续时间段内 TVC 为常数的情况进行估计。

而分层 Cox 模型的原理在于对于不满足比例风险假设的变量进行分组，假设每组基准风险不同，然后可以通过计算出每组的部分似然函数然后乘积得到总体的似然函数。

4.2 变量说明和描述性分析

4.2.1 数据来源和变量说明

4.2.1.1 数据来源

本章研究使用中国老年人健康长寿跟踪调查（Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey，简记 CLHLS）2008 年和 2011 年的数据。CLHLS 研究基线调查始于 1998 年，随后在 2000 年、2002 年、2005 年、2008 年和 2011 年进行了跟踪调查。基线调查和跟踪调查涵盖了中国 23 个省，包括东部地区的北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南 10 省，中部地区的黑龙江、吉林、山西、陕西、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南 9 省，西部地区的广西、四川、重庆、海南 4 省。该数据内容包括老年人口学特征和家庭基本情况，社会经济特征，健康状况和生活状况的自我评价、性格心理特征、认知功能、生活方式、日常活动能力，经济来源、经济水平、生活照料以及医疗资源的利用和医疗费用等问题。除了调查存活被访者以外，还访问了 2008 年和 2011 年两次调查之间死亡的老人家属以搜集老年人死亡时间、死亡原因、临终前一段时期的健康和自理状况、临终前主要经济来源、人均收入、医疗费用等信息。1998 年的调查对象为 8959 位 80 岁以上的高龄老人，2000 年的调查对象为 11161 位 80 岁以上的高龄老人，2002 年及以后的调查对象扩大到 65 岁及以上的老人。该数据经过了准确性和随机性的测试，在一致性和有效性的检验方面也有着较好的结果，数据的整体质量较好（Gu & Dupre, 2008）。由于该数据不仅包括了生存老年人的各项信息，对已故老年人的信息也进行了调查，此外对老年人和子女之间的代际经济支持也进行了调查，为研究代际经济支持对老年人健康的影响以

及老年人口的生存分析提供了数据支持。

CLHLS 项目 2008 年接受调查的 65 岁以上的老年人共有 16954 位，其中约 49.7% 的老年人存活至 2011 年的跟踪调查（8418 人），约 33.3% 的老年人在 2011 年的跟踪调查进行时已经死亡（5642 人），而约 17.1% 的老年人在 2011 年的跟踪调查时失去联系（2894 人）。研究时剔除了 2011 年失访而无法确定生存状态的老年人样本。最终保留的用于分析代际经济支持对老年人死亡风险影响的老年人样本数为 14069 个。

4.2.1.2 被解释变量

被解释变量为老年人在 2008-2011 年的生存状态，这里分别利用老年人的生存状态和生存时间来作为老年人死亡风险的衡量指标。第一个被解释变量死亡为二元离散变量，表示 2008 年接受调查的老年人在 2011 年的生存状况，如果 2008 年接受调查的老年人在 2011 年的状态仍未存活则取值为 0，如果在 2011 年接受跟踪调查时已经死亡则为 1。该变量仅仅表示了在两次观测期间老年人的生存状态变化情况，而不能显示老年人生存持续时间的信息，因此这里利用老年人在两次观测期间的生存持续时间作为第二个被解释变量。它是一个连续变量，2008 年接受调查的老年人在 2011 年如果已经死亡，那么其生存时间则为死亡时间减去 2008 年调查的时间，利用生存月数来表示；如果被试老年人在 2011 年跟踪调查时仍然存活那么其属于右删截样本，右删截变量取值为 1。需要注意的是，CLHLS 调查对象大均为老年人，其中占很大比重的高龄老年人需要进行入户调查，因此单次调查时间周期较长，2008 年的调查中，95.7% 的老年人在 2008 年接受了调查，4.3% 的老年人在 2009 年接受调查；2011 年的调查中 75.0% 的老年人在 2011 年接受了调查，25% 的老年人在 2012 年接受了调查。因此有的老年人两次调查之间间隔时间较长，这里将观测期设定为两次调查之间，考察这三年内老年人的生存状态和生存时间，经过初步分析发现 99.47% 的老年人在 40 个月内死亡，为了避免调查周期较差导致的同批调查群体之间时间差异导致的变量结果存在差异性，这里将 40 个月做为生存时间的最大观测期，超过 40 个月的老年人作为右删样本。接受调查时利用生存时间作为被解释变量研究代际经济支持对老年人死

亡风险影响的优点在于生存时间不仅能够显示出老年人在两次观测期间生存状态的变化，同时能够显示两次观测期间生存持续时间的差异。

值得注意的是，由于个体从出生开始便面临死亡风险，因此生存分析中真实的历险时间为年龄而不是观测期时间，因此应当用死亡年龄而不是观测期作为生存时间变量（Korn et al., 1997; Lamarca et al., 1998; Klein et al., 2010; Thiebaut et al., 2004），然而在实际操作中大部分基于左删截数据的生存分析研究中都将观测时间作为时间变量并将其视作标准的分析方法（李强等，2009）。此外研究显示，如果基准风险函数服从指数分布，利用观测期和年龄作为生存分析时间变量时各协变量的系数估计具有一致性（Korn et al., 1997; Thiebaut et al., 2004），而人类的死亡率服从冈珀茨分布（Gompertz, 1825），其本质是增长率随时间变化的指数分布，因此利用观测期作为生存时间的研究对需要获得的协变量的系数仍然是无偏的，即研究的目的代际经济支持对老年人死亡风险的影响方向和影响程度并没有影响，因此这里参照经验惯例将观测时间作为老年人生存分析时间变量^①；将老年人在 2011 年生存的状态作为右删节变量。

4.2.1.3 核心解释变量

这里核心解释变量为代际经济支持，包括是否接受代际经济支持的二分变量和接受经济支持数量的连续变量，连续变量的操作定义为过去一年内老年人接受同住或不同住子女或者孙子女的现金或者实物折合的现金数量^②；如果老年人接受代际经济支持的数量大于零则定义二分变量为 1，否则为 0。调查发现老年人同子女之间代际经济支持是双向的，有的老年人会给予子女或孙子女经济支持，这里将老年人接受子女（和孙子女）经济支持的金额减去老年人给予子女（或孙子女）经济支持的金额定义为子女对老年人提供净经济支持。衡量净经济支持的变量也包括连续变量和二分变量，如果子女向老年人提供净经济支持的金额为正，则净经济支持二分变量为 1，净经济支持的金额为零或者负数则取值 0^③。此外，

① 本文同时利用年龄作为生存分析时间变量进行了比较研究，结果发现由于大部分老年人的死亡年龄都很大（死亡老年人的年龄均值为 96.6 岁），老年人在低龄时死亡率非常低，因此死亡风险曲线过于平缓，在进行 Cox 比例风险模型回归时无法计算得到对数似然值从而不能得到回归结果。

② 参考题目：（2008 年 CLHLS）F12.近一年来，您的子女（包括同住与不同住的所有孙子及其配偶）给您现金（或实物折合）多少元？

③ 参考题目：（2008 年 CLHLS）F13.近一年来，您给子女（包括同住与不同住的所有孙子女及其配偶）

有研究显示成年子女向老年人提供经济支持的主要原因是对父母低收入和高医疗费用的补偿 (Wu & Li, 2014), 如果子女提供经济支持是对老年人医疗支出的补偿, 这种情况下的代际经济支持缺乏弹性, 是一种被动的经济支持, 体现了过去健康状况对代际支持的消耗, 利用医疗消费调整后的代际经济支持变量来研究能够得到更为纯粹的代际经济支持对老年人死亡风险的影响效应。因此这里利用代际经济支持减去医疗费用支出得到医疗消费调整后代际经济支持的金额作为代际经济支持的第三组指标, 它包括调整后经济支持的数额 (连续变量) 以及调整后代际经济支持与否的二分变量。

医疗费用利用过去一年实际花费的医疗费用来衡量, 由于医疗消费不同于其他消费, 在调查研究中通常存在许多调查期内没有医疗消费的样本, CLHLS 调查样本中高龄老年人比重很大因此医疗消费不为零的样本比例很大, 但是仍然存在许多调查期内医疗消费为零的样本, 因此这里同时利用二分变量和连续变量来衡量老年人医疗消费, 其中二分变量衡量了过去一年老年人是否产生医疗费用, 过去一年医疗消费不为零时取值为 1, 医疗消费为零时取值为 0; 医疗消费的数额利用连续变量来表示, 并且对医疗消费总数额和自付数额做了区分, 并且对其取对数。

4.2.1.4 控制变量

(1) 人口学特征。包括年龄、性别、民族、配偶等特征。这里加入年龄的平方变量, 为了保持量纲的统一, 将其除以 100。

(2) 社会经济和家庭特征。个体的社会经济特征通常用 3 个指标来衡量: 受教育程度、职业和收入。这里老年人的受教育程度利用连续变量受教育年限来衡量; 而 CLHLS 调查中大部分老年人年纪较大已经退休或者不再工作, 因此这里利用 60 岁以前主要工作作为老年人职业的衡量指标, 利用家庭人均收入水平作为收入的指标。除此之外还控制了是否与子女同住、是否有养老保险、是否有医疗保险、地区、城乡等因素作为社会和家庭特征的衡量。

(3) 早期健康和生活习惯因素。主要解释变量代际经济支持可能具有一定

提供现金 (或实物折合) 多少元?

的内生性，即子女提供经济支持同老年人早期健康状况存在一定的相关性，老年人早期健康状况更好意味着老年人能够在劳动力市场提供更多和更高质量的劳动，从而获得更高的经济和非经济回报，从而能够对子女进行更多人力资本投资，使得子女获得较高的收入从而能够为老年人提供更多经济支持；另一方面，老年人早期健康状况越好意味着自身可能获得更高的收入从而对代际经济支持的需求减少，老年人早期健康状况越好还可能通过较少的医疗需求从减少代际经济支持的需求。因此，子女提供经济支持可能具有一定的内生性，早期健康状况同代际经济支持存在一定的相关性，但是具体方向尚不确定。这里利用早期健康状况的指标对代际经济支持可能存在的内生性作以控制。臂长这一指标较少受到年龄增长的影响，因此在老年人学研究中被普遍作为早年健康的代理变量（Huang & Elo, 2009），除此之外选取父母的寿命中较长的作为老年个体健康基因因素的代理变量。由于老年人普遍年龄偏大，在特殊的食物匮乏的历史时期可以利用童年时期食物的可得性以及医疗的可得性来衡量其早期健康。生活习惯因素包括老年人是否具有抽烟和喝酒的历史。

（4）身体机能因素。包括老年人的自评健康状况、生活自理能力指标、精神健康指标、罹患慢性病数量、认知能力指标。

自评健康状况。除此之外，老年人的自评健康也是其健康状况的重要指标，分为“差”、“一般”和“好”三个等级，取值分别为0-2，自评健康得分越高表示老人身体状况越好。

生活自理能力（Activities of Daily Living，简记 ADL）是评价老年人健康状况的重要指标，它衡量了老年人独自应对日常生活的能力。它又可以分为躯体自理能力（Physical ADL，简记 PADL）和工具自理能力（Instrumental ADL，简记 IADL）。CLHLS 调查项目中关于老年人躯体自理能力的衡量利用 Katz 指数来衡量（Katz et al. 1983），包括穿衣、洗澡、吃饭、起床、如厕和控制排泄六项基本活动；工具自理能力的衡量包括去邻居家、外出购物、做饭、洗衣服、乘坐交通工具、连续走 2 里路、提起 10 斤重物、连续蹲下站起 3 次这八项基本活动。上述每项活动依据自理能力划分为“不需要帮助”、“需要帮助完成”、以及“无法

完成”三个等级，分别赋值 1-3 分。变量预检验的结果显示老年人 PADL 和 IADL 指标之间存在着较强的相关性，因此本文以综合 PADL 和 IADL 指数量表的形式对老年人生活自理能力进行衡量，老年人生活自理能力 ADL 取值为 PADL 和 IADL 取值之和，其取值范围为 14-42 分，数值越大表明老年人生活自理能力越差，健康状况越差。

精神健康。CLHLS 调查中对老年人的精神健康利用抑郁量表做了测量，其中利用 3 个问题衡量正向影响的感受（想得开、快活、喜欢干净），2 个问题衡量负向感受的影响（害怕、孤独），2 个问题衡量边缘化的感受（不中用、失控感）。上述每项回答分为不好、一般和好三类，分别赋值 0-2 分。将各项感受的得分累加得到精神健康变量得分，其取值范围为 0-14 分，得分越高表示心理健康状况越好。

慢性病数量。CLHLS 中列举了 22 种慢性疾病，包括高血压、糖尿病、心脏病、中风、支气管炎、肺结核、白内障、青光眼、癌症、前列腺疾病、胃肠溃疡、帕金森病、褥疮、关节炎、痴呆、精神疾病、骨科、内科、皮肤、五官、妇科等疾病，将罹患慢性疾病种类得分累加得到慢性病种类变量，得分越高表示身体状况越差。

认知功能。CLHLS 研究使用认知功能简易量表（MMSE）对老年人的认知功能做了测量（Folstein et al., 1975）。认知功能简易量表包括五个方面：方向定位能力、反应能力、注意和计算能力、回忆能力、语言理解与自我协调能力，共 24 个问题，总分为 30 分，得分越低认知能力越差④。CLHLS 版本的关于老年人认知操作中可以将其分为四个等级：24 分及以上为认知健全，18-23 分为轻微缺损，10-17 分为中等缺损，小于 10 分为严重缺损。认知功能简易量表的中国版本力图符合中国的文化传统和社会经济状况，问题力图使具有正常认知能力的中国高龄老人易于理解和便于回答（Zeng & Vaupel 2002）。已有研究证明了基于原始认知功能简易量表改编的中国版认知功能简易量在中国老年人当中的有效性（Shyu and Yip 2001）。一些研究建议对于受教育程度低的人群使用 18 分作为认

④ 除了一分钟内说出食物名字数量最高为 7 分；其余每个问题在回答正确 1 分，不正确 0 分。

知功能残障与无残障的分割点,而对中国老年人认知情况的研究便可以参照这个标准具有更好的效果(Zhang 2006)。这里使用连续变量对老年人认知能力进行计分,分数越高认知能力越强。

表 4-1 显示了变量说明和描述性统计。

表 4-1 主要变量说明和描述性统计 (CLHLS 数据)

变量	变量说明	均值	方差
被解释变量			
生存时间	连续变量,老年人在 2008 年接受调查后三年内(36 个月)持续生存的时间,用月来表示。死亡老年人生存时间为 2008 年接受调查到死亡时存活的月数,存活老年人生存时间为两次调查间隔时间即 36 个月。	24.50	11.89
生存状态	二分变量,表示 2008 年接受访问的老年人在 2011 年的生存状况,2008 年接受调查的老年人在 2008-2011 年之间死亡为 1,2008 年接受调查的老年人存活至 2011 年的追踪调查时为 0。 该变量也是生存分析模型中的右删节变量。	0.59	0.49
核心解释变量			
接受子女经济支持数额	连续变量,接受子女经济支持的数量,在 0.5% 的水平上缩尾并取对数	6.23	2.75
给予子女经济支持数额	连续变量,给予子女经济支持的数量,在 0.5% 的水平上缩尾并取对数	1.11	2.43
净代际支持数额	连续变量,接受子女经济支持数量减去给予子女经济支持数量,在 0.5% 的水平上缩尾并且取对数。	1.46	0.87
调整后代际支持数额	连续变量,接受子女经济支持的数量减去老年人医疗支出的数量,在 0.5% 的水平上缩尾并且取对数	0.41	0.88
接受子女经济支持	二分变量,未接受子女孙子女经济支持即接受代际经济支持数量为零时取值 0,接受代际经济支持不为零时取值 1。	0.85	0.35
给予子女经济支持	二分变量,未给予子女孙子女经济支持即给予代际经济支持数量为零时取值 0,给予代际经济支持不为零时取值 1。	0.18	0.39
净代际经济支持	二分变量,净接受子女经济支持的数量大于零取值 1,净接受子女经济支持的数量小于或等于零时取值 0。	0.82	0.38
调整后代际经济支持	二分变量,按照医疗费用调整后接受代际经济支持数量大于零时取值 1,小于或等于零时取值 0。	0.66	0.47
控制变量			

个人特征	年龄	连续变量	92.54	11.06
	年龄平方	连续变量, 年龄平方/100	86.85	19.91
	男性	男性为 1; 女性为 0	0.42	0.49
	汉族	汉族为 1, 其他为 0	0.93	0.26
	有配偶	已婚与配偶共同居住为 1; 未与配偶共同居住、离婚、丧偶或未婚为 0	0.26	0.44
社会经济和家庭特征	受教育年数	连续变量	1.73	3.14
	职业	60 岁以前主要职业, 非农就业为 1, 务农为 0	0.18	0.38
	农村	农村为 1, 城市或城镇为 0	0.65	0.48
	地区	东部地区为 0, 中部地区为 1, 西部地区为 2	0.58	0.49
	与子女同住	与子女共同居住为 1, 未与子女共同居住为 0	0.87	0.86
	人均收入	家庭年总收入除以家庭人口数, 并且取对数	9.30	1.25
	人均收入平方	家庭人均收入平方/100	0.88	0.23
	医疗保险	有公费医疗、合作医疗、基本医疗或者大病保险为 1, 否为 0	0.71	0.46
	养老保险	有退休金、社会养老保险或者商业养老保险为 1, 否为 0	0.17	0.38
健康因素	臂长	连续变量, 右臂长度取对数	3.90	0.16
	童年医疗可得性	童年时生病了能及时得到治疗为 1, 否为 0	0.29	0.45
	童年食物可得性	童年时经常挨饿为 1, 否为 0	0.74	0.44
	父母最长寿命	连续变量, 父母健在的老年人取父母年龄中较大的数值; 父母已经去世的老年人取父母去世时年龄较大的数值	74.06	13.18
	吸烟史	过去吸烟为 1, 否为 0	0.31	0.46
	喝酒史	过去常喝酒为 1, 否为 0	0.28	0.45
	自评健康	0 为不好或很不好; 1 为一般; 2 为好或很好	1.28	0.70
身体机能指标	自理能力	PADL 和 IADL 得分之和, 14 项指标每项得分为 0-2, 分数越高表示自理能力越差。总分为 0 表示完全自理, 取值 0; 分数在 1-14 之间表示部分自理, 取值 1; 大于 14 表示不能自理, 取值 2	1.02	0.72
	精神健康	7 个问题考察了老年人精神健康状况, 取值范围 0-14 分, 得分越高精神健康状况越好	7.46	3.99
	慢性病数	14 项慢性病中罹患慢性病的种类之和	0.93	1.15
	认知能力	认知功能量表共 24 个问题, 总分 30 分, 得分在 0-18 表示认知障碍取值 0, 大于等于 18 分为 1。	0.65	0.48
	是否有医疗消费	二分变量, 过去一年医疗费用不为零时取值 1, 否则为 0	0.83	0.37
医疗消	医疗费用	连续变量, 过去一年实际花费的医疗费用取对数	5.30	2.74

费	数		
自付医疗费用	连续变量, 过去一年实际花费的医疗费用中家庭支付的费用取对数	5.04	2.74

4.2.2 描述性分析

表 4-2 显示了接受代际经济支持与否的老年人各项特征的比较。其中列(1) - (4) 显示了接受子女经济支持与否的老年人各项特征的比较; 列(5) - (8) 显示了根据医疗消费调整后的接受子女经济支持与否的老年人各项特征的比较。列(1) - (4) 显示了如果未根据医疗消费调整的代际经济支持来分类, 代际经济支持的老年人平均生存持续时间为 24.47 个月, 三年内的死亡率为 0.59, 未接受代际经济支持的老年人生存时间为 24.72, 三年内的死亡率为 0.597, 显示出代际经济支持对老年人死亡风险的影响并不显著, 甚至对老年人的健康可能存在负向作用。然而以往研究的许多文献显示, 成年子女向老年人提供代际支持的主要原因为老年人低收入和高医疗费用的补偿 (Wu & Li, 2014), 因此子女提供代际经济支持可能具有一定的选择性, 医疗消费多的老年人接受子女经济支持的可能性更大 (表 4-2 显示了有代际经济支持的老年人有医疗消费的比重为 84%, 没有代际支持的老年人发生医疗消费的比重仅为 80%), 而医疗消费较多的老年群体健康状况更差, 面临着更高的死亡风险。如果不考虑代际经济支持对医疗消费的补偿作用可能会低估代际经济支持对老年人生存时间的影响, 因此扣除代际经济支持中对医疗消费进行补偿的部分可以得到更为纯粹的代际经济支持对老年人死亡风险的影响。通过观察列(5) - (8) 的对比可以看到, 如果经过医疗消费调整后经济支持来分类, 接受代际经济支持的老年人平均生存时间为 24.65 个月, 三年内死亡概率为 0.58; 而未接受代际经济支持的老年人平均生存时间为 24.22 个月, 三年内死亡概率为 0.60, 可以看到按照医疗消费调整后的代际经济支持对老年人降低老年人的死亡风险, 增加老年人生存持续时间, 这种影响方向同前文理论分析的结果相符, 但是接受经济支持与否的老年群体之间生存持续时间和死亡率的差别并不是很大, 这种关系是否具有统计上的显著性还需要进一步验证。下面利用更为精确的计量模型来进一步研究代际经济支持对老年人健康状况和死亡风险的影响方向和程度。

表 4-2 接受代际经济支持与否的老年人特征比较

		无代际经济支		有代际经济支		无代际经济支		有代际经济支	
		持 均值	方差	持 均值	方差	持 均值	方差	持 均值	方差
	生存时间	24.72	11.77	24.47	11.91	24.22	11.94	24.65	11.87
	死亡	0.57	0.49	0.59	0.49	0.60	0.49	0.58	0.49
医	是否有医疗消费	0.80	0.40	0.84	0.37	0.91	0.28	0.79	0.41
疗	总共医疗费用	5.31	3.01	5.30	2.69	6.66	2.46	4.59	2.61
费	自付医疗费用	4.67	3.09	5.10	2.66	6.11	2.68	4.48	2.60
个体特征	年龄	91.76	11.85	92.67	10.91	91.91	11.21	92.86	10.97
	年龄平方	85.59	21.24	87.07	19.66	85.73	20.15	87.44	19.75
	男性	0.49	0.50	0.41	0.49	0.45	0.50	0.40	0.49
	汉族	0.95	0.23	0.92	0.27	0.94	0.24	0.92	0.27
	配偶	0.28	0.45	0.25	0.43	0.28	0.45	0.25	0.43
社	受教育年数	2.37	3.84	1.62	2.99	2.12	3.57	1.53	2.87
会	职业	0.31	0.46	0.16	0.37	0.27	0.44	0.14	0.34
经	农村	0.45	0.50	0.67	0.47	0.58	0.49	0.68	0.46
济	地区	0.60	0.82	0.91	0.86	0.78	0.85	0.91	0.86
和	与子女同住	0.45	0.50	0.61	0.49	0.53	0.50	0.61	0.49
家	人均收入	9.66	1.42	9.24	1.21	9.46	1.36	9.22	1.17
庭	人均收入平方	0.95	0.26	0.87	0.22	0.91	0.25	0.86	0.21
特	医疗保险	0.68	0.47	0.71	0.45	0.70	0.46	0.71	0.45
征	养老保险	0.35	0.48	0.14	0.35	0.28	0.45	0.11	0.32
早	臂长	3.91	0.18	3.90	0.16	3.91	0.16	3.90	0.16
年	童年医疗可得性	0.31	0.46	0.28	0.45	0.30	0.46	0.28	0.45
健	童年食物可得性	0.71	0.45	0.74	0.44	0.72	0.45	0.74	0.44
康	父母最长寿命	73.22	13.11	74.20	13.18	73.72	13.38	74.23	13.07
因	吸烟史	0.35	0.48	0.30	0.46	0.33	0.47	0.30	0.46
素	喝酒史	0.28	0.45	0.28	0.45	0.28	0.45	0.28	0.45
身	自评健康	1.28	0.71	1.28	0.70	1.16	0.73	1.34	0.67
体	自理能力	1.03	0.75	1.02	0.71	1.07	0.73	1.00	0.71
机	精神健康	7.24	4.10	7.50	3.97	7.23	4.03	7.58	3.97
能	慢性病数	1.02	1.28	0.92	1.13	1.25	1.36	0.77	0.99
指	认知能力	0.62	0.48	0.65	0.48	0.63	0.48	0.66	0.47
	样本数	2187		11808		4877		9118	

注：这里调整后代际经济支持指根据老年人医疗消费调整后的代际经济支持，即接受子女经济支持减去老年人医疗消费支出后的经济支持数量。

4.3 代际经济支持对老年人死亡风险的影响

4.3.1 代际经济支持对老年人生存状态的影响

在利用计量模型对代际经济支持对老年人生存状态影响作以研究之前，先利用局部加权散点回归图对代际经济支持和老年人死亡状态之间的关系作以直观描述。局部加权散点图修匀（Locally weighted scatterplot smoothing, Lowess）又叫局部加权回归散点图，它是研究二维变量关系的一种有利工具。它的主要思想是提取一定比例的局部数据，在这个局部子集中集合多项式回归曲线，这样便可以得到数据在局部展现出来的规律和趋势，将局部范围从左往右以此推进便可获得一条连续的曲线，它相比于整体拟合的好处可以获得两个变量之间更细致局部的趋势变化。图 4-1 为代际经济支持与老年人死亡状态之间关系的局部加权回归散点图。其中散点分别表示老年人生存状况，1 为死亡，0 为存活。通过散点图的分布可以看到存活老年人的比重略高于死亡老年人的比重，体现在取值为 0 的散点分布程度较取值为 1 的散点更为密集。图中的代际经济支持对老年人死亡状况的平滑 Lowess 曲线呈现向右下倾斜的趋势，说明代际经济支持对老年人死亡率有负向作用，体现了代际经济支持对老年人健康的保护作用，当代际经济支持在 8000 元以上时这种影响更为明显。下面利用计量模型进一步研究在控制其他变量的情况下代际经济支持对老年人死亡的影响的程度。

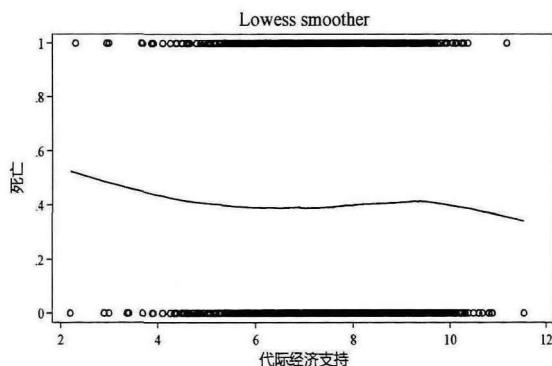
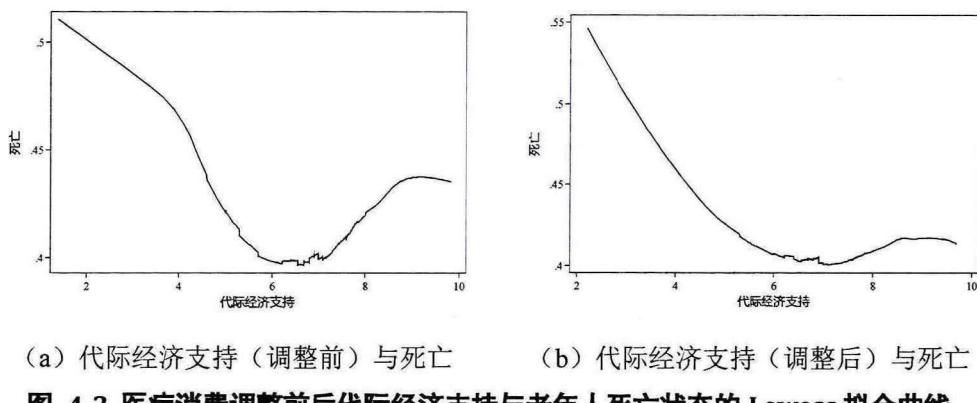


图 4-1 代际经济支持与老年人死亡状态的 Lowess 拟合曲线

图 4-2 显示了医疗消费调整前后代际经济支持同老年人死亡状态的 lowess 拟合曲线，其中 (a) 为子女提供经济支持的原始数量同老年人死亡状态的关系，

(b) 为经过医疗消费调整后子女的经济支持同老年人死亡状态的关系。



(a) 代际经济支持(调整前)与死亡 (b) 代际经济支持(调整后)与死亡

图 4-2 医疗消费调整前后代际经济支持与老年人死亡状态的 Lowess 拟合曲线

可以看到，同未接受经济支持的老年人相比，接受子女经济支持的老年人死亡率更低，需要注意的是子女提供经济支持同老年人死亡之间的关系并非单调递减的，在经济支持数量较少时，接受子女经济支持同老年人死亡之间负相关关系，然而超过一定数量以后老年人死亡率随着经济支持的增加而上升。由于 lowess 曲线仅显示了两变量之间的相关关系而非因果关系，因此产生这种现象的原因可能有两点：对于老年人来说过多的经济支持可能损害了老年人的健康，另一种可能的原因在于正是老年人身体状况较差，所以需要更多的医疗支出，因此子女提供更多的经济支持。进一步研究经过医疗消费调整后的代际经济支持同老年人死亡的 lowess 拟合曲线看到，在扣除了医疗消费补偿后的代际经济支持同老年人死亡之间向上的拐点基本消失，即随着代际经济支持的增加，老年人死亡率降低。以上分析可以大致推断代际经济支持对老年人健康的保护作用可能在于：一方面对于身体健康较差的老年人，代际经济支持通过收入效应增加了治疗性医疗消费，对老年人健康具有保护作用；另一方面代际经济支持通过直接健康效应，促进老年人死亡率的降低。

如前所述，代际经济支持通过增加老年人可支配收入从而促进医疗资源的利用，进而提高老年人健康水平，这部分利用 Probit 模型来研究代际经济支持对老年健康的保护作用：

$$\Pr(\text{Dead}_i) = \alpha + \beta * \text{Ecosup}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

其中，被解释变量 dead_i 为老年人在 2011 年的生存状态，死亡为 1，存活为 0；核心解释变量 Ecosup_i 表示老年人是否接受代际经济支持， X_i 为老年人人口学特征、社会经济和家庭特征、早年健康因素等控制变量， ε_i 为随机扰动项。 β 为代际经济支持对老年人三年间死亡率的影响，即要研究的代际经济支持对老年人健康的保护作用。由于被解释变量为二分离散变量，这里选用 Probit 模型来刻画老年人的生存状态。表 4-3 显示了代际经济支持对老年人三年间死亡率影响的 Probit 模型估计结果。其中列（1）仅控制了老年人口学特征，列（2）加入了社会经济和家庭特征，列（3）加入了老年人生活习惯和童年医疗资源等早年健康因素。

表 4-3 代际经济支持对老年人三年间死亡率的影响的 Probit 估计结果

	(1) Probit1	(2) Probit2	(3) Probit3
代际经济支持	-0.023*** [0.0081]	-0.0366*** [0.0083]	-0.0370*** [0.0083]
个体特征	有	有	有
社会经济和家庭特征	--	有	有
早年健康因素	--	--	有
样本量	13171	13155	13141
准 R 方	0.183	0.189	0.193
对数似然值	-7182.35	-7122.64	-7083.7

注：1.这里显示的结果为变量的偏效应，并非系数；2.这里代际经济支持为老年人医疗消费调整后的代际经济支持；3.方括号内为稳健标准差；4.*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

可以看到，代际经济支持对老年人三年间死亡概率有负向影响，接受代际支持的老年人三年间死亡概率减少了 3.7%。除此之外，一些控制变量对老年人死亡率影响也值得注意：年龄增加一岁老年人死亡概率增加 3.4%；男性比女性老年人死亡概率高 3.7%；和配偶共同居住的老年人死亡概率下降了 3.0%，农村老年人死亡概率比城市高出 3.3%；和子女同住的老年人死亡概率高出 4.0%（可能的原因在于老年人健康状况很差时子女提供照料因此同住）；有医疗保险的老年人死亡概率减少 2.3%，有养老保险的老年人死亡概率降低 6.2%，童年食物充足

的老年人死亡概率下降 2.3%，有吸烟史的老年人死亡概率增加 3.6%。

4.3.2 代际经济支持对老年人生存持续时间的影响

4.3.2.1 描述性分析——生存函数和风险函数

生存函数是生存分析最重要的统计量，可以使用 Kaplan-Meier 生存曲线来估算生存函数以及检验生存函数群体差异（Kaplan & Meier, 1958）。图 4-3 显示了老年人生存时间的 Kaplan-Meier 生存函数曲线，它表示在各持续期内老年人生存的比例。可以看到，老年人在这三年内的生存比例逐渐下降，在 2008 年调查后的大约 10 个月内老年人生存比例下降的较为缓慢，后面下降速度有所增加，两次调查之间生存时间持续小于三年的老年人比例大约在 40%。

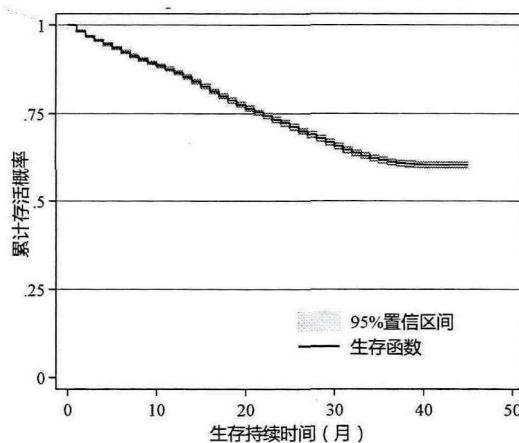


图 4-3 老年人生存时间的 Kaplan-Meier 生存曲线

为了探究接受经济支持对老年人死亡风险是否有影响，将总体分别接受经济支持对老年人进行分组考察各组的子样本之间的生存函数是否有显著区别。图 4-4 显示了分组后老年人的风险函数曲线。可以看到，在这三年生存持续时间内均接受代际经济支持的老年人死亡风险一直低于未接受代际经济支持的老年人，说明接受代际支持可能会降低老年人的死亡风险。下面通过实证分析在控制其他社会经济变量后这种差异是否在统计上仍然具有显著性。

