



西南财经大学

SOUTHWESTERN UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

博士学位论文

DOCTORAL DISSERTATION

人口老龄化对医疗费用的影响及其机制 的实证研究

The Empirical Studies of the Effect of Population Aging on
Medical Expenses and its Mechanism

学位申请人 兰 焱

指导教师 刘国恩 徐 程

学科专业 公共经济制度与政策

学位类别 经济学

分类号_____ 密级_____

U. D. C _____

人口老龄化对医疗费用的影响及其机制的 实证研究

The Empirical Studies of the Effect of Population Aging on
Medical Expenses and Its Mechanism

学位申请人: _____ 兰 焱 _____

学 号: _____ 111020227004 _____

学 科 专 业: _____ 公共经济制度与政策 _____

研 究 方 向: _____ 卫生经济学 _____

指 导 教 师: _____ 刘国恩 徐 程 _____

定 稿 时 间: _____ 2014 年 4 月 _____

西南财经大学

学位论文原创性及知识产权声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明，因本学位论文引起的法律结果完全由本人承担。

本人同意在校攻读学位期间论文工作的知识产权单位属西南财经大学。本人完全了解西南财经大学有关保留、使用学位论文的规定，即学校有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权西南财经大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印、数字化或其他复制手段保存和汇编本学位论文。

本学位论文属于

1、 保密，在_____年解密后适用本授权书。

2、 不保密

特此声明。

学位申请人：

年 月 日

摘要

2010年65岁以上的老年人占全球总人口的7.7%，这标志着人口老龄化已经成为了全球性的问题。2010年中国第六次人口普查显示，中国人口达到13.7亿，其中60岁以上人口比例为13.26%，65岁以上人口比例为8.87%，这标志着中国已经进入人口老龄化阶段。联合国经济与社会事务部人口司预测2040年中国的老年人口比例将超过美国，在本世纪中叶中国的人口老龄化水平将超过20%。因此，人口老龄化问题是中国当前乃至今后相当长的时间内所要面临的严峻挑战。与此同时，中国的医疗费用呈现出快速增长的势头。统计数据显示，2003年中国人均卫生费用仅为509.5元，但到2012年时，人均卫生费用已经迅速上涨到2056.6元。人均卫生费用年增长率高达17.4%，在2007年以后，医疗费用增速加快。医疗费用的快速增长以及由此造成的“看病贵，看病难”问题表明当前中国的医疗服务体系亟需深化改革。

人口老龄化将会对中国的经济和社会等方面产生全面而深远的影响，并且将给中国现行的医疗服务体系带来不小的挑战。为了应对这种变化，政府应该对人口老龄化可能造成的后果有清醒的认识和准备。人口老龄化会使得老年人口与劳动人口的比例上升，从而导致社会保障体系的资金收入增长速度小于社会保障体系的资金支出增长速度，即社会保障基金的收支不平衡。而在整个社会保障体系中，医疗保险受到人口老龄化的影响最大。在中国，大量患者集中于大医院特别是三甲医院就诊，这种过度医疗可能导致了医疗费用的增长。此外，由于政府对医疗卫生领域的投入不足，以药养医和医护人员的诱导需求也可能对医疗费用的增长起到了推波助澜的作用。因此，对医疗费用决定因素的研究也可以为中国当前正在进行的医疗体制改革提供一些启示。综上所述，对中国人口老龄化和医疗费用增长二者关系的研究，不仅很有必要，而且迫在眉睫。此外，现代科学研究对跨学科的研究提出了更高的要求，而本文对人口老龄化与医疗费用关系的研究也可以作为对人口学

和经济学跨学科研究的一次有意义的尝试。

本文主要以中国的全国范围的抽样入户调查微观数据和各省市的宏观数据为例，对人口老龄化对医疗费用的影响及其机制进行实证研究和检验。全文的内容安排如下。

第一章对中国人口老龄化的现状进行了分析，并与世界上其他国家的人口老龄化现状进行比较。同时根据联合国的统计对中国、美国、日本等主要国家本世纪中叶之前的老龄化发展趋势进行介绍。之后介绍了中国的医疗费用增长情况并对城乡医疗费用变化趋势的差异进行了分析。在对本文的研究背景进行介绍后，结合理论和中国实际阐述了本文的研究意义。接下来对本文的实证研究思路进行了梳理，对使用的数据和计量经济模型作了简要说明。

第二章从经济学的视角回顾了对人口老龄化的社会经济后果的理论分析，阐述了人口老龄化对经济发展和社会保障等各方面的影响，特别强调了人口老龄化的不利后果。之后，本文选取了美国、日本、德国、英国和新加坡等五个国家，对这些国家应对人口老龄化的政策实践进行了介绍。

第三章是文献综述。首先对年龄与医疗费用（需求）之间关系的研究进行了综述，主要介绍了微观角度对年龄效应的研究发现。同时也对其他社会经济变量如性别、教育程度、收入和医疗保险对医疗费用（需求）的影响进行归纳。之后，本章总结了以宏观数据为样本对老龄化与医疗费用关系研究的发现。部分学者认为接近死亡时的高额医疗支出是年龄影响医疗费用的内在机制，即“接近死亡效应”假说，本章回顾了该理论的相关研究。在本章最后，作者对卫生经济领域常用的计量经济方法作了简要的介绍。从已有的研究来看，人口老龄化会导致医疗费用的增长是学术界的主流观点，而接近死亡效应假说的解释具有一定的合理性，可以部分地解释医疗费用的上涨。

第四章以中国健康与养老追踪调查数据为例，研究了年龄对医疗费用（需求）的效应，同时分析了决定医疗费用（需求）的个人因素。本章从货币和非货币两个角度对医疗服务需求的决定因素进行了研究。本章的研究发现老龄化增加了个人的门诊费用支出水平和住院费用支出机率，但是不影响门诊费用支出概率和住院费用支出水平。并且，老龄化会显著增加门诊和住院次数。Oaxaca 分解的结果表明年龄差异对老年人和非老年人医疗费用差异的贡献最大，并且门诊费用和住院费用的影响因素存在差异。

第五章以中国老人健康长寿影响因素跟踪调查为例，对部分学者提出的关于医疗费用的“接近死亡效应”假说进行了检验，深入分析年龄、死亡和医疗费用之间的关系。本章首先对接近死亡效应理论进行了分析，介绍了该理论的政策含义和本章的研究思路。对死亡老年人口和存活老年人口的医疗费用比较后发现死亡老年人的医疗支出显著高于存活老年人的医疗支出。本章的研究发现接近死亡（高死亡风险）对老年人的医疗费用存在显著影响，同时在对80岁以下老年人的分析中则未发现年龄存在显著影响。这个发现不仅支持了学者提出的接近死亡效应假说，而且支持了年龄中性假设，即控制了接近死亡的时间后，年龄不再显著影响医疗费用。

第六章以中国各省的宏观数据为例，从宏观角度分析了医疗费用的决定因素。本章将同时分析各省人均门诊费用和人均住院费用的决定因素。研究发现，老龄化程度的增加会显著增加门诊费用，并且门诊费用的增长率对老年人口比例的变化具有弹性，但是老龄化水平对住院费用没有显著影响，因此老龄化的速度对门诊费用有着较大的影响。此外，经济增长和医疗技术进步也是医疗费用增长的重要因素。估计结果显示死亡率与医疗费用没有相关性，因此，本章并未发现接近死亡效应假说在宏观层面上成立的证据。

第七章给出本文的研究结论。作者将对本文的研究内容进行梳理并阐述本文的主要研究发现。结合本文的研究发现以及世界各国应对老龄化问题的实践经验，对中国的人口老龄化问题进行展望，并提出一些在中国比较可行的政策措施。最后，对本文研究的不足之处进行分析，并对未来人口老龄化与医疗费用的相关研究进行展望。

与现有的研究相比，本文在研究思路和研究方法上作出了一定的创新，在已有研究的基础上有了一定的突破，主要表现为以下几点。

首先，国内学者对医疗服务需求的研究往往只限于医疗费用，仅有少数学者对衡量医疗服务需求的其他特征如是否利用，利用次数等进行了分析。本文不仅分析了医疗服务需求的货币特征即医疗费用支出，同时也对医疗服务需求的非货币特征即是否使用和使用频次进行分析。另外，本文不仅选取了微观数据进行研究，同时还以中国各省为例，从宏观角度分析了医疗费用的决定因素。因此，本文对老龄化与医疗费用之间关系的研究是比较全面的，并不局限于特定的视角。

其次，本文利用了具有代表性的中国健康与养老追踪调查和中国老人健康长寿影响因素跟踪调查两个中国老龄问题研究的权威微观数据库。很多国内学者对老年人医疗服务需求的研究通常只以某个地区为研究对象，由于中国幅员辽阔，经济发展水平差异较大，因此很难根据某个地区的研究发现推断整个国家的人口老龄化真实状况。本文的研究选取了全国性的代表数据，因此本文的研究基本上能够反映出中国老年人的医疗服务需求特征以及费用支出的决定因素。

最后，本文首次利用中国的微观数据对一些学者提出的年龄影响医疗费用机制的“接近死亡效应”假说进行检验。通过对接近死亡效应假说进行检验，加深了对年龄、死亡和医疗费用支出三者联系的认识。这是本文最重要的贡献。

此外，本文应用了较多的计量经济模型，包括 probit 模型，负二项回归模型，样本选择模型以及固定效应面板模型。负二项回归模型和 Oaxaca 分解方法在国内卫生经济学领域的实证研究中应用的非常少，本文也尝试将这些方法应用到医疗服务需求的研究中。这些方法的应用增加了结论的可信度。

本文不仅分析了人口老龄化对医疗费用的影响，同时还对这种影响的机制进行了深入的探讨。相信本文的研究可以为政策制定和学术研究提供一些依据和启发。

关键词： 人口老龄化 医疗费用 接近死亡效应 医疗服务需求

Abstract

The elderly over 65 constitutes 7.7% of the world's total population, which means population aging has become a global problem in 2010. The sixth census shows that China has a population of 1.37 billion, of which the elderly over 60 constitutes 13.26% and elderly over 65 constitutes 8.87%, meaning China entered into the stage of population aging. The population division of the department of economic and social affairs of United Nations predicted that the percentage of elderly will exceed US in 2040, and the elderly will account for over 20% of total population. Therefore, China will face serious challenges of population aging at present and in the future. At the same time, China's medical costs present the momentum of rapid growth. Statistics show that in 2003 China's medical expenses per capita was just 509.5 RMB, but by the time 2012, it has quickly rose to 2056.6 RMB. The annual growth rate of medical expenses per capita is 17.4%. After 2007, medical expenses grew even faster. The rapid growth of medical expenses and the resulting "Kan Bing Nan Kan Bing Gui" problem shows that the current medical service system of China needs further reform.

Population aging will bring comprehensive and far-reaching impact on China's economic and social development and will bring great challenges to China's current medical service system. Meanwhile, population aging will cause lasting influence to macro economy. In response to this change, the government should be liable for the consequences of population aging and have a sober understanding and preparation. Population aging will raise the proportion of the elderly to workforce, leading to imbalance of the social security system fund. In the whole social security system, population aging affects medical insurance system most. Most patients went to large hospitals for treatment in China, in particular, the excessive medical treatment may lead to the rising cost of health care. Therefore, our research on medical cost determinants can also provide some enlightenment to China's current ongoing health system reform. To sum up, our studies on investigating the relationship of China's population aging and health

care costs are not only necessary, but also imminent. In addition, the modern scientific research on the interdisciplinary research put forward higher requirements, and in this thesis the research about the relationship between population aging and health care costs can also be viewed as a meaningful attempt on interdisciplinary research of demography and economics.

This thesis uses China's micro data of national household survey and macro data of all provinces to investigate the effect of population aging on medical expenses and its mechanism by empirical research. The content of the thesis is arranged as follows.

Chapter 1 analyzes the current situation of China's population aging, and compares it with other countries. According to the prediction of UN, we analyze the trend of population aging of China, the United States, Japan and other major countries by the middle of the century. Then we analyze the growth status of medical expenses in China and differences between urban and rural medical cost trend. After introducing the background of our study, we state the research meaning of our studies combined with the theory and China's actual situation. Next we state the design of our empirical research and make a brief introduction to the data and the econometric models.

Chapter 2 reviews the theoretical analysis of the social and economic consequences of aging from the perspective of economics. The influences of aging to economic development, social security and other aspects are expounded, with particular emphasis on the adverse consequences of aging. After that, we selected the United States, Japan, Germany, Britain and Singapore, introducing policy practices in these countries coping with population aging.

Chapter 3 reviews the literature. First of all, the studies of relationship between age and medical costs (demand) are reviewed, and we introduced the main findings by research using micro data. Research on investigating the influence of other social and economic factors such as gender, education level, income, and medical insurance on medical expenses or medical demand is summarized. We also summarized the main findings about the relationship between aging and health care costs from a macro perspective. Some scholars think that proximity to death which resulted in high medical costs is the real way by which aging affected medical expense, namely "proximity to death" hypothesis. We will introduce the theory in this chapter. In the end of this chapter, we briefly introduced main econometric methods used in health economics. Most scholars

agreed that aging will lead to the growth of medical expenses, and proximity to death effect also explained the rise in medical costs to some extent.