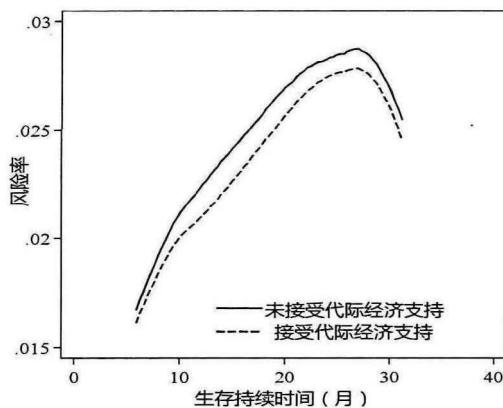


图 4-4 接受代际经济支持的老年人生存持续时间的风险函数比较

4.3.2.2 参数回归模型

首先采用 OLS 方法对代际经济支持对老年人生存持续时间的影响作以分析，为生存分析模型提供对比和参照，模型的被解释变量老年人生存持续时间，估计结果见表 4-4 列 (1)。可以看到，OLS 估计结果显示代际经济支持会延长老年人持续时间，并且在 10% 的统计水平上显著。此外，VIF 检验显示各变量之间不存在显著的多重共线性^⑤。接着利用 Logit 模型研究代际经济支持对老年人死亡概率的影响，模型的被解释变量为老年人是否死亡的二分变量^⑥。表 3 列 (2) Logit 模型的结果显示，代际经济支持会减少老年人的死亡概率，并且在 1% 的统计水平上显著。

表 4-4 列 (3) - (5) 显示了生存分析的估计结果。列 (3) 为最简单的单参数指数回归，结果接受代际经济支持的老年人死亡风险比未接受代际经济支持的老年人群体更低，即接受经济支持延长了老年人的生存持续时间，并且在 5% 的统计水平上显著。由于指数回归风险函数为常数的假定比较严格，列 (4) 显示了放松恒定风险假设的威布尔模型的回归结果，可以看到威布尔回归同指数回归相比各变量系数的符号相同，但是系数的绝对值有所增加，其中最后一行显示了 $\ln p = 0.2836$ 并且在 1% 的水平上显著，说明威布尔模型回归的结果比单参数的指数模型回归的拟合程度更好。列 (5) 显示了冈珀茨回归的估计结果。可以看

⑤ VIF 检验结果显示，除了变量年龄、家庭人均收入同其平方项之间存在相关性之外，其他变量的 VIF 统计量均在 2 以下，各变量之间不存在显著的共线性问题。

⑥ 为了对生存分析结果提供对比和参照，这里使用的被解释变量与生存分析中的右删节虚拟变量相同，即死亡的老年人 1，存活的老年人取值为 0。

到，冈珀茨回归和威布尔回归结果显示代际经济支持对老年人死亡风险的影响方向相同，影响程度也非常接近，并且最后一行显示的 $\gamma = 0.0336$ 并且在 1% 的水平上显著，拒绝单参数的指数回归，冈珀茨回归的拟合效果更好。并且通过比较威布尔模型和冈珀茨模型的 AIC 统计量比较模型的拟合优度，最后选取冈珀茨回归作为最后的生存分析参数模型来分析代际经济支持对老年人生存持续时间的影响^⑦。

威布尔模型回归的 p 值和冈珀茨模型回归的 γ 值均显著小于 1，说明老年人的生存持续时间存在一定程度的负向持续期依赖，即风险函数随着时间的延长有下降的现象。这个结论同预期有所偏差，进一步通过观察风险函数可以看到风险函数在生存持续时间在 28 个月左右时有着一个明显的下降，而在这之前随着时间的持续老年人的死亡风险增加，此后反而有一定程度的下降，其中原因将在下文中进一步探究。

⑦ 可以根据 AIC 信息准则比较模型拟合优度，AIC 越小模型的拟合优度越好。其定义为： $AIC=2\ln L+2(K+c)$ ，其中 $\ln L$ 为对数似然函数，K 为解释变量的维度，c 为概率分布的参数个数。由于威布尔回归和冈珀茨回归的解释变量和参数个数都相等，因此可以直接比较对数似然值。

表 4-4 老年人生存时间影响因素的 OLS、Logit 和生存分析模型结果比较

	(1) ols	(2) logit	(3) exp	(4) wei	(5) gom
代际经济支持	0.4526* [0.2476]	-0.1584*** [0.0555]	-0.0668** [0.0271]	-0.0725** [0.0297]	-0.0734** [0.0304]
个体特征	有	有	有	有	有
社会经济和家庭特征	有	有	有	有	有
早年健康因素	有	有	有	有	有
身体机能指标	有	有	有	有	有
lnp 值				0.2836*** [0.0128]	
gamma 值					0.0336*** [0.0014]
样本量	13861	13861	13772	13772	13772
调整后 R 方	0.197				
AIC 统计量	70074.3	9985.95	21009.97	20525.62	20437.77
似然统计量	-35010.2	-4965.97	-10478	-10234.8	-10190.9

注：6.倒数第二行对数 p 值中的 p 为威布尔模型中的参数，不同于显著性水平的 p。

表 4-5 显示了冈珀茨模型的估计结果，列（1）为基准模型，仅控制了老年人的性别、年龄、婚姻状况等人口学特征，列（2）加入了老年人社会经济和家庭特征因素，列（3）加入老年人吸烟史和喝酒史等生活习惯因素，参照过往文献选取父母的最高寿命作为遗传因素的代理变量，臂长作为早年营养状况的代理变量，结合 CLHLS 中可以获得的童年的医疗和食物条件的信息作为早期健康因素的指标。列（4）加入了代表老年人当前健康状况的身体机能指标。可以看到，加入早年健康因素后代际经济支持对老年人死亡风险的影响程度没有显著变化（代际经济支持的系数从-0.146 到-0.148），而加入当前健康因素后代际经济支持对老年人死亡风险影响程度有着显著下降（代际经济支持系数从-0.148 变为-0.070），说明代际经济支持可能会通过影响老年人当前健康状况影响老年人的死亡风险，而对老年人过去累积的健康风险因素没有改善作用。

表 4-5 参数冈珀茨模型对老年人生存持续时间影响因素的估计结果

	(1) Gompertz1	(2) Gompertz2	(3) Gompertz3	(4) Gompertz4
代际经济支持	-0.0920*** [0.0285]	-0.1458*** [0.0297]	-0.1480*** [0.0298]	-0.0696** [0.0305]
个体特征	有	有	有	有
社会经济和家庭特征	-	有	有	有
早年健康因素	-	-	有	有
身体机能指标	-	-	-	有
lnp 值	0.0299*** [0.0014]	0.0306*** [0.0014]	0.0309*** [0.0014]	0.0337*** [0.0014]
样本量	13905	13787	13772	13772
AIC 统计量	21291.84	20975.59	20916.62	20432.06
似然统计量	-10637.92	-10470.80	-10435.31	-10188.03

由于对参数回归的具体分布始终难以把握，其回归的结果依赖于具体的分布假设，因此研究结果的稳健性较弱。半参数 Cox 回归不依赖于具体的分布假设，故而更为稳健，下面利用 Cox 回归模型对上文研究结论的稳健性做以检验。

4.3.2.3 半参数回归模型——Cox 比例风险模型及其修正

(1) Cox 比例风险模型回归结果

表 4-6 列 (1) - (4) 显示逐步加入变量老年人人口学特征、社会经济和家庭特征、早年健康因素、身体机能指标的 Cox 比例风险模型的估计结果。可以看到，半参数的 Cox 比例风险模型同参数冈珀茨模型虽然在模型设定方面有着不同的假设，但是得到的代际经济支持对老年人死亡风险的影响方向和程度具有比较高的一致性，说明上文的研究结果具有非常好的稳健性。下面主要对列 (4) 的模型回归结果作以分析。

表 4-6 半参数 Cox 比例风险模型对老年人生存持续时间影响因素的估计结果

	(1) Cox1	(2) Cox2	(3) Cox3	(4) Cox4
代际经济支持	-0.0905*** [0.0281]	-0.1492*** [0.0292]	-0.1519*** [0.0293]	-0.0728** [0.0299]
个体特征	有	有	有	有
社会经济和家庭特征	-	有	有	有
早年健康因素	-	-	有	有
身体机能指标	-	-	-	有
样本量	13905	13787	13772	13772
AIC 统计量	92382.57	91245.31	91156.4	90675.26
似然统计量	-46185.3	-45607.7	-45557.2	-45311.6

为了方便解释各个变量的效应，利用公式（6）计算出冈珀茨回归各变量风险比率。表 4-7 列（1）显示了 Cox 模型各变量的风险率，其中风险比率大于 1 表明死亡风险更大，即老年人生存持续时间更短；小于 1 表示死亡风险更低，为了即老年人生存时间更长。可以看到，接受代际经济支持的老年人群体比未接受代际经济支持的老年人死亡风险降低了 7.0 个百分点，并且在 5% 的统计水平上显著。此外，老年人死亡风险同年龄之间呈现出“倒 U 型”的关系；男性死亡风险比女性高出 22.8%；有配偶的老年人比没有配偶的老年人死亡风险低 12.0%；农村老年人比城镇老年人死亡风险高 10.2%；同子女同住的老年人比未与子女同住的老年人死亡风险高 5.9%；医疗保险和养老保险对老年人生存时间都有正向的影响，有养老保险的老年人死亡风险比没有养老保险的老年人低 4.4%，有养老保险的老年人死亡风险比没有养老保险的老年人低 24.2%，前期文献中有类似结论（黄枫等，2010；Gu & Dupre, 2007）；童年食物充足会减少老年人死亡风险，父母寿命较长也会降低老年人死亡风险，而过去经常吸烟的老年人死亡风险比不吸烟的老年人高出 12.3%；另外，老年人现在身体机能指标越好死亡风险越低，这点同预期相符。

表 4-7 Cox 模型和比例风险不满足时修正 Cox 模型的回归结果

	(1) Cox 模型		(2) 扩展 Cox 模型		(3) 分层 Cox 模型	
	风险率	标准差	风险率	标准差	风险率	标准差
代际经济支持	0.9298**	0.0278	0.9427**	0.0284	0.9391**	0.0283
年龄	1.3592***	0.0353	--	--	--	--
年龄平方	0.8649***	0.0120	--	--	--	--
男性	1.2282***	0.0468	1.2878***	0.0482	1.1966***	0.0464
汉族	1.0106	0.0517	1.0246	0.0536	1.0411	0.0544
配偶	0.8796***	0.0380	0.7720***	0.0321	0.8944**	0.0394
受教育年数	0.9965	0.0057	0.9893	0.0058	0.9957	0.0058
职业	0.9979	0.0514	1.0370	0.0534	0.9635	0.0501
农村	1.1019***	0.0363	--	--	--	--
地区	1.0005	0.0015	1.0009	0.0015	1.0012	0.0015
与子女同住	1.0593**	0.0337	1.0692**	0.0338	1.0657**	0.0335
人均收入	1.0985	0.1436	1.0099	0.0119	1.0100	0.0119
人均收入平方	0.6256	0.4429	0.6023	0.3894	0.6143	-0.3786
医疗保险	0.9561*	0.0290	0.9558*	0.0296	0.9596*	0.0293
养老保险	0.7589***	0.0401	0.7505***	0.0400	0.7749***	0.0409
臂长	1.2378**	0.1065	1.2219**	0.1077	1.2452**	0.1075
童年医疗可得性	1.0424	0.0327	--	--	--	--
童年食物可得性	0.8867***	0.0287	0.8842***	0.0288	0.8861***	0.0290
父母最长寿命	0.9977**	0.0010	0.9977**	0.0010	0.9981*	0.0010
吸烟史	1.1226***	0.0404	--	--	--	--
喝酒史	1.0411	0.0358	1.0314	0.0358	1.0280	0.0358
自评健康	0.8781***	0.0193	0.8874***	0.0196	0.8826***	0.0193
自理能力	1.5023***	0.0404	1.6034***	0.0421	1.5170***	0.0413
精神健康	0.9948	0.0042	0.9951	0.0043	0.9958	0.0042
慢性病数	0.9968	0.0127	0.9933	0.0128	0.9911	0.0129
认知能力	0.8410***	0.0317	0.8307***	0.0319	0.8330***	0.0318
时变变量						
年龄			1.0015***	0.0001		
农村			1.0063***	0.0016		
童年医疗可及性			1.0032**	0.0016		
吸烟史			1.0068***	0.0018		
AIC 统计量	-45311.63		-45387.36		-45311.63	
似然统计量	2062.85		2296.64		2062.85	
p 值	0.0000		0.0000		0.0000	

注：1. 标准差为稳健标准差；2.模型回归样本数为 13772；3.*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

为了验证上述结果的可靠性，进一步利用残差检验法（residual-based tests）来对比例风险的假设作以检验。残差检验的结果显示虽然模型整体符合比例风险的假定^⑧，但是其中年龄、农村、童年医疗可得性以及吸烟史这四个变量同持续时间的相关关系在 10% 的水平上显著，说明该变量不符合比例风险的假定。因此考虑利用扩展 Cox 模型和分层 Cox 模型对基础 Cox 模型作以修正。表 4-7 Cox 模型和比例风险不满足时修正 Cox 模型的回归结果列（2）显示了将这该变量作为随持续时间可变的变量（TVC）加入模型后的扩展 Cox 模型的回归结果，可以看到，加入了时变变量的扩展 Cox 模型中代际经济支持对老年人死亡风险的影响方向同 Cox 模型相同，但是风险比例略小。

Cox 模型比例风险不满足时另一种解决的方法是建立分层 Cox 模型。其原理在于对于不满足比例风险假设的变量进行分组，假设每组基准风险不同，但参数 β 相同，计算出每组的部分似然函数然后乘积得到总体的似然函数。分层的代价在于进行分层的变量不满足比例风险假设，因此不直接出现在似然函数中，故无法估计其效应。这里要研究的核心解释变量代际经济支持符合比例风险的假定，因此控制年龄、城乡、童年医疗可得性和吸烟史这四个变量建立分层 Cox 模型能在不影响研究目的的情况下得到更为准确的代际经济支持对老年人死亡风险影响。

表 4-7 Cox 模型和比例风险不满足时修正 Cox 模型的回归结果列（3）显示了分层 Cox 模型的回归结果。可以看到，分层 Cox 模型的结果显示代际经济支持对老年人死亡风险的影响程度比扩展 Cox 模型略小，比基础 Cox 模型略大，但是差别并不是很明显。对分层 Cox 模型进行比例风险假设的检验结果显示 p 值为 0.6503，说明按照上述变量分层后模型中各变量同时间的相关性并不显著，模型整体符合比例风险对的假定，同时各变量检验的 p 值均在 0.1 以上，所有变量都符合比例风险的假定，综上所述，虽然估计系数有所不同，修正前后的 Cox 模型对代际经济支持对老年人死亡风险的影响方向和影响程度基本一致，因此 Cox 模型估计结果具有比较好的稳健性。

^⑧ 残差检验的结果显示 p 值为 0.064，即方程在 5% 的水平上接受比例风险的假设。

4.3.3 代际经济支持的主要动机之一是对老年人医疗消费的补偿

有研究显示代际经济支持的主要动机为对老年人低收入风险和高医疗消费的补偿（Bhaumik, 2001; Cai et al., 2006; Wu & Li, 2014），这里利用两部分模型对该假设作以检验。由于子女向老年人提供经济支持这一被解释变量也属于归并数据，即子女提供经济支持的数量存在大量为零的样本。为了消除可能存在选择性偏误，利用两部分模型来研究代际经济支持的影响因素^⑨。被解释变量为老年人是否接受代际经济支持以及代际经济支持的数额，这里连续变量和二分变量均选取原始的代际经济支持指标，不考虑老年人向子女提供经济支持也不考虑医疗消费补偿；核心解释变量为医疗消费，由于医疗费用中被保险覆盖的部分不需要老年人及其家庭负担，所以不需要代际经济支持对其进行补偿，因此这里选取自付医疗消费作为医疗消费的指标；控制变量包括老年人人口学特征、社会经济和家庭特征以及表示当前身体健康状况的各项机能指标，同老年人死亡风险研究不同的是这里未控制早年健康因素的变量。表 4-8 显示了老年人接受成年子女代际经济支持的两部分模型的回归结果。其中列（1）-（4）显示了子女是否向老年人提供经济支持影响因素的 Logit 模型的回归结果，列（5）-（6）显示了子女向老年人提供经济支持数额影响因素的 OLS 模型回归结果。可以看到，医疗消费的自付部分同代际经济支持之间有着显著的正向关系，医疗消费增加不仅提高了老年人接受经济支持的概率，也增加了提供经济支持的数量。列（3）各变量的偏效应显示，自付医疗消费数量增加 1%，老年人接受代际经济支持的概率增加了 0.6% 老年人接受代际经济支持的数额增加 3.8%，并且在 1% 的统计水平上显著。因此子女提供代际经济支持的主要动机之一是对老年人医疗消费的补偿。

^⑨ 解决归并数据选择性偏误的通常方法有两种：样本选择模型和两部分模型。前者假定产生归并数据的选择过程和数量决策过程之间的机制是相同的，而后者允许选择和数量决策这两个过程拥有不同的机制。为了同两部分模型进行比较，本文同时利用样本选择模型进行了回归，结果发现 Heckman 样本选择模型回归的逆米尔斯比并不显著，说明成年子女提供经济支持的内生选择性并不严重，因此这里利用两部分模型而不是样本选择模型来研究代际经济支持的影响因素。

表 4-8 代际经济支持影响因素的两部分模型估计结果

	代际经济支持概率			代际经济支持数额	
	系数 (1)	标准差 (2)	偏效应 (3)	标准差 (4)	系数/偏效应 (5)
医疗消费 (自付)	0.0505***	0.0117	0.0056***	0.0013	0.0382***
年龄	0.2277***	0.0432	0.0255***	0.0048	0.0265
年龄平方	-0.1210***	0.0241	-0.0135***	0.0027	-0.0115
男性	-0.2099***	0.0723	-0.0235***	0.0081	-0.0325
汉族	0.1506	0.1386	0.0168	0.0155	0.3993***
配偶	0.3235***	0.0899	0.0362***	0.0100	0.0516*
受教育年数	0.0118	0.0111	0.0013	0.0012	0.0180***
职业	-0.1857*	0.1055	-0.0208*	0.0118	0.0529
农村	0.0201	0.0728	0.0022	0.0082	-0.1539***
地区	0.3313***	0.0417	0.0371***	0.0047	-0.1742***
与子女同住	0.6616***	0.0705	0.0740***	0.0079	-0.1763***
人均收入	2.5054***	0.2506	0.2803***	0.0278	1.1834***
人均收入平方	-14.7417***	1.3567	-1.6495***	0.1502	-5.5899***
医疗保险	0.2145***	0.0693	0.0240***	0.0078	0.0400*
养老保险	-0.9424***	0.0979	-0.1055***	0.0109	-0.1273***
自评健康	0.0276	0.0515	0.0031	0.0058	0.0836***
自理能力	-0.0554	0.0646	-0.0062	0.0072	0.0918*
精神健康	0.0216**	0.0104	0.0024**	0.0012	-0.0043
慢性病数	0.0269	0.0286	0.0030	0.0032	0.0134
认知能力	0.2491***	0.0938	0.0279***	0.0105	0.1296
常数	0.0000***	0.0000			-0.7427
					0.9210

注：1.这里标准差为稳健标准差；2.Logit 模型样本数为 13876，模型的对数似然统计量为-3439.97，卡方统计量为 777.15，p 值为 0.0000，准 R 方为 0.104；3.OLS 模型样本数为 11726，调整后 R 方为 0.134；3.*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

由于代际经济支持的动机之一是对老年人医疗消费的补偿，这里分别利用原始代际经济支持数额、接受子女经济支持减去给予子女经济支持的代际净经济支持以及利用医疗消费调整后的经济支持数额作为被解释变量来探究代际经济支持对老年人健康的影响效果是否依然显著。表 4-9 显示了分别利用原始代际经济支持、净代际经济支持替换了医疗消费调整后代际经济支持作为核心解释变量分别研究了其对老年人生存持续时间的影响。

表 4-9 代际经济支持不同指标作为核心解释变量的 Cox 模型回归结果

	(1) coxyes	(2) coxfx	(3) coxderi
代际经济支持（未调整）	-0.0649 [0.0399]	-	-
代际经济支持（净接受）	- [0.0373]	-0.0522	-
代际经济支持（调整后）	- [0.0299]	-	-0.0728**
个体特征	有	有	有
社会经济和家庭特征	有	有	有
早年健康因素	有	有	有
身体机能指标	有	有	有
AIC 统计量	90678.52	90679.13	90675.26
似然统计量	-45313.3	-45313.6	-45311.6

注：1.模型回归的样本数均为 13772 个；2. 方括号内为稳健标准误；3.**表示在 5% 的水平上显著。

可以看到老年人接受成年子女提供代际经济支持利用不同形式的指标来衡量都对老年人的生存持续时间有着负向的影响，即代际经济支持支持降低老年人死亡风险，这体现了前面研究结果具有较好的稳健性。然而，利用代际经济支持的原始值和净接受值作为核心解释变量时代际经济支持对老年人死亡风险的影响程度有所下降。这显示了两点：第一，子女提供代际经济支持的动机很大程度上是对老年人医疗消费的补偿，剔除对医疗消费补偿部分以外代际经济支持对老年人的死亡风险有显著的降低作用；第二，对老年人生存持续时间有显著影响的代际支持指标应当利用扣除医疗消费补偿后来衡量，仅考虑子女提供经济支持的总体数额，或者扣除老年人给予子女的经济支持的净数额可能低估代际经济支持对老年人死亡风险的影响，从而低估了代际经济支持对老年人健康的保护作用。

4.4 自然选择和代际经济支持的“死亡率交叉”效应

死亡率交叉（Mortality Crossover）是具有不同社会经济特征两个群体之间的死亡率相对大小关系随着年龄的增加产生逆转的现象（Liu et al, 2008）。最早对死亡率逆转现象的研究起源于美国社会中不同种族人群的死亡率的研究发现黑人和白人的死亡率年龄曲线有着交叉，黑人在衰老的早期死亡率高于白人，而随

着年龄的增长这种差距逐渐缩小,到达一定年龄以后白人的死亡率会高于黑人死亡率,出现死亡率的逆转现象(Manton, 1979; Wing, 1985)。其中的原因在于黑人在社会经济中处于弱势的地位,因此不利的社会经济环境可能导致黑人老人具有较高的发病率,并且接受医疗的条件有限导致死亡率高于白人老人,这种较为恶劣的环境对黑人老人是一种被动的筛选,随着年龄的增长存活下来的黑人老人的身体素质优于同龄白人老人,因此超过一定的年龄这种选择效应会强于社会经济因素的影响,从而出现死亡的逆转现象。后来一些研究发现其他一些社会经济因素例如宗教参与(Dupre et al, 2006)和医疗保险(黄枫, 2010)等也有类似的效果,即处于劣势地位的人群死亡率在生命早期高于优势地位的人群,随着年龄增加,两个群体的死亡率逐渐趋同,超过某一年龄后弱势地位群体的死亡率会低于优势地位的群体(Liu et al, 2008)。

根据前文研究结论,接受子女经济支持对老年人健康有着正向影响,因此与接受子女经济支持的老年人相比,未接受子女经济支持的老年人处于劣势地位,那么子女提供给老年人经济支持对老年人死亡率的影响是否也存在着死亡率逆转的现象,如果存在的话交叉点大约出现在什么时候?下面通过代际经济支持对老年人年龄别死亡率的影响来对这一问题作以研究。

通过以上研究结果显示代际经济支持对老年人自理能力、认知能力和罹患慢性病都有正向影响,因此预期接受代际经济支持的老年人有较低的死亡率,所以代际经济支持对老年人死亡概率影响的系数为负;而代际经济支持对老年人死亡率影响如果存在年龄死亡率逆转现象,自然筛选作用会使得接受代际经济支持与否的两类老年人死亡率逐渐趋同,此后死亡率发生逆转,因此预期代际经济支持同年龄交叉项系数为正,体现了代际经济支持对老年人健康的保护作用是随着年龄增长不断弱化的过程。表 4-10 显示了加入代际经济支持同年龄交叉项作为解释变量的代际经济支持对老年人死亡率影响的结果。其中列(1)利用老年人三年间的死亡概率作为被解释变量建立 Logit 模型,列(2)-(3)利用老年人三年间的生存持续时间作为被解释变量建立生存分析模型,为了保证研究结论的可信度列(2)和(3)分别建立了参数 Gompertz 模型和半参数 Cox 比例风险模型

作为对比来检验研究结论的稳健性。可以看到，代际经济支持降低了老年人死亡率和死亡风险，并且在统计上显著，而代际经济支持同年龄的交叉项系数为正，说明代际经济支持能够显著降低老年人死亡率和死亡风险，但是随着年龄的增长，这种影响作用逐渐减弱。这个结论验证了代际经济支持同其他影响老年人健康状况的因素类似，具有年龄别死亡率逆转的现象。

表 4-10 代际经济支持对老年人健康影响的年龄别死亡率逆转检验结果

	(1)		(2)		(3)	
	Logit 模型	Gompertz 模型	Cox 比例风险模型			
	系数	发生比	系数	风险率	系数	风险率
代际经济支 持	-0.8928*	0.4095*	-0.8771***	0.4160***	-0.8691***	0.4193***
	[0.4905]	[0.2008]	[0.3167]	[0.1317]	[0.3129]	[0.1313]
代际经济支 持×年龄	0.0080*	1.0081*	0.0084**	1.0084**	0.0083***	1.0083***
	[0.0053]	[0.0053]	[0.0033]	[0.0033]	[0.0032]	[0.0033]
控制变量	有		有		有	
gamma 值			0.0337***			
			[0.0014]			
样本量	13861		13772		13772	
AIC 值	9987.24		20428.90		90666.82	
对数似然值	-4965.62		-10185.45		-45306.41	

注：1.这里使用的代际经济支持指标为经过医疗消费调整后的代际经济支持，控制变量包括老年人人口学特征、社会经济和家庭特征、早年健康因素；2.方括号内为稳健标准误；3.*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

进一步观察交叉项的系数可以看到，虽然代际经济支持同年龄的交叉项系数为正，并且在 5% 的统计水平上显著，但是这个数值仅有 0.008，表明年龄每增长一岁代际经济支持老年人死亡风险率的影响程度抵消 0.8 个百分点，通过这点可以预期代际经济支持对老年人年龄别死亡率的逆转现象虽然存在，但是代际经济支持对老年人死亡风险影响程度随年龄衰减程度比较慢，体现在接受代际经济支持与否的两组老年人群体的年龄别死亡率可能存在交叉，但是交叉点的年龄可能出现较晚。下面对代际经济支持对老年人死亡健康影响可能出现的死亡率逆转出现的年龄作以检验，研究思路为：利用表 4-10 中列（1）的 Logit 模型对老年人死亡概率作以预测，然后利用得到的老年人死亡概率获得老年人分年龄死亡率，

最后比较接受代际经济支持与否的老年人随着年龄的增长是否存在死亡率的交叉现象。

图 4-5 显示了接受代际经济支持与否的老年人年龄别死亡率的比较，可以看到接受代际经济支持的老年人死亡率低于未接受代际经济支持的老年人，但是两者的差别并不显著，并且这种差别并非一成不变的，在 100 岁左右时这种两组老年人的死亡率出现了交叉，此后接受代际经济支持的老年人死亡率高于未接受代际经济支持的老年人，这表明接受代际经济支持对老年人相对于未接受代际经济支持的老年人的生存优势一直持续到 100 岁以上的高龄，代际经济支持对老年人口的健康有着显著并且持久的促进作用。

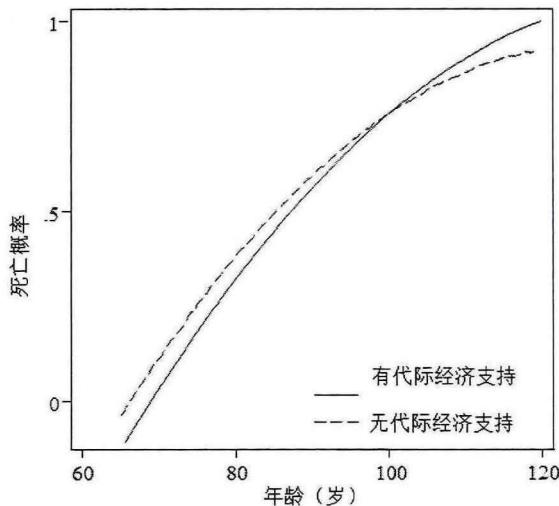


图 4-5 接受代际经济支持与否的老年人年龄别死亡率比较和死亡率逆转

此外，通过对比表 4-10 中考虑死亡率逆转的老年人死亡风险的 Cox 模型中代际经济支持对死亡风险的影响结果发现，考虑年龄别死亡率逆转现象后代际经济支持老年人死亡风险的系数从 -0.9391 变为 -0.8691，风险比率从 0.9298 下降到 0.4193，表明同未接受代际经济支持的老年人相比，接受代际经济支持的老年人死亡风险从 93.0% 减少到 41.9%，这显示了不考虑死亡率逆转情况显著低估了代际经济支持对老年人死亡风险的影响程度。

4.5 代际经济支持对老年人身体机能指标的影响

前面的研究分析了代际经济支持对老年人死亡风险的影响，这里进一步研究经济支持对老年人躯体健康、心理健康和自评健康的身体机能健康状况的影响。

4.5.1 代际经济支持和老年人身体健康的状况的 Lowess 拟合分析

4.5.1.1 代际经济支持和老年人自评健康的关系

图 4-6 显示代际经济支持同老年人自理能力的关系。其中散点分别表示老年人自评健康状况，2 为较好，1 为一般，0 为较差。图中的代际经济支持对老年人自评健康影响的平滑 Lowess 曲线呈现斜率为正，说明代际经济支持对老年人自评健康状况具有促进作用，老年人接受代际经济支持越多，其自评健康为好的概率越大。但是这种促进作用在一定范围内成立，代际经济支持过多对老年人自理能力有一定的损害，这里的转折点在代际经济支持大约为 8000 元时，超过该点时随着代际经济支持的增加老年人自评健康状况下降。虽然 Lowess 拟合曲线仅能反映两个变量之间的相关关系而非因果关系，但是由于这里的代际经济支持为扣除医疗消费后的代际经济支持，因此在一定程度上剔除了老年人由于健康状况较差从而需要获得更多的代际经济支持的反向关系。可以看到，代际经济支持对老年人的自评健康有促进的作用，但是过多的代际支持对老年人的健康有负面的影响，过往文献中也有类似结论（Silverstein, 2000）其中原因在于如果代际支持的数量超过老年人的需要，会导致老年人的依赖心理，降低自我效能评价，从而对老年人健康有着负面影响。

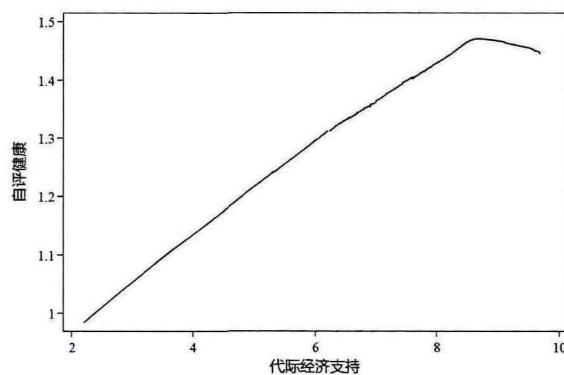


图 4-6 代际经济支持和老年人自评健康的 Lowess 拟合图

4.5.1.2 代际经济支持和老年人自理能力的关系

图 4-7 显示了代际经济支持同老年人 ADL 的关系。由于老年人的自理能力指标 ADL 得分越高，说明老年人需要帮助的越大，生活自理能力越差，图中显示代际经济支持同老年人 ADL 得分之间呈现出 U 型关系。因此可以看到，老年人自理能力代际经济支持之间也存在着一定程度的倒 U 型关系，这点同代际经济支持对老年人自评健康的影响类似。代际经济支持对老年人的生活自理能力有一定的促进作用，但是当超过一定数量后，随着代际经济支持的增加老年人生活自理能力反而会下降。

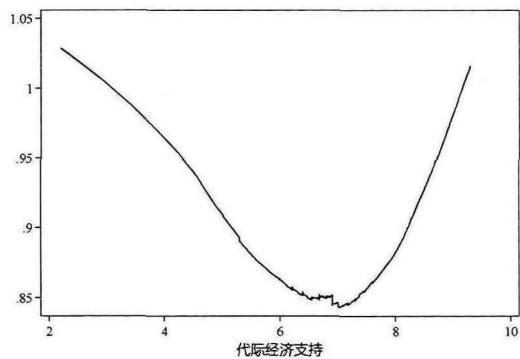


图 4-7 代际经济支持和老年人 ADL 的 Lowess 拟合图

4.5.1.3 代际经济支持和老年人精神健康的关系

图 4-8 显示了代际经济支持同老年人精神健康之间的关系。老年人精神健康的指标中得分越高，精神状况好。可以看到，代际经济支持同老年人精神健康状况的 lowess 拟合曲线斜率为正，说明代际经济支持对老年人精神健康具有促进作用，与自评健康和自理能力影响不同的是，代际经济支持对老年人精神健康的影响随着经济支持的规模增加而不断增加，不存在拐点的现象。

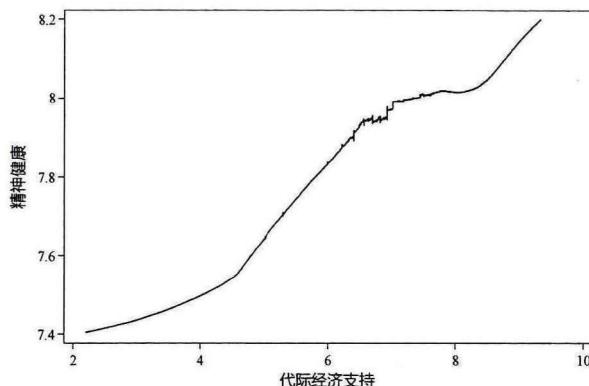


图 4-8 代际经济支持和老年人精神健康的 Lowess 拟合图

4.5.1.4 代际经济支持和老年人认知功能的关系

图 4-9 显示了代际经济支持和老年人认知功能的 Lowess 拟合曲线。其中，认知功能为二分变量，取值为 1 时表示认知良好，取值为 0 时表示认知障碍。可以看到，老年人中超过 65% 的老年人认知功能良好，因此代际经济支持和认知功能的 lowess 拟合曲线的截距接近 0.65；此外，该拟合曲线的斜率基本为正，说明代际经济支持对老年人的认知功能有着正向的影响，随着代际经济支持的增加，老年人认知功能良好的概率增加。