Chapter 4 studies the effect of age on medical expenses, meanwhile we analyzed other individual factors which affected medical expenses or medical demand. This chapter investigated the determinants of demand for medical services from both monetary and non-monetary perspectives. We found that aging increases the individual expenses of outpatients and the probability of having inpatient expenses, while the probability of having outpatient expenses and inpatient expenses are not affected by age. Aging also significantly increased the number of outpatient and inpatient services. Oaxaca decomposition showed that age difference for the elderly and the nonelderly contributed most to the differences of health care costs between the two groups. The influence factors of outpatient and inpatient expenses are different.

Chapter 5 tests the hypothesis that high medical expenses are induced by proximity to death. We investigate the relationship of age, proximity to death and medical expenses. We introduce the theory, its policy implications and research approach. Health spending of elderly who are dying is significantly higher than the health spending of elderly who are still alive. We find that both age and proximity to death affected health care costs. But we find that age has no effect on medical expenses among the elders under 80. This finding supports the “proximity to death” theory and suggests that, when we control for the time to death, age may not influence medical expenses any more, which coincides with the age neutrality assumption.

Chapter 6 investigates the determinants of medical expenses at the provincial level. Study found that aging will significantly increase outpatient expenses, and the growth rate of outpatient expenses is elastic to the change of elderly percentage, but aging does not affect inpatient expenses. In addition, economic growth and technology progress is also important to the growth of medical costs. Estimation results show that the mortality and medical costs are uncorrelated. Therefore, there is no evidence showing that proximity to death effect exists in the macro level.

Chapter 7 gives the conclusion of our research. We will expound the main findings and put forward some feasible policies and measures in China. Finally, the deficiency of this thesis is analyzed, and future research was discussed.

Compared with the existing research, our study makes some breakthrough, mainly as follows.

First of all, most domestic studies on the demand for medical services are restricted to medical expenses, other characteristics such as whether to use medical service, utilization frequency etc. are rarely analyzed. This thesis analyzes the medical service demand characteristics from both monetary and non-monetary perspective such as frequency. Our studies not only rely on micro data but also rely on provincial data. Therefore, in this thesis, the study of relationship between aging and medical expense is comprehensive, making our conclusion general.

Secondly, this thesis takes advantage of the representativeness of micro database in investigating the relationship between aging and medical expenses. Many domestic studies are constrained in specific areas, which makes their conclusions not applicable to other areas and the whole country.

Finally, this thesis tests the "proximity to death effect" hypothesis in China for the first time which deepened our understanding of the link of age, and death and medical expenses. This is the most important contribution of our research.

In addition, this thesis applied various econometric methods, including probit model, negative binomial regression model, sample selection model and fixed effect panel model. Many econometric models are pioneering in the empirical research of health economics, for example the negative binomial regression model, and on Oaxaca decomposition methods. The application of these methods increases the credibility of the conclusion.

This thesis not only investigates the effect of population aging on medical expenses, but also discusses its mechanism. We believe that the research can provide some basis for policy making and academic research and inspire more related research.

Keywords: population aging; medical expenses; proximity to death effect; medical service demand

目 录

1. 绪论	1
1.1 研究背景.....	1
1.1.1 中国的人口老龄化现状	1
1.1.2 中国医疗费用的快速增长	4
1.2 研究意义.....	5
1.3 研究思路和创新之处.....	7
1.3.1 研究思路	7
1.3.2 创新之处	8
1.4 内容安排.....	9
2. 人口老龄化效应的理论分析与政策实践	12
2.1 人口老龄化效应的理论分析.....	12
2.2 人口老龄化问题的政策实践.....	16
3. 人口老龄化对医疗费用影响的研究—文献综述	21
3.1 人口老龄化对医疗费用（需求）的影响—基于微观视角的分析..	21
3.1.1 年龄及其他因素对医疗费用（需求）影响的研究	21
3.1.2 老年人医疗费用（需求）影响因素的研究	24
3.2 人口老龄化对医疗费用的影响—基于宏观视角的分析.....	28
3.3 对接近死亡效应假说的研究.....	35
3.4 医疗费用研究的计量经济方法.....	39
4. 人口老龄化对医疗费用（需求）的影响—基于微观数据的实证分析 ..	42
4.1 引言.....	42
4.2 理论分析.....	43
4.3 文献回顾.....	45
4.3.1 年龄及其他因素对医疗费用（需求）的影响	45

4.3.2 老年人医疗费用（需求）的影响因素	46
4.4 研究设计	51
4.4.1 数据说明	51
4.4.2 实证方法	55
4.5 实证结果	57
4.5.1 描述性分析	57
4.5.2 年龄及其他因素对医疗服务使用的影响	61
4.5.3 年龄及其他因素对医疗费用支出的影响	69
4.6 结论	74
5. 人口老龄化对医疗费用的影响机制——对“接近死亡效应”假说的检验	76
5.1 引言	76
5.2 文献回顾	77
5.3 理论分析	78
5.4 研究设计	80
5.4.1 数据说明	80
5.4.2 实证方法	81
5.5 实证结果	82
5.5.1 描述性分析	82
5.5.2 接近死亡效应假说的实证研究——基本结果	86
5.5.3 接近死亡效应假说的实证研究——稳健性检验	89
5.6 结论	96
6. 人口老龄化对医疗费用的影响——基于省级面板数据的实证研究	98
6.1 引言	98
6.2 文献回顾	99
6.3 研究设计	103
6.3.1 实证方法	103
6.3.2 数据描述	104
6.4 实证结果	106
6.5 结论	111
7. 研究结论、政策建议与未来研究展望	113

7.1 本文的主要发现和结论.....	113
7.1.1 本文的研究发现.....	113
7.1.2 本文的研究结论.....	117
7.2 政策建议.....	117
7.3 未来研究展望.....	119
参考文献.....	120
后 记.....	137
致 谢.....	138
在读期间科研成果.....	139

1. 绪论

1.1 研究背景

1.1.1 中国的人口老龄化现状

1956年联合国《人口老龄化及其社会经济后果》和1982年维也纳老龄问题世界大会，分别确定了两种人口老龄化的划分依据，即当一个国家或地区65岁及以上人口占总人口比重超过7%或者60岁及以上人口占总人口比重超过10%时，表明该国家或地区开始迈入人口老龄化社会。2010年中国第六次人口普查数据显示，中国总人口达到13.7亿，其中60岁以上人口比例为13.26%，65岁以上人口比例为8.87%。这标志着中国已经进入人口老龄化阶段^①。造成中国人口老龄化的原因是多方面的。首先，公共卫生服务的改善和医疗技术的进步延长了中国人的人均寿命，这是老年人口增加的直接原因；其次，经济发展水平的提高使得年轻人更加重视生活质量，从而导致了育龄人群生育率的下降，甚至于出现了“丁克族”（即不生育子女的人群）。中国人口生育率的下降减少了劳动人口的增长速度，使得老年人口比重上升。此外，为了控制人口的增长，中国政府长期实行计划生育政策，这种对人口规模严格控制的政策也对人口老龄化起到了推波助澜的作用。因此，中国的人口老龄化问题是经济发展、科技进步以及计划生育政策等多方面的综合结果。

图1-1描述了全球主要国家的人口老龄化现状，以65岁以上人口比重来衡量老龄化水平，包括了二十国集团（G20）除欧盟之外的其他十九个国家，再加上全球的统计数据，这些国家的老龄化现状基本反映了全球范围内的老龄化问题现状。从图中观察到，65岁以上的老年人口占到了全球总人口的7.7%，这标志着老龄化社会已经成为了全球性的问题。老龄化问题最严重的

^① 资料来源：http://www.gov.cn/test/2012-04/20/content_2118413.htm

三个国家依次是日本、德国和意大利，这三个国家的总人口中超过 20% 是 65 岁以上老年人。由于这三个国家均不是传统意义上的移民国家，因此人口老龄化势必会对这几个国家的经济发展造成严重的冲击。八国集团（G8）的老龄化水平都处于前列，且老年人口比例均超过了 13%，表明经济发达的工业化国家人口结构老龄化程度较高。中国的老龄化程度略高于全球平均水平，并且高于大多数发展中国家，但远低于发达国家的老龄化水平，表明中国的人口老龄化进程尚处于起步阶段。65 岁以上老年人口占中国总人口的 8.4%，这个比例与中国第六次人口普查结果非常接近。土耳其的老年人口比例为 7.1%，刚好迈入人口老龄化国家的门槛。同时，金砖五国之一的巴西的老年人口比例则为 6.9%，非常接近 7% 的人口老龄化标准，因此在未来的几年内巴西很可能会成为老龄化国家的下一个新成员。从图 1-1 可以看出，老龄化问题主要还是发达工业化国家面临的问题，发展中国家的人口年龄结构相对比较合理，除非出现年轻劳动人口大规模的外流，否则绝大多数发展中国家在未来几年内都不会面临人口老龄化问题。

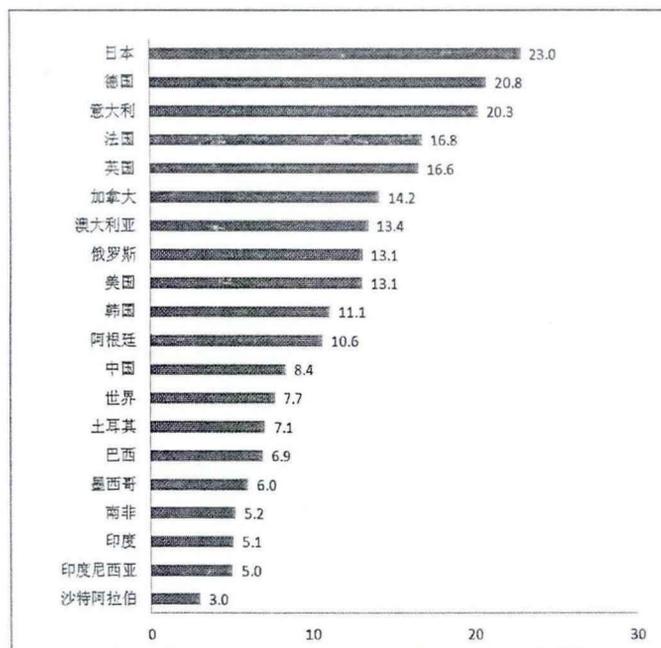


图 1-1 2010 年世界主要国家 65 岁以上人口比例 (%)

数据来源：联合国经济与社会事务部人口司。

注：中国仅指中国大陆地区，不包括香港、澳门和台湾地区。

从 2010 年各国老龄化现状来看，中国所面临的形势并不算非常严峻，然

而随着时间的推移，中国的人口老龄化水平必然会呈现出快速上升的势头。图 1-2 描述了联合国对中国、德国、印度、日本和美国五个国家从 2000 年到 2050 年人口老龄化趋势的预测，为了与其他国家进行比较，本文在图中还加入了一条表示全球老龄化水平演进的趋势线。从图中观察到，日本作为当前人口老龄化问题最严重的国家，其老龄化水平在本世纪中叶之前会一直保持在最高的水平。德国紧随其后，但老龄化进程略慢于日本，在到达本世纪中叶以后，德国的老龄化水平与日本的差异将比 2010 年略有扩大。2050 年预计日本和德国的人口老龄化水平均超过 30%。美国的老龄化水平在 2030 年之前呈快速上升的势头，但 2030 年到 2050 年间，美国人口老龄化的上升势头将会放缓。与之相反，尽管当前中国面临的老龄化形势并不严峻，但是中国的人口老龄化上升势头非常明显，联合国预计在 2040 年中国的老年人口比例将超过美国。本世纪中叶中国和美国的人口老龄化程度预计将超过 20%。2050 年中国的老年人口比例预计将高于同期世界平均水平约 8%，同期全球平均老龄化水平约为 15%。印度的老龄化水平变化趋势基本与全球趋势同步，并且直到本世纪中叶，印度的老龄化水平仍然在全球平均水平之下。