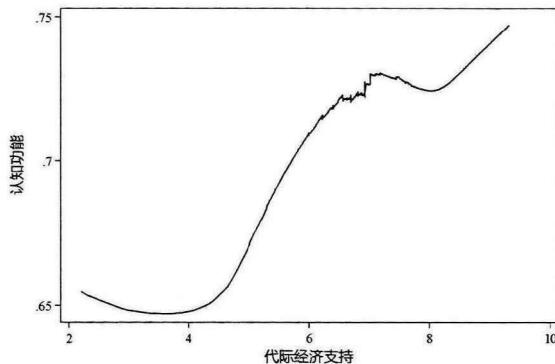


图 4-9 代际经济支持和老年人认知功能的 Lowess 拟合图

总的来看，代际经济支持同老年人身体各项机能之间具有正向的相关性，然而 Lowess 拟合曲线仅能反映两个变量之间的相关关系而非因果关系，下面通过 Probit 模型将其他可能影响老年人身体健康状况的因素加以控制来研究代际经济支持对老年人身体机能各项指标之间的影响方向和影响程度是否在统计上仍

然具有显著性。

4.5.2 代际经济支持对老年人身体健康状况影响的（有序）Probit 模型分析

由于衡量老年人身体机能各项指标中自评健康、自理能力、慢性病为三分变量，并且变量从 0 到 2 的取值之间包含着一定的排序（例如差、一般、好），如果使用一般的多项 Logit 模型直接进行回归分析，则会忽视数据内在的排序，因此这里使用有序 Probit 来研究代际经济支持对老年人自评健康状况、自理能力和慢性病情况的影响，精神健康和认知能力为二分变量所以使用一般 Probit 模型。表 4-11 显示了代际经济支持分别对老年人其自评健康状况、自理能力、罹患慢性病情况、精神健康和认知能力影响的有序 Probit 模型估计结果^⑩。可以看到，代际经济支持对衡量老年人当前健康状况的各项身体机能指标影响均有正向的影响，并且在 1% 的统计水平上显著。

表 4-11 代际经济支持对老年人各项身体机能指标影响的有序 Probit 模型估计结果

	自评健康 (I)	自理能力 (II)	慢性病数 (III)	精神健康 (IV)	认知能力 (V)
代际经济支持	0.3395*** [0.0260]	-0.2732*** [0.0281]	-0.3547*** [0.0259]	0.2217*** [0.0312]	0.2509*** [0.0332]
控制变量	有	有	有	有	有
切点 1	-1.8511* [1.0224]	10.8133*** [1.1813]	2.4562** [1.0130]	--	--
切点 2	-0.5471 [1.0225]	12.6642*** [1.1844]	3.3317*** [1.0132]	--	--
准 R 方	0.0240	0.2490	0.0300	0.0920	0.2460
AIC 统计量	18188.38	14625.82	19174.47	10275.58	9081.87
似然统计量	-9071.19	-7289.91	-9564.23	-5115.79	-4518.94

注：1. 这里代际经济支持为医疗消费调整后的代际经济支持；控制变量包括老年人人口学特征、社会经济和家庭特征、早年健康因素；2.所有模型回归的样本数为 13861 个；3.方括号内为稳健标准误；4*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

Probit 模型的系数解释与 Logit 模型不同，不能直接通过计算发生比来作以

^⑩为了便于对结果进行解释，这里将慢性病数量和精神健康变量进行重新编码将其转化为分类变量，其中，慢性病数目定义为：未罹患慢性病为 0，一种慢性病为 1，两种及以上慢性病为 2；精神健康定义为：精神健康量表得分在 7 分及以上为精神健康，取值 1；得分在 0-6 分之间为精神健康状况不好，取值为 0。

解释，下面通过代际经济支持对被解释变量影响的偏效应对代际经济支持对老年人健康状况的影响程度作以分析。表 4-12 呈现了多分变量的有序 Probit 模型中代际经济支持对老年人各项身体机能指标影响的偏效应。

表 4-12 代际经济支持对各项身体机能指标影响 Probit 模型的偏效应

(I) 自评健康			
	差	一般	好
代际经济支持	-0.0743*** [0.0058]	-0.054611*** [0.0042]	0.1289*** [0.0097]
控制变量	有	有	有
(II) 自理能力			
	完全自理	基本自理	不能自理
代际经济支持	0.0564*** [0.0058]	0.0118*** [0.0015]	-0.0683*** [0.0070]
控制变量	有	有	有
(III) 慢性病			
	未罹患慢性病	罹患一项	罹患两项及以上
代际经济支持	0.1348*** [0.0096]	-0.0295*** [0.0024]	-0.1054*** [0.0076]
控制变量	有	有	有
(IV) 精神健康			
代际经济支持	0.0694***	[0.0097]	(0.0000)
控制变量		有	
(V) 认知能力			
代际经济支持	0.0693***	[0.0091]	(0.0000)
控制变量		有	

注：1. 这里代际经济支持为医疗消费调整后的代际经济支持；控制变量包括老年人人口学特征、社会经济和家庭特征、早年健康因素；2.所有模型回归的样本数为 9252 个；3.方括号内为稳健标准误；圆括号内为 p 值；4.*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

模型 (I) 的结果显示了有代际经济支持的老年人自评健康为“差”的概率比没有代际经济支持的老年人减少了 7.4%，自评健康为“好”的概率增加了 12.9%；模型 (II) 显示了代际经济支持对老年人完全不能自理的概率减少了 6.8%，完全能够自理的概率增加了 5.6%，基本能够自理的概率增加了 1.2%；模型 (III) 显示了相比较于未接受代际经济支持的老年人，接受代际经济支持的老年人未罹患

慢性病的概率增加了 13.5%，罹患一项慢性病的概率减少了 3.0%，罹患两项及以上慢性病的概率减少了 10.5%。模型（IV）和模型（V）显示了接受代际经济支持的老年人精神健康和认知能力良好的概率比未接受代际经济支持的老年人高了约 7 个百分点。可以看到，代际经济支持对老年人通过影响老年人各项身体机能状况，对老年人身体健康状况有着显著的促进作用。

4.6 代际经济支持对老年人临终医疗消费的影响

由于医疗消费具有持续性和集中性，个体在临终医疗消费占生命周期医疗消费中很大比重，因此研究代际经济支持对老年人临终医疗消费影响不仅为家庭内部经济决策提供依据；从宏观方面看老龄化对整个社会医疗资源的利用和医疗需求的影响也有重要的意义。研究利用 CLHLS 调查在 2008 和 2011 年两次调查之间的三年内死亡的老年人子样本，用两部分模型探究了代际经济支持对老年临终医疗消费的影响，其中被解释变量为老年人医疗费用中自付的部分费用，解释变量为医疗消费调整后是否有正向代际经济支持。为了探究代际经济支持对老年人临终消费影响的特殊性，研究同时利用两次调查间存活的老年人子样本探究代际支持对一般医疗消费的影响作为对照。表 4-13 显示了两部分模型代际经济支持对老年人临终医疗消费的影响的估计结果，其中列（1）和列（2）显示了代际经济支持对老年人临终就医概率和医疗消费支出的影响；列（3）和列（4）显示了代际经济支持对老年人一般医疗消费中就诊概率和医疗费用支出的影响。

表 4-13 代际经济支持对老年人临终医疗消费影响的两部分模型估计结果

	临终医疗		一般医疗	
	(1) 就诊概率	(2) 医疗消费支出	(3) 就诊概率	(4) 医疗消费支出
代际经济支持（调整前）	1.6461 [1.2718]	2.7916* [1.6526]	0.0901 [0.7547]	-1.3958 [0.8961]
代际经济支持*年龄	-0.0093 [0.0132]	-0.0203 [0.0170]	0.0043 [0.0090]	0.0206* [0.0108]
控制变量	有	有	有	有
样本数	5198	5062	8188	7965
准 R 方/调整后 R 方	0.073	0.098	0.083	0.109
代际经济支持（调整后）	-1.8256 [1.1359]	-4.1980*** [0.8377]	0.3129 [0.5899]	-2.2831*** [0.4841]
代际经济支持*年龄	0.0097 [0.0117]	0.0274*** [0.0086]	-0.0075 [0.0070]	0.0071 [0.0056]
控制变量	有	有	有	有
样本数	5100	5061	8041	7961
准 R 方/调整后 R 方	0.084	0.158	0.101	0.178

注：1. 以原始代际经济支持为解释变量时，老年人临终医疗就诊概率 Logit 模型的对数似然统计量为-2062.94，卡方统计量为 276.37；一般医疗就诊概率 Logit 模型的对数似然统计量为-3538.73，卡方统计量为 460.24；2. 利用医疗消费调整后代际经济支持作为解释变量时老年人临终医疗就诊概率 Logit 模型的对数似然统计量为-2022.75，卡方统计量为 307.98；一般医疗就诊概率 Logit 模型的对数似然统计量为-3441.44，卡方统计量为 600.38；3. 方括号内为稳健标准误；4. *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

表格上半部分显示了以原始代际经济支持作为解释变量对老年人临终医疗消费的影响，可以看到，对老年人临终就诊概率和医疗费用都有正向影响，并且在统计水平上显著；而对老年人一般医疗消费情况没有显著影响；这一结论同预期相符合，因为代际经济支持的主要动机之一是对老年人大额医疗消费的补偿，老年人临终面临大额的医疗消费因此子女更有动机提供代际经济支持，而在老年人身体健康状况尚可时，子女提供代际经济支持的动机减弱，体现在代际经济支持对老年人一般医疗消费的影响并不显著。此外，由于这里的经济支持并未扣除老年人医疗消费，因此这部分经济支持对老年人医疗消费的影响的途径同时包括收入效应和健康效应，收入效应体现为可支配收入增加医疗消费增加。

表格下半部分显示了利用医疗消费调整后的代际经济支持作为解释变量时

的代际经济支持对老年人医疗消费的影响，可以看到接受子女经济支持对老年人显著减少了老年人医疗消费，由于这里的经济支持已经扣除了医疗消费的数额，因此这里的影响结果可以看作是剔除了收入效应后，代际经济支持通过改善老年人饮食营养、生活环境等因素对老年人健康的促进效应。通过比较列（1）和（3）可以看到，代际经济支持对老年人就诊概率没有显著的影响，说明代际经济支持没有减少老年人医疗资源的利用，在就诊概率没有影响的情况下对老年人医疗消费支出有着负向的影响，进一步验证了代际经济支持对老年人健康的保护作用。通过比较列（2）和（4）可以看到虽然代际经济支持对老年人临终医疗消费的减少程度远强于对一般医疗的减少。这个结论说明代际经济支持具有保护作用，通过提高老年人当前身体机能状况和降低老年人死亡风险从而能够显著减少对临终医疗消费。临终医疗消费是个体生命周期医疗消费主要部分，代际经济支持通过对老年人健康的保护降低老年人的死亡风险，而且显著降低了老年人临终医疗消费，从微观角度提高了老年人的健康状况和生活质量，从宏观角度减少了整个社会的医疗消费，对医疗资源紧张和医疗支出增长过快的问题起到了一定的缓解作用。

4.7 本章小结

本章利用 2011 年中国健康和长寿调查（CLHLS）的数据对代际经济支持对老年人健康的保护作用做了研究。CLHLS 数据最大的优点在于被试有很大的比例是高龄老人，因此调查两期之间被试的自然死亡的比例较一般的研究高出许多，并且利用死者问卷可以获得大量死亡老年人的相关信息，因此利用该数据研究代际经济支持对老年人健康的影响，可以获得代际经济支持对老年人生存持续时间、死亡风险的影响，而这些因素同老年人医疗消费有着更为密切的关系。因为医疗消费具有集中性和持续性的特点，个体临终前的医疗消费占个体医疗消费很大比例，CLHLS 数据为研究老年人临终前死亡风险和生存持续时间提供了非常好的证据。研究结论如下：

- (1) 代际经济支持延长了老年人生存持续时间，降低了老年人的死亡风险。
基于生存分析模型的实证研究结果显示，同没有代际经济支持老年人相比，接受

代际经济支持的老年人死亡风险降低了 7.0%。另外，研究显示代际经济支持对老年人生存持续时间影响的重要机制之一是影响当前身体机能，体现在如果对当前身体机能指标不加以控制的话，代际经济支持的老年人死亡风险降低了 13.6%，控制当前健康状况后代际经济支持对老年人死亡风险的影响程度减少了接近一半。这个结论同预期相符，因为来自子女的代际经济支持增加了老年人的可支配收入，老年人能够在医疗、保健、营养、生活方式等方面进行改善，从而对当前健康状况产生积极影响，并且上述研究结论在生存分析模型中利用参数 Gompertz 模型和半参数 Cox 比例风险模型中得到的结果具有较高的一致性，说明研究结论具有很好的稳健性。

(2) 子女向老年人提供代际经济支持的主要动机之一是对老年人医疗消费的补偿，扣除对老年人医疗消费补偿之后的代际经济支持对老年的生存持续时间有着正向影响。实证研究结果显示，通过将代际经济支持的指标替换为子女提供总经济支持、扣除给予子女经济支持后的净经济支持作为被解释变量时，对老年人的死亡概率和生存持续时间的影响程度减弱。其中的原因在于，目前我国老年人的医疗消费需求尚处在合理需求的阶段，甚至在许多地区医疗需求尚不能得到满足。在老年人医疗消费需求尚未得到满足的情况下，老年人的医疗消费更多体现了疾病的治疗而不是身体保健和疾病的预防，因此老年人医疗消费通常与老年人过去的健康状况有着更为密切的关系，因此代际经济支持中对医疗消费的补偿部分对老年人健康的促进被过去较差的健康状况所抵消。而代际经济支持的主要动机之一为医疗消费的补偿(表现在老年人自付医疗费用对老年人接受代际经济支持的概率和接受代际经济支持的数额都有着显著的正向影响)，意味着许多老年人看似接受子女经济支持但是事实上这部分经济支持在补偿了医疗费用后便几乎为零，对老年人的生活状态和生活质量并没有太大改善，因此单纯考虑经济支持的总额对老年人死亡风险的影响可能存在一定的偏误。

(3) 代际经济支持对老年人的当前健康状况有着显著的促进作用。有序 Logit 模型的研究结果表明，代际经济支持对老年人自评健康状况、生活自理能力、罹患慢性病情况、精神健康和认知能力等健康技能指标均具有显著的正向影

响。相比较于没有代际经济支持的老年人，接受代际经济支持对老年人自评健康为“好”的概率增加了 13.0%，完全自理的概率增加了 5.6%，不能自理的概率降低了 6.8%，罹患两项以上慢性疾病的概率减少了 10.5%；此外，接受代际经济支持的老年人精神健康和认知能力良好的概率均比未接受代际经济支持的老年人高出 6.9 个百分点。这一结论不仅验证了代际经济支持对老年人健康状况具有显著的促进作用，同时也进一步验证了代际经济支持通过影响老年人当前健康状况影响生存持续时间和死亡率的结论。

(4) 由于老年人的死亡过程存在着死亡的自然选择机制，以及随着年龄增长产生的死亡率逆转现象，代际经济支持对老年人健康的保护作用实际上程度更深。在不利的社会经济条件下，相对弱势的群体具有较高的死亡率，这种情况下存在着自然选择的机制，随着年龄的增长存活下来的弱势群体的身体素质将会高于接受保护的群体，产生群体间的异质性。同接受代际经济支持的老年人相比，未接受经济支持的老年人处于相对弱势的地位，死亡率更高，在这种情况下存在着自然选择的机制，随着年龄的增长存活下来的未接受经济支持的老年人的身体素质将会普遍高于接受经济支持的老年人，两个老年群体之间存在着异质性。实证研究结果显示随着年龄的增长，代际经济支持对老年人生存持续时间的影响逐渐降低（代际经济支持和年龄的交叉项对死亡风险的影响为正），接受代际支持的老年人和未接受代际支持的老年人的死亡率逐渐趋同，超过一定的年龄后接受代际经济支持的老年人死亡率高于未接受代际支持的老年人的死亡率，发生死亡率的逆转现象。然而实证研究结果显示老年人代际支持对老年人死亡率影响发生逆转的年龄约在 100 岁，这体现了代际经济支持对老年人健康保护的优势一直持续到 100 岁以上的高龄，代际经济支持支持对老年人的健康有着显著并且持久的促进作用。此外，随着年龄的增长接受经济支持与否的老年人群体之间存在身体综合素质的异质性，如果将这种异质性加以考虑，代际经济支持对老年人健康的促进作用则更为明显（考虑异质性后，同没有接受代际经济支持的老年人相比，接受代际经济支持的老年人死亡风险从 93.0% 下降到 58.1%）。

第5章 代际照料支持对老年人的健康效应

根据前文代际照料支持对老年人医疗消费影响程度的结论显示，子女提供代际照料对老年人医疗消费的影响并不显著。虽然照料支持对老年人医疗资源的利用并没有显著影响，但是代际照料支持可能通过直接影响老年健康从而对老年人福利产生影响。不仅如此，通过前文理论和文献分析显示，子女向老年人提供照料支持很可能对老年人健康状况具有显著影响，但是由于照料支持存在的选择性可能会掩盖其健康效应，而且也正是因为这样代际照料支持对医疗消费影响不显著。因此本章结合理论分析主要利用科学的计量分析框架对照料支持带给老年人的异质性健康效应和选择效应作以探讨，并且进一步阐明照料支持对医疗消费的影响并不显著的原因。

5.1 理论分析和计量模型设定

5.1.1 理论分析和研究假设

成年子女对老年人提供日常照料对老年人健康的影响的研究尚未得到统一的结论。一方面，许多研究表明来自子女的照料支持对老年人的健康有着积极的影响，例如 Cornell (1992) 的研究显示来自子女的代际支持和其他社会支持会降低老年人的死亡率；Rogers (1997) 的研究显示良好的家庭关系和社会关系对老年人的低死亡率密切相关；Silverstein (1994) 的研究显示父辈和子辈间亲密的代际关系由于与降低老年人的死亡率，因此代际照料支持通过促进老年人健康状况从而减少医疗消费；另一方面，也有研究显示对老年人的健康有着老年人在身体健康或者自评健康较好的情况下并不需要子女的帮助，这种情况下老年人会尽可能保持独立，仅当身体状况不能自理时子女的照料才变得重要。例如，Silverstein (2000) 的研究显示在同样身体状况下，获得较多日常照料的老年人面临更大的健康风险，其中原因在于子女的生活照料破坏了老人对自己健康和自我效用的评价，导致了过分的依赖。

一些对子女向老年人提供照料支持的影响因素的研究发现子女对老年人提供代际支持具有选择性，老年人的健康状况、是否独居以及社会经济地位对子女

是否提供照料有着显著影响，例如 Lin 等（2003）对台湾省老年人代际支持研究发现子女对老年人提供代际支持具有性别偏好，并且更倾向于对独居的老年人提供代际支持；代际照料支持对老年人存在健康选择作用，即子女更倾向于向健康状况较差的老年人提供照料和情感支持等非经济支持（Lee & Xiao, 1998; Bian et al, 1998）。老年人在身体比较健康的情况下会倾向于自理自足，只有身体状况难以自理时才需要并且接受子女提供的代际支持，因此老年人能够得到子女的照顾支持往往取决于其身体健康状况（熊跃根，1998）。

研究子女对父母的照料支持的问题在于，子女对父母提供情感支持和日常照料等非经济支持存在一定的自选择性，对老年人来说通常情况下尽可能会选择自立自足，只有当身体状况较差或者生活不能自理时，子女提供日常照料才是其康复和生存的根本。由于子女给予老年人代际照料支持的这种选择性的影响，使得接受子女代际照料支持的老年人身体状况表现出更差，并非因为子女提供代际照料支持才使得老年人健康较差。如果直接利用是否接受子女代际照料支持对老年人的健康状况作回归，可能会存在反向因果关系的偏误，自选择性的存在使得代际照料支持对老年人健康状况的影响结果会受到老年人健康状况的选择效应的影响，从而存在向下的偏误。

探究代际照料支持对老年医疗消费影响机制需要解决问题的关键在于研究代际照料支持对老年人健康影响是否存在异质性，以及如何对老年人这种不可观测的异质性作以控制。本章采用的控制代际照料对老年人健康效应异质性影响的方法为倾向得分匹配法，其基本思想在于对样本作以匹配以剔除处理组和控制组群体间的异质性，通过匹配使得老年人群体除了是否接受子女照料支持外以外其他特征均不存在显著差异，在这种情况下可以近似地将未接受子女照顾中匹配的个体作为子女照顾支持个体的反事实状态，从而比较代际照料支持对老年人的健康影响。如果匹配前后的代际照料支持对老年人的健康效应影响程度不同，则说明代际照料支持对老年人的健康效应确实存在异质性和选择效应。

基于以上分析，本章提出如下研究假设：

假设 1：接受子女照料支持对老年人自评健康具有显著影响，并且： 1a.这种

影响的方向为正向；1b.这种影响的方向为负向。

假设 2：成年子女向老年人提供照料支持对老年人健康的影响具有异质性，即照料支持对于自身健康状况不同的老年人的健康效应存在差异。

假设 3：成年子女向老年人提供照料支持存在选择性，身体健康状况较差的老年人更倾向于获得照料支持。

假设 4：不考虑异质性情况低估了代际照料支持对老年人健康效应。

5.1.2 研究方法和模型设定

子女对老年人提供照料支持的选择性存在的原因主要在于老年个体存在不可观测的异质性，忽略不可观测的异质性研究子女照料和情感支持对老年人健康的影响会受到老年人健康状况选择效应的影响，因此解决问题的关键在于对老年人这种不可观测的异质性作以控制。

第一种解决的方法为利用观察两个事件的残差的相关性获得选择效应，在单独一个模型中考虑不可观测异质性，只能说明在两个模型同时被估计的情况下，借助残差分布的联合估计，子女对老年人提供情感和照料支持对老年人健康的择性便得以显现，从而估计出选择效应（Lillard, 1993）。而 CHARLS 数据的一个优点就是对每个老年人的子女的人口学特征、社会经济特征等信息进行了详细采集，这使得从子女角度探究提供照料支持成为可能，因此这里利用双变量联合 Probit 模型获得照料支持对老年人健康效应和选择效应作以研究。

第二种解决不可观测异质性带来的选择偏误的方法是倾向得分匹配法。其基本思想在于对样本作以匹配以剔除处理组和控制组群体间的异质性。依据老年人是否接受子女照料和情感支持分为两个群体：处理组也称实验组，即接受了子女照料和情感支持的老年人群体；控制组也称对照组，即没有接子女照料和情感支持的老年人群体。通过匹配使得老年人群体除了是否接受子女照料支持外以外其他特征均不存在显著差异，在这种情况下可以近似地将未接受子女照顾中匹配的个体作为子女照顾支持个体的反事实状态，从而比较代际照料支持对老年人的健康影响。如果匹配前后的代际照料支持对老年人的健康效应影响程度不同，则说明代际照料支持对老年人的健康效应确实存在异质性和选择效应。

下面对子女提供情感和照料支持的对老年人健康状况的影响做以分析，分别通过联合方程模型和倾向得分匹配方法剔除异质性和选择偏误，在得到剥离选择效应后更为纯粹的子女照料支持对老年人健康状况的效应，同时得到对结果的稳健性做以检验。

5.1.2.1 似无关双变量联合 Probit 模型

由于不可观测的异质性的存在使得老年人健康状况和子女提供照料和情感支持之间存在着相关性，同时考虑老年人健康状况和子女提供照料和情感支持的发生概率可以探究由于不可观测的异质性导致的子女提供照料和情感支持对老年人健康的选择效应。如果对两个解释变量分别进行 Probit 建模，估计结果虽然仍然为一致性估计，但是有可能损失效率。利用双变量联合 Probit 模型进行估计的思路如下：

$$\begin{cases} hea^* = \alpha_1 + \beta_1 X_1 + \mu \\ nes^* = \alpha_2 + \beta_2 X_2 + v \end{cases} \quad (5.1)$$

其中， hea^* 和 nes^* 为不可观测的潜变量。该联合模型可以解释为：在控制了其他协变量的情况下，老年人健康状况的潜变量为子女提供照料的函数，子女提供照料是老年人健康状况的函数。方程残差项 μ 和 v 分别代表不可观测的异质性对老年人健康状况的影响和对子女是否照顾老年人的影响，而这些不可观测的因素即残差项是两个模型的唯一联系。如果残差项估计不等于零，那么被解释变量具有显著的不可观测的异质性，如果残差估计量显著大于零，那么被解释变量的真实值高于平均观测值；如果残差估计值显著小于零，那么被解释变量的真实值则低于平均观测值。

此外，代表扰动项 (μ, v) 服从二维联合正态分布，期望为 0，方差为 1，相关系数为 ρ ，即

$$\begin{pmatrix} \mu \\ v \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \sigma_v \\ \rho \sigma_v & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \right] \quad (5.2)$$

当两个模型的残差相关系数不为零时，可以计算出 (hea, nes) 的取值概率，然后进行最大似然估计，即计算出 $P10, p11, p01, p00$ ，将这些概率取对数后加总，即得到对数似然函数。 ρ 为老年人健康状况和子女提供照料的不可观测的异质性之间的潜在关联，如果其取值显著为正，说明两者的异质性存在正相关，如

果两者残差都为正，子女提供更多照料和情感支持的老年人，健康状况也好于平均老年人，说明代际支持对老年人的健康具有显著的促进作用；如果 ρ 显著为负，在两个模型残差均值显著为正时，说明老年人身体健康状况高于平均水平的老年人，子女提供照料和情感支持的更少，即代际照料支持对老年人的健康具有选择作用。对老年人最后对残差相关系数 ρ 是否为零的显著性作以检验，以确定两个模型之间的关系。

(1) 老年人健康状况模型

可观测变量老年人健康状况 hea 由以下有序 Probit 模型决定：

$$p(hea) = \begin{cases} 1 & \text{若 } hea^* > 0 \\ 0 & \text{若 } hea^* \leq 0 \end{cases}, \text{ 其中 } hea^* = \alpha_1 + \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad (5.3)$$

其中 $p(hea)$ 为老年人健康状况的等级变量， $p(hea^*)$ 为不可观测的潜变量， X 为影响老年人健康状况的协变量， ε_1 为老年人健康状况模型的残差项。在老年人健康状况模型中，被解释变量为老年人的健康状况，这里使用慢性疾病的数量作为代理变量；主要解释变量为子女向老年人提供照料和情感支持的二分变量；控制变量包括老年人的人口学特征、身体机能状态以及地区虚拟变量。老年人的人口学特征包括年龄、性别、受教育程度、是否有配偶；由于老年人的身体机能状态同健康状况有着密切的关系，因此将衡量老年人功能状态的变量 ADL 也加入模型；最后加入地区虚拟变量以控制地区的社会经济差异性。

(2) 子女照料情感支持模型

可观测变量子女提供照料和情感支持 nes 由以下 Probit 模型决定：

$$p(nes) = \begin{cases} 1 & \text{若 } nes^* > 0 \\ 0 & \text{若 } nes^* \leq 0 \end{cases}, \text{ 其中 } nes^* = \alpha_2 + \beta_2 X_2 + \varepsilon_2 \quad (5.4)$$

其中 $p(nes)$ 为子女是否为老年人提供照料支持的二分变量， $P(nes^*)$ 为不可观测的潜变量， X_2 为影响子女为老年人提供照料支持的协变量， ε_2 为子女提供照料模型的残差项。

在子女照料情感支持模型中，被解释变量为子女是否向老年人提供照料和情感支持。CHARLS 问卷中对子女看望父母的频率做了调查，将每周小于一次的看望频率作为同父母联系不密切，并且进一步调查了老年人同这类子女之间电话、

短信或者电子邮件等途径的联系频率。这里借鉴 CHARLS 的做法，将子女看望父母的频率多于每周一次作为子女对老年人提供照顾和情感支持的代理变量。

主要解释变量为老年人健康状况，这里用老年人自评健康状况和生活自理能力^①指标来衡量；控制变量为子女数、是否参加医保、是否有养老保险、是否给予子女照料支持。有研究显示子女和老年人的代际照料支持之间具有相互选择作用，身体状况较好的老年人有可能对子女提供更多的照顾支持，因此也同子女有着更密切的互动，接受子女给予的照顾和情感支持也会更多，因此这里选取老年人是否照顾孙子女的变量作为老年人给予子女代际照料支持的代理变量加以控制；子女给予老年人更多的照料和情感支持同接受老年人经济支持有着显著的正向关系，老年人在经济条件允许的情况下更倾向于补贴为自己提供照料和情感支持的子女，这也促进了子女为老年人提供照料，因此这里将老年人是否参加医疗保险、是否具有养老保险作为子女接受老年人经济支持的代理变量加以控制；最后加入子女数量，因为从子女提供照料支持的可及性上看，子女数量越多能够提供给老年人照料的来源就多，但是相比较只有一个子女的家庭，该子女对老年人的照料义务便不可替代，而多子女的家庭子女之间互相依赖和推诿反而使得老年人接受更少的照顾和情感支持。

5.1.2.2 倾向得分匹配（Propensity Score Matching）模型

通过对接受子女照料和情感支持与否的老年人各项特征的比较可以看到，接受子女照料和情感支持与否的老年人的人口学特征和社会经济特征均都存在着较大的差别，因此可以利用倾向得分匹配对异质性和选择偏误作以控制。倾向得分匹配法的思虑在于对处理组和控制组在多个维度计算倾向性得分（Propensity Score，简记 PS），对样本作以匹配以剔除处理组和控制组群体间的异质性。这里依据老年人是否接受子女代际照料支持分为两个群体：接受子女代际照顾支持的群体为接受处理组，未接受子女代际照料支持的群体为控制组。倾向得分匹配使得两个群体除了在是否接受子女代际照料支持外其他特征均不存在显著差异，这

^① 生活自理能力（Activities of Daily Living，简记 ADL）衡量了老年人独自应对日常生活的能力，可以分为躯体自理能力（Physical ADL，简记 PADL）和工具自理能力（instrumental ADL，简记 IADL）。这里的 ADL 指标包括了 PADL 和 IADL 指标中的项目，对老年人独自生活的身体机能状态作以全面衡量。

种情况下可以近似的将与之匹配的未接受子女代际照料支持的个体看作接受子女代际支持的老年人的反事实状态，通过比较这两类老年人的健康状况可以得到剔除异质性偏差的代际照料支持对老年人健康状况的影响效应。

Rosenbaum 和 Rubin 在提出倾向得分匹配法时对倾向得分定义为“在已有各种特征组合下个体接受处理的条件概率”(Rosenbaum & Rubin, 1983)，即在给定老年人特征 X 的情况下，老年人接受子女代际照料支持的概率为

$$P(nes) = Pr(nes = 1|Z) = E(D|Z) \quad (5.5)$$

其中，nes 为一个指示函数，若老年人接受子女代际照料支持，则显示 nes=1，否则 nes=0。因此对于老年人个体而言，如果得到其倾向得分 $P(nes_i)$ ，那么接受子女代际照料支持对其健康状况的影响的平均处理效应 (ATT) 可以表示为：

$$\begin{aligned} ATT &= E[P(hea_{1i}) - P(hea_{0i})|D_i = 1] \\ &= E\{E[P(hea_{1i}) - P(hea_{0i})|D_i = 1, P(nes_i)]\} \\ &= E\{E[P(hea_{1i})|D_i = 1, P(nes_i)] \\ &\quad - E[P(hea_{0i})|D_i = 0, P(nes_i)]|D_i = 1\} \end{aligned} \quad (5.6)$$

其中 $P(hea_{1i})$ 和 $P(hea_{0i})$ 分别表示同一个老年人接受子女代际照料支持和未接受子女代际照料支持情况下的自评健康更好的概率，两者之差便反映了子女提供代际照料支持对老年人健康状况的促进作用。在实证分析中，倾向得分往往是不可观测的，需要通过 Logit 或 Probit 等概率模型进行估计，具体操作步骤如下：

第一步计算倾向得分值。本文采用 Dehejia 和 Wahba 提出的 Logit 模型法计算 PS 值，利用 Logit 模型来估计老年人接受子女照顾和情感支持的概率 (Dehejia & Wahba, 2010)，衡量计算思路如下：

$$P(nes_i) = Pr(nes_i = 1|Z_i) = \frac{\exp(\alpha + \beta Z_i)}{1 + \exp(\alpha + \beta Z_i)} \quad (5.7)$$

其中， Z_i 是可能会影响到老年人是否能够接受高子女照顾和情感支持的解释变量向量，包括老年人的人口特征、社会经济特征，子女的人口学特征、社会经济特征，以及老年人的自理能力和心理福利等衡量老年人身体机能的指标。 β 是系数向量。倾向得分值则是 Logit 模型的预测概率值。

$$PS_i = \widehat{Pr(nes_i = 1|Z_i)} \quad (5.8)$$

第二步对倾向得分值进行匹配估计。文献中有许多方法来解决这个问题，其

中最常用的匹配方法为最近距离匹配法、半径匹配法和核匹配法。最近距离匹配法是在控制组中通过前向和后向搜寻，通过对比 PS 值，对处理组样本寻找最为相似的控制组样本来进行匹配。同处理组样本 i 具有同样 PS 值 p_i 的控制组样本为 $C(i)$ ，最近距离匹配法表示如下：

$$C(i) = \min \|P(nes)_i - P(nes)_j\| \quad (5.9)$$

半径匹配法通过在控制组 PS 值为 p_j 落在处理组 PS 值为 p_i 的样本周围以 r 为半径的范围内进行匹配（ r 为预先设定的正数），表示如下：

$$C(i) = \{p_j \mid \|P(nes)_i - P(nes)_j\| < r\} \quad (5.10)$$

在核匹配中，每个接受高等教育的个体同所有未接受过高等教育的个体按照一定的权重进行匹配，而权重的取值同处理组和控制组的 PS 值之差成反比，可以利用核函数计算得到。

5.2 变量说明和描述性分析

5.2.1 数据来源和变量说明

本章研究的数据来源于 2011 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS），数据库具体情况在第三章有详细介绍。需要注意的是，这里利用 PSM 模型和联合 Probit 模型探究代际照料支持的健康效应对子女信息的选取时，由于许多老年人有两个或者两个以上的子女，因此一个老年人可能对应的子女信息不止一个，这种情况处理时可以将老年人同每一个子女信息相匹配从而获得多个匹配样本，这种做法的优点在于能够扩充样本量，获取更多的老年人和子女相配的样本信息，而缺点在于同一个老年个体的不同样本信息之间可能存在一定的联系，从而影响估计结果。而有关老年人和子女信息匹配的调查中，如果老年人有不只一个子女通常的做法是对老年人在几个子女中随机调查一个作为匹配样本（2011, CLHLS）。借鉴这种随机匹配的思想，对于未向子女提供隔代抚养支持的老年人，选取其第一个子女的信息作为同老年人信息相匹配的配对样本；而向子女提供隔代抚养的老年人选取被提供照料的子女信息作为老年人匹配信息。

许多研究显示自评健康可以作为预测老年人死亡率和身体功能强弱的稳定

指标 (Idler & Benyamin, 1997; Benyamin et al., 1999; Anstey et al., 2001; 柳玉枝等, 2004), 因此研究健康状况的文献通常使用自评健康作为健康状况的代理变量, 这里借鉴过往的研究经验将被解释变量设定为老年人自评健康状况。由于老年自评健康状况被解释变量为老年人自评健康状况, 分为三个等级: 0 为较差, 1 为一般, 2 为较好。该模型的核心解释变量为子女是否对老年人提供代际照料支持, 具体指标和前文相同, 即利用子女同老年人联系的密切与否来衡量^②。控制变量为老年人的人口学特征, 包括性别、年龄、配偶状况; 社会经济特征, 包括受教育程度、以前工作性质、是否领取养老金; 以及身体机能指标, 包括老年人衡量老年人机械机能的自理能力 ADL 指标和精神健康状况的抑郁量表得分指标。各变量的操作性定义和描述性统计见第三章表 3-1。

5.2.2 接受子女照料支持与否的老年人各项特征比较

表 5-1 显示了接受子女照料和情感支持与否的老年人人口学、社会经济、家庭特征和健康状况的比较。

^② CHARLS 调查问卷中将子女看望父母的频率小于每周一次看作联系不密切, 这种情况下继续询问了通过电话、信件等方式同父母交流的频率。借鉴该标准, 本章将老年人同子女联系的频率(包括子女亲自看望父母或者通过电话、信件等方式同父母交流)每周大于等于一次视作联系密切。

表 5-1 接受子女照料和情感支持与否的老年人各项特征的比较

		未接受子女照料和情感支持			接受子女照料和情感支持		
		均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数
人口学 特征	性别	0.54	0.50	2216	0.47	0.50	3123
	年龄	67.18	6.47	2202	69.31	7.18	3114
	配偶	0.81	0.39	2215	0.78	0.42	3122
社会经济 特征	教育程度	0.70	0.66	2213	0.67	0.67	3118
	工作性质	0.11	0.31	2026	0.12	0.33	2858
	是否有养老金	0.13	0.34	2210	0.19	0.39	3112
家庭特征	是否有医保	0.93	0.26	2218	0.92	0.27	3124
	同住子女数	0.51	0.68	2218	0.40	0.56	3124
	家庭人均收入对数	5.28	3.55	2218	4.15	3.88	3124
健康状况	地区	1.11	0.79	2218	0.93	0.84	3124
	自评健康	1.76	0.73	2218	1.80	0.74	3124
	慢性病数量	1.57	1.45	2218	1.60	1.45	3124
	生活自理能力	13.49	5.22	2218	13.69	5.45	3124
	抑郁指数	20.58	5.34	2023	20.15	5.23	2897

可以看到,接受子女照料和情感支持与否的老年人的人口学特征和社会经济特征均都存在着显著的差别,相比于未接受子女照料和情感支持人,接受子女照料和情感支持的女性老年人比重比男性高,年龄的均值也更大,无配偶的比重更大,这显示了子女对老年人提供照料和情感支持可能具有一定的选择效应,子女更倾向于向人口学上相对弱势的老年人提供照料支持;社会经济因素比较显示接受子女照料支持的老年人有养老金的比重更大,而家庭因素的比较显示接受子女照料支持的老年人家庭人均收入水平更低、而且来自中西部家庭的比重更大,表明老年人自身经济地位越高子女提供照顾的可能性越大,而家庭整体经济状况越好,子女提供照顾的可能性越小。这显示了家庭中收入较低的家庭中子女可能更倾向于对老年人提供照料支持以代替经济支持的不足,并且通过更多的代际间的照料来代替可以购买的社会支持(陈华帅等,2013)。老年人健康状况的各项指标比较显示,接受子女照料支持的老年人健康状况同未接受子女照料支持的老年人健康状况基本相似,接受子女照料支持的老年人略差,但是自评健康状况略好。下面通过计量模型进一步分析在控制了其他变量,以及提出选择性偏差的情况下子女的照料和情感支持对老年人健康状况的具体影响。

5.2.3 代际照料支持与老年人身体健康指标相关性的 lowess 曲线

下面呈现了代际照料支持和老年人自评健康关系的局部加权散点回归拟合图。图中纵轴代表老年人接受照料支持，0 为未接受代际照料支持，1 为接受代际照料支持。由于老年人中接近 60% 的比例有接受子女代际照料支持，因此代际照料支持同老年人身体机能指标的 Lowess 拟合图在纵轴的截距均在 0.6 左右。

5.2.3.1 代际照料支持和老年人自评健康的关系

图 5-1 显示了代际照料支持同老年人自评健康的关系 Lowess 拟合曲线，可以看到代际经济支持同自评健康之间的拟合曲线向右上方倾斜，然而该拟合曲线的斜率并不是很大，说明不考虑异质性情况下自评健康对老年人接受代际支持的影响并不明显。

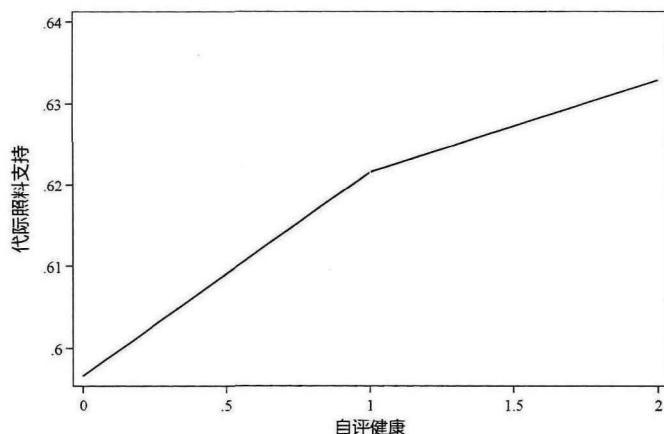


图 5-1 代际照料支持和老年人自评健康的 Lowess 拟合图

5.2.3.2 代际照料支持和老年人罹患慢性疾病的关系

图 5-2 显示了代际照料支持同老年人罹患慢性疾病的数量的 Lowess 拟合曲线，可以看到老年罹患慢性病的数量和代际照料支持之间呈现倒 U 型关系，拐点发生在慢性疾病数量为五种时，然而通过对慢性疾病的分布统计发现慢性疾病数量超过五种以上的老年人比例非常低（1.72%），如果对慢性疾病在 1% 的水平上进行缩尾处理去除极端值，那么慢性疾病同代际照料支持的关系则仅显示出正相关，即慢性疾病会增加代际照料支持的概率。

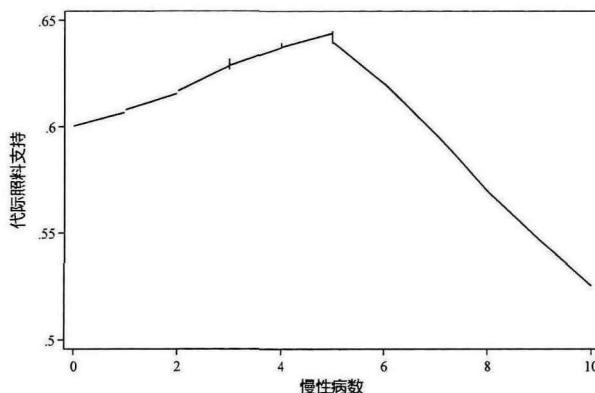


图 5-2 代际照料支持和老年人罹患慢性疾病的 Lowess 拟合图

5.2.3.3 代际照料支持和老年人生活自理能力的关系

图 5-3 显示了代际照料支持同老年人生活自理能力之间的关系，其中横轴表示生活自理能力指标 ADL 得分值，可以看到代际照料支持和老年人 ADL 得分之间的拟合曲线斜率为正，由于老年人生活自理能力 ADL 得分越高表示老年人生活自理能力越差，因此这里显示出代际照料支持同老年人自理能力之间具有负向关系，这体现了代际照料支持的健康选择性：老年人生活自理能力越差接受代际照料支持的可能性越大。

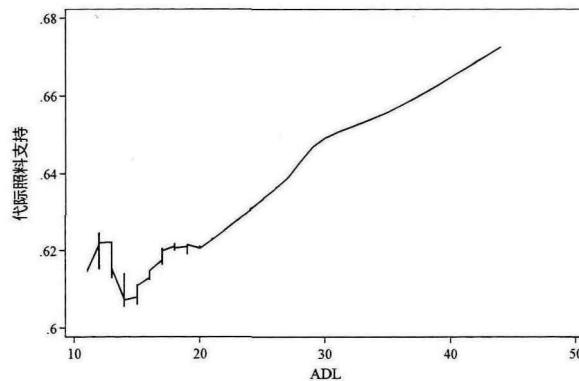


图 5-3 代际照料支持和老年人 ADL 指数的 Lowess 拟合图

5.2.3.4 代际照料支持和老年人精神健康的关系

图 5-4 显示了代际照料支持同老年人精神健康之间的关系，其中横轴表示老年人精神抑郁量表的 10 项指标得分之和，得分越高表示精神健康状况越差，而这里 Lowess 拟合曲线斜率为负显示代际照料支持同精神抑郁量表得分之间为

负相关关系，因此老年人精神健康同代际照料之间为正相关，这里更多体现了接受代际照料支持对老年人精神健康的促进作用。代际支持同老年人健康状况各变量之间的 Lowess 拟合曲线反映了代际照料支持同老年人健康状态具有一定的关系，子女提供代际照料支持可能存在一定的选择性，下面利用计量模型在控制其他变量影响的情况下进一步探讨代际经济支持对老年人健康的影响是否依然在统计上具有显著性。

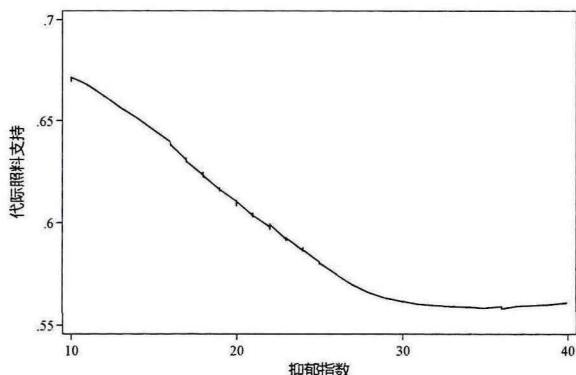


图 5-4 代际照料支持和老年人抑郁指数的 Lowess 拟合图

5.3 不考虑异质性代际照料支持健康效应--有序 Logit 模型结果分析

为了同下文考虑异质性后子女的代际照料支持对老年人健康状况的影响方向和程度的差别作以比较和对照，这里首先利用有序 Logit 模型对不考虑异质性时老年人健康状况受子女代际照料支持的影响作以研究。由于老年人自评健康的三个等级之间存在着健康程度向上的顺序，如果使用一般多项 Logit (multinomial Logit) 模型来估计，将会忽视被解释变量的内在排序，因此这里选择有序 Logit 模型来研究代际照料支持对老年人健康状况的影响。表 5-2 显示了老年人健康状况影响因素的有序 Logit 模型的回归结果，其中列 (1) 显示了模型的回归系数，列 (3) 显示了个解释变量对老年人健康状况影响的发生比以便对模型的系数作以解释，列 (2) 和 (4) 显示为稳健标准误。

表 5-2 代际照料支持对老年人自评健康影响的有序 Logit 模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	系数	稳健标准误	发生比	稳健标准误
代际照料支持	0.1352*	0.0747	1.1447*	0.0855
年龄	-0.0032	0.0066	0.9968	0.0066
性别	0.0552	0.0858	1.0567	0.0907
配偶	-0.1657*	0.0871	0.8473*	0.0738
初中或高中	0.0367	0.0924	1.0373	0.0958
本科及以上	0.0565	0.1302	1.0581	0.1377
自理能力 ADL	-0.1146***	0.0138	0.8918***	0.0123
慢性病	-0.4662***	0.0308	0.6274***	0.0193
抑郁指数	-0.0794***	0.0079	0.9237***	0.0073
老年人孙子女照顾支持	-0.0161	0.0848	0.9841	0.0834
同住子女	-0.0446	0.0751	0.9564	0.0718
工作性质	0.3348***	0.1043	1.3976***	0.1458
领取养老金	0.1712*	0.0946	1.1867*	0.1122
切点常数 1	-4.5910	0.5189	-4.5910	0.5189
切点常数 2	-2.2485	0.5122	-2.2485	0.5122

注：1.该模型回归的样本量为 2975，模型的对数似然值为 -2737.46，卡方统计量为 579.56，p 值为 0.00，准 R 方为 0.1216；2. *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

通过列（1）各变量的系数可以看到，在不考虑异质性的情况下，子女对老年人提供代际照料支持对老年人自评健康有着正向影响，其发生比显示接受子女代际支持的老年自评健康状况向上一级的概率比未接受子女代际照料支持的老年人高出 14.5 个百分点，因此接受子女代际照顾支持的老年人更倾向于对自我健康做出更高的评价。在控制变量中，老年人的身体和心理机能状况对自评健康有着显著的正向影响^③，从事非农就业以及领取养老金都对老年人自评健康状况有着正向影响，这也同健康人力资本理论相符合（Grossman, 1973）。下面考虑存在异质性和选择偏误的情况下，子女对老年人提供代际照顾支持对老年人影响程度和方向如何变化。

③ 由于 ADL 指标、罹患慢性病的数量以及精神健康指标都是得分越高表示该项机能越差，因此这几个变量对老年人自评健康的影响方向同变量系数刚好相反。

5.4 代际照料支持的异质性健康效应--倾向得分匹配模型结果分析

5.4.1 计算倾向得分值：Logit 模型

利用倾向得分匹配法消除个体不可观测的异质性中非常重要的一步是对子女是否向老年人提供代际照料选择解释变量。这些解释变量要尽可能接近外生，同时与子女向老年人提供代际照料的决策具有较强的相关性。理论上讲，子女是否向老年人提供代际照料支持受到子女和老年人双方面特征的影响，过往文献显示子女的人口学特征例如年龄和性别对是否向老年父母提供代际照顾支持有着显著影响，受教育程度、收入等社会经济变量决定了子女对老年提供代际照料支持的能力和定位的指标。社会学中的群体合作理论提出，父母和子女之间的代际互通可以解释为子女会根据自身的特点来确定是否为父母提供经济支持或者照料支持，以及提供的支持的程度，根据自身最低成本来满足父母代际需求的同时实现自己的保留赡养义务，从而达到个人和家庭福利的最优化。老年人的人口学特征和社会经济特征也会影响子女是否提供代际照顾，有研究显示子女是否对老年人提供代际照料很大程度上取决于其健康状况，只有当老年人自理困难时子女的代际支持才变得重要（熊跃根，1998；Silverstein & Bengtson, 1994）；而社会经济特征较好的老年人给予子女代际经济支持的可能性更大，接受父母经济帮助的子女也更倾向于对父母提供代际支持的回馈，包括经济支持以及照料和情感支持等非经济支持（张文娟等，2004）。

综合以上考虑，经过变量筛选和调整最终确定的影响子女是否提供代际照顾的因素包括如下变量：子女的人口和社会经济特征，包括子女性别、年龄、婚姻状况以及子女家庭的收入水平；老年人的人口和社会经济特征，包括老年人性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、是否领取养老金、是否帮助照料孙子女、生活自理能力；此外，为了剔除地区差异对地区变量做了控制。表 5-3 显示了子女对老年人提供代际照顾倾向得分的 logIt 模型的估计结果。

表 5-3 老年人接受代际照料支持的倾向得分的 Logit 估计结果

	系数	标准误	Z 值	P 值	95%置信区间
老 年 人 特 征	年龄	0.0223***	0.0069	3.23	0.0010
	性别	0.5341***	0.0827	6.46	0.0000
	婚姻	0.3454***	0.1300	2.66	0.0080
	小学及以下	-0.3417*	0.1779	-1.92	0.0550
	中学及以上	-0.3534**	0.1794	-1.97	0.0490
	工作性质	-0.3912***	0.1413	-2.77	0.0060
	年龄	0.0246***	0.0082	2.99	0.0030
	性别	-0.3908***	0.0849	-4.60	0.0000
	婚姻	0.1520	0.0964	1.58	0.1150
	ADL	-0.0138	0.0101	-1.37	0.1720
	抑郁指数	-0.0123	0.0079	-1.56	0.1190
	隔代抚养	-0.2062**	0.0922	-2.24	0.0250
	与子女同住	0.2461***	0.0933	2.64	0.0080
	养老金	0.2922***	0.1081	2.70	0.0070
	中部	-0.5403***	0.0991	-5.45	0.0000
	西部	-0.4839***	0.0980	-4.94	0.0000
	常数	-1.3615**	0.5797	-2.35	0.0190
					-2.4978
					-0.2252

注：1. 该模型进行回归的样本量为 1906；对数似然值为 -1876.72，卡方统计量为 184.13，
p 值为 0.000；2. *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著

可以看到，子女对老年人提供代际照顾支持不仅受到老年人社会经济等特征的影响，同时也受子女自身社会经济特征的影响。儿子对老年人提供代际照顾支持的概率大于女儿，这结论同预期相符合，传统中父母通常和儿子交往更密切，而女儿则更多同公婆同住，也体现了当前中养儿防老的情况。年龄大的子女以及有配偶的子女更倾向于提供父母代际照顾支持；有工作的子女对老年人提供代际支持的概率小于没有工作的子女，这点同预期相符，因为有工作的子女在照顾老年人的时间和精力方面都有所限制。老年人年龄越大，子女提供代际照料支持的概率越大；女性老年人接受子女代际照顾支持概率大于男性老年人，同子女共同生活的老年人接受子女代际照顾支持的概率也更高。值得注意的是，提供隔代抚养支持的老年人获得子女代际照顾支持的概率更小，子女对老年人提供代际照顾同老年人的生理健康状况没有显著关系，而是同老年人精神健康状况存在显著正相关。在获得 Logit 模型的参数估计值后，可以进一步得到每个老年人接受子女代

际照料的概率，即每个个体的倾向得分值。

5.4.2 平均处理效应分析

在得到子女对老年人提供代际照料支持的预测概率，即老年人接受子女代际照料支持的倾向得分后，使用最近邻匹配法（*k*-nearest neighbor matching）以 1:1 的比例进行匹配，即对每个接受子女代际照料支持的老年人寻找一个其他特征尽可能相似的未接受子女代际照料支持的老年人做匹配，这样未接受子女代际照料支持的老年人可以近似看作接受子女代际照料支持的老年人的如果为接受子女代际照料支持时的反事实状态，通过比较两个群体老年人健康状况的差别可以得到老年人接受子女代际照料支持的各种处理效应，表 5-4 显示了匹配后的各种处理效应的结果。其中，ATT（Average Treatment Effect on the Treated）为参与者的平均处理效应，表示接受子女代际照料的老年人如果未接受子女代际照料支持情况下自评健康的差异的期望值；ATU（Average Treatment Effect on the Untreated）为未参与者的平均处理效应，表示未接受子女代际照料支持的老年人如果接受子女代际支持带来的健康状况的促进效应；ATE（Average Treatment Effect on the Untreated）为平均处理效应，表示随机挑选一个老年人接受子女代际照料支持对其健康状况的促进效应。参与者平均处理效应 ATT 同不考虑异质性情况下的有序 Logit 模型估计得到的代际照料对健康的影响效应之差为选择偏差（Heckman, 2001），即接受子女照顾的老年人如果不接受子女照顾时健康状况同未接受子女照顾的老年人健康状况之间的差异。参与者的平均处理效应 ATT 和所有个体的平均处理效应 ATE 之间的差值为分类收益（Heckman, 2001），表示接受子女代际照料支持的老年人基于自身不可观测的异质性带来的额外效应。

可以看到，匹配前后子女对老年人提供代际照料支持对老年人的自评健康都具有正向影响，并且在统计上显著；在没有进行匹配时，接受子女代际照料支持的老年人自评健康更好的概率比未接受子女代际照料支持的老年人高出 6.12 个百分点，而在匹配后两者的差别为 9.11 个百分点，这显示出不考虑异质性时低估了子女对老年人的代际照料支持对老年人健康状况的促进作用（假设 4）。

不考虑异质性的老年人健康状况 Logit 模型显示接受子女代际支持对老年人

健康状况好转的概率比未接受子女代际照顾支持的老年人增加了 14.5%，而 PSM 模型得到的接受代际照料支持的老年人健康状况的平均处理效应为 9.1%。通过比较不考虑异质性时子女照顾对老年人健康状况影响效应同参与者平均处理效应 ATT 之间的差异可以看到，子女提供照顾支持对老年人健康影响的选择偏差为正 ($\hat{\beta}_{Probit} - ATT = 0.0441$)，即接受代际照料支持的老年人如果没有接受代际照料支持时，比其他未接受代际照料支持的老年人健康状况更差。这说明子女对老年人提供照顾支持时具有健康的负选择性，即身体健康状况较差的老年人更倾向于获得代际照料支持。

通过比较参与者的平均处理效应 ATT 和所有个体的平均处理效应 ATE 可以看到，接受子女代际照顾支持老年人代际照顾支持的健康促进效应高于老年人随机接受子女给予代际照顾支持的对健康的促进效应，即子女提供照顾支持的分类收益为正 ($ATT - ATE = 0.0378$)，说明老年人接受子女照顾对其健康的影响存在着异质性，身体健康状况越差的老年人获得代际照料支持对健康的促进作用越大；此外，ATU 为负说明未接受子女代际照料的老年人如果接受子女代际照料支持，反而对其健康有着负面效应，即身体健康状况如果不是较差的老年人接受子女的照顾支持反而会健康状况造成负面影响，这也同过往一些文献的研究相吻合 (Silverstein, 2000)，其中的原因可能在于子女提供照顾增加了子女的依赖性，降低了老年人自我效能的评价。

表 5-4 子女提供照顾支持对老年人自评健康状况影响的处理效应估计

	处理组	控制组	差异	标准差	t 值
匹配前	0.8466	0.7855	0.0612**	0.0273	2.24
ATT	0.8471	0.7560	0.0911**	0.0381	2.39
匹配后	ATU	0.7855	0.7838	-0.0017	.
	ATE		0.0533	.	.

注：1.选择偏差 = $\hat{\beta}_{Probit} - ATT$ ；2.分类收益 = $ATT - ATE$ ；3.**表示在 5% 的水平上显著

5.4.3 匹配效果检验

倾向得分匹配的核心是使得两个群体之间除了实验处理之外的其他方面尽

可能无差异，因此匹配的效果决定了对教育回报率差异估计的可信性，而共同支持性（common support）和平衡型（balance）是检验匹配效果的前提假设和统计标准。下面对 PSM 模型的共同支持性和平衡性假设逐一作以检验。

5.4.3.1 共同支持性检验

共同支持性要求处理组和控制组在倾向得分的范围上有共同重合的范围，这样的共同区域才是可比的。图 5-5 显示了进行倾向得分匹配前后接受子女照料的老年群体和未接受子女照料的老年群体的倾向得分密度图。可以看到，在匹配前接受子女照料和未接受子女照料的老年群体的 PS 值的概率分布存在着较大的差异，接受子女代际照顾支持的老年人而匹配之后两组群体样本的概率分布已经比较接近，虽然接受子女代际照顾的老年群体有一部分分值较高的群体还是没有得到匹配，但是其他大部分个体倾向得分值都有共同的范围，能够产生较好的匹配效果。

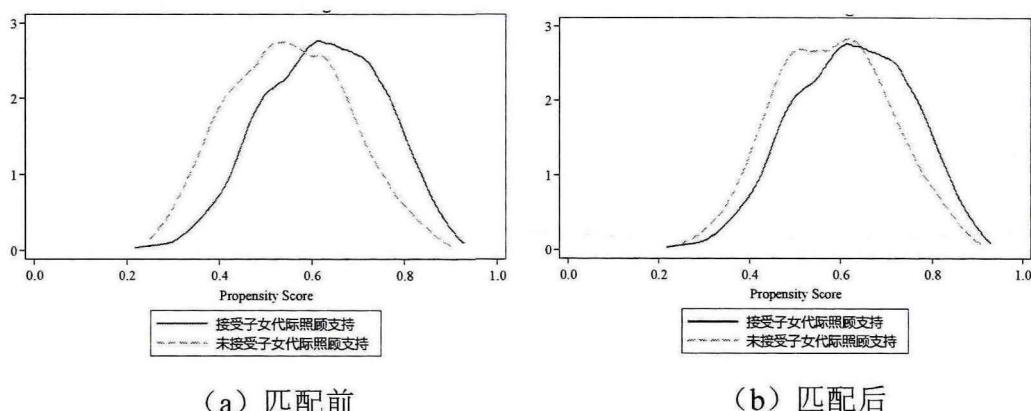


图 5-5 匹配前后接受子女代际照料与否的老年人倾向得分概率分布

5.4.3.2 平衡性检验

在得到子女对老年人提供代际照料支持的预测概率之后，需要进行平衡性检验，即检验处理组和对照组之间在除了接受子女照料以外其他协变量和倾向得分之间不存在显著的差异，这样获得两组之间的差异才能代表接受子女代际照料对老年人健康的影响效应。表 5-5 显示了倾向得分匹配后各变量平衡性检验。列（1）显示了匹配前后接受代际照料支持的老年人各变量的均值，列（2）显示了

未接受子女代际照顾的老年人各变量的均值，列（5）显示了各变量在接受子女照顾老年群体和未接受子女照顾老年群体之间均值差异性的 p 值，可以看到除了子女是否工作、是否共同居住和老年人是否领取养老金这三个变量外，其余变量在进行匹配后的两组老年人之间均不存在显著差异。列（4）显示了各变量匹配前后的标准化偏差，可以看到除了上述三个变量外其余变量的标准化偏差在匹配后均小于 5%，说明匹配后各变量的平衡性较好，匹配后的两组样本除了是否接受子女照料支持外，基本具有相同的其他特征分布，在统计意义上可以认为两组老年人是一致的。

表 5-5 倾向得分匹配各变量平衡性检验

变量	匹配前后 (1)	处理组均值 (2)	控制组均值 (3)	%偏差 (4)	t 检验 p 值 (5)
子女年龄	匹配前	42.671	39.907	34.30	0.000
	匹配后	42.685	42.697	-0.10	0.965
子女性别	匹配前	0.655	0.532	25.30	0.000
	匹配后	0.656	0.645	2.20	0.500
子女婚姻	匹配前	0.896	0.870	8.20	0.027
	匹配后	0.897	0.887	3.20	0.327
子女小学及以下	匹配前	0.420	0.439	-3.80	0.309
	匹配后	0.421	0.427	-1.30	0.707
子女初中及以上	匹配前	0.506	0.512	-1.10	0.773
	匹配后	0.506	0.508	-0.30	0.919
子女工作性质	匹配前	0.892	0.923	-10.90	0.004
	匹配后	0.892	0.873	6.70	0.074
老年人年龄	匹配前	69.550	67.414	31.90	0.000
	匹配后	69.533	69.761	-3.40	0.337
老年人性别	匹配前	0.495	0.595	-20.20	0.000
	匹配后	0.494	0.499	-0.90	0.787
老年人婚姻	匹配前	0.665	0.713	-10.40	0.006
	匹配后	0.665	0.659	1.20	0.721
老年人 ADL	匹配前	12.995	12.934	1.50	0.692
	匹配后	12.997	13.022	-0.60	0.859
老年人抑郁指数	匹配前	20.164	20.587	-8.00	0.032
	匹配后	20.171	20.367	-3.70	0.265
老年人提供隔代抚养	匹配前	0.229	0.322	-21.10	0.000
	匹配后	0.228	0.211	3.90	0.220
老年人与子女同住	匹配前	0.386	0.414	-5.70	0.126
	匹配后	0.385	0.416	-6.20	0.067
老年人有养老金	匹配前	0.191	0.138	14.40	0.000
	匹配后	0.190	0.162	7.60	0.029
中部	匹配前	0.294	0.356	-13.40	0.000
	匹配后	0.293	0.284	2.00	0.550
西部	匹配前	0.324	0.381	-11.90	0.001
	匹配后	0.325	0.332	-1.40	0.666

图 5-6 直观地显示了各个变量匹配前后的偏差。可以看到，匹配除了表示时间的虚拟变量以外，各变量的标准误差都比较大，而匹配后都在 0 附近，说明匹配达到了比较好的效果。

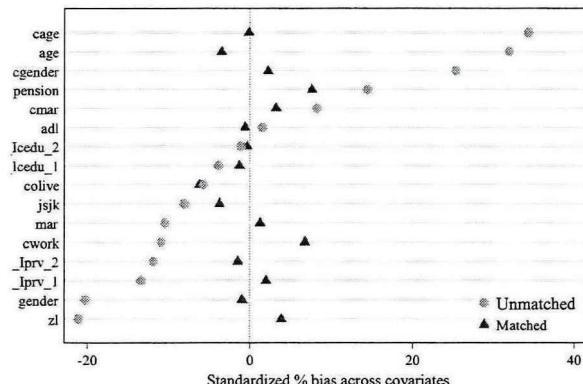


图 5-6 倾向得分匹配前后各变量的标准偏差对比

另外，匹配后 Logit 模型的 LR 检验的 p 值为 0.316（匹配前为 0.000），从整体上说明匹配后无法根据上述变量区分个体是否接受代际照料支持，因此利用 Logit 模型获得的倾向得分匹配获得了比较好的效果。

5.4.4 稳健性检验

表 5-6 显示了分别利用半径匹配法、核匹配法对扩招前后的高等教育回报率进行了 PSM 估计，以检验上文结论的稳健性。可以看到虽然进行匹配的方法不同，但是得到的结果高度一致，表明上文的结果具有比较好的稳健性。

表 5-6 不同匹配方法下接受子女代际照顾支持对老年人健康影响的处理效应

匹配方法		处理组均值	控制组均值	差异	标准误	t 统计量
半径匹配	ATT	0.8466	0.7547	0.0919**	0.0379	2.42
	ATU	0.7855	0.7838	-0.0017	.	.
	ATE			0.0538	.	.
核匹配	ATT	0.8471	0.7560	0.0911**	0.0381	2.39
	ATU	0.7855	0.7838	-0.0017	.	.
	ATE			0.0533	.	.