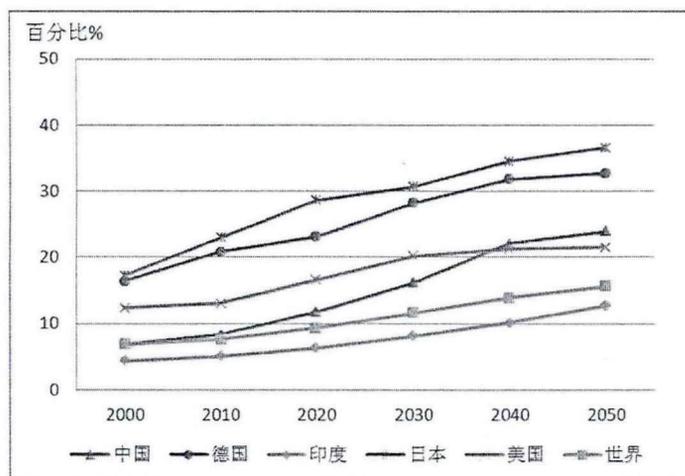


图 1-2 2000 年-2050 年部分国家 65 岁以上人口比例变化趋势

数据来源：联合国经济与社会事务部人口司。

注：中国仅指中国大陆地区，不包括香港、澳门和台湾地区。

图 1-1 和图 1-2 使我们对当前中国和全球的人口老龄化现状以及未来的变化趋势有了一个较为清晰的认识。但是这两张图所反映出来的信息仍然具有一定的局限性甚至误导性。首先，对未来人口的预计均是基于当前的现状

进行的，而到本世纪中叶时，各个国家的经济发展水平必然与当前有着较大的差异，因而人口年龄结构的变化可能不会完全遵循着该图所描绘的轨迹发展。其次，老龄化程度较高的国家，很可能通过吸收外国移民来弥补由于人口老化造成的本国劳动力的缺口，因此发达国家的人口老龄化问题可能被过高估计了。最后，联合国对世界人口变化趋势的预测没有考虑到重大事件的影响，如战争，经济危机和重大的技术进步等。事实上，进入新世纪以来，这些事件在全球各地持续地发生，并且对全球的人口结构、经济发展和社会伦理等各方面都产生了深远的影响。当然，如果全球人口老龄化真如图 1-2 中所示的一样发展，那么人口老龄化的标准很可能被重新制定。对中国而言进入老龄化社会已经成为不可逆转的事实，但人口老龄化的高峰还未到来，因此政府仍然需要对人口老龄化问题保持清醒的认识。

1.1.2 中国医疗费用的快速增长

一直以来，“看病难，看病贵”几乎就是中国医疗服务体系的代名词。医疗费用的持续增长不仅增加了居民的医疗负担，而且也给政府的财政支出带来了极大的压力。在“新医改”的背景下，医疗费用的迅速上涨成为了公众最关注的热点问题之一。图 1-3 描述了从 2003 年到 2012 年中国人均卫生费用的变化趋势。2003 年中国人均卫生费用仅为 509.5 元，但到 2012 时，人均卫生费用已经迅速上涨到 2056.6 元。人均卫生费用年增长率高达 17.4%，即使考虑到物价上涨的因素，经过调整后计算得到的年增长率依然达到 13.8%。从图中可以观察到，2007 年之前卫生费用基本保持不变或者较低的增长率，2007 年开始医疗费用开始迅速增长。与此同时，国务院从 2007 年开始在部分地区试点城镇居民基本医疗保险制度，并于 2008 年之后在全国范围内进行推广，这与医疗费用的增长趋势是一致的。城镇居民人均卫生费用显著高于农村居民，表明城镇地区医疗费用上涨在全国医疗费用上涨的过程中起到了主要的推动作用，反映出医疗卫生资源的配置不平衡。尽管城镇居民的人均卫生费用高于农村居民，并且二者的绝对差距在过去十年内不断地扩大。但是城镇居民人均卫生费用与农村居民人均卫生费用之比却由 2003 年的 4.0 缩小为 2012 年的 2.8，表明城乡人均卫生费用的相对差距在缩小。医疗费用的增

长是全球性的问题，对于这种现象，部分学者将其归咎于经济发展和医疗技术进步的结果。然而围绕医疗费用增长的种种争议和研究，仍然持续至今。

由于中国的医疗服务体系是以公立医院为核心的，因此对政府的财政投入有着很高的依赖度。此外，中国在2000年后陆续建立起的新型农村合作医疗制度和城镇居民基本医疗保险制度，也增加了政府在医疗保障方面的财政支出压力。高额的医疗费用给许多家庭尤其是农村家庭带来了较大的经济负担，部分家庭甚至发生了因病致贫或因病返贫的现象，从而加大了贫富差距。因此，在出台政策措施控制医疗费用快速增长时，不仅应该考虑到财政的收支平衡，同时也应该着眼于社会的公平。

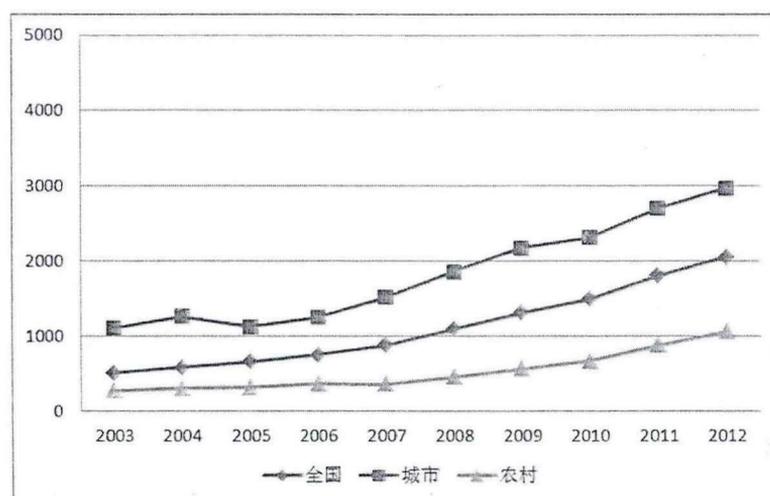


图 1-3 2003 年-2012 年中国人均卫生费用变化趋势

数据来源：国家统计局。

1.2 研究意义

人口老龄化问题毫无疑问将是中国未来几十年内将要面临的最重要挑战之一。人口老龄化将会对中国的经济和社会等方面产生全面而深远的影响，并且将给中国现行的医疗服务体系带来不小的挑战。为了应对这种变化，政府应该对人口老龄化可能造成的后果有清醒的认识和准备。因此，对中国人口老龄化和医疗费用增长二者关系的研究，不仅很有必要，而且迫在眉睫。

人口老龄化将会给社会保障基金的收支平衡带来不利影响。大多数国家的社会保障体系主要通过个人、企业和政府三种渠道筹资。其中个人和企业

向社会保障体系的缴费（或纳税）主要依赖于劳动人口，政府的财政支出来自于向全体国民和企业征收的税收，实质上主要也是来自于劳动人口。而老年人由于不再从事生产行为，因而是社会的净消费者，即社会保障的支出受益方。人口老龄化会使得老年人口相对劳动人口的比例上升，从而导致社会保障体系的资金收入增长速度小于社会保障体系的资金支出增长速度，即社会保障基金的收支不平衡。一旦中国经济增长速度放缓，或者是遭遇全球性的经济危机，将会对社会保险基金产生巨大的压力。而在所有的社会保险中，医疗保险基金的支出又是重中之重，因而研究老龄化对医疗费用的影响，特别是对人口老龄化的效应进行定量分析，可以为政府决策提供重要的依据，具有重要的意义。

除了影响中国的社会保障体系外，人口老龄化同样可能导致生活方式的改变。由于中国长期实行计划生育政策，导致中国人口中的独生子女比例偏高，并且许多子女在大城市工作与生活，远离家乡，因而无法照料父母。如果人口老龄化确实会增加对医疗服务及其他公共服务的需求，那么过去传统的子女与父母共同生活的家庭结构很可能被老年人互助的社区生活方式所替代，从而对中国传统的家庭结构形成一定的冲击。对人口老龄化与医疗费用关系的研究可以让我们对这个问题作出一些基本的判断。

医疗费用的增长同样也是政府和学术界关注的问题。大多数研究将医疗费用的增长主要归咎于经济增长、医疗技术进步和人口老龄化三个因素的作用。医疗费用的增长增加了保持医疗保险基金收支平衡的难度—人口老龄化导致就业人口的降低从而减少了医疗保险基金的筹资收入，同时老年人口的增多则增加了医疗保险基金的支出。从中国的实际情况来看，大量病患集中于大医院特别是三甲医院就诊，这种过度医疗可能导致了医疗费用的增长。此外，由于政府对医疗卫生领域的投入不足，以药养医和医护人员的诱导需求也可能在医疗费用的增长中扮演了不那么光彩的角色。因此，对医疗费用决定因素的研究可以为中国当前正在进行的医疗体制改革提供一些启示。

最后，现代科学研究对跨学科的研究提出了更高的要求，不同学科之间不再泾渭分明，人口学、社会学、经济学和管理学等社会科学的发展很好地诠释了这一点。经济学家开始关注人口老龄化问题，而人口学家也开始关注医疗保险和医疗费用等传统意义上的经济学问题。因此，本文对人口老龄化

与医疗费用关系的研究也是对人口学 and 经济学跨学科研究的一次有意义的尝试。

1.3 研究思路和创新之处

1.3.1 研究思路

本文将利用微观和宏观数据对老龄化和医疗费用之间的关系及其影响机制进行实证研究，本节将对文章的实证研究思路进行简要的介绍。

本文首先利用中国健康与养老追踪调查微观数据分析个体医疗服务需求的决定因素，除了年龄之外，作者同样分析了性别、教育程度、收入、医疗保险和健康状况对医疗服务需求的影响。对医疗服务需求的研究分为两个部分，第一部分分析了医疗服务使用倾向和使用次数的决定因素，即医疗服务需求的非货币特征。上述分析是基于老年人和非老年人的样本总体展开的。为了了解各种因素对老年人和非老年人医疗服务需求的影响是否存在差异，作者依照同样的模型和变量设定，分别对老年人和非老年人样本进行研究，以比较两类人群医疗需求影响因素的差异，并对这些差异进行解释。第一部分对医疗服务需求的分析所用到的计量经济模型主要是 probit 模型和计数模型。第二部分作者对医疗服务需求的货币特征即个人的医疗支出进行了分析。这一部分文章主要利用卫生经济学中最常用的二部模型和样本选择模型对医疗费用的决定因素进行研究，其中前者未控制样本的自选择问题（即医疗支出为零为个人的自我选择决策），而后者则控制了样本的自选择问题。通过比较两个模型的估计结果，归纳医疗费用支出的决定因素，并对估计结果进行解释。在用二部模型和样本选择模型对个人医疗费用支出的决定因素进行分析后，利用经济学中的 Oaxaca 分解对各种因素在老年人和非老年人的医疗费用差异中的贡献度进行量化估计，尤其是对年龄的贡献度进行量化估计。

许多学者的研究发现老龄化确实如大多数人所预期的一样对医疗费用存在正向效应，对于两者之间的这种关系，部分学者提出了“接近死亡效应”假说来解释。这种假说认为，随着年龄的增长，健康状况在衰退，从而死亡风险在上升，即越来越接近死亡。由于患者在临终前可能发生高额的医疗支

出，因此年龄很可能是通过接近死亡来影响个人的医疗费用支出行为，即接近死亡才是真正导致高医疗费用的因素。在对个人的医疗服务需求进行实证研究后，作者利用中国老人健康长寿影响因素跟踪调查数据对接近死亡效应假说进行实证检验。与研究医疗服务需求的一般模型相比，该模型加入了衡量距离死亡时间的哑变量，通过估计结果判断接近死亡是否对医疗支出存在影响。

在利用微观数据对个人医疗费用的决定因素以及接近死亡效应进行分析后，本文利用各省的数据对医疗费用的宏观决定因素进行分析。结合“接近死亡效应”假说，作者将死亡率作为解释变量放入模型中，利用面板模型对省级医疗支出水平的决定因素进行研究。

为了增强估计结果的可信度，对每一部分实证研究，文章都会在基本估计结果的基础上作一些稳健性检验。最后，根据三部分的实证研究结果，对人口老龄化与医疗费用之间的关系及其影响机制作出结论。本文所有的实证研究均使用 Stata 软件完成，下文不再另行说明。

1.3.2 创新之处

尽管已经有无数的国内外学者在本文关注的研究领域作出过开创性的贡献，然而与这些研究相比，本文的研究仍然有一些独特的创新之处。

第一，国内学者对医疗服务需求的研究往往只限于医疗费用，仅有少数学者对衡量医疗服务需求的其他特征如是否利用，利用次数等进行了分析。本文不仅分析了医疗服务需求的货币特征即医疗费用支出，同时也对医疗服务需求的非货币特征即是否使用和使用频次进行分析。另外，本文不仅选取了微观数据进行研究，同时还以中国各省为例，从宏观角度分析了医疗费用的决定因素。在对医疗服务需求的研究中，还对老年人和非老年人的医疗服务需求决定因素的差异进行了细致的分析。因此，本文对老龄化与医疗费用之间关系的研究是比较全面的，并不局限于特定的视角。

第二，本文利用了具有代表性的中国健康与养老追踪调查和中国老人健康长寿影响因素跟踪调查两个中国老龄问题研究的权威微观数据库。对于实证研究而言，数据是研究的基础。样本量越大，代表性越强，得出的结论就