注：1. 半径匹配法选取匹配半径为 0.01，匹配比例为 1:1；2. 核匹配法选取的核函数为二次核函数，默认最优带宽；3. **表示在 5% 的水平上显著

5.5 代际照料支持的健康选择效应--联合 Probit 模型结果分析

这里先分别建立代际照料支持对老年人自评健康影响的有序 Probit 模型和子女提供照料支持影响因素的单方程 Probit 模型，以便与似无关双变量联合 Probit 模型的结果作以比较和对照。下面对回归结果作以分析。

5.5.1 老年人自评健康影响因素的单方程有序 Probit 模型结果分析

表 5-7 显示了代际照料支持对老年人自评健康影响的有序 Logit 模型的回归结果。可以看到，在控制了老年人人口学特征、社会经济特征和自理能力指标后，接受子女的照顾和情感支持对老年人健康状况有着正向影响。

表 5-7 老年人自评健康影响因素的有序 Probit 模型回归结果

	系数	稳健标准误.	Z 值	P 值	95%置信区间
代际照料支持	0.1165***	0.0386	3.02	0.0030	0.0409 0.1920
性别	0.0710**	0.0312	2.28	0.0230	0.0099 0.1321
年龄	0.0062***	0.0024	2.58	0.0100	0.0015 0.0109
配偶	-0.1068	0.0393	-2.72	0.0070	-0.1837 -0.0298
初中或高中	0.0755***	0.0354	2.13	0.0330	0.0061 0.1449
本科及以上	0.2915	0.0433	6.73	0.0000	0.2066 0.3763
中部	-0.2087	0.0347	-6.02	0.0000	-0.2767 -0.1407
西部	-0.2194	0.0358	-6.13	0.0000	-0.2895 -0.1493
慢性病	-0.2877	0.0115	-25.01	0.0000	-0.3102 -0.2651
ADL 指标	-0.0824*	0.0050	-16.39	0.0000	-0.0922 -0.0725
切点常数 1	-1.6200	0.1876			-1.9876 -1.2524
切点常数 2	-0.2114	0.1859			-0.5756 0.1529

注：1. 接受子女照料支持模型的对数似然值为 -6147.45，卡方统计量为 1185.22，p 值为 0.0000，准 R 方为 0.1266，样本数为 6708；2. *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著

由于 Probit 模型的系数解释不够直观，它不能像 Logit 模型一样对系数指数化从而利用发生比或者相对风险来解释各个变量对被解释变量的影响，下面通过计算各变量的边际效应对老年人健康模型的系数作以进一步解释。平均边际效应即解释变量的单位变化对被解释变量产生的边际影响，类似于 OLS 模型中解释变量的变化对被解释变量影响的偏效应，以便对各变量系数作以直观的解释。解释变量如果为连续变量，其偏效应表示解释变量产生一单位变化影响老年人自评健康状况取值概率的变化；解释变量如果为虚拟变量，其偏效应表示相对于对照组而言，特征组的老年人自评健康状况取值概率的变化。而由于老年人健康模型的被解释变量为有序变量，各变量对自评健康的边际效应影响体现在自评健康取值概率的变化，不能简单将其边际效应加总，因此表 6-8 进一步显示了老年人健康模型各解释变量的边际效应。表 5-8 列（1）到（3）分别显示了影响老年人自

评健康的协变量对老年人自评健康“较差”、“一般”和“较好”的概率的影响。

表 5-8 老年人自评健康影响因素的有序 Probit 模型各解释变量的边际效应

	(1) 自评健康较差	(2) 自评健康一般	(3) 自评健康较好
代际照料支持	-0.0274** [0.0137]	0.0066** [0.0034]	0.0208** [0.0104]
男性	-0.0366** [0.0153]	0.0088** [0.0038]	0.0278** [0.0116]
年龄	-0.0011 [0.0011]	0.0003 [0.0003]	0.0008 [0.0008]
有配偶	0.0196 [0.0161]	-0.0047 [0.0039]	-0.0148 [0.0122]
小学	-0.0028 [0.0162]	0.0007 [0.0039]	0.0021 [0.0123]
初中及以上	-0.0165 [0.0240]	0.0040 [0.0058]	0.0125 [0.0182]
中部	0.0751*** [0.0163]	-0.0181*** [0.0042]	-0.0569*** [0.0124]
西部	0.0760*** [0.0161]	-0.0184*** [0.0042]	-0.0577*** [0.0122]
慢性病	0.0941*** [0.0046]	-0.0227*** [0.0021]	-0.0714*** [0.0040]
自理能力	0.0248*** [0.0018]	-0.0060*** [0.0006]	-0.0188*** [0.0015]

可以看到，接受代际照料支持的老年人比未接受代际照料支持的老年人自评健康状况“较差”的概率降低了 2.74 个百分点，自评健康“一般”和“较好”的概率分别增加了 0.6 和 2.1 个百分点。这显示了接受子女的照料和情感支持的老年人自评健康向下的概率减少，自评健康向上的概率增加，在不考虑异质性的情况下子女提供给老年人代际照料支持对老年人的健康状况有显著的促进作用。

此外，老年人的健康状况有着显著的性别差异，老年男性自评健康“较差”概率比老年人女性低了 3.7 个百分点，而自评健康“一般”和“较好”的概率比老年女性分别高了 0.9 和 2.8 个百分点，显示出男性老年人身体健康状况可能较女性老年人更好，也可能是由于男性老年人比女性老年人更倾向于对自我健康做出积

极的评价。另外，在控制了反映身体机能状况的其他指标以后，年龄和婚姻状况对老年人的健康状况没有显著影响，教育程度对老年人的身体健康影响也不显著。而对老年人健康状况影响显著的是反映老年人身体机能状况的 ADL 指标，以及老年人获得慢性病的数量，罹患慢性病和自理能力较差对老年人自评健康有着显著的负向影响。

5.5.2 子女提供照料支持影响因素的单方程 Probit 模型结果分析

表 5-9 显示了成年子女向老年人提供代际照料支持影响因素的 Probit 模型回归结果。可以看到，在控制了子女的人口学、社会经济特征以及老年人社会经济特征和地区差异的条件下，老年人的健康状况对子女提供代际照料支持与否有显著的影响。老年人 ADL 指标对子女提供代际照料支持有正向影响，抑郁指数对子女提供代际照料支持有负向影响，由于 ADL 得分越高老年人日常活动需要帮助的程度越大，抑郁指数得分越高心理抑郁程度越严重，因此自理能力差和心理健康状况差的老年人更倾向于获得子女照料支持。

表 5-9 成年子女向老年人提供代际照料支持影响因素的 Probit 模型结果

	回归系数		边际效应	
	coef	稳健标准误.	dy/dx	稳健标准误.
子女年龄	0.0810*	0.0461	0.0186*	0.0106
子女性别	0.4079***	0.0557	0.142***	0.0188
子女配偶	0.2290***	0.0765	0.0526***	0.0175
子女初中或高中	0.0207	0.1195	0.0047	0.0274
子女本科及以上	0.2439**	0.1182	0.0560**	0.0272
子女城镇	-0.1653***	0.0500	-0.0379***	0.0115
子女家庭总收入	0.0051	0.0151	0.0012	0.0035
中部	-0.5281***	0.0544	-0.1212***	0.0123
西部	-0.4221***	0.0544	-0.0969***	0.0124
老年人同住子女数	0.2590***	0.0446	0.0594***	0.0102
老年人提供隔代抚养	-0.0950*	0.0511	-0.0218*	0.0117
老年人城居医保	0.4505***	0.0928	0.1034***	0.0212
老年人新农合医保	-0.3257***	0.0842	-0.0748***	0.0194
老年人有养老金	0.1003*	0.0565	0.0230*	0.0130
老年人 ADL 指标	0.0103**	0.0051	0.0024**	0.0012
老年人抑郁指数	0.0104***	0.0038	0.0024***	0.0009
常数	-0.3372	0.2394		

注：1.接受子女照料支持模型的对数似然值为-2076.06，卡方统计量为 440.88，p 值为 0.0000，准 R 方为 0.097，样本数为 5007；2. 方括号内为稳健标准误；3. *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著

其他一些控制变量对子女提供照料和情感支持的影响结果比较符合主观认知和经验研究。例如，儿子对老年人提供照料支持的概率比女儿高出 14.2%，这个结论与主观认知相符，在中国尤其是地区女儿出嫁后通常同丈夫同住在公婆家，因此对父母提供照料支持的责任更多落在儿子身上；子女年龄同照顾老年人有着正向关系，子女每增加一岁对老年人提供照顾支持的概率增加 1.9%；老年人向子女提供隔代抚养的支持对子女向老年人提供照料支持有着负向的影响，这点表明老年人和子女之间的照料支持并非是相互的。有研究认为子女同父母之间的照料支持具有相互依赖性，老年人和子女生活在一起，在接受子女照料支持的同时给予子女隔代抚养的支持，因此老年人提供隔代抚养支持会增加子女对老年人的照顾支持。而这里的研究所结论更多体现的是子女对老年人提供照顾支持的健康选择性，即只要老人人力所能及情况下能够自立便减少照顾支持。

值得注意的是老年人领取养老金同子女提供照料支持之间具有正向关系，说明领取养老金会促进子女提供代际照料支持。过往文献也有类似结论，子女对老年人提供的经济支持和照料支持之间存在着互补的作用，经济较好的老年人能够给予子女更多的经济支持从而能够强化父母和子女之间的代际联系，子女同父母联系更为密切因此提供更多的照料和情感支持。此外，子女对老年人提供照顾支持存在着地区差异，相对于东部而言，中西部地区子女提供照顾支持的概率减少了 10%左右，其中的原因可能一方面在于经济较落后的地区老年人更倾向于自理自足的主观需求，另一方面在于中西部地区劳动力迁移使得子女对老年人提供照顾和情感支持难以实现的客观限制。

5.5.3 似无关双变量联合 Probit 模型结果分析

表 5-10 显示了老年人健康状况和子女提供照顾支持的双变量联合 Probit 模型的估计结果。其中，表格上半部分显示了联合模型中老年人健康状况影响因素模型，下半部分显示了子女提供照顾支持的影响因素模型，由于不可观测的异质性的存在使得两个模型的残差项之间存在相关性。这里需要关注的是两个模型共有的衡量老年人身体机能的指标生活自理能力 ADL，它也是两个模型之间相互联系的一个重要途径。

表 5-10 老年人自评健康和子女提供照顾支持的联合模型估计结果

	系数	稳健标准误.	Z 值	P 值	95%置信区间
老年人健康状况模型					
性别	0.0557	0.0353	1.58	0.1150	-0.0136 0.1249
年龄	0.0062***	0.0029	2.14	0.0320	0.0005 0.0119
配偶	-0.0815	0.0447	-1.82	0.0680	-0.1691 0.0061
初中或高中	0.0922**	0.0399	2.31	0.0210	0.0141 0.1704
本科及以上	0.1244**	0.0530	2.35	0.0190	0.0205 0.2283
中部	0.0314	0.0468	0.67	0.5020	-0.0604 0.1232
西部	-0.0400	0.0473	-0.85	0.3970	-0.1326 0.0526
慢性病	-0.2209***	0.0130	-17.03	0.0000	-0.2463 -0.1955
老年人 ADL 指标	-0.0798***	0.0056	-14.33	0.0000	-0.0907 -0.0689
代际照料支持	1.4467***	0.0624	23.17	0.0000	1.3243 1.5691
常数	1.0770	0.2206	4.88	0.0000	0.6447 1.5093
子女照料和情感支持模型					
子女年龄	0.0324	0.0398	0.82	0.4150	-0.0455 0.1103
子女性别	-0.0125***	0.0031	-4.09	0.0000	-0.0185 -0.0065
子女配偶	0.1793***	0.0647	2.77	0.0060	0.0525 0.3061
子女初中或高中	-0.0117	0.1051	-0.11	0.9110	-0.2176 0.1943
子女本科及以上	0.1992*	0.1037	1.92	0.0550	-0.0040 0.4024
子女城镇	-0.1071**	0.0446	-2.40	0.0160	-0.1946 -0.0196
子女家庭总收入	0.0125	0.0127	0.98	0.3260	-0.0124 0.0374
中部	-0.4730***	0.0531	-8.90	0.0000	-0.5772 -0.3689
西部	-0.3348***	0.0532	-6.30	0.0000	-0.4390 -0.2306
老年人同住子女数	0.1881***	0.0401	4.69	0.0000	0.1094 0.2667
老年人提供孙子女照顾	-0.0592	0.0440	-1.35	0.1780	-0.1454 0.0270
老年人城居医保	0.4314***	0.0801	5.39	0.0000	0.2744 0.5884
老年人新农合医保	-0.2448***	0.0740	-3.31	0.0010	-0.3899 -0.0998
老年人有养老金	0.1262***	0.0481	2.63	0.0090	0.0320 0.2204
老年人 ADL 指标	0.0170***	0.0050	3.43	0.0010	0.0073 0.0267
老年人抑郁指数	-0.0268***	0.0032	-8.29	0.0000	-0.0332 -0.0205
常数	-0.2506	0.2179	-1.15	0.2500	-0.6778 0.1765
/athrho	-1.2675	0.1151	-11.01	0.0000	-1.4931 -1.0419
ρ 值	-0.8531	0.0313			-0.9039 -0.7786

注：1.老年人健康状况和子女提供照顾的双变量联合 Probit 模型的对数似然值为-4705.37，卡方统计量为 2216.22，p 值为 0.000，样本量为 4987；2.老年人健康状况模型和子女提供照顾模型的残差相关系数 ρ 检验的卡方统计量为 121.24，p 值为 0.0000；3.*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

可以看到，在考虑到老年人群体不可观测的异质性和剔除选择偏误的情况下，老年人生活自理能力同健康状况正相关 (-0.0798)，同子女提供代际照料支持负

相关 (0.0170)^④。老年人自理能力越强,子女提供代际照料支持的概率越小,这个体现了代价支持对健康的选择性,如果老年人身体健康状况较好没有强烈的代际照料的需求,子女提供照料的可能性也越低。

最后一行显示老年人健康状况模型和子女提供照顾模型的残差相关系数 $\rho < 0$, 并且在 1% 的水平向显著(卡方检验的 p 值为 0.0000), 说明老年人健康状况存在的不可观测异质性同子女提供代际照料之间的异质性负相关。通过计算联合模型的残差^⑤, 其中老年人健康状况模型的残差的均值为 0.56, 说明存在一些不可观测的异质性使得老年人对自评健康存在高于平均水平的倾向;而子女提供代际照料的残差均值为 0.13, 说明一些不可观测的影响使得子女向老年人提供代际照顾的概率大于平均水平。自评健康水平较高的老年人同提供代际照顾概率较大的子女之间存在着负向关系,说明子女对老年人提供代际照顾存在着健康选择性,即自评健康状况更好的老年人接受子女代际照顾的概率更小。存在不可观测的异质性的情况下,子女对老年人提供代际照顾支持存在着一定的选择性,健康状况较差的老年人更可能得到子女的代际照顾支持,因此如果直接利用子女是否提供代际照顾支持的变量对老年人的健康变量作以回归,很可能会低估代际支持对老年人健康效应的促进作用。

此外,老年人健康独立有序 Probit 模型中子女提供照料支持的系数显示到老年人健康状况模型中子女提供照料支持的系数为 0.117, 而联合模型中子女提供照料支持对老年人健康状况影响的系数为 1.45, 并且两者均在 1% 的统计水平上显著。可以看到,将老年人健康异质性和子女提供代际照料支持的异质性纳入模型后,子女提供代际照料支持对老年人健康状况的影响有所增加,不考虑异质性时代际支持对老年人健康状况的促进作用被严重低估。

^④ 这里 ADL 得分越高,老年人生活自理能力越差,因此老年人生活自理能力同健康状况和子女提供代际照料支持的关系同老年人 ADL 指标的符号相反。

^⑤ 联合模型残差统计量见下表。

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
residuals11	4988	0.0490	0.0923	0.0000	0.6292
residuals10	4988	0.5627	0.1807	0.0021	0.9600
residuals01	4988	0.1296	0.0852	0.0104	0.6016
residuals00	4988	0.2588	0.2091	0.0000	0.9441

5.6 代际照料支持对老年人医疗消费的影响机制：异质性健康促进和选择效应

子女对父母提供情感支持和日常照料等照料支持存在一定的自选择性。由于子女给予老年人代际照料支持的这种选择性的影响，使得接受子女代际照料支持的老年人身体状况表现出更差，并非因为子女提供代际照料支持才使得老年人健康较差。子女对老年人提供照料支持的选择性存在的原因主要在于老年个体存在不可观测的异质性：当老年人身体状况较差时，子女想老年人提供照料支持对老年人的健康促进作用程度更强；而当老年人健康状况较好时，子女提供照料支持对老年人健康状况促进作用的程度较弱。而正是因为代际照料支持对老年人健康的影响存在异质性使得子女提供代际照料支持存在选择性：子女提供照料支持需要花费时间和精力，而成年子女作为劳动年龄人口，面临着在劳动力市场上提供劳动和向父母提供照料的时间上的平衡，由于子女提供代际照料支持对老年人健康影响存在异质性，因此成年子女作为理性决策者会倾向于选在在老年人身体状况较差时提供照料支持。而身体状况较差的老年人本身医疗消费要多于老年人平均水平，即选择效应造成了代际照料对医疗消费的正向影响。需要注意的是代际照料支持对老年人医疗消费影响的选择效应并不体现了代际照料支持对老年人健康状况存在真实负向影响或者真实促进了医疗资源的利用，因此这里利用倾向得分匹配方法来剔除选择效应从而获得纯粹的代际支持对老年人健康的影响程度，从而确定代际照料对老年人医疗消费的影响机制。通过以上分析可以看到，子女对老年人提供代际照料支持一方面可能会促进老年人的健康；另一方面，子女提供照料支持可能具有一定的健康选择效应，身体健康状况较差的老年人更可能得到子女的照料支持。因此，代际照料支持对老年人医疗消费影响的方向并不确定，图 5-7 显示了代际照料支持对老年人医疗消费影响的方向和内在机制。

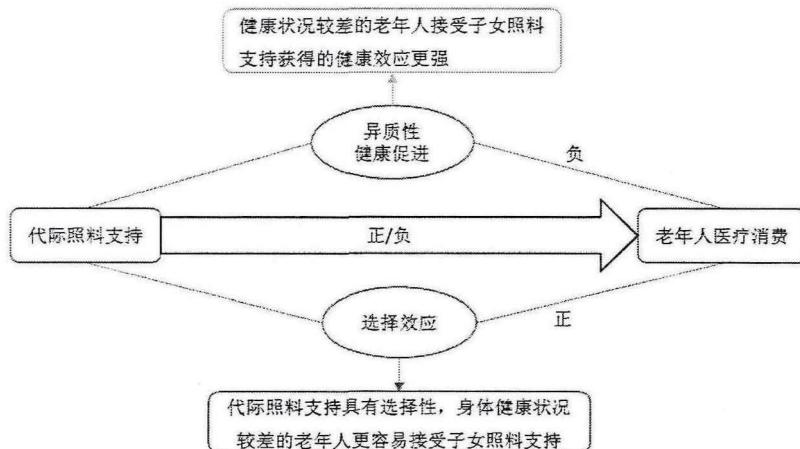


图 5-7 代际照料支持对老年人医疗消费影响方向和机制分析

5.7 本章小结

本章研究了在考虑异质性和选择性偏差的情况下，子女对老年人提供代际照料支持对老年人健康的影响效用。老年人接受子女代际照顾支持对其健康作用影响的异质性，存在一些不可观测的因素的影响，使得并非每个老年人接受子女代际支持都会对其健康产生相同方向和相同程度的影响，而子女也也会根据这种异质性对是否向老年人提供照顾支持进行选择，如果忽略这种不可观测的异质性和选择偏误则会导致估计出的代际照料支持对老年人健康效应影响存在偏差。这里利用倾向得分匹配法和似无关双变量联合 Probit 模型将代际照顾支持的健康促进异质性纳入研究中，选择性偏误做以控制，从而得到更为纯粹的代际照料支持对老年人健康状况的影响。研究基本结论如下：

(1) 基于倾向得分匹配模型的实证分析结果显示，子女对老年人提供照顾支持对老年人健康影响的选择偏差为正，说明接受代际照料支持的老年人比未接受代际照料支持的老年人健康状况更差；分类收益为正，说明由于不可观测的异质性的存在，身体健康较差的老年人获得代际照料支持对其健康的促进作用越大。此外，未参与者的处理效应(ATU)为负说明未接受代际照料支持的老年人如果接受代际照料支持，其身体健康状况甚至有可能变差，这显示了子女提供代际照顾支持对身体健康状况较好的老年人有可能有负面影响。以往的研究也有类似结论，因为子女过多照料和情感支持可能会对老年人带来依赖，同时降低老年人自

我价值的评价和健康效能的实现 (Silverstein, 2002)。

(2) 似无关双变量联合 Probit 模型的结果显示, 老年人健康状况存在的不可观测的异质性同子女提供照顾之间的异质性负相关, 即子女更倾向于向身体健壮状况较差的老年人提供照料支持。即代际照料支持对老年人健康状况的选择效应体现了子女为老年人提供照料支持等照料支持时更倾向于“雪中送炭”而不是“锦上添花”。

这点进一步对倾向得分匹配模型的结论做了深化和补充: 由于老年人接受子女代际照顾支持对其健康有着异质性影响, 子女付出同样的时间和精力对老年人提供照料和情感支持, 身体较差的老年人健康促进效用大于身体较好的老年人健康促进效应, 因此子女对老年人提供代际照顾支持也具有一定的选择性, 表现为子女更倾向于对健康状况较差的老年人提供照顾支持。这点也同社会学中群体合作理论相符合, 子女会根据自身和老年人的特点来决策向老年人提供支持的方向与程度, 从而实现自身和整个家庭的福利最大化。此外, 通过比较老年人健康状况影响因素的独立 Probit 模型和联合 Probit 模型中子女提供照顾对老年人健康影响的系数可以看到, 在考虑异质性情况下子女提供照料支持对老年人健康的促进效应更大, 这也同倾向得分匹配的研究结果中分类收益为正的结论相吻合。

(3) 倾向得分匹配和似无关双变量联合 Probit 模型对子女对老年人提供照顾支持研究虽然在研究假设方面存在差异, 研究影响的机制也有所不同, 但是得到的子女照顾对老年人健康促进的影响结论一致, 说明了研究结论的稳健性。然而, 通过进一步考察两者的不同机制可以看到, 考虑异质性后子女提供照顾支持时对老年人健康状况存在负向选择, 即子女更倾向于选择照顾健康状况差的老年人; 老年人接受代际照料支持的健康效应也存在异质性, 即健康状况越差的老年人照顾支持的健康效应越强。这两者的综合作用使得子女提供照顾支持同老年人健康状况之间显示的偏效应并一定总是正向的。子女提供照顾支持对老年人健康促进效应更大了(分类收益), 只是说明子女提供代际照顾支持使得健康状况较差的老年人健康状况变得更好, 但是健康状况较好的老年人也有可能不接受子女照顾(选择效应), 甚至健康状况更好的老年人接受子女照顾会有负面影响。

这里研究结果显示即使在考虑了子女提供代际照料支持对老年人健康的选择作用以后，代际支持同老年人健康之间仍存在正向影响，说明忽略不可观测的异质性的情况下子女对老年人照顾支持的研究低估了代际照料支持对老年人健康的促进作用。

(4) 代际照料支持对老年人健康影响的异质性和选择效应为照顾支持对老年人医疗消费的影响程度较弱提供了解释。考虑异质性后子女提供照顾支持时对老年人健康状况存在负向选择，即子女更倾向于选择照顾健康状况差的老年人；老年人接受代际照料支持的健康效应也存在异质性，即健康状况越差的老年人照顾支持的健康效应越强。这两者的综合作用使得子女提供照顾支持同老年人医疗消费之间显示的偏效应并不一定总是正向的。但是通过进一步分析代际照料支持对老年人健康状况的影响可以看到，虽然子女提供照料支持对老年人医疗消费的影响并不显著，但是对老年人健康状况有着显著的正向影响，并且不考虑异质性和选择性的情况下低估了代际照料对老年人健康的促进作用，说明代际照料对老年人有着正向作用。而正是由于这种异质性健康促进和选择效应，导致了子女提供照料支持对老年人医疗消费影响并不明显。

第6章 提供隔代抚养对老年人的健康效应

老年人和成年子女之间双向的代际支持包括经济支持和非经济支持，前面两章分别探讨了老年人和成年子女之间代际经济支持对老年人的健康效应以及子女向老年人提供非经济支持（照料支持）对老年人的健康效应，这一章探讨老年人向子女提供非经济支持对其健康的影响。除了老年人和成年子女之间的情感交流之外，老年人向成年子女提供非经济支持最重要的内容便是帮助照顾孙子女，也被称作隔代抚养。国外学者早在上世纪八十年便开始关注老年人向成年子女提供照料孙子女的现象，许多研究结合理论的发展对这种现象存在的原因作以解释，并且对隔代抚养对个体和家庭的影响作以分析。在中国，有关老年人提供隔代抚养的研究并不多，然而中国由于传统文化因素和社会经济发展的显示状况，隔代抚养的现象比发达国家则更为普遍，因此这一章主要探讨老年人向子女提供隔代抚养支持对其医疗消费和健康的影响。

6.1 研究假设和模型设定

6.1.1 理论分析和研究假设

相比于发达国家，中国家庭中老年人向子女提供照料孙子女的隔代抚养现象更为普遍。首先，中国同西方国家在代际关系上存在着根本不同之处在于子女对父母的赡养义务。在中国，一方面传统儒家“孝道”文化对子女赡养老年人有着普遍的认同，另一方面成年子女赡养老年人父母作为必须的义务被写入《婚姻法》通过法律形式加以规范，而在西方国家，赡养老人并不是子女必须负担的义务。这导致中西方在代际支持之间的差别体现在西方是父代抚养子代的“接力模式”，而中国是父代抚养子代，子代赡养父代的“反馈模式”（费孝通，1983）。中国传统社会中赡养父代这一反馈模式要求老年人和成年子女共同生活，尤其是和儿子共同生活（Yang, 1996），可以看到，每一个成年个体都要同时担负着赡养父代和抚养子代的任务，在这种情况下，老年人会尽可能帮助承担子女照顾孙子女的任务。

随着经济社会的发展，越来越多“核心家庭”的出现，使得老年人和子女共同

生活的可能性降低，但是子女赡养老人的义务和老年人帮助照顾孙子女的现象并没有因此减少。不仅如此，随着社会经济的发展，成年劳动力面临的现实问题使得老年人照料孙子女的现象更为普遍。一方面，劳动力受教育程度普遍提高，科技发展使得许多工作对劳动力体力的需求逐渐转变为人力资本的需求，因此对性别差异的歧视逐渐弱化，女性在劳动力市场的地位提高，女性更多参与就业，核心家庭抚养孩子的时间和受到制约；另一方面，农村劳动力大量流入城镇，而受到社会、经济、以及中国特有的城乡二元户籍等制度因素的制约，这些农村劳动力并不能在城镇安置父母和孩子，因此在家乡仅有父母和孩子的“隔代家庭”逐渐增加（Silverstein et al.,2006）。这些因素共同作用下，老年人向成年子女提供照料孙子女的支持在中国更为普遍。

国外有关隔代照料对老年人健康状况的研究并没有一致的结论，一些研究认为代隔代照料会给老年人带来负担从而对老年人健康有着负面影响（Reitzes & Mutran, 2004; Lee, 2003）；一些研究显示隔代抚养会减少老年人依赖感、增加老年人的控制感和自我实现感，对老年人的健康产生促进作用（Lawton, 1991; Reynolds et al. 2003）；还有研究认为隔代抚养对老年人健康影响方向并不确定，例如 Pruchno 和 McKenney 对美国隔代家庭的老年人对孙子女的隔代抚养研究了隔代抚养对老年人的心理健康的影响，研究发现隔代抚养通过增进家庭亲密度、照料满足感对老年人心理健康产生正向影响，而隔代抚养消耗老年人精力，增加身体负担，从而对老年人健康产生负面影响，并且这种影响在不同种族之间没有显著差异（Pruchno & McKenney, 2002）。

老年人向成年子女提供隔代照料的解释主要包括利他理论和交换理论。利他模型建立的基础是贝克尔家庭理论中利他的假定，该理论认为家庭内部个体进行效用最大化的决策时会考虑同家庭其他成员之间的关系，家庭内部的决策过程类似一个利他的客体对家庭进行管理，控制资源的分配，从而达到个体和整个家庭效用的最大化（Becker, 1974）。利他主义要求决策时将家庭看作一个集体单位，集中有效配置资源以保证每个家庭成员都能够生存。在这种理论下，老年人会尽可能发挥自己力所能及为成年子女提供隔代照料孙子女的支持，一方面能够尽可

能减少成年子女赡养自己的负担，另一方面能够分担子女抚养孙辈的负担，从而最大限度支持子女在劳动力市场的活动。利他主义视角下老年人提供隔代抚养的目的是尽可能发挥自身作用使得整个家庭的效用最大化，根据利他理论，老年人在身体状况较好时可能会减少预防性医疗消费从而将资源更多用于家庭其他成员，也更倾向于提供隔代抚养的支持，然而长期的隔代照料可能会损害老年人身体健康（Reitzes & Mutran, 2004），从而导致治疗性医疗消费增加。与利他主义相对的另一种解释代际支持的理论是交换模型。交换模型建立在社会学交换理论基础之上（Kuypers & Bengtson, 1973; Dowd, 1975），该理论认为个体在人际交往中通常会尽力达到对称，长期不对称的交换对个体心理健康会产生负面影响。在交换理论的视角下，老年人向成年子女提供隔代抚养的目的在于通过互惠交换来实现自身效用最大化，一方面，老年人提供隔代照料会增强和子女以及孙子女的亲密感、减少依赖感，提升自我效能感；另一方面，老年人向子女提供隔代抚养会换来子女的经济支持，同时在未来自己身体状况不好需要照料时能够获得子女更多的照料和情感支持。根据交换理论，老年人在向子女提供支持时会平衡自身的状况，只有在提供代际支持对老年人和成年子女因为交换都能带来收益时老年人才会提供代际支持，因此老年人提供代际支持对其预防性医疗消费没有显著的影响，而由于隔代抚养带来的健康促进，表现在治疗性医疗消费减少。

基于以上分析，本章提出如下研究假设：

假设 1：向成年子女提供隔代抚养支持对老年人的躯体健康存在着显著影响，并且：1a.这种影响的方向为正向；1b.这种影响的方向为负向。

假设 2：向成年子女提供隔代抚养支持对老年人的心理健康存在着显著影响，并且这种影响的方向为正向的。

假设 3：向成年子女提供隔代抚养支持的老年人获得子女的经济支持的可能性更大，获得子女经济支持的数量更多。

假设 4：相比较于没有隔代抚养的老人，向成年子女提供隔代抚养的老人预防性医疗消费的概率和数量增加，治疗性医疗消费的概率和数量减少。

下面通过实证分析对以上研究假设作以验证。

6.1.2 研究方法和模型设定

本章关注的重点是老年人向子女提供照料孙子女的支持对老年人的健康状况的影响，这里衡量老年人健康状况指标包括主观健康和客观健康，其中主观健康利用老年人自评健康状况来衡量，客观健康包括生理健康和心理健康两个方面，其中利用老年人日常生活活动能力（ADL）作为老年人生理健康的指标，利用抑郁指数作为老年人心理健康的指标。

利他理论和交换理论都显示，老年人向成年子女提供隔代抚养支持除了外界客观条件的影响以外，老年人都具有一定的自主选择性，因此老年人向成年子女提供隔代抚养的支持可能存在一定的内生性。通常文献里克服变量内生性的一种做法就是对内生的解释变量寻找有效的工具变量（Instrumental Variable，简记 IV）。为了解决可能存在的老年人健康状况对隔代抚养的反向因果关系，文章利用工具变量的方法来克服该问题。利用工具变量来克服内生性的研究最重要的是对工具变量的选取，它要求有效的工具变量同老年人提供隔代抚养密切相关（相关性），同时又同扰动项不相关（外生性）。根据前文分析，老年人向子女提供隔代抚养同子女状况有关，在中国父系的亲子关系更符合社会价值认知，因此老年人向儿子提供隔代抚养更为常见；子女的职业影响着其在家庭中照顾孙子女的时间成本，而子女的收入则决定着其在家庭中照顾孙子女的金钱成本，这两个因素对老年人提供隔代抚养的支持有着重要影响；而子女的性别、子女的职业和子女的收入则对老年人身体健康和心理健康状况没有直接关系，因此子女的相关信息就是老年人提供隔代抚养的有效工具变量。然而初步检验发现子女的职业和收入之前存在一定的相关性，基于以上分析，这里选取子女性别和职业这两个变量作为老年人提供隔代支持的工具变量，利用两阶段最小二乘法来估计隔代抚养对老年人健康状况的影响。

第一阶段方程为：

$$\text{sgcare} = \alpha + \beta_1 \text{cgender} + \beta_2 \text{cjob} + \gamma \text{dem} + \delta \text{sco} + \varepsilon \quad (6.1)$$

第二阶段方程为：

$$\text{hea} = \alpha + \beta \text{sgcare} + \gamma \text{dem} + \delta \text{sco} + \varepsilon \quad (6.2)$$

其中 sgcare 为二分变量，表示老年人是否向子女提供隔代抚养的支持，即老

年人是否帮助子女照顾孙子女；`cgender` 和 `cjob` 分别代表子女的性别和子女的职业性质，为老年人是否提供隔代抚养的工具变量；`hea` 表示老年人健康状况，分别利用老年人的自评健康，日常活动能力 ADL 和抑郁指数来衡量；另外，两个阶段模型均控制了老年人的人口学特征（`dem`）和社会经济特征（`sco`）等变量以尽可能消除遗漏变量带来的估计误差。

同理，当被解释变量 `hea` 为二分变量时，内生解释变量的存在使得利用 Probit 模型估计系数存在偏误。文章利用 IV-Probit 进行估计，以消除隔代照料的内生性问题。

6.2 数据来源和描述性分析

6.2.1 数据来源和变量说明

本章研究的数据来源于 2011 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS），数据库具体情况在第三章有详细介绍。需要注意的是，在利用子女相关信息作为老年人隔代抚养的工具变量时，由于许多老年人有两个或者两个以上的子女，因此一个老年人可能对应的子女信息不止一个，这里处理的方法与第五章相同，即对于子女个数两个或两个以上的老年人，利用第一个子女的信息同老年人信息作以匹配。^①这里研究的主要目的在于探究隔代抚养对老年人健康的直接影响，及其对老年人医疗消费影响机制，表 6-1 显示了研究需要的变量选取和定义说明。

^① 这种情况处理时可以将老年人同每一个子女信息相匹配从而获得多个匹配样本，这种做法的优点在于能够扩充样本量，获取更多的老年人和子女相配的样本信息，而缺点在于同一个老年个体的不同样本信息之间可能存在一定的联系，从而影响估计结果。而有关老年人和子女信息匹配的调查中，如果老年人有不只一个子女通常的做法是对老年人在几个子女中随机调查一个作为匹配样本（2011，CLHLS）。借鉴这种随机匹配的思想，对于未向子女提供隔代抚养支持的老年人，选取其第一个子女的信息作为同老年人信息相匹配的配对样本；而向子女提供隔代抚养的老年人选取被提供照料的子女信息作为老年人匹配信息。

表 6-1 隔代抚养健康效应研究变量说明

变量类别	变量名称	变量说明
被解释变量	自评健康	自评健康水平分为三个等级, 0 为较差, 1 为一般, 2 为较好, 这里将自评健康作为二分变量, 0 为较差, 1 为一般和较好
	日常生活活动能力	连续处理: PADL 和 IADL 得分之和, 11 指标每项得分为 1-4, 总分为 11-44, 得分越高自理能力越差; 离散处理: 11 分为 0, 表示日常生活完全能够自理; 11-44 分为 1, 表示日常生活需要帮助
	抑郁指数	连续处理: 抑郁量表测量 10 个指标, 每项指标得分为 1-4, 总分为 10-40, 得分越高抑郁程度越强, 精神健康越差; 离散处理: 10-20 分为 0, 表示老年人心理正常, 11-40 分为 1, 表示情绪抑郁。
	内生解释变量	老年人帮助子女照料孙子女为 1, 未帮助子女照料孙子女为 0
外生解释变量	性别	男性为 1, 女性为 0
	年龄	60 岁以上, 连续变量
	年龄平方	年龄平方/100
	婚姻状况	有配偶 (已婚或有同居对象) 为 1, 无配偶 (包括离异、丧偶和单身) 为 0
	受教育程度	未接受过教育 (文盲) 为 0, 小学及以下为 1, 初中及以上为 2
	工作性质	个人从事第一份工作, 非农就业为 1, 农业就业为 0
	养老金	领取养老保险金为 1, 没有为 0
	医疗保险	未参加为 0, 城镇或居民医疗保险为 1, 新型农村合作医疗保险为 2
	和子女同住	和子女同住为 1, 不同住为 0
	收入	家庭人均收入取对数并且在 0.5% 的水平上缩尾处理
工具变量	地区	东部为 0, 中部为 1, 西部为 2
	农村	居住在农村地区为 1, 城镇为 0
	子女性别	子女性别: 男性为 1, 女性为 0
	子女职业	子女的工作性质, 非农就业为 1, 农业就业为 0

6.2.2 提供隔代抚养与否的老年人各项特征的比较

表 6-2 显示了向子女提供隔代抚养支持的老年人同未提供隔代抚养的老年人各项特征的差异。可以看到, 提供隔代抚养的老年人自评健康状况高于未提供隔代抚养的老年人; ADL 指标数值越大自理能力越差, 而隔代抚养的老年人自