越具有一般性。很多国内学者对老年人医疗服务需求的研究通常只以某个地区为研究对象，由于中国幅员辽阔，经济发展水平差异较大，因此根据对某个地区进行研究后得到的结论推断整个国家的人口老龄化状况难免有失偏颇。本文的实证分析选取了全国性的代表数据，因此本文的研究发现基本上能够反映出中国老年人的医疗服务需求特征以及费用支出的决定因素。

第三，本文首次利用中国的微观数据对一些学者提出的年龄影响医疗费用机制的“接近死亡效应”假说进行检验。通过对接近死亡效应假说进行检验，加深了对年龄、死亡和医疗费用支出三者联系的认识。除了从微观角度检验接近死亡效应假说外，在最后一部分利用省级医疗费用数据进行实证研究时，将死亡率作为解释变量加入到模型中，检验接近死亡效应在宏观层面上是否存在。国内虽然有一些对临终医疗费用支出的研究，但这些研究主要是对医疗费用直接进行比较，没有反映出医疗保险和技术等因素的作用。国内经济学家和人口学者对接近死亡效应的研究较少，这也是本文的主要贡献。

最后，根据研究数据的性质，本文应用了较多的计量经济模型，包括 probit 模型，负二项回归模型，样本选择模型以及固定效应面板模型。这些模型的应用可以让文章对不同性质的因变量进行分析，同时通过对不同计量经济模型的估计结果进行比较，为研究结论提供更多的支持。不少计量经济模型被开创性地应用于卫生经济学的实证研究中，尤其是负二项回归模型和 Oaxaca 分解方法，它们在国内卫生经济学领域的实证研究中应用的非常少。除了应用不同的计量经济模型对医疗费用进行研究外，作者还通过替换或加入潜在影响医疗费用的解释变量对实证研究结果的稳健性进行检验。由于计量经济模型的丰富应用，增强了本文结论的说服力，加深了我们对老龄化与医疗费用关系的理解。

1.4 内容安排

本文共分为七章，在这一节，作者将对本文各章的内容进行介绍。

第一章是绪论。首先对中国人口老龄化的现状进行了分析，并与世界上其他国家的人口老龄化水平进行比较。同时根据联合国的分析对中国、美国、日本等主要国家本世纪中叶之前的老龄化发展趋势进行介绍。之后本章介绍

了中国的医疗费用增长情况并对城乡医疗费用变化趋势的差异进行了分析。在对本文的研究背景进行介绍后，结合理论和中国实际阐述了本文的研究意义。接下来对本文的实证研究思路进行了梳理，对使用的数据和计量经济模型作了介绍。之后对本文的创新点进行了总结，突出了本文对现有研究的突破和贡献。

第二章对全球性的人口老龄化效应的理论分析进行了介绍。首先对较有影响力的研究人口老龄化的社会经济后果的理论分析文章进行了介绍。从经济学的视角，阐述了人口老龄化对经济发展和社会保障等各方面的影响，并且特别强调了人口老龄化的不利后果。由于多数发达国家面临的人口老龄化问题更为严峻，因此本章选取了美国、日本、德国、英国和新加坡等五个国家，对这些国家应对老龄化的政策实践进行了介绍，从而为中国解决人口老龄化问题提供一些政策借鉴。

第三章是文献综述。首先对年龄与医疗费用（需求）之间关系的研究进行了综述。这一部分从两方面介绍了现有的研究成果，主要介绍了对年龄效应的研究发现。一是回顾全年龄段人口的实证研究中年龄变量是否显著，年龄的增加是否会导致医疗服务费用（需求）的增加。二是对现有研究中老年人医疗费用（需求）的决定因素进行总结。同时也对其他社会经济变量如性别、教育程度、收入和医疗保险对医疗费用（需求）的影响进行归纳。之后，本章总结了以宏观数据为样本对老龄化与医疗费用关系的实证研究发现。部分学者认为接近死亡时的高额医疗支出是年龄影响医疗费用的内在机制，本章对上述的接近死亡效应假说的相关研究进行了综述。在本章最后，作者对卫生经济领域常用的计量经济方法作了简要的介绍。

第四章以中国健康与养老追踪调查数据为例，研究了年龄对医疗费用（需求）的影响，同时分析了决定医疗费用（需求）的个人因素。本章从货币和非货币两个角度对医疗服务需求的决定因素进行研究。对医疗服务需求的非货币特征的研究包括两部分。一是通过 probit 模型分析是否体检、是否利用门诊和是否利用住院的决定因素。二是通过负二项回归模型探索分析门诊次数和住院次数的决定因素。由于中国健康与养老追踪调查数据中同时包括了老年人和非老年人，本章分别对两类人群进行了分样本回归，并对不同因素的作用进行了比较。之后用二部模型和样本选择模型分析个人医疗费用支出

的影响因素，尤其关注年龄的作用。最后利用 Oaxaca 分解出不同因素对老年人和非老年人医疗费用差异的贡献程度，特别是年龄的作用。

第五章以中国老人健康长寿影响因素跟踪调查为例，对部分学者提出的医疗费用“接近死亡效应”假说进行了检验，深入分析年龄、死亡和医疗费用之间的关系。本章将对中国老人健康长寿影响因素跟踪调查的死亡人口和存活人口的医疗费用进行比较分析并检验接近死亡效应。对接近死亡影响医疗费用的假设进行检验的关键在于控制接近死亡的时间。之后在基本估计结果的基础上，对接近死亡效应假说的估计结果进行稳健性检验。

第六章以中国各省的宏观数据为例，从宏观角度分析了医疗费用的决定因素。本章将同时分析各省人均门诊费用和人均住院的决定因素。通过固定效应和随机效应面板模型对省级医疗费用数据进行实证研究。为了检验接近死亡效应假说在宏观层面上是否成立，本章在计量经济模型中控制了死亡率变量。同时还控制了医疗卫生资源供给变量，以判断各种因素在医疗费用的上涨过程中是否起到了作用。

第七章是本文的研究结论。在这一章，作者将全面梳理本文的研究内容，对本文各部分实证研究的发现分别进行归纳。结合本文的实证研究发现以及世界各国应对老龄化问题的实践经验，对中国的人口老龄化问题进行展望，并提出一些比较可行的政策措施。最后，对本文研究的不足之处进行分析，并对未来人口老龄化与医疗费用的相关研究进行展望。

2. 人口老龄化效应的理论分析与政策实践

2.1 人口老龄化效应的理论分析

尽管老龄化很可能会导致医疗费用的增长，但是这种影响仅仅是人口老龄化效应的一部分。人口老龄化的后果并不仅仅是单纯的人口结构变化或是医疗费用增长，它与整个国家乃至全球的经济的发展密切联系，如宏观经济就无可避免地会受到人口老龄化的影响，因此全面了解人口老龄化对宏观经济的影响是非常必要的，也可以让我们从更高的视角来审视老龄化对经济资源配置的影响。Cutler 等（1990）、Masson 和 Tryon（1990）以及 Miles（1999）从经济学的视角对人口老龄化的影响进行了深入的理论分析和预测，本节内容将对这些研究进行回顾。

Cutler 等（1990）对老龄化的影响作了深入的理论分析。在文章中，作者首先对老龄化带来的抚养负担问题进行了探讨。对美国人口预测的数据显示，从 1960 年开始到 2030 年，美国老年人口抚养比一直保持上升的趋势。在 2010 年之后，总人口抚养比（即少年儿童与老年人口之和占劳动年龄人口的比例）也将一直保持增长的态势。造成这种变化的主要原因便是生育率的下降。当然，由于美国是移民国家，再加上无法准确估计人口死亡率，对人口结构的预测可能存在一定的误差。尽管对人口结构长期变化的预测具有不确定性，但是短期内人口结构的变化趋势是比较确定的。人口抚养比的上升会增加社会的抚养负担。Cutler 等用支持比例（support ratio）来估计人口结构对消费的影响。支持比例等于总劳动力与总消费之比，其中作者假定各年龄段消费水平相同并将其加总来定义总消费水平（CON1）。同时，作者按照有效消费定义总消费水平（CON2），有效消费被分为三类—私人非医疗支出，公共教

育支出以及医疗支出，分别赋予不同年龄人口不同的权重，并进行加总。与总消费类似，作者也定义了两种劳动力指标。一种是 20-64 岁劳动人口总和（LF1），另一种是考虑到各年龄劳动力参与率与人力资本差异的加权劳动力总和（LF2）。作者对支持比例进行预测后发现，与 1990 年相比，2020 年之后美国的支持比例将出现严重的下滑趋势。表明美国的人口结构变化将会给社会造成较大的经济负担。人口结构的变化从两个方面影响稳态消费水平：一方面，抚养比的提高会降低人均产出，从而减少人均消费水平；另一方面，较低的劳动力参与率减少了投资，从而减少了储蓄并增加了人均消费水平。作者的估计表明人口结构变化的长期效应是稳态消费水平的下降，这个变化最快可能从 2020 年开始，但短期内稳态消费水平仍然可能会增加。利用 Ramsey 最优增长模型，作者推导出资本积累水平会先增加后减少，最后重新回到老的稳态水平。与之对应的是，最优储蓄率将在 2020-2030 年达到谷底，约为 2.5%，之后恢复到 3% 的水平。

Cutler 等比较了美国与欧洲、日本的老龄化问题，发现欧洲和日本的老龄化问题更为严重，作者预计日本与欧洲从 2000 年开始就会经历消费和储蓄减少。在开放经济环境下，储蓄率的变化可能导致资本从其他 OECD 国家流入美国。文章模拟了只有美国和其他 OECD 国家的两国开放模型，结果显示，尽管老龄化将会导致各国消费水平的下降，但是由于人口结构变化趋势的不同步，美国的外国资产拥有率会下降，而其他 OECD 国家的外国资产拥有率会上升。然而上述分析仅考虑到了人口结构变化对资本的影响，这里未考虑到人口结构对技术变化即全要素生产率的影响，或者说，上述的分析隐含了人口结构与技术进步相互独立的假设。放宽这个假设后，Cutler 等进一步对人口结构变化对技术进步的影响作了分析。对部分 OECD 国家的实证估计显示劳动力增长率的放缓将会对技术进步产生积极作用，而且技术进步效应大到足以补偿消费水平的减少。

Cutler 等对人口结构的预测表明，未来人口结构的变化会导致国民储蓄率的下降。作者预测私人储蓄率会一直增加，这种趋势到 2020 年会扭转，之后私人储蓄率会下降。1989 年美国各年龄段的人均政府费用支出中，65 岁以上人口的人均政府费用支出高达 9748 美元，超过了全部人口的人均政府费用支出 2622 美元 2 倍多。其中老年人的人均社会保障和医疗保健费用支出水平分

别为 6138 美元和 3526 美元，而美国这两项支出的全国平均水平分别为 925 美元和 824 美元。作者预计政府支出占国民生产总值（GNP）的比重将会由于老龄化而呈现出上升的趋势，其中社会保障支出比重将由 1990 年时的 4.7% 增加到 2030 年时的 6.5%，医疗保健支出比重则会由 1990 年时的 4.1% 迅速增加到 2030 年的 7.4%。对税收效率的分析表明平滑税收（Tax Smoothing）只有微弱的效率收益。

Masson 和 Tryon（1990）利用国际货币基金组织的多地区计量经济模型（MULTIMOD）对西方工业化国家人口老龄化的宏观经济效应进行了研究，该模型包括了发达的工业化国家以及发展中国家，并将这些国家分为资本输出国和资本输入国。作者利用 MULTIMOD 模型进行的理论分析表明退休人口的增加即劳动人口的减少会减少总消费、总资本和总产出，但是不会影响各变量的人均值，同时对实际利率也没有影响。因此人口年龄结构的变化仅仅会影响经济体的规模。人口增长率的下降会增加资本集约度和消费，同时会降低实际利率。如果人口的老龄化程度发生了永久性的提高但人口增长率不变，那么总储蓄率会下降，这是老年人的低储蓄率以及政府的财政支出增加的必然结果。此外，资本集约度将会降低，实际利率会上升。如果人口年龄结构不变并且人口增长率发生永久性的降低时，这种变化可能是积极的，因为即使现在的投资水平较低，消费水平仍然不会降低。同时，资本集约度会上升而实际利率会下降。因此，当人口总量变化和人口老龄化同时发生时，净效应是不确定的。在开放经济的条件下，对本国产品超额需求的挤出效应可能表现为对净出口的影响而不会导致投资和资本存量的减少。同时，如果许多国家同时经历人口结构的变化，那么封闭经济的结论依然成立。但是一旦各国的人口结构变化趋势存在较大的差异，那么老龄化水平最高的国家可能将同时经历净出口衰退和实际汇率升值。

Masson 和 Tryon 进一步利用 MULTIMOD 模型模拟了美国、日本和德国等三国人口老龄化的宏观经济效应。在 MULTIMOD 模型中，人口老龄化通过三种途径影响宏观经济：一是消费效应，即人口老龄化可能会导致社会消费水平的提高；二是产出效应，即人口老龄化导致劳动人口结构发生变化，从而通过劳动力供给作用于社会总产出；三是政府支出效应，即人口老龄化会影响政府公共支出水平。Masson 和 Tryon 首先根据当时的宏观经济和人口

结构实际情况将相关变量参数设定为基准值，并以该设定估计各种效应的基期模型。对老龄化的消费效应估计发现，老龄化对美国的宏观经济影响与对日本、德国的宏观经济影响几乎是相反的。2010年以后美国的实际 GNP 会比基期高出 1%-2%，而日本和德国 2010 年以后的实际 GNP 则低于基期水准，文章甚至预测日本在 2025 年的 GNP 水平会比基期要降低 6%。老龄化同时会增加德国和日本的实际国内需求，但会减少美国的实际国内需求。同时美国的储蓄率会减少，但日本和德国的储蓄率会增加。此外，人口老龄化可能会对日本的汇率造成较大的冲击。人口老龄化对日本和德国的 GNP 产出效应与消费效应类似，但美国的 GNP 产出效应则在 2020 年之后降低。但是人口老龄化对美国、日本和德国三国实际国内需求的产出效应则与消费效应相反。人口老龄化的政府支出效应与消费效应基本一致，并且人口老龄化的综合效应也与消费效应和政府支出效应一致。

Miles (1999) 利用交叠世代模型 (OLG) 对英国和欧洲人口结构变化的宏观经济效应进行了分析。按照当时的人口结构状况设定模型参数后，OLG 模型预计财富的实际报酬率大致在 4%到 5%之间，储蓄率大约为 15%，财富占 GDP 的比重约在 5%到 6%之间，这个结果与英国的实际情况非常接近。对英国人口老龄化效应的模拟预测显示英国的储蓄率将会由 2000 年时的 15.1% 降到 2020 年的 11.7%，随着时间的推移，储蓄率还会进一步下滑到 10%以下。英国的实际利率水平也将由 2000 年时的 4.5%下降到 2030 年时的 2.2%。老龄化导致劳动人口减少，从而使得资本劳动力比例由 2000 年的 7.4%上升到 2030 年的 8.2%。对欧洲的模拟预测显示，2020 年的欧洲储蓄率约为 12.4%，低于 2000 年时的 15.1%，实际利率将由 2000 年的 5.1%降低为 2020 年的 4.8%。此外，资本劳动力比例也会由 2000 年时的 6.5%增加到 2030 年时的 7.3%。

Miles 对英国和欧洲人口结构变化的宏观经济影响主要分析了老龄化对储蓄率、实际利率和资本劳动力比例的效应。对模型的模拟均是在贡献率（工资税率）不变的假定下计算得出的结果，作者同时也计算了在没有养老金这种极端情况下人口老龄化的影响。Miles 的模拟计算结果表明，人口老龄化对宏观经济的影响具有确定性的趋势。然而，在没有养老金体系的情况下，无论是英国还是欧洲，宏观经济指标对人口老龄化进程的响应速度与有养老金时均存在一定的差异，其中储蓄率降低速度会放缓，实际利率会加速降低，

而资本劳动力比例则会加速提升。对 1997 年各年龄段人口在 2020 年时的收益或损失模拟计算的结果显示,英国和欧洲在没有养老金体系的情况下,各年龄段人口的相对福利收益或损失排序完全一致。57 岁(1997 年)以上人口的福利净收益约为 0,10 岁以上各年龄段人口的福利净收益均为负值,其中 20-30 岁年龄段人口的福利净损失最多,其后依次为 30-40 岁年龄段人口、10-20 岁年龄段人口以及 40-50 岁年龄段人口,50-57 岁接近退休的人口的福利会略微降低一点。10 岁以下儿童的福利净收益会有小幅度的增加,而未出生人口则会得到较大的福利净收益,并且出生的越晚,福利净收益就越大。

本节作者对人口老龄化的宏观经济效应研究作了回顾。从这些研究不难看出,医疗费用的增长只是人口老龄化的后果之一。人口老龄化对经济社会的影响是全方位的一它不仅会直接影响消费、产出和政府支出,甚至可能通过影响利率和汇率而作用于金融市场和国际贸易从而影响宏观经济。从理论分析和模拟预测上看,人口老龄化的短期和长期宏观经济效应并不完全一致。但是有一点无疑是确定的,即人口老龄化将会给政府财政支出带来较大的压力,因此西方工业化国家仍然要面临人口老龄化问题的艰巨挑战。

2.2 人口老龄化问题的政策实践

对于正在经历或即将经历人口老龄化进程的国家而言,采取有效的政策措施可以降低老龄化对经济发展的负面影响,有助于保持宏观经济的平稳运行。在这一节中作者将从政策实践角度介绍一些发达国家所面临的人口老龄化挑战以及这些国家为应对老龄化挑战所付出的努力。这些政策实践不仅可以为中国应对老龄化问题的挑战提供宝贵的经验,同时也有助于加深我们对人口老龄化问题的理解。根据经济发展水平和人口老龄化程度,作者主要选取了美国、日本、德国、英国和新加坡等五个代表性国家进行介绍。

作为全球经济最发达的工业化国家美国,正面临着人口老龄化的挑战。据统计,美国人口总量高达 3.15 亿人,仅次于中国和印度,是全世界第三大人口大国。2012 年美国 65 岁以上人口占到了美国人口的 13.5%。与其他西方

发达国家相比,美国女性的生育率偏低^①。美国是世界上最发达的工业化国家,其人口老龄化进程始于1940年代。但是由于高生育率和移民,美国的老龄化进程相对于其他西方工业化国家较缓慢。为了应对老龄化的影响,美国早在1935年就积极通过了《社会保障法》,该法律最重要的作用就是初步建立起了美国的养老保险体系。到今天为止,美国的养老保险体系已经较为完善,通过政府、企业和私人等多个渠道为养老保险筹集资金。个人也需要向美国的养老保险体系缴纳社会保障税,社会保障税率根据人口结构变化和经济状况进行动态调整,并且只有在达到一定缴费年限的条件下才能在退休后领取养老金。美国联邦政府和各州政府还为企业雇员提供了各种各样的养老金补充计划,供国民自愿选择加入。上述措施极大降低了联邦政府和各州政府在社会保障方面的财政支出压力。之后美国又通过了《禁止歧视老年人就业法》,认定强制老年人退休的行为为非法,增加了劳动力供给的弹性,在一定程度上延缓了人口老龄化对劳动力供给的负面影响。由于老年人具有巨大的医疗保健需求,为了减轻这种需求对医疗费用增长的压力,美国也采取了一定的措施鼓励居家养老或社区养老,并且由各州政府对居家或社区养老服务的质量进行监督。对于护士短缺给专业医疗护理服务造成的不利影响,美国提供了专门的老年人护理资格认证考试以增加为老年人提供护理服务的护士数量。此外,与大多数国家相比,作为移民国家的美国可以吸引年轻移民的加入,这也是缓解老龄化的可行措施。

尽管美国有相对完善的养老保障体系,但是由于各种因素的影响,美国国内的多数养老保险基金仍面临较大的支付压力。此外,经济危机给美国的养老保险体系带来了极大的负面影响,有些养老保险基金因此遭受了巨大的损失。据估计,可能会有10%的雇主养老保险基金面临破产的风险^②。由此也可以看出,美国在人口老龄化进程中还有很多工作需要完善。

作为中国的近邻,也是亚洲最发达工业化国家的日本,也是另一个面临人口老龄化挑战的国家。据统计,日本的人口总量为1.3亿人,2010年日本65岁以上人口比重高达22.6%,是世界上老龄化最严重的国家。然而,与美国和欧洲不一样的是,日本几乎不吸纳外国移民,因此其面临的人口老龄化

^① 资料来源: <http://zh.wikipedia.org/wiki/%E7%BE%8E%E5%9B%BD%E4%BA%BA%E5%8F%A3>

^② 资料来源: <http://finance.sina.com.cn/world/mzjj/20131116/152117344247.shtml>

问题更为严重^①。在 1970 年代，日本 65 岁以上老龄人口比例突破 7%，这也标志着日本开始进入老龄化社会。日本政府采取了多种措施来应对老龄化问题。早在 1942 年，日本就开始推行养老保险制度。随着经济的发展和人口结构的变化，从 20 世纪 50 年代到 80 年代，日本陆续建立起国民养老保险和厚生养老保险体系，将 20 岁以上劳动人口纳入到养老保险体系之中，个人和企业的保费缴纳是强制性的，政府将养老保险基金纳入全国财政统一管理。为了缓解养老保险基金收支不平衡的问题，日本政府对养老保险基金采取市场化管理以提高其资本收益，扩大了养老保险缴纳人群并提高了缴费水平，并向养老保险基金提供财政支持，同时推迟退休老人领取养老金的年龄。除了改革养老金制度外，日本于 1997 年制定并于 2000 年正式开始实行老年人护理保险制度。新的护理保险制度合并了原老年人福利制度和原老年人医疗保健制度。加入该保险的老年人可以得到日常看护、疾病预防、医疗保健等服务。该制度为老年人的日常生活照料提供了重要的支持，成为日本老年人社会保障体系的重要组成部分。

作为欧洲经济最发达的国家，德国同样正经历人口老龄化的进程。2010 年德国约有 8180 万人，其中 15 岁以下儿童比例为欧洲最低。超过 20% 的德国人口在 65 岁以上，老龄化水平仅次于日本，是欧洲老龄化程度最高的国家^②。德国是建立社会保障体系的先驱，早在 19 世纪末，德国就已经开始尝试建立初步的社会保障体系，其中就包括了养老保险。目前德国的养老保险体系包括政府、企业和个人三部分，其中后二者为补充养老保险。德国养老保险基金的筹资渠道主要是工资税和来自政府的财政补助。随着老龄化问题的日益严峻，德国对提前退休行为进行控制以降低养老保险基金的支付压力，并且在老年人口增加时自动降低养老待遇。与美国和日本一样，德国同样向老年人护理服务提供了财政上的支持，以鼓励居家养老和社区养老。同时，德国政府在税收上给予向老年人提供护理服务的企业一定的优惠，即免除相关企业的营业税和销售税，各州政府也会在土地使用和税收上给予相关企业一定的优惠。此外，德国还对各种社会互助养老模式如老年人互助等进行了探索和尝试。

^① 资料来源：<http://zh.wikipedia.org/wiki/%E6%97%A5%E6%9C%AC%E4%BA%BA%E5%8F%A3>

^② 资料来源：http://news.xinhuanet.com/world/2012-10/11/c_113336594.htm

2012年,英国人口达到6300万,其中65岁以上人口比重占到16.9%。尽管老龄化程度低于日本和德国,但是英国同样面临着严峻的考验。英国政府出台了许多政策以缓解养老保险基金的支付压力。首先,英国政府宣布延迟退休年龄以节省退休金的开支;其次,在2001年,英国出台了《全国老年人服务体系》,通过建立起完善的居家养老和社区养老体系,以向老年人提供更多的护理服务内容,特别是注重改善长期护理服务的质量;最后,通过支持老年人等项目鼓励老年人融入社会和独立生活。与美国一样,英国也通过吸纳海外的年轻劳动力加入本国来改善人口结构,同时增加劳动力供应,这些措施有效缓解了人口的快速老龄化给经济发展造成的不利影响,使得英国的宏观经济基本保持了平稳运行。然而,英国的养老金体系仍然面临着严峻的挑战。英国的养老金计划中收益确定型养老保险(即DB模式养老保险)占据了多数,而缴费确定型养老金计划(即DC模式)比例偏低。在DB模式养老金计划下,老年人每月领取的养老金是事先确定的,而在DC模式养老金计划下,每月能领取的养老金则取决于缴费水平和养老保险基金的投资收益。与DC模式养老保险相比,DB模式养老保险的缺点在于:一是参加了DB模式养老金计划的个人有提前退休的动机,从而给养老金支出带来了压力;二是DB模式养老保险的财政风险完全落在提供养老金计划的企业上,一旦企业破产该养老金计划即丧失支付能力。而企业一旦破产,那么企业无力支付员工养老金将会极大损害老年人的利益,为了降低这种风险,英国于2005年成立了再保险公司“养老金保护基金”,向养老金提供再保险以保护英国老年人的权益。英国向养老金计划提供再保险虽然保护了老年人的利益,但也因此增加了政府的财政支出风险,而政府财政支出的增加最终很可能转化为纳税人的负担,从而引发新的公平性问题。

2011年,新加坡人口为518万人,65岁以上老年人口占到总人口的8.7%(2008年水平)^①。尽管新加坡的人口和经济规模比较小,但新加坡是世界上唯一一个华人占多数的国家。相对西方国家,新加坡华人在家庭观念和消费习惯上与中国人比较接近,因此新加坡应对老龄化的经验对中国有着独特的参考价值。不同于德国、美国等国的社会保险模式,也不同于英国与北欧国家的福利国家模式,新加坡的社会保障体系是独特的强制储蓄型。全世界实