理能力的均值小于未提供隔代抚养的老年人,说明隔代抚养的老年人日常生活能力好于未提供隔代抚养的老年人;抑郁指数越大老年人抑郁情绪越严重,隔代抚养的老年人抑郁指数均值小于未提供隔代抚养的老年人,说明隔代抚养的老年人心理健康状况更好。提供隔代抚养的老年人子女从事非农就业的比重为77%,高于未提供隔代抚养的老年人(66%),这点同预期相符合;老年人向儿子提供隔代支持的比重(60%)也高于未提供隔代抚养的老年人中儿子的比重(51%),说明老年人更倾向于向儿子提供隔代抚养的支持,过往研究也有类似结论(Yang, 1996; Chen et al., 2000)。

表 6-2 提供隔代抚养与否的老年人各项特征的比较

		未照顾孙子女			照顾孙子女		
		均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数
被解释变量	自评健康	0.82	0.73	4350	0.88	0.72	1796
	ADL	13.83	5.76	4388	12.42	3.81	1800
	抑郁指数	19.09	6.51	3966	18.54	6.39	1680
人口学特征	性别	0.48	0.5	4386	0.55	0.5	1800
	年龄	69.52	7.19	4359	64.57	4.38	1789
	年龄平方	48.85	10.37	4359	41.88	5.99	1789
	婚姻状况	0.76	0.42	4377	0.89	0.31	1798
	小学及以下	0.42	0.49	4372	0.48	0.5	1798
社会经济特征	初中及以上	0.19	0.39	4372	0.24	0.43	1798
	工作性质	0.25	0.43	3915	0.25	0.43	1653
	养老保险	0.18	0.38	4328	0.15	0.36	1787
	城/居医保	0.22	0.41	4388	0.22	0.41	1800
	新农合医保	0.69	0.46	4388	0.72	0.45	1800
	和子女同住	0.43	0.5	4388	0.55	0.5	1800
	家庭人均收入	4.26	3.96	4386	5.39	3.76	1800
	中部	0.33	0.47	4388	0.36	0.48	1800
	西部	0.34	0.47	4388	0.35	0.48	1800
工具变量	农村	0.76	0.43	4388	0.76	0.43	1799
	子女性别	0.51	0.50	4330	0.60	0.49	1796
	子女职业	0.66	0.47	4143	0.77	0.42	1796

6.2.3 隔代抚养和老年人健康指标的相关性的 Lowess 曲线

图 6-1 显示了隔代抚养同老年人躯体健康和心理健康之间的关系,其中(a)

显示了老年人隔代抚养和 ADL 指数之间的 Lowess 曲线, (b) 显示了老年人隔代抚养和抑郁指数之间的 Lowess 曲线。这里 ADL 得分和抑郁指数得分均为连续变量, ADL 得分越高老年人躯体健康状况越差, 抑郁指数得分越高, 老年人心理健康状况越差。可以看到, 隔代抚养同老年人的 ADL 得分和抑郁指数得分的 lowess 拟合曲线的斜率均为负, 说明隔代抚养的老年人 ADL 和抑郁指数倾向于得分更低, 因此隔代抚养对老年人的躯体健康和心理健康均具有促进作用。

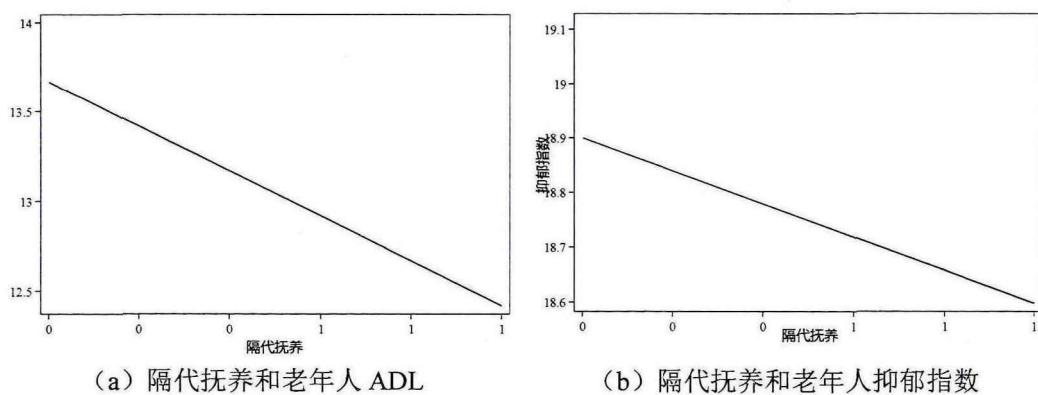


图 6-1 隔代抚养和老年人客观健康指标的 lowess 拟合图

图 6-2 显示了隔代抚养同老年人自评健康之间的关系。其中纵轴表示老年人自评健康状况, 2 为较好, 1 为一般, 0 为较差。可以看到, 该曲线的截距在 0.85 附近, 说明多数的老年人对自己健康状况的评价为一般和较差。图中的代际经济支持对老年人自评健康影响的平滑 Lowess 曲线呈现斜率为正, 说明隔代抚养对老年人自评健康状况具有促进作用, 照料孙子女的老年人自评健康为好的概率越大。

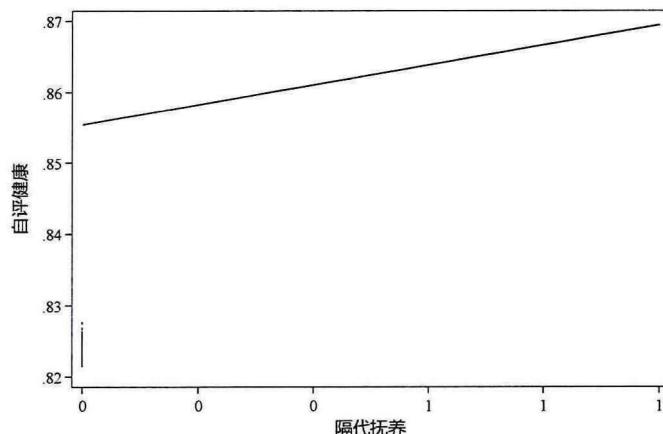


图 6-2 隔代抚养和老年人主观健康的 lowess 拟合图

由于 Lowess 拟合曲线仅能反映两个变量之间的相关关系而非因果关系，因此可能的原因在于老年人向成年子女提供隔代抚养的支持能够促进自评健康，也可能是自评健康较好的老年人更有可能照顾孙子女，即隔代照料和非隔代照料的老年人之间存在异质性。此外，该曲线斜率非常小，说明隔代抚养和老年人自评健康之间的相关性即使存在也可能很小。具体隔代抚养对老年人自评健康的影响是否存在，其方向和程度如何在下一部分进行进一步实证分析来作以研究。

6.2.4 隔代抚养对老年人健康效应的方差分析

表 6-3 显示了隔代抚养对老年人生活自理能力 ADL、抑郁指数和自评健康影响的方差分析结果。可以看到，照顾孙子女的老年人自评健康状况得分均值比未照顾孙子女的老年人高出 0.06 分，秩和检验显示这种差异在 10% 的统计水平上显著；照顾孙子女的老年人抑郁指数得分均值比未照顾孙子女的老年人 0.51 分，ADL 得分均值比未照顾孙子女的老年人高出 1.37 分，并且在 1% 的统计水平上显著。由于 ADL 指数得分越高，老年人日常生活需要他人帮助的程度越大；抑郁指数得分越大，老年人抑郁程度越高，因此这里的方差分析的结果显示隔代抚养对老年人主观健康和客观健康都具有一定程度的正向影响。

表 6-3 隔代抚养对老年人健康效应的方差分析

	均值	方差	样本数	秩和检验
自评健康				
未照顾孙子女	0.8120	0.7360	5527	$\chi^2=0.0257$
照顾孙子女	0.8682	0.7150	2118	(0.0873)
总体	0.8333	0.7302	7645	
抑郁指数				
未照顾孙子女	19.1318	6.5270	5053	$\chi^2=8.2061$
照顾孙子女	18.6222	6.4000	1993	(0.0040)
总体	18.9877	6.4949	7046	
ADL				
未照顾孙子女	13.7771	5.7443	5599	$\chi^2=57.3598$
照顾孙子女	12.4089	3.7039	2125	(0.0000)
总体	13.4007	5.2976	7724	

注：括号内为 p 值。

可以看到，隔代抚养对老年人健康状况影响方向虽然在统计水平上显著，但是影响的绝对程度并不是很大。方差分析直观显示了隔代抚养与否的老年人身体健康状况均值的差别，但是并未考虑其他影响因素可能存在的影响，下面利用精确的计量模型进一步分析在控制其他影响因素情况下，隔代抚养对老年人健康状况的正向影响是否依然存在，以及考虑内生性的情况下这种影响程度如何变化。

6.3 隔代抚养对老年人健康效应的实证研究结果分析

通过前面理论分析可以看到，隔代抚养对老年人的影响途径包括生理和心理两个方面，结合上文的描述性分析可以看到，提供隔代照料的老年人在精神健康和自理能力方面同未提供隔代抚养的老年人之间存在着一定程度的差异，下面通过计量模型进一步精确验证这种差别在控制其他影响因素和内生性后是否仍然存在。

6.3.1 隔代抚养对老年人躯体健康影响的工具变量估计结果

这里利用老年人日常活动能力（ADL）作为老年人躯体健康的衡量指标。表 6-4 显示了老年人成年子女提供隔代抚养支持对老年人日常生活能力的影响，被解释变量生活自理能力为连续变量，因此它表示了内生解释变量的连续边际效应。其中模型（1）为不考虑内生性的情况下老年人向成年子女提供隔代抚养的支持

对其自理能力的影响，而模型（2）为考虑内生性情况下，利用子女性别和职业作为工具变量，两阶段最小二乘法的结果。

通过观察模型（2）两阶段最小二乘法中第一阶段的回归结果可以看到，选取的工具变量子女性别和职业均对老年人是否提供隔代抚养有着显著的影响，两个工具变量的系数均在 1% 的水平上显著，一阶段回归联合检验 F 值为 16.32，说明选取的工具变量不存在弱工具变量的问题。子女职业对老年人隔代抚养有着正向影响，说明在劳动力市场就业的子女比未参与劳动力市场就业的子女更可能获得老年人隔代抚养的支持；而儿子获得的老年人隔代照料支持的概率较女儿更大，以往研究也有类似的结论。而 2SLS 模型第二阶段结果显示模型过度识别的 p 值为 0.68^②，说明无法拒绝工具变量符合外生性条件，因此这里采用的工具变量模型能够有效排除内生性的影响，从而能够更准确估计出隔代抚养对年人 ADL 的影响。此外，通过对隔代抚养这一变量外生性检验的 p 值为 0.0001，在 1% 的水平上拒绝了隔代抚养这一变量外生的假设，说明这里采用工具变量回归进行估计优于 OLS 估计。

由于这里生活自理能力作为连续变量线性估计，因此模型系数即其偏效应。模型（1）显示在不考虑内生性的情况下，隔代抚养对老年人 ADL 的影响为负，可以看到，提供隔代抚养的老年人 ADL 指数平均会减少 0.44 分，说明隔代抚养增加了老年人日常生活自理能力，然而通过比较模型（2）可以看到，考虑内生性的情况下隔代抚养的老年人 ADL 指数平均减少 7.20 分，说明不考虑内生性的情况下低估了隔代抚养对老年人生理健康的正向影响。

此外，2SLS 估计结果显示老年人年龄、婚姻状况、受教育程度、社会保险、和子女同住、地区和城乡等变量均对老年人自理能力有显著影响^③。年龄对老年人自理能力的影响并非一直线性，只有超过某一年龄后老年人的自理能力才随着年龄的增加而减弱；受教育程度越高，自理能力越好；城镇职工医疗保健对老年人自理能力有正向影响；相比于东部，居住在中西部对老年人自理能力有负向影

② 过度识别检验的原假设为“H0：所有工具变量都是外生的”

③ 由于 ADL 指标中需要帮助的程度越深得分越多，ADL 得分同老年人的自理能力之间为负向关系，因此这里分析各变量对老年人自理能力的影响方向同各变量系数相反。

响，而中西部之间则没有显著差异（两者系数无太大差异）；居住在农村对老年人自理能力有负向影响。

表 6-4 隔代抚养对老年人 ADL 的影响（连续边际效应）

	(1) OLS		(2) 2SLS			
			第 I 阶段		第 II 阶段	
	系数	标准误.	系数	标准误.	系数.	标准误
隔代抚养	-0.4421***	0.1365			-7.2042***	2.1840
子女职业			0.0417***	0.0138		
子女性别			0.0173***	0.0041		
性别	-0.1749	0.1298	0.0430***	0.0131	0.0629	0.1836
年龄	-0.7549***	0.1574	-0.1057***	0.0130	-1.4788***	0.3438
年龄平方	0.6274***	0.1107	0.0603***	0.0089	1.0380***	0.2247
婚姻状况	0.1280	0.1622	0.0480***	0.0148	0.4275*	0.2295
小学及以下	-0.9044***	0.1466	-0.0039	0.0147	-0.9383***	0.1816
初中及以上	-1.1748***	0.2029	-0.0014	0.0210	-1.1731***	0.2413
工作性质	-0.0131	0.1863	0.0257	0.0193	0.2989	0.2339
养老保险	-0.0552	0.1567	-0.0199	0.0153	-0.1422	0.2054
城/居医保	-0.9060***	0.2770	0.0152	0.0273	-0.6532*	0.3605
新农合医保	-0.6305***	0.2372	0.0375	0.0230	-0.2737	0.3374
和子女同住	0.4726***	0.1353	0.0850***	0.0143	0.9954***	0.2255
家庭人均收入	-0.0483***	0.0176	0.0021	0.0018	-0.0282	0.0231
中部	0.3786***	0.1452	0.0408***	0.0146	0.5241***	0.1949
西部	0.4824***	0.1465	0.0259*	0.0148	0.5284***	0.1844
农村	0.5461***	0.2050	-0.0075	0.0213	0.4619*	0.2574
常数	35.8322***	5.5514	4.3971***	0.4712	66.8141***	13.2895
样本数	5539		5298		5298	
调整后 R 方	0.0912		0.1280			
工具变量 F 值			16.32			

注：不可识别检验 Kleibergen-Paap 检验 LM 统计量 32.618 ($p=0.000$)；弱工具检验（原假设为 H_0 : 工具变量的系数为 0) F 值为 16.32；过度识别检验（原假设为 H_0 : 所有工具变量都是外生的) Hansen J 统计量 0.165, p 值为 0.6846；解释变量外生性检验统计量 14.429, p 值为 0.0001；第 II 阶段模型 F 值 17.14, p 值为 0.0000。

表 6-5 显示了隔代抚养对老年人生活自理能力影响的离散边际效应。这里将老年人自理能力作为二分变量，分为日常生活完全能够自理和日常生活需要他人帮助两类。模型（3）显示了将老年人提供隔代抚养作为外生变量的情况下隔

代抚养对老年人身体健康的影响，模型（4）显示了利用工具变量解决内生性的情况下隔代抚养对老年人自理能力的影响。IV-Probit 模型中第 I 阶段的估计中子女性别和职业对老年人是否提供隔代支持具有正向影响，并且在 1% 的水平上显著，说明不存在弱工具的问题，变量外生性检验的 p 值为 0.000，说明老年人是否提供隔代抚养具有内生性，IV-Probit 模型能够较好解决内生性问题。

表 6-5 隔代抚养对老年人 ADL 的影响（离散边际效应）

	(3) Probit		(4) IV-Probit			
	边际效应	标准误.	系数	标准误.	边际效应	标准误.
隔代抚养	-0.0459	0.0423			-3.2004***	0.7806
子女职业			0.0417***	0.0140		
子女性别			0.0173***	0.0041		
性别	-0.1813***	0.0399	0.0430***	0.0131	-0.0690	0.0660
年龄	-0.0111	0.0483	-0.1057***	0.0159	-0.3528***	0.1086
年龄平方	0.0309	0.0340	0.0603***	0.0112	0.2264***	0.0684
婚姻状况	-0.0349	0.0486	0.0480***	0.0164	0.1086	0.0809
小学及以下	-0.1855***	0.0437	-0.0039	0.0148	-0.1841***	0.0645
初中及以上	-0.4263***	0.0639	-0.0014	0.0207	-0.4069***	0.0922
工作性质	-0.0831	0.0585	0.0257	0.0190	0.0304	0.0884
养老保险	-0.1058**	0.0484	-0.0199	0.0159	-0.1668**	0.0724
城/居医保	-0.1906**	0.0842	0.0152	0.0285	-0.0869	0.1283
新农合医保	-0.1247*	0.0706	0.0375	0.0241	0.0189	0.1103
和子女同住	-0.0057	0.0414	0.0850***	0.0140	0.2196***	0.0810
家庭人均收入	-0.0078	0.0054	0.0021	0.0018	0.0039	0.0085
中部	0.2587***	0.0451	0.0408***	0.0148	0.3570***	0.0708
西部	0.2401***	0.0450	0.0259*	0.0150	0.2848***	0.0663
农村	0.2886***	0.0642	-0.0075	0.0211	0.2277**	0.0954
常数	-0.9772	1.7052	4.3971***	0.5616	13.5813***	4.3216
样本数	5539		5298		5298	
χ^2 统计量	491.88				260.09	
解释变量外生性检验 χ^2					33.59	

注：1. 解释变量外生性检验 χ^2 统计量为 33.59，p 值为 0.0000，一阶段 F 值 45.59，调整后 R 方 0.1252；2. IV-Probit 在极大似然值估计法（MLE）下 $\rho = 0.4897$ ，p 值为 0.000； $\sigma = 0.4230$ ，p 值为 0.000。

由于 Probit 模型参数解释不直观，其系数只能从显著性和正负符号方面给出有限的信息，因此这里显示出各个变量对老年人自理能力的边际效应。通过比较 Probit 模型和 IV-Probit 模型中隔代抚养的边际效应可以看到，不考虑内生性情况下隔代抚养对老年人生活能够自理没有显著影响，而考虑内生性后，提供隔代抚养的老年人日常生活需要他人帮助的概率减少了 3.2 倍。此外，在极大似然估计法下获得参数 ρ 表示不可观测变量同扰动项的关系，这里 ρ 为 0.49，显著大于零，说明不可观测的变量在增加老年人隔代抚养的概率同时增加了老年人生活需要帮助的概率。也正是因为 ρ 显著不为零，所以 Probit 和 IV-Probit 之间的估计存在较大的差异，忽略内生性的估计结果存在一定的偏误。可以看到，离散边际效应的 IV-Probit 模型同 2SLS 模型得到隔代抚养对老年人 ADL 影响的结论相似，说明该研究具有较好的稳健性。前文假设 1 得到了部分验证，隔代抚养对老年人躯体健康具有显著的影响；并且研究结论支持隔代抚养通过增强老年人独立性和自我效能感对老年人躯体健康具有正向影响这一假设（假设 1a），这里的研究结论并不支持一些文献中提到的隔代抚养为劳动密集型活动，为老年人躯体健康带来负担这一假设（假设 1b）。

此外，其他控制变量对老年人 ADL 的影响与 2SLS 模型类似，不同的是婚姻状况、城镇医保对老年人 ADL 的连续边际效应显著，离散边际效应不显著，而养老保险对 ADL 离散边际效应显著而连续边际效应不显著，说明是否有养老保险会影响老年人生活能够自理，但是对老年人生活自理的程度没有影响；城镇医保对老年人生活能否完全自理没有影响，对老年人生活自理的程度有正向影响，这体现了医疗消费对老年人健康在治疗方面的促进作用。如果将完全能够自理看做健康，它受到遗传、早期生活方式和健康风险的积累等多方面因素的影响，因此医疗保险对其没有显著影响；而医疗保险对自理程度的影响则显示了在存在健康风险的情况下医疗保险对老年人健康的促进作用，体现了医疗保险对自理能力影响的事后治疗效应多于事先预防作用。

6.3.2 隔代抚养对老年人心理健康影响的工具变量估计结果

这里利用抑郁指数作为老年人心理健康和心理福利的衡量指标。表 6-6 显

示了隔代抚养对老年人抑郁指数的连续边际效应，这里将抑郁指数作为连续变量，采用 OLS 和工具变量回归，其中工具变量回归采用两阶段最小两乘法。其中模型（5）显示了将隔代抚养作为外生变量时对老年人抑郁指数的影响；模型（6）显示了考虑隔代抚养的内生性，利用子女性别和职业作为工具变量的两阶段最小两乘估计。

表 6-6 隔代抚养对老年人抑郁指数的影响（连续边际效应）

	(5) OLS		第 I 阶段		第 II 阶段	
	系数	标准误.	系数	标准误.	系数	标准误.
隔代抚养	-0.2948	0.1926			-7.0072**	3.3362
子女职业			0.0417***	0.0138		
子女性别			0.0173***	0.0041		
性别	-1.4633***	0.1861	0.0430***	0.0131	-1.2047***	0.2726
年龄	-0.1427	0.2215	-0.1057***	0.0130	-1.0182**	0.4584
年龄平方	0.0933	0.1559	0.0603***	0.0089	0.6061**	0.2829
婚姻状况	-1.0931***	0.2464	0.0480***	0.0148	-0.7883**	0.3327
小学及以下	-0.3645*	0.2161	-0.0039	0.0147	-0.3913	0.2565
初中及以上	-1.7585***	0.2828	-0.0014	0.0210	-1.6587***	0.3386
工作性质	-0.8408***	0.2537	0.0257	0.0193	-0.4525	0.3299
养老保险	-1.0469***	0.2085	-0.0199	0.0153	-1.0981***	0.2537
城/居医保	-0.5231	0.3812	0.0152	0.0273	-0.4619	0.4548
新农合医保	-0.0927	0.3571	0.0375	0.0230	0.2802	0.4318
和子女同住	-0.3659*	0.1921	0.0850***	0.0143	0.1037	0.3150
家庭人均收入	-0.0306	0.0248	0.0021	0.0018	-0.0052	0.0323
中部	1.8490***	0.2033	0.0408***	0.0146	2.1272***	0.2502
西部	2.1463***	0.2063	0.0259*	0.0148	2.3941***	0.2447
农村	1.3504***	0.2650	-0.0075	0.0213	1.0774***	0.3323
常数	24.9813***	7.8247	4.3971***	0.4712	61.5578***	18.5716
样本数	5468		5231		5231	
调整后 R 方	0.1052		0.1319			
工具变量 F 值			12.14			

注：不可识别检验 Kleibergen-Paap 检验 LM 统计量 24.05 ($p=0.000$)；弱工具检验 F 值为 12.14；过度识别检验 Hansen J 统计量 0.256, p 值为 0.6128；解释变量外生性检验统计量 5.275, p 值为 0.0216；第 I 阶段模型 F 值为 71.45, 第 II 阶段模型 F 值 33.18；OLS 模型 F 值为 46.38；这里的标准误为稳健标准误。

可以看到，2SLS 估计第 I 阶段中子女性别和职业对老年人提供隔代抚养具有正向影响，并且在 1% 的水平上显著，说明这两个工具变量同隔代照料之间有显著的相关性，此外弱工具变量检验 F 值为 12.14，说明选取的工具变量不存在弱工具性的问题；2SLS 估计第 II 阶段模型过度识别的 p 值为 0.618，说明选取的工具具有外生性。可以看到，子女性别和职业同时满足外生性和相关性的条件，因此选取的工具变量较好地排除隔代抚养的内生性的问题。此外，解释变量内生性检验的 p 值为 0.0216，在 5% 的水平上拒绝了隔代抚养外生的假设，因此这里使用 2SLS 估计优于 OLS 估计。

通过观察模型（5）和（6）中隔代抚养对老年人抑郁指数影响的系数可以看到，在不考虑内生性的情况下隔代抚养对老年人的心理健康有正向影响，但是并不显著；考虑到隔代抚养的内生性后，隔代抚养对老年人的心理健康有着正向影响，提供隔代抚养的老年人抑郁指数比未提供隔代抚养的老年人下降 7.0 分，并且在 1% 的水平上显著，说明在不考虑内生性的情况下低估了隔代抚养对老年人心理健康的正向影响。

此外，2SLS 估计结果显示老年人性别、年龄、婚姻状况、受教育程度、养老金、地区和城乡等变量均对老年人心理健康状况有显著影响^④。通过比较模型（2）和（6）可以看到，这些变量中大部分对老年人心理健康的影响方向同该变量对老年人生理健康影响的方向相同，值得注意的是性别对老年人生理健康没有显著影响，对其心理健康有着显著影响，男性老年人抑郁指数低于女性老人，说明老年人男性的心理健康程度好于女性，而在生理健康方面老年人的性别差异并不明显。

表 6-7 显示了隔代抚养对老年人抑郁指数的离散边际效应。这里将老年人抑郁指数作为二分变量，具体定义见描述性分析部分。模型（7）和（8）分别显示了将隔代抚养作为外生变量和内生变量时对老年人是否抑郁的影响。

^④ 由于抑郁指数得分同老年人的精神健康之间为负向关系，因此这里分析各变量对老年人精神健康的影响方向同各变量系数相反。

表 6-7 隔代抚养对老年人抑郁指数的影响（离散边际效应）

		(7) Probit		(8) IV-Probit	
		第 I 阶段		第 II 阶段	
	边际效应	标准误.	系数	标准误.	边际效应
隔代抚养	-0.0126	0.0417			-2.0702***
子女职业			0.0417***	0.0138	
子女性别			0.0173***	0.0041	
性别	-0.3227***	0.0398	0.0430***	0.0131	-0.1745**
年龄	0.0127	0.0485	-0.1057***	0.0130	-0.4106***
年龄平方	-0.0097	0.0341	0.0603***	0.0089	0.2340***
婚姻状况	-0.1902***	0.0491	0.0480***	0.0148	-0.0126
小学及以下	-0.0707	0.0440	-0.0039	0.0147	-0.0680
初中及以上	-0.3286***	0.0639	-0.0014	0.0210	-0.3016***
工作性质	-0.1501***	0.0584	0.0257	0.0193	-0.0123
养老保险	-0.1638***	0.0487	-0.0199	0.0153	-0.2291***
城/居医保	-0.0957	0.0852	0.0152	0.0273	0.0122
新农合医保	-0.0349	0.0720	0.0375	0.0230	0.1318
和子女同住	-0.0599	0.0413	0.0850***	0.0143	0.1989**
家庭人均收入	-0.0037	0.0054	0.0021	0.0018	0.0091
中部	0.3512***	0.0454	0.0408***	0.0146	0.4994***
西部	0.4464***	0.0456	0.0259*	0.0148	0.5184***
农村	0.2703***	0.0632	-0.0075	0.0213	0.1985*
常数	-0.7070	1.7093	4.3971***	0.4712	17.2302***
样本数	5468		5231		5231
调整后 R 方			0.1288		
χ^2 统计量					329.6
工具变量 F 值					

注：1.解释变量外生性检验 χ^2 统计量为 5.68，p 值为 0.0171，一阶段 F 值 42.89，调整后 R 方 0.1288；普通 Probit 模型准 R 方为 0.0670；2. IV-Probit 在极大似然值估计法（MLE）下 $\rho = 0.8931$ ，p 值为 0.000； $\sigma = 0.4300$ ，p 值为 0.000。

IV-Probit 模型中第 I 阶段的估计中子女性别和职业对老年人是否提供隔代支持具有正向影响，并且在 1% 的水平上显著，并且第 I 阶段工具变量回归的 F 值 42.89，说明工具变量不存在弱工具变量的问题；模型解释变量外生性检验 p 值为 0.0171，在 5% 的水平上拒绝隔代抚养的外生性，说明需要利用 IV-Probit 模型解决内生性问题。通过比较 Probit 模型和 IV-Probit 模型中隔代抚养的边际效应可以看到，不考虑内生性情况下隔代抚养对老年人心理健康具有正向影响，但是

并不显著；而考虑利用工具变量解决内生性问题后隔代抚养对老年人心理健康有显著的正向影响，提供隔代抚养的老年人精神抑郁的概率减少了 2.1 倍。前文中的假设 2 得到了验证。

在极大似然估计法下获得参数 ρ 表示不可观测变量同扰动项的关系，这里 ρ 为 0.89，显著大于零，说明不可观测的变量在增加老年人隔代抚养的概率同时增加了老年人生活需要帮助的概率。可以看到，离散边际效应的 IV-Probit 模型同 2SLS 模型得到隔代抚养对老年人抑郁指数影响的结论相似，说明该研究具有较好的稳健性。

此外，其他控制变量对老年人 ADL 的影响与 2SLS 模型类似，不同的是与子女同住对老年人抑郁指数的连续边际效应不显著，而离散边际效应显著；而婚姻状况对老年人抑郁指数的连续边际效应显著，而离散边际效应不显著。与子女同住增加了老年人情绪抑郁的概率；而有配偶降低了老年人抑郁指数，可以看到，对于老年人来说有配偶的陪伴的生活比有子女陪伴的生活对老年人的精神健康更有利。

6.3.3 隔代抚养对老年人主观健康影响的 IV-Probit 估计结果

这里利用自评健康来衡量老年人的主观健康。表 6-8 显示了隔代抚养对老年人自评健康影响的边际效应，这里的老年人自评健康为二分变量，0 为差或者很差，1 为一般、较好或者很好。模型（7）和（8）分别显示了将隔代抚养作为外生变量和内生变量时对老年人自评健康是否较差的影响。IV-Probit 模型中第 I 阶段的估计中子女性别和职业对老年人是否提供隔代支持具有正向影响，并且在 1% 的水平上显著，并且第 I 阶段工具变量回归的 F 值 45.64，说明工具变量不存在弱工具变量的问题；模型解释变量外生性检验 p 值为 0.0000，说明隔代抚养这一变量存在内生性，利用 IV-Probit 模型的估计结果优于 Probit 模型。通过比较 Probit 模型和 IV-Probit 模型中隔代抚养的边际效应可以看到，不考虑内生性情况下隔代抚养的老年人自评健康较好的概率更大，但是这一影响并不显著；而考虑利用工具变量解决内生性问题后隔代抚养对老年人自评健康有显著的正向影响，提供隔代抚养的老年人自评健康较好的概率增加了 2.86 倍。

表 6-8 隔代抚养对老年人自评健康的影响

	(9) Probit		(10) IV-Probit			
	边际效应	标准误.	系数	标准误.	边际效应	标准误
隔代抚养	0.0459	0.0414			2.8571***	0.7294
子女职业			0.0418***	0.0140		
子女性别			0.0174***	0.0041		
性别	0.1367***	0.0391	0.0431***	0.0131	0.0300	0.0620
年龄	-0.0639	0.0471	-0.1059***	0.0159	0.2341**	0.1010
年龄平方	0.0399	0.0331	0.0604***	0.0112	-0.1292**	0.0635
婚姻状况	-0.0796	0.0486	0.0476***	0.0164	-0.2062***	0.0760
小学及以下	0.1064**	0.0434	-0.0044	0.0148	0.1060*	0.0607
初中及以上	0.1902***	0.0618	-0.0017	0.0207	0.1761**	0.0861
工作性质	0.1948***	0.0575	0.0258	0.0190	0.0965	0.0831
养老保险	0.0695	0.0478	-0.0201	0.0159	0.1246*	0.0677
城/居医保	0.1271	0.0849	0.0155	0.0285	0.0261	0.1204
新农合医保	-0.0083	0.0712	0.0377	0.0241	-0.1211	0.1036
和子女同住	-0.0474	0.0406	0.0853***	0.0140	-0.2475***	0.0759
家庭人均收入	0.0238***	0.0053	0.0020	0.0018	0.0137*	0.0079
中部	-0.2804***	0.0444	0.0414***	0.0148	-0.3854***	0.0666
西部	-0.3070***	0.0446	0.0261*	0.0150	-0.3523***	0.0622
农村	-0.2206***	0.0632	-0.0074	0.0211	-0.1866**	0.0893
常数	2.9782*	1.6650	4.4044***	0.5619	-9.7793**	4.0237
样本数	5536		5295		5295	
χ^2 统计量	275.56				158.94	
工具变量 F 值			45.64			

注：解释变量外生性检验卡方统计量为 27.52, p 值 0.0000; 这里的标准误为稳健标准误。

2. IV-Probit 在极大似然值估计法 (MLE) 下 $\rho = -0.4124$, p 值为 0.091; $\sigma = 0.4230$, p 值为 0.000。

此外，在极大似然估计法下获得参数 ρ 表示不可观测变量同扰动项的关系，这里 ρ 为 -0.44，在 10% 的水平上显著小于零，说明不可观测的变量在增加老年人隔代抚养的概率同时减少了老年人自评健康较好的概率。此外，其他控制变量中老年人的年龄、婚姻状况、受教育程度、家庭人均收入、是否有养老金、地区和农村都对老年人自评健康有显著的影响。

6.4 老年人给予隔代抚养和接受经济支持之间的“时间—金钱交换” 效应检验

医疗消费主要受两方面因素的影响，即健康状况和收入水平（封进等，2006）。前文研究了隔代抚养对老年人躯体健康和心理健康的直接影响，即隔代抚养对健康状况的影响；然而，一些研究显示隔代抚养能够通过改变代际关系影响对老年人的收入也产生影响。可以推断，如果隔代抚养存在“时间—金钱交换（time-for-money）”效应，那么老年人向成年子女提供隔代抚养的支持会增加老年人获得子女的经济支持，从而进一步对老年人医疗消费产生影响。下面对老年人隔代抚养对代际关系是否存在这种“时间—金钱交换”效应做以检验。

由于子女向老年人提供经济支持这一被解释变量也属于归并数据，即子女提供经济支持的数量存在大量为零的样本。为了消除可能存在选择性偏误，这里利用两部分模型来研究隔代抚养对代际经济支持的影响^⑤。被解释变量为成年子女向老年人提供经济支持，为了消除老年人向子女提供经济支持可能产生的影响偏误，这里的代际经济支持为净经济支持，即成年子女向老年人提供经济支持的数额扣除老年人向成年子女提供经济支持的数额，小于等于零则为未接受代际经济支持；除此之外，这里使用二分变量和连续变量分别作为两部分模型中代际经济支持概率模型和代际经济支持数量模型被解释变量^⑥；核心解释变量为隔代抚养；控制变量包括老年人人口学特征、社会经济和家庭特征以及表示当前身体健康状况的各项机能指标。