^① 资料来源:

<http://zh.wikipedia.org/wiki/%E6%96%B0%E5%8A%A0%E5%9D%A1%E4%BA%BA%E5%8F%A3>

行强制储蓄型社会保障体系的国家非常少，而新加坡则是其中最成功的国家。这种社会保障模式的特点在于养老金主要来自于个人的储蓄，对个人的自我保障具有很强的激励作用，不会影响本国的财政和税收。对于新加坡公民来说，如果想在退休后拿到高额养老金，就必须在退休前努力工作，以挣得更多收入。在这种激励下，年轻人自然有更强的动机努力工作，在为个人进入老年生活后进行储蓄的同时，也推动了新加坡的经济发展。新加坡政府采取多种措施鼓励向老龄产业投资，向养老机构提供财政补助以及税收优惠。同时新加坡政府还采取了多种措施鼓励居家养老和社区养老，为老年人提供便利的公共服务。尽管新加坡的强制储蓄型养老保险对个人储蓄具有极强的激励效应，但是由于个人的养老金来源只有工作时的储蓄，因而不具有互济性，这在一定程度上有悖于建立社会保障体系的初衷。

发达国家应对老龄化的政策措施比较多，从各国政策实践来看，主要有以下一些措施。首先，老龄化最直接的后果就是增加政府在养老保险上的财政支出，因此延长退休年龄从而推迟领取养老金的年限自然就成了各国的不二选择，这是降低政府财政支出的最直接有效的方法。同时鼓励和帮助老年人再就业，以缓解劳动力缺乏的困境。其次，鼓励居家养老和社区养老，向老年人提供完善的护理服务和高质量的公共服务，让老年人以积极的心态融入社会，鼓励以互助的方式提供生活保障。再次，吸纳社会资本进入老龄产业，为相关企业提供财政补助和税收优惠，鼓励企业兴建养老机构，为老年人提供全面的健康和生活照料。最后，大部分发达国家还可以通过吸收高素质的海外年轻人加入本国，来缓解劳动力缺乏给经济发展和养老保险收支平衡带来的不利影响。

目前来看，这些措施应该说对于缓解老龄化的负面影响还是有一定的作用的。然而受到席卷全球的金融危机影响，发达经济体普遍经历了经济衰退，导致养老基金的投资收益大幅减少，从而进一步降低了各国养老保险基金的支付能力。美国这种高度市场经济化的国家，养老金支付受到的影响最大，甚至部分养老基金已经无力向退休老年人支付了。此外，依靠海外移民又可能造成文化上的隔阂，引发新的社会问题。人口老龄化问题的实质在于经济发展水平的提高导致了过低的生育率，因此鼓励女性生育扭转低生育率的趋势可能才是解决人口老龄化的根本方法。随着人口老龄化进程的继续，发达国家会面临更多的挑战。

3. 人口老龄化对医疗费用影响的研究— 文献综述

3.1 人口老龄化对医疗费用（需求）的影响—基于微观视角的分析

3.1.1 年龄及其他因素对医疗费用（需求）影响的研究

Grossman (1972) 将健康视为人力资本存量, 并结合生产函数与生命周期理论, 对健康和医疗服务需求作了一般性的理论分析。在健康资本存量随着年龄的增长而加速折旧以及教育对健康存量生产率具有积极作用的前提下, 作者从理论模型中推导出了如下的一些结论。首先, 医疗费用会随着年龄的增长而增加。其次, 工资与健康 and 医疗服务需求存在正相关性, 即当收入提高时, 消费者会对健康和医疗服务有更多的需求。最后, 教育程度的提高会增加消费者对健康的需求, 而教育水平与医疗费用支出表现为负相关的关系。Andersen 和 Newman (1973)、Andersen 等 (1983) 等文章提出了医疗服务需求的分析框架。作者将影响医疗服务使用的因素分成三类, 即性别、年龄等倾向因素, 收入等能力因素以及健康需要因素。绝大多数对医疗费用或医疗服务使用进行的实证研究均是以 Andersen 提出的框架为核心进行变量的选择和估计。

Rosett 和 Huang (1973) 对医疗保险的作用进行了探讨。对未参保家庭的研究发现, 不同年龄段户主的家庭对医疗服务的需求无显著差异, 但是参保家庭中户主年龄与医疗服务需求存在显著的正相关性。4 个家庭成员的未参保家庭对医疗服务需求最大, 而参保家庭中家庭规模与医疗服务需求呈现正向联系, 但差异不大。不论参保与否, 收入均会增加对医疗服务的使用。

Acton (1975) 发现年龄的增加会增加个人对门诊服务的需求, 但是会减少住院的使用。作者认为这是由于老年人可能居住在养老院, 从而对住院需求起到了部分替代的作用。医疗服务可及性对医疗服务使用也有显著的作用。高收入会促进对私人门诊服务的使用, 但是会减少对公共卫生服务的需求, 表明在免费的医疗服务中, 收入从机会成本角度上等价于价格效应, 而在付费的医疗服务中, 收入则表现为一般意义上的收入效应。教育和医疗保险等其他变量的效应与健康需求的理论分析相吻合。

Fisher (1980) 详细分析了 1978 年美国不同年龄段人群的医疗保健支出情况。其中老年、中年和青年人群的平均医疗费用分别为 2026 美元, 764 美元和 286 美元。美国老年人的医疗费用支出的 58% 是由医疗保险和医疗救助提供的。而年轻人的医疗费用多是来自于私人渠道, 表明老年人使用了较多的医疗卫生资源。Haug (1981) 则发现, 即使没有疾病症状, 60 岁以上老年人使用医疗检查的倾向仍然高于年轻人, 表明老年人可能存在过度使用医疗资源的行为。

Coffey (1983) 对女性医疗服务需求的分析表明年龄和收入与女性使用医疗服务的倾向是负相关的, 但是作者发现医疗保险同样与医疗服务的使用倾向负相关。Newhouse 和 Marquis (1983) 对美国 1970 年的数据研究后发现年龄与住院天数负相关, 与门诊次数正相关。女性患者的住院时间更短, 但门诊次数较多。经济状况和受教育程度均与门诊和住院使用负相关。健康状况自我评价较好的个人对门诊和住院服务的利用较少。同时死亡会增加对医疗卫生资源的使用。

Wagstaff (1986) 对 Grossman 健康需求模型作了拓展。作者用丹麦数据对纯消费模型和纯投资模型的结构方程模型的估计结果显示, 男性对门诊服务的需求较女性少, 但对住院服务的需求较女性多。年龄的增加对健康有负面效应, 并且会增加对住院服务的需求, 但是会减少对门诊服务的需求。教育年数的增加会导致住院服务需求的增加。

Kenkel (1990) 的研究表明健康知识在医疗服务需求中扮演了重要的角色。消费者对健康知识了解的越多, 对医疗服务的需求也越大, 并且教育是增进个人了解健康知识的有效途径。女性的健康知识优于男性, 并且对医疗服务的需求更大。有医疗保险的受访者更倾向于使用医疗服务。自评健康状

况越好的个人，健康知识了解的越多，对医疗服务的需求也越小。70岁以上老年人的医疗服务需求显著较高，60岁年龄段老年人的医疗服务需求相对不大。Kenkel（1994）对美国1976年和1982年调查数据的研究表明，年龄越大，对预防性医疗服务的需求越小。收入、教育和医疗保险对使用预防性医疗服务具有积极作用，即高收入、高教育水平和参加医疗保险的个人对预防性医疗服务具有更高的使用率。自评健康水平较差的受访者使用了更多的预防性医疗服务。

Holly等（1998）对瑞士的医疗保险参保状况和医疗服务需求进行了联合估计。作者发现年龄对使用住院服务的倾向具有显著的正向作用。作者同时发现女性、低收入者与城镇居民对住院服务的需求更强。然而，Dunlop等（2000）对加拿大的研究未发现不同年龄段人群的医疗服务需求存在显著差异，较高的社会地位即高收入、高教育水平人群的医疗服务利用率也较高。除了对发达国家的医疗服务需求进行研究外，部分学者也对发展中国家尤其是非洲国家的医疗服务需求特征作了细致的分析和探讨。Sahn等（2003）分析了坦桑尼亚农村居民的医疗服务需求特点，特别是对就诊医疗机构的选择。作者发现，年龄越大的患者去公立医院和私立医院的概率越大，而各年龄段人群选择公立或私立非医院医疗机构的倾向没有显著区别。教育程度越高的人，其选择各类医疗机构就诊的机率均较高，表明教育对健康服务需求具有促进的作用。家庭规模与去医院就诊的机率正相关，但是会降低使用非医院医疗机构服务的倾向。已婚状态对就诊医疗机构选择的影响刚好与家庭规模的作用相反。男性就诊的倾向低于女性。Hjortsberg（2003）对赞比亚的研究发现，教育水平和收入是使用医疗服务的主要决定因素。农村居民的医疗服务使用倾向较低。高收入会增加个人的医疗支出，农村居民的医疗支出显著低于城市居民。年龄会增加自我治疗的医疗费用支出。出乎意料的是，医疗保险会减少使用专业医疗服务的支出。

Jochmann和León-González（2004）利用半参数贝叶斯方法研究了医疗服务需求。作者发现年龄、医疗保险和教育与医疗服务需求均存在显著的正相关性。Angulo等（2011）对西班牙的研究表明，老年人发生住院支出的概率和医疗支出水平均显著超过一般人群。同时老年人发生药物支出的可能性和水平也比非老年人群要高。

Sato (2012) 发现, 年龄与使用传统医疗服务的倾向是正相关的, 但是不影响使用现代医疗服务的倾向。高收入、有医疗保险和高文化程度会增加使用现代医疗服务的概率, 但前二者对传统医疗服务需求的影响则是负向的。Ellis 等 (2013) 对澳大利亚新南威尔士 45 岁以上人群医疗费用的影响因素进行了实证研究。作者不仅详细估计了各种疾病和药品对医疗费用的影响, 而且分析了社会经济变量的作用。文章发现高龄人群的医疗费用支出显著高于低龄人群, 并且男性老年人的医疗费用支出要高于女性老年人。未婚、丧偶和离异人群的医疗费用较高。高收入也是高医疗费用的诱导因素。

除了国外的研究外, 部分国内外学者对中国的医疗服务需求也进行了探讨。Liu 等 (2002) 对中国镇江市城镇医疗保险改革的效果进行研究后发现 45 岁以上人群对门诊、住院等各种医疗服务的利用倾向更高。已婚、女性和患慢性病的受访者对医疗服务的利用倾向也显著较高。改革前高收入人群使用门诊服务的倾向更高, 利用住院服务的倾向更低。但城镇医疗保险改革逆转了这种效应, 即相对于低收入人群, 高收入人群在改革后利用住院服务的可能性增加了。在改革前后文化水平对医疗服务需求的效应与收入类似。从事管理工作的个人在改革前使用门诊服务的可能性较高, 但改革后较低。作者未发现工作状况影响住院服务利用倾向。Mocan 等 (2004) 对中国城镇居民的医疗服务需求作了深入的探讨。文章并未发现男性或女性老年人比例较高的家庭医疗支出水平较高。同时收入和医疗保险促进了对医疗服务的需求, 无论是使用倾向还是支出水平。但是作者未发现教育对医疗支出存在影响。由于中国的发展表现出了城乡二元化的特征, 因此除了对中国城镇居民的健康服务需求进行研究外, 一些学者也对中国农村居民的医疗服务使用作了分析。Qian 等 (2009) 对中国甘肃农村地区的研究发现农村老年人自我治疗或者去低级别医疗机构就诊的倾向更高。参加新型农村合作医疗会降低农村居民自我治疗的概率。婚姻状况对医疗服务使用无显著影响。

3.1.2 老年人医疗费用 (需求) 影响因素的研究

Branch 等 (1981) 是较早利用 Andersen 医疗服务使用模型进行实证研究的文章。作者使用美国马萨诸塞州 65 岁以上老年人的调查数据对老年人的医

疗服务使用进行了研究。超过五分之四的受访老年人在过去一年中看过医生，大约五分之一的老年人有住院经历。文章分别以住院天数、就诊次数、门诊服务、家庭护理和牙科服务等五个变量衡量医疗服务使用，详细分析了倾向变量、能力变量和需要变量对医疗服务使用的影响。Branch 等发现需要因素对医疗服务次数影响最大，健康状况欠佳、行动能力受限的老年人就诊次数最多，能力变量和倾向变量对医疗服务使用没有什么影响。

Roos 和 Shapiro (1981) 对加拿大曼尼托巴省的老年人研究后发现随着老年人年龄的增加，对门诊服务和住院服务的使用次数也显著增加，老年男性比老年女性使用了更多的住院服务和更少的门诊服务。Wolinsky 等 (1983, 1984) 对 65 岁以上老年人的研究表明营养风险 (Nutritional risk) 是影响老年人医疗服务使用的重要因素，会显著增加其对正式和非正式医疗服务的需求。