表 6-9 显示了老年人接受成年子女代际经济支持的两部分模型的回归结果。其中模型（I）显示了仅控制老年人人口学特征、社会经济特征时隔代抚养对老年人代际经济支持的影响，模型（II）显示了加入老年人躯体健康（ADL）、心理健

^⑤ 解决归并数据选择性偏误的通常方法有两种：样本选择模型和两部分模型。前者假定产生归并数据的选择过程和数量决策过程之间的机制是相同的，而后者允许选择和数量决策这两个过程拥有不同的机制。为了同两部分模型进行比较，本文同时利用样本选择模型进行了回归，结果发现 Heckman 样本选择模型回归的逆米尔斯比系数并不显著（ p 值为 0.934），说明成年子女提供经济支持的内生选择性并不严重，因此这里利用两部分模型而不是样本选择模型来研究代际经济支持的影响因素。

^⑥ 由于向子女提供代际经济支持的老年人比重并不高（6.2%），文章同时利用接受子女经济支持的数额不扣除老年人给予子女经济支持的数额作为代际经济支持的指标，得到隔代抚养对代际经济支持影响研究结论同利用净代际经济支持作为代际经济支持的指标没有显著差异，进一步证明了研究结论的稳健性。

康（抑郁指数）和主观健康（自评价康）指标后隔代抚养对代际经济支持的影响结果。列（1）和（3）显示了隔代抚养对子女是否向老年人提供经济支持影响的 Logit 模型的回归结果；列（2）和（4）显示了隔代抚养对子女向老年人提供经济支持数额影响的 OLS 模型的回归结果。

表 6-9 隔代抚养对代际经济支持影响的“时间—金钱交换”效应检验结果

	代际经济支持模型（I）		代际经济支持模型（II） (加入身体健康指标)	
	Logit 模型 (1)	OLS 模型 (2)	Logit 模型 (3)	OLS 模型 (4)
隔代抚养	0.3733*** [0.0626]	0.2084*** [0.0487]	0.3820*** [0.0630]	0.2058*** [0.0487]
人口学特征	有	有	有	有
社会经济特征	有	有	有	有
身体健康指标	--	--	有	有
常数	有	有	有	有
样本数	6102	3214	6027	3173
准 R 方/调整后 R 方	0.048	0.120	0.054	0.127
对数似然统计量	-3990.48	-5041.28	-3934.17	-4953.47
χ^2 统计量	392.38		397.53	

注：1. 模型（I）中 Logit 模型隔代抚养对代际经济支持影响的边际效应为 0.0868，p 值为 0.000，稳健标准误为 0.0144，模型（II）中 Logit 模型隔代抚养对代际经济支持的边际效应为 0.0887，p 值为 0.000，稳健标准误为 0.0145；2.方括号内为稳健标准误；3.*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

可以看到，老年人向成年子女提供隔代抚养的支持增加了子女向老年人提供经济支持的概率和经济支持的数量，并且在 1% 的水平上显著。通过比较模型（I）和（II）可以看到，老年人提供隔代抚养对子女提供经济支持的影响在加入老年人身体健康状况变量前后并没有太大差别，说明老年人和成年子女之间的这种“时间—金钱交换”同老年人的身体健康状况无关，老年人身体健康状况并不能解释这种隔代抚养对代际经济支持的促进作用，因此这里体现了老年人提供隔代抚养同子女提供经济支持之间的较为纯粹的关系，证实了在中国老年人和子女之间的代际关系存在“时间—金钱交换”效应（假设 3），这也同过往文献中的一些国际

经验相吻合 (Frankenberg et al., 2002; Lee, 2000; Shi, 1993; Short et al., 2001)。此外, 通过进一步计算隔代抚养对经济支持的影响的边际效应为 0.0887, 即向子女提供隔代抚养的老年人比未提供隔代抚养的老年人接受子女经济支持的概率增加了 8.87%, 接受子女经济支持数额增加了 20.6%, 可以看到, 提供隔代抚养的老年人获得子女经济支持的数额比未提供隔代抚养的老年人增加了约五分之一。

6.5 隔代抚养对老年人医疗消费影响的“时间—金钱交换”机制检验

表 6-10 显示了隔代抚养通过“时间—金钱交换”机制对老年人医疗消费的估计结果。其中模型 (I) 显示了在控制了老年人人口学特征、社会经济特征和身体健康状况的情况下隔代抚养对老年人医疗消费的主效应, 列 (1) Logit 模型显示隔代抚养促进了老年人就医概率, 并且在 1% 的水平行显著, 隔代抚养对老年人就医概率影响的边际效应为 0.0494, 即向子女提供隔代抚养的老年人就医概率比未提供隔代抚养的老年人增加了 4.94%, 说明隔代抚养促进了老年人医疗资源的利用。

模型 (II) 对代际经济支持加以控制进一步探讨隔代抚养对老年人医疗消费影响的变化。可以看到对代际经济支持进行控制后, 隔代抚养对老年人医疗消费的影响系数从 0.26 下降到 0.22, 并且均在统计水平上显著, 说明隔代抚养对老年人医疗消费的影响可以部分通过相应的代际经济支持作以解释, 其中的机制正是上文研究验证了的老年人提供隔代抚养会增加子女提供经济支持。

模型 (III) 加入了隔代抚养和代际经济支持的交叉项以探讨其交互效应。可以看到, 加入隔代抚养和经济支持的交叉项后隔代抚养对老年人就医概率影响的主效应依然存在, 而交互效应为正, 说明代际经济对隔代抚养对老年人的医疗消费的影响具有强化作用。代际经济支持强化了照料支持对老年人医疗消费的正向影响, 即代际经济支持进一步强化了隔代抚养对老年人医疗资源利用的增加, 也强化了未接受代际经济支持对老年人医疗资源利用的负向影响。这也进一步验证了老年人向成年子女提供隔代抚养对老年人医疗消费影响中的“时间—金钱交换”机制。

表 6-10 隔代抚养对老年人医疗消费影响的“时间—金钱交换”效应机制检验结果

	模型(I)		模型(II)		模型(III)	
	就医概率	医疗费用	就医概率	医疗费用	就医概率	医疗费用
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
隔代抚养	0.2560*** [0.0649]	-0.1768 [0.1115]	0.2246** [0.0686]	-0.0969 [0.1171]	0.2170** [0.0838]	-0.2766 [0.1501]
代际经济支持			0.1850** [0.0613]	-0.0013 [0.1050]		
隔代抚养*代 际经济支持					0.0102 [0.0134]	0.0249 [0.0245]
人口学特征	有	有	有	有	有	有
社会经济特征	有	有	有	有	有	有
身体健康指标	有	有	有	有	有	有
就医次数	--	有	--	有	--	有
常数	有	有	有	有	有	有
样本数	6509	1813	6027	1678	6508	1812
准 R ² /调整 R ²	0.062	0.137	0.064	0.138	0.062	0.137
LL 统计量	-3706.26	-3865.26	-3426.69	-3575.5	-3704.63	-3862.72
χ ² 统计量	432.21		414.66		432.6	

注：1. 模型(I) 中 Logit 模型隔代抚养对老年人医疗消费影响的边际效应为 0.0494, p 值为 0.000, 稳健标准误为 0.0125; 模型(II) 中 Logit 模型隔代抚养对代际经济支持的边际效应为 0.0432, p 值为 0.000, 稳健标准误为 0.0132; 模型(III) 中 Logit 模型隔代抚养对代际经济支持的边际效应为 0.0418, p 值为 0.000, 稳健标准误为 0.0161; 2. 方括号内为稳健标准误; 3.*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

可以看到，老年人向成年子女提供隔代抚养支持增加了老年人就医概率，并且在统计上显著，说明隔代抚养促进了老年人医疗资源的利用。除此之外，老年人向成年子女提供隔代抚养支持还会通过改变同成年子女之间的代际关系获得更多子女经济支持，从而进一步促进了老年人医疗资源的利用。此外，隔代抚养增加了老年人就诊概率，促进了老年人对医疗资源的利用，但是并未增加老年人的医疗费用，说明隔代抚养增加了预防和保健性的医疗消费，从而使得老年人获得更多健康资本，减少了作为治疗性的大额医疗消费；此外，隔代抚养通过促进老年人心理福利和躯体健康对老年人健康具有直接促进作用，从而也减少了作为治疗性的大额医疗消费（假设 4）。

老年人向成年子女提供隔代抚养的健康效应以及给予子女隔代抚养支持和

接受子女经济支持之间的互惠交换效应解释了老年人为隔代抚养对老年人医疗消费的影响机制。图 6-3 显示了隔代抚养对老年人医疗消费影响的方向和内在机制。老年人医疗消费的医疗消费受两方面因素的影响：健康状况和收入水平。向成年子女提供隔代抚养对的代际支持对老年人躯体健康和心理健康有显著的正向影响，促进了老年人健康状况，从健康效应角度来看这会减少老年人医疗消费；此外，研究显示老年人向成年子女提供隔代抚养的支持会增加成年子女向老年人提供经济支持的概率和数量，根据前一章的研究代际经济支持增加对老年人医疗消费的影响存在健康效应和收入效应，即：一方面代际经济支持促进了老年人健康状况，对医疗消费有负向影响；另一方面代际经济支持增加了老年人的收入水平，增加了作为正常品的健康资本的需求，增加了老年人医疗消费。研究显示，隔代抚养促进了老年人医疗资源的利用，但是对老年人医疗费用没有显著影响，说明隔代抚养通过增强老年人的独立性促进了老年人预防性医疗消费，减少了老年人大额治疗性医疗消费，体现了隔代抚养对老年人医疗资源利用数量的同时，促进了医疗资源的利用效率。

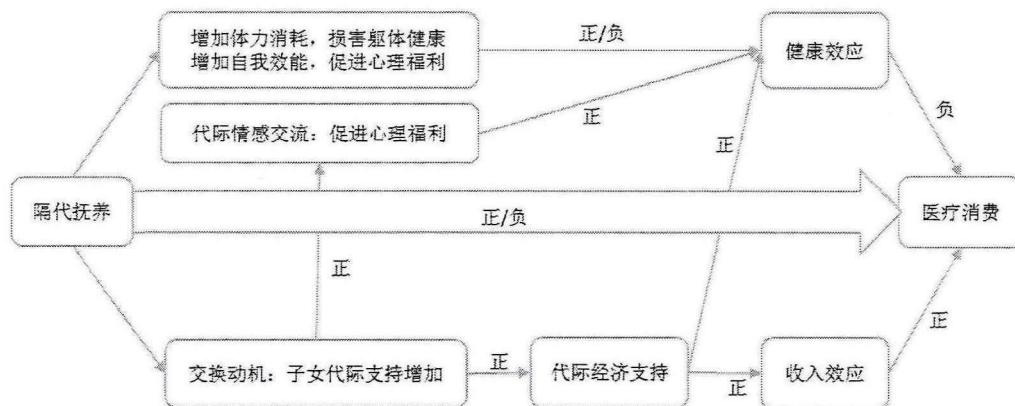


图 6-3 隔代抚养对老年人医疗消费的影响路径机制

可以看到，提供隔代抚养支持不仅促进了老年人医疗资源的利用数量，也促进了医疗资源的健康产出效率。目前医疗费用不断增长的情况下提高医疗消费的利用效率，减少过度医疗也正是目前发达国家面临的重要问题之一，而在中国目前的情况下，老年人和子女之间的代际支持对医疗消费的影响正符合了提高医疗资源效率这一要求。向成年子女提供隔代抚养的支持促进了老年人医疗资源的利

用和合理医疗需求的释放，同时促进了老年人健康，在医疗资源利用率增加的情况下保持医疗费用基本维持不变，这对老年人自身、对家庭和对整个社会的医疗资源的利用效率都存在积极作用。

6.6 本章小结

本章利用 2011 年中国健康养老追踪调查（CHARLS）的数据对老年人向成年子女提供隔代抚养支持对老年人的躯体健康和心理健康影响做了研究，并且进一步探究了老年人向成年子女提供隔代抚养的支持对老年人和成年子女之间代际关系的影响，给予隔代抚养和接受代际经济支持之间的互补关系，从而探讨了隔代抚养对老年人医疗消费影响的机制。研究结论如下：

(1) 老年人是否向成年子女提供隔代抚养的支持具有一定的内生性，子女性别和子女职业能够作为老年人是否向成年子女提供隔代抚养的有效工具变量。根据代际关系理论，老年人可能会根据自身或者子女的需要来决定是否向子女提供隔代抚养的支持：在利他理论下，老年人会向社会经济条件劣势的子女提供隔代抚养的支持；在交换理论下，老年人在身体健康状况较好时向子女提供隔代抚养的支持以换取未来子女更多代际支持。在中国由于传统儒家孝道观念的影响，父系间的代际支持更符合传统文化和孝道规范（Yang, 1996）。可以看到，老年人向成年子女提供隔代抚养的支持可能存在内生性，实证研究显示子女性别和工作性质同老年人是否提供隔代抚养的支持具有显著的相关性，同时所有工具变量都是外生的，符合工具变量相关性和外生性的条件，是老年人隔代抚养的有效工具变量。

(2) 老年人向成年子女提供隔代抚养的代际支持对老年人躯体健康具有显著的正向影响。在不考虑隔代抚养的内生性的情况下，隔代抚养对老年人日常活动能力具有正向影响，隔代抚养的老年人 ADL 得分减少了 0.4 分；而利用子女性别和工作性质作为工具变量控制内生性以后，隔代抚养的老年人 ADL 得分下降了 7.2 分^⑦，两者均在 1% 的水平上显著。因此，不考虑隔代抚养的内生性显著低估了隔代抚养对老年人躯体健康的正向影响。此外，利用老年人是否能够完全

^⑦ ADL 得分显示了老年人日常活动需要帮助的程度，得分越高，自理能力越差，因此隔代抚养对 ADL 影响方向于其对老年人躯体健康影响的方向相反。

自理的离散变量作为躯体健康的衡量指标时，在不考虑内生性时隔代抚养对老年人是否能够完全自理的影响并不显著，而利用子女性别和工作性质作为工具变量控制内生性后隔代抚养显著降低了老年人生活不能完全自理的概率，帮助子女照顾孙子女的老年人日常生活需要帮助的概率减少了 3.2 倍。

(3) 老年人向成年子女提供隔代抚养的代际支持对老年人心理健康具有显著的正向影响。在不考虑隔代抚养的内生性的情况下，隔代抚养对老年人抑郁指数没有显著影响，而利用子女性别和工作性质作为工具变量控制内生性以后，隔代抚养的老年人抑郁指数得分下降了 7.0 分^⑧，并且在 5% 水平上显著。因此，不考虑隔代抚养的内生性忽略了隔代抚养对老年人心理健康的正向影响。此外，利用老年人是否心理抑郁的离散变量作为老年人心理健康的衡量指标时，在不考虑内生性时隔代抚养对老年人是否心理抑郁的影响并不显著，而利用子女性别和工作性质作为工具变量控制内生性后隔代抚养显著降低了老年人心理抑郁的概率，帮助子女照顾孙子女的老年人心理抑郁的概率减少了 2.1 倍。

(4) 老年人向成年子女提供隔代抚养的支持会增加老年人获得子女经济支持的概率和获得经济支持的数量。实证研究显示，向成年子女提供隔代抚养代际支持的老年人获得子女经济支持的概率增加了 8.9%，获得经济支持的数量增加了 20.6%，并且这种影响不能通过老年人的身体健康指标(躯体健康、心理健康、自评健康)进行解释，说明老年人和成年子女之间的代际关系在一定程度上符合交换互惠的动机，老年人给予子女隔代抚养支持和接受子女经济支持之间存在“时间—金钱交换”的效应，这同过往文献中一些国际经验相吻合 (Yang, 1996; Yan, 2003; Hoff, 2007; Cong & Silverstein, 2008, 2011; Zhen, 2012)。

(5) 隔代抚养的对老年人直接健康效应和给予子女隔代抚养支持和接受子女经济支持之间的互惠交换效应解释了隔代抚养对老年人医疗消费的影响机制：隔代抚养一方面通过增强老年人的自主性、同子女更多的感情沟通、促进老年人自我效能感等途径对老年人的躯体健康和心理健康产生直接促进作用，即直接健康效应；另一方面隔代抚养可以在一定程度上改变同子女的代际关系，老年人向

^⑧ ADL 得分显示了老年人日常活动需要他们帮助的程度，得分越高，自理能力越差，因此隔代抚养对 ADL 影响方向于其对老年人躯体健康影响的方向相反。

成年子女提供隔代抚养的支持会增加子女向老年人提供经济支持的概率和数量，即“时间—金钱交换”的代际互惠交换效应。隔代抚养增加了子女向老年人提供经济支持数量，进一步通过代际经济支持的收入效应和健康效应影响老年人的医疗消费。

第7章 研究结论、建议与展望

本文通过现代计量经济学方法，利用 2011 年中国老年人健康养老追踪调查（CHARLS）和老年人健康长寿调查（CLHLS）这两个微观数据库对老年人和成年子女之间双向的代际支持对老年人医疗消费的影响以及其中机制和健康效应做了全面深入的实证研究。下面对研究结论和进一步研究方向作以总结。

7.1 研究结论

本文的实证研究主要包括四个部分：第一部分对老年人和成年子女之间双向的代际支持对老年人医疗资源利用和医疗费用支出的影响做了研究；第二部分从老年人需求角度探究了代际经济支持对老年健康的影响，并且对代际经济支持收入效应、健康效应以及接近死亡效应影响医疗消费的内在机制作以分析；第三部分从老年人需求角度探讨了成年子女向老年人提供代际照料支持对老年人健康的影响，并且进一步探讨了代照料支持通过异质性健康促进和选择效应的机制对老年人医疗消费产生影响；第四部分从老年人给予代际支持的角度探讨了老年人向成年子女提供隔代抚养支持对老年人健康的影响，探讨了给予子女隔代抚养支持和接受子女经济支持之间是否存在互补性，并且进一步探讨了隔代抚养通过影响老年人健康、代际关系以及“时间——金钱交换”效应对医疗消费的影响路径。

下面对主要实证结果作以总结。

7.1.1 代际经济支持对老年人的健康效应及其对医疗消费的影响机制

(1) 代际经济支持对老年人医疗消费的影响方向和程度：代际经济支持对老年人的医疗消费影响作用有限。只有当老年人医疗消费高出自己独立负担能力时，代际经济支持才能够促进老年人医疗消费；而当老年人医疗消费过高时，即使子女提供经济支持可能也难以负担医疗费用，这时其他途径例如大病医疗保险、举债等才是影响家庭医疗消费决策的主要因素。只有当老年人依靠自己日常经济来源负担医疗费用不足并且医疗消费支出在子女经济能力支持范围内，代际经济支持对老年人医疗消费才有显著促进作用。

(2) 代际经济支持对老年人医疗消费的影响机制：代际经济支持对医疗消

费影响的机制一方面在于增加了老年人的可支配收入从而增加医疗消费，另一方面通过改善老年人生活环境、营养健康等条件促进了老年人的健康从而减少医疗需求，进而减少医疗消费；前者为收入效应，后者为健康效应。利用生病条件下的样本研究代际经济支持对老年人医疗消费的影响对收入效应和健康效应作以分离，结果显示代际经济支持显示在剥离健康效应代际经济支持对老年人医疗资源的利用依然有着显著的促进作用，体现了代际经济支持在一定程度上释放了老年人由于收入约束而被抑制的合理医疗需求。

(3) 给予子女经济支持对老年人医疗消费的影响方向和程度：当疾病不严重时，老年人给予子女经济支持对其医疗消费具有一定的挤出作用；而给予子女代经济支持对老年人确实存在负面影响，表现在住院消费的较高百分位给予子女经济支持的老年人住院消费明显高出不给予子女经济支持的老年人。因此老年人给予子女的代际经济支持更多体现了老年人对子女的利他性代际转移，老年人自身效用减少，但是这并不一定会带来子女效用的增加，因为老年人一旦罹患重病子女的负担也会增加。

(4) 代际经济支持对老年人躯体健康和心理健康具有积极的影响。通过考察代际经济支持对老年人死亡风险的影响可以看到，代际经济支持降低了老年人的死亡风险，接受子女经济支持的老年人死亡风险比未接受子女经济支持的老年人死亡风险降低 7%。此外，代际经济支持不仅能够通过促进老年人资源的利用对老年人健康产生积极影响，而且对老年人保健、营养、生活方式等方面进行改善从而对老年人自理能力、认知能力、精神健康等身体机能状况产生积极影响。值得注意的是，目前我国老年人医疗消费尚处在合理需求阶段，有些地区医疗需求尚未得到满足，在这种情况下医疗消费更多体现的是过去健康风险的积累而不是保健和疾病的预防，因此代际经济支持对老年人健康效应在经过医疗消费调整才能有显著促进作用。

(5) 代际经济支持对老年人死亡的影响存在着死亡率交叉的现象。在不利的社会经济条件下，相对弱势的群体具有较高的死亡率，这种情况下存在着自然选择的机制，随着年龄的增长存活下来的弱势群体的身体素质将会高于接受保护

的群体，产生群体间的异质性。实证研究结果显示随着年龄的增长，代际经济支持对老年人生存持续时间的影响逐渐降低（代际经济支持和年龄的交叉项对死亡风险的影响为正），接受代际支持的老年人和未接受代际支持的老年人的死亡率逐渐趋同，超过一定的年龄后接受代际经济支持的老年人死亡率高于未接受代际支持的老年人的死亡率，发生死亡率的逆转现象。如果将这种异质性加以考虑，代际经济支持对老年人健康的促进作用则更为明显（考虑异质性后，同没有接受代际经济支持的老年人相比，接受代际经济支持的老年人死亡风险从 93.0% 下降到 58.1%）。

7.1.2 代际照料支持对老年人的健康效应及其对医疗消费的影响机制

代际照料支持对老年人医疗消费的影响并不显著，然而通过进一步分析代际照料支持对老年人健康的影响发现其中的原因在于代际照料支持对老年人健康效应具有异质性健康促进和健康选择性。利用倾向得分匹配法对代际照料支持对老年人健康的影响发现，身体较差的老年人获得代际照料支持时获得的健康促进效应程度大于身体较好的老年人获得代际照料支持时的健康促进效应（体现在倾向得分匹配模型中分类收益为正），由于这种异质性健康促进效应的存在，成年子女更倾向于向身体健康状况较差的老年人提供照料支持，这种选择性使得接受待机照料的老年人群体身体健康状况较差所以医疗消费会更多，然而利用倾向得分匹配使得接受照料支持与否的老年人在其他特征均相同具有可比性的情况下，发现代际照料支持对老年人自评健康具有显著的促进作用，并且在不考虑异质性的情况下低估了代际照料支持对健康的这种促进作用，双变量 Probit 联合模型的结果也证实了代际照料支持对老年人健康的促进作用，表明研究结果具有较好的稳健性。

7.1.3 提供隔代抚养对老年人的健康效应及其对医疗消费的影响机制

（1）老年人向成年子女提供隔代抚养的支持对老年人躯体健康和心理健康都有显著的正向影响。老年人是否帮助子女照顾孙子女的决策具有一定的内生性，文章利用子女性别和工作性质作为老年人向成年子女提供隔代抚养支持的工具变量，采用工具变量两阶段最小两乘和 IV-Probit 模型克服这种内生性探讨隔代

抚养的健康效应。研究结果显示，利用子女性别和子女工作性质同老年人是否提供隔代抚养具有显著的相关性，同时符合工具变量外生性的条件，是老年人隔代抚养的有效的工具变量。此外，不考虑内生性的 Probit 模型显示隔代抚养对老年人生活自理能力和抑郁指数没有显著影响，而利用工具变量内生性的 IV-Probit 研究结果显示帮助子女照顾孙子女的老年人日常生活需要帮助的概率减少了 3.2 倍，心理抑郁的概率减少了 2.1 倍。可以看到，未考虑内生性的研究掩盖了隔代抚养对老年人躯体健康和心理健康的正向影响。

(2) 老年人向成年子女提供隔代抚养的支持和成年子女向老年提供经济支持之间具有一定的互补关系。老年人向成年子女提供隔代抚养的支持会增加老年人获得子女经济支持的概率和经济支持的数量，向子女提供隔代抚养的老年人获得子女经济支持的概率增加了 8.9%，获得经济支持的数量增加了 20.6%。这在体现了老年人和成年子女的代际支持之间存在一定的“时间—金钱交换”效应，该结论支持了代际支持的互惠交换理论，同过往有研究文献中“中国家庭的代际关系更符合群体合作理论”的结论相吻合（张文娟，李树苗；2004）。

(3) 老年人向成年子女提供隔代抚养的健康效应以及给予子女隔代抚养支持和接受子女经济支持之间的互惠交换效应解释了老年人为隔代抚养对老年人医疗消费的影响机制。老年人隔代抚养的健康效应和“时间—金钱交换”效应可以解释隔代抚养对老年人医疗消费的影响机制。老年人向成年子女提供隔代抚养的支持一方面会促进老年人的躯体健康和心理健康状况，从而减少治疗性大额医疗消费；另一方面促进了子女向老年人提供经济支持的数量，促进了预防和保健型医疗资源的利用，两方面的综合作用体现在隔代抚养会促进老年人就诊概率，但是对医疗费用支出没有显著影响。可以看到，隔代抚养不仅对老年人身体健康具有积极作用，而且在医疗资源的利用方面也起到了积极的作用，因为它不仅单纯促进了医疗资源的利用数量，而提高了医疗资源的利用效率。

7.2 政策建议

受到传统儒家文化的影响，“孝道”观念依然是中国社会普适的道德规范，因此老年人和成年子女之间的代际支持不仅能够影响年人的躯体健康，而且能够通

过获得社会认同从而促进老年人的生活满意度，提升心理福利。在目前社会保障制度的完善不能一蹴而就的情况下，对有老年人的家庭采取促进代际支持的政策，对促进医疗资源的利用、深化医疗卫生改革和健康老龄化都有积极的作用。

通过本文的研究可以看到，老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人医疗消费的发生决策和数量决策都有一定程度的影响；此外，研究还发现老年人和成年子女之间的代际经济支持无论对老年人医疗消费在显性方面的影响是否显著，对老年人的健康都具有一定程度的促进作用。因此代际支持对老年人医疗消费的作用不仅仅在于促进医疗资源数量的利用方面的作用，同时也在促进医疗资源的健康产出效率方面发挥积极作用。可以看到，调整劳动力市场政策，鼓励成年子女向老年人提供代际支持能够提升整个社会福利。

前文的研究结果显示，成年子女作为劳动年龄人口，面临着在劳动力市场上提供劳动和在家庭内部向老年人提供照料支持的时间上的平衡，成年子女在向老年人提供代际照料支持的决策时会综合考虑自身在劳动力市场的机会成本，因此在向老年人提供照料支持时会选择在老年人身体状况较差时提供照料支持，因为这时候提供照料支持带来的老年人健康促进作用更多，即代际照料支持的健康产出最大。对家庭来说，成年子女的提供代际照料与否和照料时间多少的决策机制符合理性决策的要求，但是对整个社会来说如果子女对身体健康状况较好的老年人也给予一定的照料支持，那么虽然当期的健康促进效果看起来没有健康较差的老年人那样有显著提升，但是从长期来看可以减少老年人罹患疾病的概率，从而在促进老年人整体健康的同时也减轻了社会医疗保障系统卫生费用的负担，从国家和社会的角度来看具有相当积极的作用。但是对于个体和家庭来说，需要牺牲成年子女当期的劳动力市场中的收入和承受其他与就业有关的经验等机会成本。可以看到，在这种情况下个体和家庭的最优决策同社会和国家的最优决策之间存在一定的背离，因此制定劳动力市场上的优惠政策可以在一定程度上纠正这种背离。例如对有老年人照料需求的劳动者，凭借老年人的生病证明可以同等获得一定时间的带薪假期以促进成年子女向老年人提供照料支持。

劳动力市场上对代际照料支持的支持性政策一方面能够切实降低个体和家

庭提供代际照料支持的成本，更重要的是向个体、家庭和社会传递一种信号，肯定代际支持在积极老龄化和健康老龄化的作用，同时对社会其他资源力量促进代际支持起到引导作用。

此外，通过制定税收或补贴优惠政策，可以鼓励成年子女向老年人提供经济支持。不仅如此，社会和社区也可以在其中发挥一定的作用，例如社区的制定家庭支持计划，为老年人上门提供医疗护理服务，在社区建立成人日间照顾中心（Adult Day Care），在子女外出工作时可以代替子女对老年人进行各方面的照顾服务等。

7.3 进一步研究设想

本文对老年人和成年子女之间的双向代际支持对老年人医疗消费的影响以及其中的影响机制和代际支持的健康效应作了深入研究，研究回答了老年人和成年子女之间的代际支持对老年人医疗资源的利用的数量和医疗资源利用效率的影响，为促进卫生费用的边际健康产出提供了依据；以及代际支持作为社会支持的重要补充，对健康老龄化的影响，为积极老龄化提供了参考路径。关于该主题的不足之处和进一步研究设想如下：

(1) 根据行为科学的理论，在研究个体行为时倾向时应当将个体特征连同个体生活的社会环境以及个体同社会力量之间的互动一起考察对个体行为作以解释 (Moore, 1969)。此外，根据经济学经典价格理论，医疗资源的供给也会影响医疗资源的价格，因此进一步医疗资源的供给也会对老年人医疗消费产生影响。本文对代际支持对老年人医疗消费的影响研究仅考察了老年人个体和家庭层面的影响因素，并未考虑社区因素，也未考虑医疗资源供给的因素，因此未来的研究进一步优化可以利用分层模型的策略，进一步将社区和社会的因素纳入模型，从而对现有结果作以优化。

(2) 本文主要从家庭内部代际支持的角度探讨了来自家庭内部的代际支持对老年人医疗消费的影响，结合发达国家的经验研究，进一步可以探讨在我国随着社会保障制度的不断完善，医疗保险或者养老保险带来的社会转移支付对成年子女向老年人提供代际支持之间的关系以及其对老年健康的影响。在社会保障制

度相对完善的发达国家，来自政府的公共转移对老年生活有着非常重要的影响。西方一些研究探讨了来自政府公共转移和来自家庭内部代际转移之间的关系，两者之间关系是替代还是互补对公共政策的效力和政策制定有着非常关键的作用。如果在我国公共转移同家庭内部的代际转移之间也存在着一定的关系，那么社会保障的不断完善会对家庭内部代际支持产生“挤出”还是“挤入”的效应，其影响的程度多大？如果两者之间存在一定的替代关系，那么该如何平衡代际支持和社会支持从而使得医疗资源的利用效率最大化？进一步探究这些问题对中国避免陷入发达国家目前面临的过度医疗和卫生费用边际产出很低的困境以及健康老龄化都有着重要意义。

(3) 文章探讨代际支持对老年人的健康效应和医疗消费的影响时分别探讨了接受经济支持和接受照料支持对老年人的健康效应和对医疗消费的影响，然而在中国有研究显示子女向老年人提供经济支持和提供照料支持之家可能存在一定的替代性，例如外出务工的子女不能够在父母身边提供照料，因此倾向于将在外务工的收入更多的给予父母经济支持；不仅如此，大量仅有留守老年人和儿童的隔代家庭 (skip-generation) 中，老年人向抚养孙子女，在外务工的成年人也更倾向于给予父母更多的经济支持，一方面补贴老年人和儿童的生活需要；另一方面对老年人提供隔代抚养的经济回报。在这种情况下，老年人和子女之间的代际支持可能并非一成不变，它会随着老年人和子女之间的经济地位或者资源禀赋（例如老年人的健康状况、成年子女的时间成本等）的变化而发生变化。经典的代际支持理论认为老年人和成年子女之间的代际支持产生的原因是利他动机或者交换动机，而本文的研究启示老年人和子女之间的代际支持可能两种动机并存，在未来的研究中可以考虑使用门槛模型来进一步探讨老年人和成年子女之间的代际支持是否存在这样的变化。

参考文献

- [1] Ai C, Norton E C. Standard errors for the retransformation problem with heteroscedasticity.[J]. Journal of Health Economics, 2000, 19(5):697-718.
- [2] Altonji J G, Hayashi F, Kotlikoff L J. Is the Extended Family Altruistically Linked?, Direct Tests Using Micro Data[C]// National Bureau of Economic Research, Inc, 1989:1177-1198.
- [3] Andersen R, Newman J F. Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States[J]. Milbank Quarterly, 2005, 83(4):95-124.
- [4] Anstey K J, Luszcz M A, Giles L C, et al. Demographic, health, cognitive, and sensory variables as predictors of mortality in very old adults.[J]. Psychology & Aging, 2001, 16(1):3-11.
- [5] Antonucci T, Fuhrer R, Jackson J. Social Support and Reciprocity: A Cross-Ethnic and Cross-National Perspective[J]. Journal of Social and Personal Relationships, 1990, 7(4):519-530.
- [6] Baker H D. Chinese family and kinship[J]. Journal of Anthropological Research, 1979, 54(Volume 35, Number 4):139.
- [7] Barlow J, Wright C, Sheasby J, et al. Self-management approaches for people with chronic conditions: a review[J]. Patient Education & Counseling, 2002, 48(2):177-187.
- [8] Barro. R J. 1974, “Are Government Bonds Net Wealth”. Journal of Political Economy. 82: 1095 - 1117.
- [9] Bartsch R. On the Demand for Grandchildren: Tied Transfers and the Demonstration Effect[J]. Journal of Public Economics, 2004, 89(9–10):1665-1697.
- [10] Becker,G.. “A Theory of Social Interactions”. Journal of Political Economy. 1974. 82: 1063 - 1093.
- [11] Beckman L J. Effects of social interaction and children's relative inputs on older women's psychological well-being[J]. Journal of Personality & Social Psychology, 1981, 41(6):1075.
- [12] Benyamin Y, Leventhal E A, Leventhal H. Self-Assessments of Health What Do People Know that Predicts their Mortality?[J]. Research on Aging: An International Bimonthly Journal, 1999, 21(3):477-500.
- [13] Berkman N D, Sheridan S L, Donahue K E, et al. Low health literacy and health outcomes: an updated systematic review.[J]. Annals of Internal Medicine, 2004, 155(87):1-8.
- [14] Bernheim, D., Shleifer. A., Summers.L..1985, “The Strategic Bequest Motive”, Journal of Political Economy.93: 1945—1076.
- [15] Bhaumik S K. Intergenerational transfers: the ignored role of time[J]. Ssrn Electronic Journal, 2001.
- [16] Bian F, Logan J R, Bian Y. Intergenerational relations in urban China: Proximity, contact, and help to parents[J]. Demography, 1998, 35(1):115-24.
- [17] Blieszner R, Mancini J A. Enduring Ties: Older Adults' Parental Role and Responsibilities.[J]. Family Relations, 1987, 36(2):176-180.
- [18] Cai F, Giles J, Meng X. How well do children insure parents against low retirement income? An analysis using survey data from urban China ☆[J]. Journal of Public Economics, 2006, 90(12):2229-2255.
- [19] Cantor, M. H. (1979). Neighbors and friends: An over-looked resource in the informal support system. Research on Aging, 1, 434-463.
- [20] Cohler B J. Autonomy and interdependence in the family of adulthood: a psychological perspective.[J]. Gerontologist, 1983, 23(1):33-9.

- [21] Cong Z, Silverstein M. Custodial Grandparents and Intergenerational Support in Rural China[J]. *Experiencing Grandparenthood An Asian Perspective*, 2011, 47:109-127.
- [22] Cong Z, Silverstein M. Intergenerational Time-for-Money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents?[J]. 2008, 5(1):6-25.
- [23] Cornell L L. Intergenerational Relationships, Social Support, and Mortality[J]. *Social Forces*, 1992, 71(1):53-62.
- [24] Coulter A, Collins A. making shared decision making a reality No decision about me, without me[J]. London Kings Fund, 2011.
- [25] Cox D R. Regression Models and Life-Tables (with discussion)[J]. *Journal of the Royal statistical Society*, 1972, B, 34: 187-220..
- [26] Cox D, Jimenez E. Social Security and Private Transfers in Developing Countries: The Case of Peru[J]. *World Bank Economic Review*, 1992, 6(6):155-169.
- [27] Cox D, Jiminez E. Private Transfers And The Effectiveness Of Public Income Redistribution In The Philippines[C]// Boston College Department of Economics, 1994.
- [28] Cox D, Stark O. Intergenerational Transfers and the Demonstration Effect[J]. Boston College Working Papers in Economics, 1996.
- [29] Cox D. Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1):187-217.
- [30] Cox, D. "Motives for Private Income Transfers". *Journal of Political Economy*. 1987, 95: 508 -546.
- [31] Dean A, Kolody B, Wood P. Effects of social support from various sources on depression in elderly persons.[J]. *Journal of Health & Social Behavior*, 1990, 31(2):148-61.
- [32] Dehejia R H, Wahba S. Propensity Score-Matching Methods For Nonexperimental Causal Studies[J]. *Review of Economics & Statistics*, 2006, 84(1):151-161.
- [33] Dow W H, Norton E C. Choosing between and Interpreting the Heckit and Two-Part Models for Comer Solutions[J]. *Health Slices and Outcomes Research Methodology*, 2003, 4(1): 5-18.
- [34] Dowd J J. Aging as exchange: a preface to theory.[J]. *Journal of Gerontology*, 1975, 30(5):584.
- [35] Du M, Xing Y, Suo J, et al. Real-time automatic hospital-wide surveillance of nosocomial infections and outbreaks in a large Chinese tertiary hospital[J]. *BMC Medical Informatics and Decision Making*, 2014, 14(1):9.
- [36] Duan N, Manning W G, Jr. A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1983, 1(2):115.
- [37] Duan N, Manning W G, Morris C N. Choosing between the Sample-Selection Model and the Multi-Part Model[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, 2(3):283-289.
- [38] Dunham C C. A Link between Generations: Intergenerational Relations and Depression in Aging Parents.[J]. *Journal of Family Issues*, 1995, 16(4):450-465.
- [39] Dupre M E, Franzese A T, Parrado E A. Religious attendance and mortality: Implications for the black-white mortality crossover[J]. *Demography*, 2006, 43(1):141-164.
- [40] E. L. Kaplan, Paul Meier. Nonparametric Estimation from Incomplete Observations - *Journal of the American Statistical Association - Volume 53, Issue 282*[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1958, 53(282):457-481.
- [41] Eggebeen D J. Family Structure and Intergenerational Exchanges[J]. *Research on Aging: An International Bimonthly Journal*, 1992, 14(4):427-447.
- [42] Ferraro K F, Barresi C M. The Impact of Widowhood on the Social Relations of Older Persons[J]. *Research on Aging: An International Bimonthly Journal*, 1982, 4(2):227-247.

- [43] Folstein M F, Folstein S E, McHugh P R. "Mini-mental state" : A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician[J]. Journal of Psychiatric Research, 1975, 12(3):189-98.
- [44] Frankenberg E, Lillard L, Willis R J. Patterns of Intergenerational Transfers in Southeast Asia[J]. Journal of Marriage and Family, 2002, 64(3):627-641.
- [45] Gattai F B, Musatti T. Grandmothers' involvement in grandchildren's care. Attitudes, feelings, and emotions[J]. Family Relations, 1999, 48(1):35-42.
- [46] Ghuman,S., Ofstedal M.B., Gender and Family Support for Older Adults in Bangladesh[J]. Population Studies Center Report. 2004, (04) : 563.
- [47] Giarrusso R, Feng D, Wang Q, et al. Parenting and co-parenting of grandchildren of grandchildren: effects on grandparents' well-being and family solidarity [J]. International Journal of Sociology and Social Policy, 1996, 16(12):124-154.
- [48] Gideroglu K, Akan M, Orhun H, et al. From Transfers to Individual Responsibility: Implications for Savings and Capital Accumulation in Taiwan and the United States[J]. Scandinavian Journal of Economics, 2000, 105.
- [49] Goldstein M C, Ku Y, Ikels C. Household composition of the elderly in two rural villages in the People's Republic of China[J]. Journal of Cross-Cultural Gerontology, 1990, 5(2):119-130.
- [50] Gompertz B. On the Nature of the Function Expressive of the Law of Human Mortality and On a new Mode of Determining Life Contingencies[J]. Abstracts of the Papers Printed in the Philosophical Transactions of the Royal Society of London, 2009, 115:513-585.
- [51] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(Volume 80, Number 2):223-255.
- [52] Gu D, Dupre M E. Assessment of Reliability of Mortality and Morbidity in the 1998-2002 CLHLS Waves[M]// Healthy Longevity in China. Springer Netherlands, 2007:99-116.
- [53] Heckman, J. Sample Selection Bias As a Specification Error (with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions)[J]. Nber Working Papers, 1977.
- [54] Heckman, J., Microdata, Heterogeneity and Econometric Policy Evaluation [J]. Nobel Memorial Lecture in Economic Sciences, Journal of Political Economy, 2001, 109(4), 673-748.
- [55] Heller K, Jr S R, Dusenbury L. Component social support processes: comments and integration.[J]. Journal of Consulting & Clinical Psychology, 1986, 54(4):466-470.
- [56] Hoff A. Patterns of intergenerational support in grandparent-grandchild and parent-child relationships in Germany[J]. Ageing & Society, 2007,27(5):643-665.
- [57] Hogan C, Lunney J, Gabel J, et al. Medicare beneficiaries' costs of care in the last year of life.[J]. University of Glasgow, 2001, 20(4):188-95.
- [58] Holahan C K, Holahan C J. Self-efficacy, Social Support, and Depression in Aging: a Longitudinal Analysis[J]. Journal of Gerontology, 1987, 42(42):65-68.
- [59] Hoover D R, Crystal S, Kumar R, et al. Medical Expenditures During the Last Year of Life: Findings From the 1992-1996 Medicare Current Beneficiary Survey[J]. Health Services Research, 2002, 37(6):1625-42.
- [60] Huang C, Elo I T. Mortality of the oldest old Chinese: The role of early-life nutritional status, socio-economic conditions, and sibling sex-composition[J]. Population Studies, 2009, 63(1):7-20.
- [61] Hughes M E, Waite L J, Lapierre T A, et al. All in the Family: The Impact of Caring for Grandchildren on Grandparents' Health[J]. Journals of Gerontology, 2007, 62(2):S108-19.
- [62] Idler E L, Benyamin Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies[J]. Journal of Health & Social Behavior, 1997, 38(1):21.

- [63] IOM Report: Health Literacy: A Prescription to End Confusion[J]. National Academies, 2004, 15(4):389-395.
- [64] Jendrek M P. Grandparents Who Parent Their Grandchildren: Effects on Lifestyle[J]. Journal of Marriage & Family, 1993, 55(3):609-621.
- [65] Jr H B, Shore R J, Henderson C E, et al. Custodial grandparenting and the impact of grandchildren with problems on role satisfaction and[J]. Journals of Gerontology, 1998, 53(3):S164-73.
- [66] Kakwani N, Wagstaff A, Doorslaer E V. Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference ☆[J]. Journal of Econometrics, 1997, 77(1):87-103.
- [67] Katz S. Assessing self-maintenance: activities of daily living, mobility, and instrumental activities of daily living.[J]. Journal of the American Geriatrics Society, 1983, 31(12):721-7.
- [68] Kessler R C, Mcleod J D. Social support and mental health in community samples.[J]. 1985.
- [69] Klein J P, Moeschberger M L. Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data, Second Edition[J]. 2010.
- [70] Koenker R, Bassett G. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1):33-50.
- [71] Korn E L, Graubard B I, Midthune D. Time-to-event analysis of longitudinal follow-up of a survey: choice of the time-scale.[J]. American Journal of Epidemiology, 1997, 145(1):72-80.
- [72] Kotlikoff L J, Summers L H. The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation[C]// National Bureau of Economic Research, Inc, 1980.
- [73] Krause N, Liang J, Gu S. Financial strain, received support, anticipated support, and depressive symptoms in the People's Republic of China.[J]. Psychology & Aging, 1998, 13(1):58-68.
- [74] Krause N. Understanding the Stress Process: Linking Social Support with Locus of Control Beliefs[J]. Journal of Gerontology, 1987, 42(6):589-593.
- [75] Kuypers J A, Bengtson V L. Social Breakdown and Competence[J]. 1973, 16(3):181-201.
- [76] Lamarca R, Alonso J, Gómez G, et al. Left-truncated Data With Age as Time Scale: An Alternative for Survival Analysis in the Elderly Population[J]. The Journals of Gerontology: Series A, 1998, 53(5).
- [77] Lawton M P, Moss M, Kleban M H, et al. A Two-factor Model of Caregiving Appraisal and Psychological Well-Being[J]. Journal of Gerontology, 1991, 46(4):181-9.
- [78] Lee G R, Ellithorpe E. Intergenerational Exchange and Subjective Well-Being among the Elderly[J]. Journal of Marriage & the Family, 1982, 44(1):217-224.
- [79] Lee G R, IshiiKuntz M. Social Interaction, Loneliness, and Emotional Well-Being among the Elderly[J]. Research on Aging: An International Bimonthly Journal, 1987, 9(4):459-482.
- [80] Lee G R, Netzer J K, Coward R T. Depression among Older Parents: The Role of Intergenerational Exchange[J]. Journal of Marriage & Family, 1995, 57(3):823.
- [81] Lee G R, Shehan C L. Social relations and the self-esteem of older persons.[J]. Research on Aging, 1989, 11(4):427-442.
- [82] Lee Y J, Xiao Z. Children's support for elderly parents in urban and rural China: results from a national survey.[J]. Journal of Cross-Cultural Gerontology, 1998, (3):39-62.
- [83] Lillard L A. Simultaneous equations for hazards:, marriage duration and fertility timing.[J]. Journal of Econometrics, 1993, 56(1-2):189.
- [84] Lin I F, Seeman T. Gender Differences in Adult Children's Support of Their Parents in Taiwan[J]. Journal of Marriage & Family, 2003, 65(1):184-200.
- [85] Liu Qiming, Reilly Barry. Income transfers of Chinese rural migrants: some empirical evidence from Jinan[J]. 2004, 36(12):1295-1313.

- [86] Liu X, Engel C C, Armstrong D W, et al. Survival Convergence and the Preceding Mortality Crossover for Two Population Subgroups[J]. *Population Research and Policy Review*, 2008, 27(3):293-306.
- [87] Logan J R, Bian F. Parents' Needs, Family Structure, and Regular Intergenerational Financial Exchange in Chinese Cities[J]. *Sociological Forum*, 2003, 18(1):85-101.
- [88] Lorig K R, Ritter P L, Dost A, et al. The expert patients programme online, a 1-year study of an Internet-based self-management programme for people with long-term conditions[J]. *Chronic Illness*, 2008, 4(4):247-256.
- [89] Lorig K, Holman H. Arthritis self-management studies: A twelve-year review.[J]. *Health Education Quarterly*, 1993, 20(1):17-28.
- [90] Lubitz J D, Riley G F. Trends in Medicare payments in the last year of life.[J]. *Health Services Research*, 2010, 328(2):565-576.
- [91] Lubitz J, Prihoda R. The use and costs of Medicare services in the last 2 years of life.[J]. *Health Care Financing Review*, 1984, 5(3):117-31.
- [92] Ma S, Wen F. Who Coresides With Parents? An Analysis Based on Sibling Comparative Advantage[J]. *Demography*, 2016, 53(3):623-647.
- [93] Manning W G, Mullahy J. Estimating Log Models: To Transform or Not to Transform?[C]// National Bureau of Economic Research, Inc, 1999:461-494.
- [94] Manning W G. The logged dependent variable, heteroscedasticity, and the retransformation problem[J]. *Journal of Health Economics*, 1998, 17(17):283-295.
- [95] Manton K G, Poss S S, Wing S. The black/white mortality crossover: investigation from the perspective of the components of aging.[J]. *The Gerontologist*, 1979, 19(3):291.
- [96] McGarry K. Inter vivos transfers and intended bequests[J]. *Journal of Public Economics*, 1999, 73(73):321-351.
- [97] McGarry K. Testing Parental Altruism: Implications of a Dynamic Model[J]. Nber Working Papers, 2000.
- [98] Meyer, B. D. Unemployment Insurance and Unemployment Spells, *Econometrica*58, 757-782, 1990.
- [99] Miller W, Rollnick S. Motivational Interviewing, Second Edition: Preparing People for Change[J]. Guilford Press, 2002.
- [100] Moore, Wilbert E. 1969. Social Structure and Behavior. Pp. 283-322 in Gardner Lindzey and Elliot Aronson (eds.), *The Handbook of Social Psychology*, Volume 4, 2nd edition. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley.
- [101] Morgan I R, Krautil F, Craven J A. A comparison of swab and maceration methods for bacterial sampling of pig carcasses.[J]. *Journal of Hygiene*, 1985, 95(2):383-390.
- [102] Morgan S P, Hiroshima K. The Persistence of Extended Family Residence in Japan: Anachronism or Alternative Strategy?[J]. Chapel Hill N, 1983, 48(2):269.
- [103] Mutran E, Reitzes D C. Intergenerational Support Activities and Well-Being among the Elderly: A Convergence of Exchange and Symbolic Interaction Perspectives[J]. *American Sociological Review*, 1984, 49(1):117.
- [104] Nardi M D, French E, Jones J B. Why Do the Elderly Save? The Role of Medical Expenses[J]. *Journal of Political Economy*, 2010, 118(Volume 118, Number 1):39-75.
- [105] Nutbeam D. The evolving concept of health literacy.[J]. *Social Science & Medicine*, 2008, 67(12):2072-2078.
- [106] O'Neill C, Groom L, Avery A J, et al. Age and proximity to death as predictors of GP care costs: results from a study of nursing home patients[J]. *Health Economics*, 2000, 9(8):733-738.

- [107] Parish W L, Whyte M K. Village and family in contemporary China.[J]. Economic Development and Cultural Change, 1981.
- [108] Pezzin L E, Schone B S. The Allocation of Resources in Intergenerational Households: Adult Children and Their Elderly Parents[J]. American Economic Review, 1997, 87(2):460-464.
- [109] Polder J J, Barendregt J J, Van O H. Health care costs in the last year of life--the Dutch experience.[J]. Social Science & Medicine, 2006, 63(7):1720-1731.
- [110] Pruchno R A, Mckenney D. Psychological well-being of Black and White grandmothers raising grandchildren: examination of a two-factor model.[J]. Journals of Gerontology, 2002, 57(5):P444.
- [111] Pyke K D, Bengtson V L. Caring More or Less: Individualistic and Collectivist Systems of Family Eldercare[J]. Journal of Marriage & Family, 1996, 58(2):379.
- [112] Qiming Liu, Barry Reilly. Income transfers of Chinese rural migrants: some empirical evidence from Jinan[J]. 2004, 36(12):1295-1313.
- [113] Reil-Held A. Crowding out or crowding in? Public and private transfers in Germany[J]. European Journal of Population, 2006, 22(3):263-280.
- [114] Reitzes D C, Mutran E J. Grandparenthood: factors influencing frequency of grandparent-grandchildren contact and grandparent role satisfaction.[J]. Journals of Gerontology, 2004, 59(1):S9.
- [115] Rogers R G. The effects of family composition, health, and social support linkages on mortality.[J]. Journal of Health & Social Behavior, 1997, 37(4):326-38.
- [116] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1):41-55.
- [117] Ross C E, Mirowsky J. Explaining the social patterns of depression: control and problem solving--or support and talking?[J]. Journal of Health & Social Behavior, 1989, 30(2):206-219.
- [118] Russell D W, Cutrona C E. Social support, stress, and depressive symptoms among the elderly: Test of a process model.[J]. Psychology & Aging, 1991, 6(6):190-201.
- [119] Secondi G. Private monetary transfers in rural China: Are families altruistic?[J]. The Journal of Development Studies, 1996, 33(4):487-511.
- [120] Seelbach W C, Sauer W J. Filial responsibility expectations and morale among aged parents.[J]. The Gerontologist, 1977, 17(6):492-499.
- [121] Seeman T E, Berkman L F. Structural characteristics of social networks and their relationship with social support in the elderly: who provides support.[J]. Social Science & Medicine, 1988, 26(26):737-749.
- [122] Seshamani M, Gray A M. A longitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs.[J]. Journal of Health Economics, 2004, 23(2):217-235.
- [123] Seshamani M, Gray A. Ageing and health-care expenditure: the red herring argument revisited.[J]. Health Economics, 2004, 13(4):303-14.
- [124] Shi , L. Elderly Support in Rural and Suburban Villages : Implications for Future Support System in China[J].Social Science& Medicine, 1994, 39(2):265 -277.
- [125] Shi L. Family financial and household support exchange between generations: a survey of Chinese rural elderly[J]. The Gerontologist, 1993, 33(4):468-480.
- [126] Short S E, Zhai F, Xu S, et al. China's One-Child Policy and the Care of Children: An Analysis of Qualitative and Quantitative Data.[J]. Social Forces, 2001, 79(3):913-943.
- [127] Shyu Y I, Yip P K. Factor structure and explanatory variables of the Mini-Mental State Examination (MMSE) for elderly persons in Taiwan.[J]. Journal of the Formosan Medical Association, 2001, 100(10):676-83.

- [128] Silverstein M, Bengtson V L. Do close parent-child relations reduce the mortality risk of older parents?[J]. Journal of Health & Social Behavior, 1992, 32(4):382-95.
- [129] Silverstein M, Bengtson V L. Does intergenerational social support influence the psychological well-being of older parents? The contingencies of declining health and widowhood.[J]. Social science & medicine (1982), 1994, 38(7):943.
- [130] Silverstein M, Chen X, Heller K. Too Much of a Good Thing? Intergenerational Social Support and the Psychological Well-Being of Older Parents[J]. Research on Aging, 2000, 22(1):43-65.
- [131] Silverstein M, Cong Z, Li S. Intergenerational transfers and living arrangements of older people in rural China: consequences for psychological well-being.[J]. Journals of Gerontology, 2006, 61(5):S256-66.
- [132] Silverstein M, Parrott T M, Bengtson V L. Factors That Predispose Middle-Aged Sons and Daughters to Provide Social Support to Older Parents[J]. Journal of Marriage & Family, 1995, 57(2):465.
- [133] Silverstein, M., Vern. L B., Does intergenerational social support influence the psychological well -- being of older parents? The contingencies of declining health and widowhood[J]. Social Science and Medicine (Special Issue: Frailty and its Consequences), 1994,(38) 943-957.
- [134] Stinnett A A, Mullahy J. Net Health Benefits A New Framework for the Analysis of Uncertainty in Cost-Effectiveness Analysis[J]. Medical Decision Making An International Journal of the Society for Medical Decision Making, 1998, 18(18):S68-80.
- [135] Stoller E P. Elder-caregiver relationships in shared households[J]. Research on Aging: An International Bimonthly Journal, 1985, 7(2):175-193.
- [136] Sun R. Worry About Medical Care, Family Support, and Depression of the Elders in Urban China[J]. Research on Aging: An International Bimonthly Journal, 2004, 26(5):559-585.
- [137] Szinovacz M E, Deviney S, Atkinson M P. Effects of surrogate parenting on grandparents' well-being.[J]. Journals of Gerontology, 1999, 54(6):S376.
- [138] Thiébaut A C, Bénichou J. Choice of time-scale in Cox's model analysis of epidemiologic cohort data: a simulation study.[J]. Statistics in Medicine, 2004, 23(24):3803-3820.
- [139] Thompson E E, Krause N. Living alone and neighborhood characteristics as predictors of social support in late life.[J]. Journals of Gerontology, 1998, 53(6):S354-64.
- [140] Thompson M G, Heller K. Facets of support related to well-being: quantitative social isolation and perceived family support in a sample of elderly women[J]. Psychology & Aging, 1990, 5(4):535.
- [141] Townsend A L, Poulschok S W. Intergenerational perspectives on impaired elders' support networks[J]. J Gerontol, 1986, 41(41):101-109.
- [142] Treas J, Chen J. Living Arrangements, Income Pooling, and the Life Course in Urban Chinese Families[J]. Research on Aging: An International Bimonthly Journal, 2000, 22(3):238-261.
- [143] Umberson D. Relationships between Adult Children and Their Parents: Psychological Consequences for Both Generations[J]. Journal of Marriage & the Family, 1992, 54(3):664-674.
- [144] Wethington E, Kessler R C. Perceived support, received support, and adjustment to stressful life events.[J]. Journal of Health & Social Behavior, 1986, 27(1):78-89.
- [145] Wing S, Manton K G, Stallard E, et al. The Black/White Mortality Crossover: Investigation in a Community-Based Study[J]. Journal of Gerontology, 1985, 40(1):78-84.
- [146] Wolff J L, Agree E M. Depression among recipients of informal care: the effects of reciprocity, respect, and adequacy of support.[J]. Journals of Gerontology, 2004, 59(3):S173-80.

- [147] Wooldridge, J. M. Instrumental Variables Estimation of the Average Treatment Effect in the Correlated Random Coefficient Model[M], mimeo, Michigan State University Department of Economic,2000
- [148] World Bank. Financing Health Care. China 2020 series. Washington DC: The World Bank. 1997.
- [149] Wu X, Li L. The Motives of Intergenerational Transfer to the Elderly Parents in China: Consequences of High Medical Expenditure[J]. Health Economics, 2014, 23(6):631–652.
- [150] Xu , Q., & Yuan, Y.(1997).The role of family support in the old-age security in China . In China Population Association (Ed .) 23rd IUSSP general population conference :Symposium on demography of China , (PP.265 ~ 273).Beijing :Xin Hua Press
- [151] Yan Y. Private Life under Socialism. Love, Intimacy, and Family in a Chinese Village, 1949-1999[J]. China Journal, 2003, 177(4):1199-1200.
- [152] Yang H. The Distributive Norm of Monetary Support to Older Parents: A Look at a Township in China[J]. Journal of Marriage & Family, 1996, 58(2):404.
- [153] Yi Z, Vaupel J W. Functional Capacity and Self-Evaluation of Health and Life of Oldest Old in China[J]. Journal of Social Issues, 2002, 58(4):733-748.
- [154] Zhang J, Patel V L. Distributed cognition, representation, and affordance[J]. Pragmatics & Cognition, 2005, 14(2):333-341.
- [155] Zhen C M S. Caring for grandchildren and intergenerational support in rural China: a gendered extended family perspective[J]. Ageing & Society, 2012,32(32):425-450.
- [156] Zweifel P, Felder S, Meiers M. Ageing of population and health care expenditure: a red herring?[J]. Health Economics, 1999, 8(6):485-96.
- [157] 曹惟纯, 叶光辉. 高龄化下的代际关系——台湾民众孝道信念变迁趋势分析(1994-2011)[J]. 社会学研究, 2014(02):116-144.
- [158] 柴化敏. 中国城乡居民医疗服务需求与医疗保障的实证分析[J]. 世界经济文汇, 2013(05):107-119.
- [159] 陈华帅, 曾毅. “新农保”使谁受益:老人还是子女?[J]. 经济研究, 2013(08):55-67
- [160] 程令国, 张晔. “新农合”:经济绩效还是健康绩效?[J]. 经济研究, 2012(01):120-133.
- [161] 范成杰. 代际关系的价值基础及其影响——对江汉平原农村家庭养老问题的一种解释 [J]. 人口与发展, 2012(05):11-16.
- [162] 费孝通. 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[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 1983(03):7-16.
- [163] 费孝通. 三论中国家庭结构的变动 [J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 1986, Vol.23(3):3-7.
- [164] 封进, 秦蓓. 中国农村医疗消费行为变化及其政策含义 [J]. 世界经济文汇, 2006(01):75-88.
- [165] 高建新, 李树苗, 左冬梅. 子女分工方式对农村老年人获得经济支持的影响研究[J]. 人口与发展, 2011(06):16-22.
- [166] 高建新, 李树苗. 农村家庭子女养老行为的示范作用研究[J]. 人口学刊, 2012(01):32-43.
- [167] 贺志峰. 代际支持对农村老年人主观幸福感的影响研究[J]. 人口与经济, 2011(S1):1-3.
- [168] 黄枫, 甘犁. 过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析[J]. 经济研究, 2010(06):105-119.

- [169] 黄结平, 赵郁馨, 万泉, 等. 中国医疗市场需求分析与短期预测[J]. 卫生经济研究, 2004(7):3-6.
- [170] 焦娜. 社会养老保险会改变我国农村家庭的代际支持吗?[J]. 人口研究, 2016(04):88-102.
- [171] 解垩.“挤入”还是“挤出”?中国农村的公共转移支付与私人转移支付[J]. 人口与发展, 2013(04):28-36.
- [172] 李强, 张震. 生存分析中时间变量的选择[J]. 中国人口科学, 2009(06):88-95.
- [173] 李雪松, 詹姆斯·赫克曼. 选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究[J]. 经济研究, 2004(4):91-99.
- [174] 梁鸿. 农村老年人自给自理能力研究[J]. 人口与经济, 1999(04):21-25.
- [175] 林相森, 方齐云, 艾春荣. 我国居民医疗消费不公平问题:一个正式的检验[J]. 发展经济学研究, 2012(00):403-420.
- [176] 刘国恩, 蔡春光, 李林. 中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析[J]. 经济研究, 2011(03):95-107.
- [177] 柳玉芝, 李强. 高龄老人自评健康与死亡风险的关系研究[J]. 中国人口科学, 2004(04):30-37.
- [178] 马超, 赵广川, 顾海. 城乡医保一体化制度对农村居民就医行为的影响[J]. 统计研究, 2016(04):78-85.
- [179] 宋璐, 李树苗, 李亮. 提供孙子女照料对农村老年人心理健康的影响研究[J]. 人口与发展, 2008(03):10-18.
- [180] 宋璐, 李树苗. 劳动力外流下农村家庭代际支持性别分工研究[J]. 人口学刊, 2008(03):38-43.
- [181] 宋璐, 李树苗. 照料留守孙子女对农村老年人养老支持的影响研究[J]. 人口学刊, 2010(02):35-42.
- [182] 唐琦, 秦雪征. 中国家庭医疗消费挤出效应的实证研究[J]. 经济科学, 2016(03):61-75.
- [183] 王萍, 李树苗. 代际支持对农村老年人生活满意度影响的纵向分析[J]. 人口研究, 2011(01):44-52.
- [184] 王萍, 李树苗. 代际支持对农村老人生活自理能力的纵向影响[J]. 人口与经济, 2011(02):13-17.
- [185] 王萍, 李树苗. 中国农村老人与子女同住的变动研究[J]. 人口学刊, 2007(01):22-28.
- [186] 王萍, 李树苗. 子女迁移背景下代际支持对农村老人生理健康的影响[J]. 人口与发展, 2012(02):61-71.
- [187] 王树新. 社会变革与代际关系研究[M]. 首都经济贸易大学出版社, 2004.
- [188] 熊跃根. 需要理论及其在老人照顾领域中的应用[J]. 人口学刊, 1998,(5):31-40.
- [189] 熊跃根. 中国城市家庭的代际关系与老人照顾[J]. 中国人口科学, 1998(6):15-21.
- [190] 杨善华, 贺常梅. 责任伦理与城市居民的家庭养老——以“北京市老年人需求调查”为例[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2004, Vol.41(1):71-84.
- [191] 叶春辉, 封进, 王晓润. 收入、受教育水平和医疗消费: 基于农户微观数据的分析[J]. 中国农村经济, 2008(08):16-24.
- [192] 张航空, 孙磊. 代际经济支持、养老金和挤出效应——以上海市为例[J]. 人口与发展, 2011(02):14-19.

- [193] 张文娟, 李树苗. 代际支持对高龄老人身心健康状况的影响研究[J]. 中国人口科学, 2004(S1):39-44.
- [194] 张文娟, 李树苗. 老年人家庭代际支持研究——运用指数混合模型验证合作群体理论[J]. 统计研究, 2004(05):33-37.
- [195] 张文娟, 李树苗. 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[J]. 人口研究, 2005(05):73-80.
- [196] 张震. 子女生活照料对老年人健康的影响:促进还是选择[J]. 中国人口科学, 2004(S1):31-38.
- [197] 左冬梅, 李树苗, 吴正. 农村老年人家庭代际经济交换的年龄发展轨迹——成年子女角度的研究[J]. 当代经济科学, 2012(04):26-34.

后记

朱熹曾说：“古人作文作诗，多是模仿前人而作之，盖学之既久，自然纯熟。”这也就是今天创业企业经常说的：创新源于模仿。在学术追求领域，如果说好的模仿能够成就一篇优秀的本科或硕士学位论文，那么一篇优秀的博士学位论文一定需要进化到纯熟阶段，即创新。

在选题初期跟导师探讨思路时提到少有研究从代际关系角度探讨医疗消费，出身经济学背景但是硕博期间多年积淀的人口学方向的敏感性让我觉得这是一个可以研究的问题。然而，创新的道路是艰难的。一百年以前的学术界还很年轻，有许多“低垂的果实”，而现在的学术是一个充分竞争和充分交流的世界，显而易见的容易研究的选题大多已经被深入研究。确定选题后就是考虑如何实现研究目的的过程。然而，时间花在哪里都是看得到的，而且时间定会给你回报。

现在回想起来，整个学位论文与其说是写的过程，不如说更重要的是构思的过程。多达三分之一的时间都是在查阅理论和文献，经过大量信息输入，逐渐在头脑构建出议题的理论框架，这个阶段是最为痛苦的过程。思路经常陷入瓶颈，有时甚至会开始动摇自己探究的议题是否能够得到有意义的结果。这时便回想起开篇朱熹的话，于是起身洗把脸再接着回到书桌前。

后来的事实证明，付出的过程越痛苦，得到回报时就越快乐。一旦整个议题的理论研究框架得以建立，进一步的研究便豁然开朗起来。后面的数据处理和实证分析，虽然依然需要付出大量的劳动，但是在思想上已经没有了沉重和负担，每一部分完成都能带来些许欣喜，验证结果不管是符合预期或是需要修正理论，都是对研究结论的步步推进。在这个过程中去伪存真，最终获得了议题的研究结论。

回想以前看过一个纪录片，讲述由于环境苛刻难以处理，珠穆朗玛峰上暴露着包括著名探险者在内的几百具尸体，成为新的登山客的地标。以前并不是很能理解这种用尽生命只为登顶的意义，现在想来人生在世都有追逐的目标，虽然行业职业不同具体目标差异很大，但是在此过程和结果中的心境大概都是相似的，这种心境于我大概就是“怕什么真理无穷，进一寸有一寸的欢喜”。

过去三年多的博士生涯带给我的不仅仅是知识的获取和专业素养的积淀，更是人生态度和心境的成长。今年我虚三十岁，孔子说过“三十而立”，虽然在经济上暂时不能像同龄的本科或者硕士同学那样“立”，但是我选择了学术的道路，明白了自己想要什么、擅长做什么并且该怎么为之追求。私以为对一个人的最高评价就是：活得明白。我想这就是博士生涯这三年多以来带给我最重要的“立”，我离“活得明白”更接近一步了。

今天的学术界是一个充分竞争和充分交流的世界，希望我的研究能够为该问题的解决抛砖引玉，贡献微薄之力。

薄 嬴

2017年4月4日

致 谢

一路走来，在这里有太多的人需要感谢。

首先要感谢我的博士生导师丁金宏教授，他睿智的思维、豁达的胸怀以及对待学术那种“死磕”的精神深深影响了我。导师教导我们常说的一句话是“没有学术就没有学位”，一语中的道出了博士学位的本质，我深以为然并且谨慎遵循，用死磕自己的精神去对待学术。

其次要感谢我的家人，任何一个人之所以成为自己的样子，定然是背后一个家庭的共同结果。感谢我的先生，是他在背后默默支持，才能有我无忧无虑的学习研究而不用担心生计，潜心做好论文；感谢我的父母和公婆，在我集中精力完成学位论文的时候将刚满周岁的女儿带回老家，为我提供了长达一年的隔代抚养支持。这里也要对女儿说一声抱歉，内心深深的歉意只有将女儿接回身边来弥补，因为陪伴是最长情的告白。

还要感谢和我一起学习过的同窗好友们，是他们的陪伴和鼓励让我进步。

最后，向百忙之中评审本文的各位专家老师表示衷心的感谢。

在读期间科研成果目录

代际支持对农村老年人医疗消费的影响——基于 2011 年 CHARLS 数据的分析, 消费经济, 2016 年第 5 期, 独立作者

农村残疾人就业意愿和就业困境研究——基于上海市金山区农村残疾人调查的实证分析, 西北人口, 2017 年第 3 期, 第一作者

代际照料支持对老年人医疗消费的影响及其机制分析——异质性健康促进和健康选择效应, 消费经济 (已接受), 独立作者