Diehr 等 (1984) 同样利用美国马萨诸塞州的数据对老年人的医疗服务使用影响因素进行了研究。在过去十五个月中，看过医生，看过牙医和有住院经历的受访老年人比例分别为 82.4%、31.8% 和 22%。作者发现健康状况是决定老年人医疗服务使用的最重要因素，这与 Branch 等 (1981) 的发现相一致，即需要因素对老年人医疗服务使用的影响最大。此外，文章发现有医疗保险、有私人医生以及便利的交通条件对医疗服务使用有积极的作用，表明能力变量也发挥着重要的作用。Deb 和 Trivedi (1997) 发现年龄对门诊服务使用具有负向效应，但对住院服务使用具有正向效应，收入、医疗保险和教育程度的影响不太显著。Hurd 和 McGarry (1997) 的研究表明，医疗保险在老年人的医疗服务需求中具有重要的作用。收入和性别对老年人的医疗服务需求没有显著的影响。高龄老人的医疗服务需求反而低于低龄老年人。Nemet 和 Bailey (2000) 则发现住处与医疗机构的距离会影响老年人对医疗服务的利用，因此可及性也是影响医疗服务需求的因素。

Chi 和 Hsin (1999) 研究了中国台湾地区老年人的医疗服务需求。他们的分析发现较差的健康状况会增加老年人对医疗服务的使用。较高教育程度的老年人的医疗服务需求反而较低，参加医疗保险无疑会增加医疗服务需求。已婚和与子女共同生活的老年人使用医疗服务的倾向较低，表明家人的照料对医疗服务具有一定的替代作用。作者同时发现健康状况、医疗保险和所在地区是影响医疗费用的主要因素。

Schellhorn 等（2000）对瑞士伯尔尼 75 岁以上老年人的医疗服务使用研究发现随着年龄的增加老年人会减少对专家医师的诊疗使用，反映出老年人可能对新的医疗技术使用持比较谨慎的态度。老年女性比老年男性使用了更多的医疗服务。教育水平、医疗保险和收入对老年人的医疗服务使用有正面效应。除了传统意义上的社会经济变量外，部分学者还对宗教因素在老年人的医疗服务需求中的作用进行了探讨。Benjamins 和 Brown（2004）对老年人使用流感疫苗、胆固醇筛查等预防性医疗服务的情况研究发现，有宗教信仰的老年人会更多地使用预防性医疗服务，并且作者发现高龄老人的医疗服务需求显著高于低龄老人。高收入和良好的教育水平也会促进对预防性医疗服务的需求，表明较高的社会地位是促进预防性医疗服务使用的因素。

除了医疗服务利用外，一些学者也对老年人医疗支出的决定因素进行了分析。Kovar（1986）对美国 65 岁以上老人的分析发现，白人和男性老年人的医疗费用要高于少数族裔和女性老年人，健康状况越差的老年人医疗支出越高。Noro 等（1999）对芬兰 60-79 岁老年人医疗支出的实证研究发现，年龄越大，老年人的医疗支出越多，健康状况较差的老年人医疗支出要高于健康状况良好的老年人。此外，作者还发现独自生活的老年人有较高的医疗支出。Chernichovsky 和 Markowitz（2004）对以色列的研究发现国民收入是影响医疗费用的主要因素，年龄中位数对医疗费用没有显著影响。对以色列医疗服务需求的估计结果显示高年龄组人群的医疗服务使用更频繁，女性、犹太人、高收入和患有慢性病的人群的医疗服务利用率更高。教育水平的提高会减少对医疗服务的利用，表明良好的教育会增加健康投资的效率，从而减少对医疗服务的需求。Goda 等（2013）的研究显示女性老年人的医疗支出之所以高于男性老年人，原因在于女性的预期寿命更长使得她们在老年阶段更可能处于丧偶的状态，从而在养老护理上发生较高的医疗支出。

健康状况的下降也对老年人的个人行动能力造成了不利影响，因此老年人对健康服务的需求可能（部分地）被家人的照料所替代，一些学者也对这种（非正式的）健康服务需求进行了研究。Cafferata（1987）发现与他人共同生活的老年人中会存在对医疗服务需求的替代现象，即这些老年人更有可能卧床休息，而不是去看医生。Van Houtven 和 Norton（2004）的研究表明，年龄与健康服务需求存在正相关性。作者未发现收入、医疗保险与教育程度

对健康服务需求有影响。文章最重要的发现是非正式照料的时间对老年人的健康服务需求具有替代作用。Bolin 等（2008）利用对奥地利、意大利、西班牙、荷兰、德国、希腊、瑞士、法国、丹麦和瑞典等欧洲国家的调查数据分析了独居老年人正式和非正式的照料行为。在控制了社会经济变量等个人特征后，作者发现正式与非正式的居家照料二者间存在替代关系，而非正式的照料与门诊和住院等专业医疗服务则是互补的关系。Hanaoka 和 Norton（2008）也对日本老年人的正式与非正式照料行为进行了研究，作者控制了老年人的成年子女特征，并发现时间机会成本较低的子女提供照料的可能性更高。Van Houtven 和 Norton（2008）利用二部模型分析了非正式照料对健康支出的影响。作者发现非正式照料的时间增加 10%，医疗支出会降低 4%，住院支出会降低 3.4%，家庭护理支出概率、专业护理支出概率和长期看护支出概率分别会减少 0.78%、0.64%和 0.9%。结果表明，与那些和伴侣共同生活的老年人相比，独居老人子女提供的照料更有效。Bonsang（2009）对丹麦、法国、意大利、瑞典、奥地利、荷兰、比利时、德国和西班牙的微观调查数据进行了分析。作者利用工具变量法进行估计后发现，女性和高龄老人得到了更多的非正式照料，并且接受正式护理服务的概率更高，但是在接受正式护理服务的时间上并没有表现出显著差异。非正式护理与正式护理服务在一定程度上是相互替代的关系。

Grossman 对健康和健康服务需求进行的理论分析表明年龄的增长会导致医疗费用的增长。之后 Andersen 提出了对医疗服务需求进行实证分析的框架，其中年龄是作为倾向因素出现在医疗服务需求决定因素之中的。到目前为止，在所有对医疗服务需求的实证研究中，作为倾向因素的年龄几乎都是必不可少的解释变量。大多数的研究结果与 Grossman 模型的理论推断是一致的，即年龄是医疗费用增长的重要因素。然而，如果将研究对象限于老年人，则年龄对医疗费用的作用则不再一致，这表明老年人的医疗服务需求可能不再随年龄的增长而变化，甚至部分研究还发现高龄老年人的医疗服务需求显著低于低龄老年人。除了年龄外，健康状况在医疗服务需求中也扮演着重要角色。收入、医疗保险和教育水平一般也被认为是促进医疗服务需求的因素。另外，老年人的行动能力有限，因而居住安排也会影响医疗服务需求。在卫生经济学领域对医疗服务需求的研究中，对解释变量的选取基本上都是遵循

Andersen 提出的分析框架，这个研究范式已经非常成熟并且得到了学者们的认可。对医疗服务需求实证研究的区别主要是实证方法上的差异，并且不断地有新的计量方法被应用于相关研究中，许多卫生经济学者、统计学者和计量经济学者对此作出了重要的贡献。本节所述文献的实证研究设计均是基于微观个体数据进行分析的，在文献综述部分的最后一节和第四章实证研究的研究设计部分均对卫生经济领域中常用的微观计量经济模型作了介绍。

3.2 人口老龄化对医疗费用的影响—基于宏观视角的分析

尽管大量学者从微观角度对医疗费用的决定因素进行了卓有成效的研究。但是医疗费用的快速增长之所以会引起政府、学术界和公众的关注，并非是由于高额医疗费用的个案，而是由于医疗费用总量的增长。在上一节作者对医疗服务需求和医疗费用支出决定因素的研究文献进行了梳理，但是这些文献均是以个体为研究对象进行分析的。在本节作者将对从宏观视角研究老龄化和医疗费用关系的文献进行回顾。与微观视角的研究相比，从宏观视角分析医疗费用的决定因素有一些不同之处。首先，对于个体而言，年龄是确定的变量，并且其只会增加不会减少。而对于一个地区或国家而言，通常以该地区的老年人占总人口的比例衡量其老龄化水平，由于人口结构会发生动态变化即人口的新生和死亡，因而使得老龄化水平可能会出现下降的趋势，这与个体年龄只会增加显然不同。其次，地区或国家的医疗服务需求信息来自于微观数据的加总，因而存在着一定的信息损失，比如说两个地区的医疗费用均值可能一样，但是由于经济水平和人口结构的区别，其分布存在差异，但是我们无法得知其真实情况。即使可以从全部人群中抽样并以样本的医疗费用分布近似地作为该地区人群的医疗费用分布，也难以完全准确地反映实际情况。再次，人口老龄化现象主要出现在发达的工业化国家，多数亚洲、非洲和拉丁美洲的发展中国家在目前以及未来一段时期内并不会面临人口老龄化的问题。最后，由于地区或国家的医疗费用为加总值，用于处理微观个体样本数据的典型统计和计量经济方法不再适用，取而代之的是面板模型和时间序列模型。尽管老龄化可能是医疗费用增长的重要决定因素，但同时，经济增长、技术、制度等其他因素也可能扮演了重要的角色，接下来本文将

回顾一下医疗费用影响因素的相关宏观研究。

较早对医疗费用进行宏观研究的是 Newhouse (1976), 作者对 70 年代加拿大、挪威、荷兰、芬兰、奥地利、德国、英国、希腊、瑞典、意大利、澳大利亚、法国和美国等国家的医疗支出情况进行了比较。作者以人均 GDP 作为变量进行回归, 结果证实医疗费用支出对人均 GDP 变化具有弹性, 即人均 GDP 提高 1%, 医疗费用支出提高的百分比超过 1%。作者进一步发现, 部分发达国家的医生收入超过该国国民平均收入 4 倍以上。结合人均 GDP 的弹性超过 1, 表明医疗服务可能具有奢侈品的性质。国民收入在医疗服务需求中具有决定性的作用。

估计医疗费用对收入的弹性是宏观医疗费用研究领域的一个热点, 因为它对判断医疗服务是奢侈品还是必需品是至关重要的。对医疗服务属性的判断决定着政府在医疗卫生领域应该实施什么样的政策。对医疗服务这种特殊商品属性的错误判断将可能导致政府对医疗保健领域的投入过低或是资源的无谓浪费。尽管在 Newhouse (1976) 开创性的研究中根据估计结果将医疗服务定性为奢侈品, 然而许多学者的研究表明准确地定义医疗服务的属性并非易事。Parkin 等 (1987) 根据购买力平价假说而非汇率对各国的医疗费用支出水平和国民收入水平的关系的研究发现健康服务是必需品而非奢侈品。Blomqvist 和 Carter (1997) 以购买力平价理论为基础, 对经济合作与发展组织 (OECD) 国家从 60 年代到 90 年代的人均医疗费用和人均 GDP 的关系进行了研究。作者注意到将许多国家具有时间序列特征的宏观总量数据混合在一起进行回归可能会导致一些偏误。作者发现即使排除掉人均收入的增长, 人均医疗费用依然保持了 2% 的年增长率, 美国的医疗费用开支相对而言过于“昂贵”了。作者认为对医疗保健的奢侈品属性观点应该持谨慎的保留态度。Getzen (2000) 从理论上分析了医疗支出的宏观和微观影响机制, 作者认为之所以对医疗服务这种特殊商品的属性判断会存在差异, 一个重要的原因便是分析的角度不一样, 从个体和总体角度研究得到的结果可能不具有可比性。作者对 2000 年之前已有的医疗支出收入弹性研究文献进行了归纳, 认为医疗服务对个人而言是必需品, 但是对国家而言是奢侈品。Freeman (2003) 利用协整模型对美国各州 1966-1998 年医疗费用和收入的关系进行了研究, 作者发现州一级的医疗费用和收入数据均是非平稳的。医疗费用的收入弹性大致

在 0.817 到 0.844 之间, 表明其属性为必需品。Sen (2005) 发现对医疗支出收入弹性的研究可能会由于遗漏变量而得到错误的估计。作者认为, 一些未观察到的地区和时间因素可能对医疗费用有着重要影响。对 15 个 OECD 国家 1990 年-1998 年相关数据的分析表明, 当使用双因素固定效应模型控制未观测到的地区和时间变量时, 线性回归的系数减少了 50% 以上。作者估计出的医疗费用收入弹性大致在 0.21 到 0.51 的区间内, 显示医疗服务是缺乏弹性的必需品。作者利用加权最小二乘法、广义最小二乘法和工具变量估计得到了相似的结果。

Freeland 和 Schendler (1983) 发现美国的医疗费用在 70 年代的年增长率平均为 13.2%, 超过了国民生产总值 GNP 的年增长率 10.5%。1981 年有约十分之一的国民生产总值花在了医疗服务上, 作者认为老龄化、先进的医疗技术和收入增加等因素均导致了医疗费用的迅速增长。Gerdtham 等 (1992) 对 19 个 OECD 国家医疗费用的决定因素进行了实证分析。文章发现医疗系统的制度因素如医生如何获取报酬等和人均 GDP 解释了各国之间医疗支出的差异。Gerdtham (1992) 对 22 个 OECD 国家 1972 年到 1987 年的医疗费用影响因素进行了分析。文章发现公共财政比重和通货膨胀与较低的人均医疗支出相联系。然而文章未发现老年人抚养比对医疗费用存在显著影响, 表明老龄化与医疗费用并无相关性。此外, 文章未发现医疗费用对收入具有弹性。Hitiris 和 Posnett (1992) 对 OECD 国家的实证研究发现 GDP 是解释医疗费用的最重要因素, 但是即使是 OECD 国家之间也存在较大的差异。对 OECD 国家的实证研究不应该简单地将各个国家混合在一起进行回归, 各国并非完全同质的样本。医疗费用对 GDP 的收入弹性大致在 1 左右。O'Connell (1996) 对 OECD 国家的研究发现人均 GDP 对医疗费用存在正面影响, 而公共财政则存在负向的效应。实证研究结果发现医疗费用的收入弹性比以往的研究发现还要小一些。人口老龄化对部分国家的医疗费用有显著影响, 但是对另一些国家并没有什么影响。作者认为, 可能是与国家相关的未观测到的独特因素对医疗费用存在影响。Barros (1998) 认为, 医疗费用支出水平和医疗费用增长率并不完全等同。一般所认为的收入和老龄化对医疗费用的影响没有得到作者对 OECD 国家实证研究结果的支持。此外, 作者也未发现医疗服务体系特征如是否免费医疗、是否实行“看门人”制度对医疗费用存在影响。同时,

作者发现医疗费用占 GDP 的比重在 1980 年到 1990 年间呈下降的趋势。作者以医疗费用水平值作为因变量的估计结果则与通常的研究相吻合。因此, 需谨慎对待现有的研究中关于医疗费用决定因素的结论。Reinhardt 等 (2002) 对 OECD 国家 1999 年的医疗费用进行了分析, 文章发现美国的医疗费用支出最多, 显著高于其他 OECD 国家。作者的研究表明老龄化和经济发展是驱动医疗费用增长的主要原因。作者同时讨论了药费、新的医疗技术等医疗服务的需求特征。Herwartz 和 Theilen (2010) 利用半参数方法估计了医疗费用的决定因素。文章所用的模型参数依赖于状态变量, 作者取人口的年龄结构为状态变量。估计结果显示, 老龄化程度越高, 医疗费用的收入弹性就越大。随着人口老龄化程度的提高, 二者之间的关系愈加不稳定。这个结果表明各国医疗费用水平的收敛主要取决于各国人口年龄结构的趋同程度。Bech 等 (2011) 对葡萄牙、英国、芬兰、卢森堡、德国、比利时、法国等欧盟 15 国 1980-2003 年医疗费用的决定因素作了深入的研究。作者发现医疗费用的收入弹性大致等于 1。老龄化水平的变化会导致医疗费用的变化, 但是这种效应是短期的, 长期中人口老龄化对医疗费用没有显著影响。医疗卫生资源的供给对医疗费用的上涨具有推动作用, 并且公共卫生支出的增加也可能推动医疗费用的增加。

一些学者对人口老龄化或人口的年龄结构对医疗支出的影响进行了详尽的分析。Getzen (1992) 发现人口的年龄构成与医疗费用表现出较强的相关性, 但是这种影响主要是由于老龄化和收入以及时间趋势之间的相关性所导致的, 一旦控制这些因素, 老龄化的作用便不再显著。作者认为, 老龄化只会引起支出结构的变化, 而不会导致支出总量的变化。Meara 等 (2004) 发现 1963-1987 年期间的美国老年人医疗费用支出增长速度非常快, 之后则有较大幅度的下降。并且人均医疗支出水平与年龄表现出正相关性。Dormont 等 (2006) 经过研究后认为, 人口老龄化的作用被高估了, 实际上它对医疗费用的影响并不是非常大。Buchner 和 Wasem (2006) 利用德国的医疗保险数据分析了医疗费用和年龄之间的关系。作者通过对老年人与年轻人人均费用的变化趋势、各年龄段人群人均费用的斜率和非线性模型的系数变化趋势三种方法衡量了年龄与医疗费用的关系。三种方法的结论是一致的, 即老年人群的医疗费用增长速度高于年轻人群, 表现为医疗费用随着年龄的增加呈现出

陡峭的上升趋势。Felder 和 Werblow (2008) 对瑞士数据的研究发现老年人的住院服务和家庭护理费用支出增长率显著低于年轻人, 门诊服务和处方药费用增长率则要高于年轻人, 然而稳健性检验则未支持 Buchner 和 Wasem (2006) 的研究结论。Hartman 等 (2008) 对美国卫生费用支出的研究发现老年人的人均卫生费用远超出其他年龄段的人群。65 岁以上老年人口比例仅为 12%, 却花费了医疗总费用的 34%, 对 85 岁以下和 85 岁以上老年人的医疗费用进一步比较显示 85 岁以上的老年人主要是养老院健康护理费用显著高于 85 岁以下的老年人, 在医疗服务支出上两类人群比较接近。此外, 1987-2004 年的医疗费用变化趋势显示老年人的人均卫生费用支出增长速度要低于其他年龄段的群体。Fukuda (2007) 将美国和日本两国的医疗保险支出分解为年龄效应、世代效应和时期效应三个维度。作者发现医疗保险支出中的年龄效应是最为显著的, 世代效应几乎可以忽略不计, 而时期效应则主要呈现出上升的趋势。在美国, 所有年龄段人群的医疗保险支出的年龄效应均有上升的趋势, 而日本 55-59 岁年龄段人群的年龄效应则有下降的趋势。Shiu 等 (2008) 研究了中国台湾地区人口结构变化对医疗支出的影响。作者发现台湾地区的医疗费用受到收入、老龄化水平和 (每十万人) 医师数的影响, 并且这些变量的效应均是正向的。同时, 文章还发现老年人的预期寿命对医疗费用存在负向的影响, 这个结果表明老年人的健康状况比以前更好了, 并暗示着随着预期寿命的提高, 医疗费用可能反而会下降。

医疗费用数据作为总量数据, 表现出一定的时间序列特征, 一些学者从时间序列视角对医疗费用数据进行了检验和分析。Hansen 和 King (1996) 利用协整模型对医疗费用进行了研究, 作者通过研究发现 OECD 国家的医疗费用数据多是非平稳的, 因此, 许多研究直接进行线性回归并根据一般的统计检验得出的结论可能是错误的。McCoskey 和 Selden (1998) 在 Hansen 和 King (1996) 的基础上, 进一步对美国、爱尔兰、丹麦、冰岛、德国、法国、挪威、日本与英国等 OECD 国家的医疗费用作了面板单位根检验。面板单位根检验同时对医疗费用和 GDP 进行检验, 并且结果拒绝了医疗费用和 GDP 存在单位根的假设。作者认为, 在实际研究中, 可以对数据作一些处理以消除一阶序列相关。Gerdtham 和 Löthgren (2000) 对 1960 年至 1997 年的 21 个 OECD 国家的医疗费用和 GDP 数据进行了平稳性检验和协整检验, 作者分别

对每个国家和整个面板数据进行了平稳性检验和协整检验,结果显示 GDP 与医疗费用之间存在长期的协整关系。Gerdtham 和 Löthgren (2002) 基于异质性二元向量误差修正模型进一步对 1960-1997 年 OECD 国家的医疗费用和 GDP 数据再次进行了研究。在控制了时间趋势后,文章同样发现了支持二者之间存在协整关系的证据。MacDonald 和 Hopkins (2002) 证实了 GDP 和医疗费用数据序列中存在单位根。Dreger 和 Reimers (2005) 利用面板协整方法分析了 21 个 OECD 国家的医疗费用和 GDP 的关系。这篇文章的结果再次证实了收入对医疗费用的正向作用。同时,文章也发现医学技术的进步对医疗费用也有部分的解释力。Wang 和 Rettenmaier (2007) 对美国 50 个州的研究同样证实了收入与医疗支出数据的非平稳性以及二者间协整关系的存在。文章的估计结果显示 90 年代以后医疗支出的收入弹性有变小的趋势。

除了从国家角度对全球各国的医疗费用决定因素进行研究和比较外,各国学者也对究竟有哪些因素决定了一国或本国各地区的医疗费用这一问题进行了探讨。Häkkinen 和 Luoma (1995) 对芬兰各地区的医疗费用影响因素进行的分析表明收入和老龄化解释了部分的医疗费用变化。Di Matteo 和 Di Matteo (1998) 对加拿大各省从 1965 年到 1991 年的医疗费用进行了分析。结果显示 65 岁以上人口比重、人均收入和人均联邦财政转移收入均与医疗费用正相关。医疗支出的收入弹性为 0.77,表明作为一种商品的医疗保健并非奢侈品。Di Matteo (2005) 对美国和加拿大医疗费用的分解表明老龄化、经济增长和时间因素(技术进步)均对医疗费用的增长有解释力。对美国 1980-1998 年医疗费用增长的分解表明,收入和老龄化的贡献度分别为 28.5% 和 19.1%。这两者对加拿大 1975 年-2000 年医疗费用增长的贡献率分别为 21.6% 和 66.6%。一旦加入表示技术进步的时间因素,则两者的贡献率均大幅减少。时间因素所代表的技术进步对两国医疗费用上涨的贡献率均超过了 60%。Tokita 等 (2000) 分析了各种因素对日本各地区住院费用和门诊费用的影响。文章发现日本各地区的住院费用主要受地区收入水平和老年人口比重的正向影响,床位数与住院费用正相关,但是(千人)医生数量不影响住院费用。日本各地区的门诊费用的主要决定因素同样是地区收入水平和老年人口比重。(千人)医生数量对门诊费用存在显著的正向影响,但床位数的影响却恰好相反,即床位数越多,门诊费用越低。文章还发现医疗技术对医疗费

用的增长也有解释作用。Giannoni 和 Hitiris (2002) 对 1980-1995 年意大利各地区的研究发现, 地区收入水平是医疗支出的最关键决定因素, 人口老龄化的作用是相对次要的。Wang (2009) 对美国各州医疗支出的研究证实了收入水平、老年人口比重和床位数对医疗费用的正面效应。同时作者还发现城镇化水平的提高可以抑制医疗费用的增长, 对这个结果, 作者认为反映了向偏远地区居民提供医疗服务的成本较高这一事实。医疗费用的收入弹性大约为 0.7, 再次证实了医疗服务的必需品属性。Cantarero 和 Lago-Peñas (2010) 研究了西班牙各地区的医疗费用, 文章主要有以下几个发现。首先, 老龄化和经济增长仍然是推动医疗费用增加的主要因素。其次, 医疗资源供给对医疗费用也存在影响, 每千人床位的增加对医疗费用有负向影响, 而千人全科医生数的增加会增加医疗费用, 这可能反映出人力资源和物质资源在医疗服务生产函数中具有不太相同的作用。最后, 时间趋势变量显著为正反映出技术对医疗费用的增长也起到了一部分作用。Prieto 和 Lago-Peñas (2012) 同样对西班牙各地区医疗费用差异的决定因素进行了分析。作者发现随着解释变量、计量经济模型和制度的不同, 医疗费用的收入弹性也会不同。人口的年龄结构仍然是最为重要的决定因素。Pan 和 Liu (2012) 对中国的研究表明, 财政收入和转移支付对各省的政府卫生支出存在正面效应。人口的年龄结构也会影响卫生费用, 但是只有 15 岁以下儿童的人口比重影响卫生费用, 而 65 岁以上老年人的比重对省级卫生支出无显著影响。医疗保险覆盖和城镇化水平对本省的政府卫生费用支出有负面效应。

此外, 还有一些学者分析了技术等其他因素对医疗支出的影响。Okunade 和 Murthy (2002) 的研究发现医学技术进步是美国从 1960 年到 1997 年医疗费用增长的主要原因。Potrafke (2010) 对 1971-2004 年 OECD 国家的研究则表明公共医疗支出受到政治因素尤其是选举的影响。

本节对国外已有的医疗费用宏观决定因素研究进行了回顾。在几乎全部的研究中, 收入或经济水平均表现出了显著的正效应。因此, 收入或经济水平基本被公认为是影响医疗费用的最重要因素。多数研究中对医疗费用的收入弹性的估计均在 1 以下, 表明医疗服务具有必需品的属性。大多数研究均提供了老龄化水平对医疗费用存在正面效应的证据, 但也有部分研究对这个观点提出了质疑 (Getzen, 1992; Barros, 1998)。医疗资源供给如医生和床

位数对医疗费用的影响也得到了部分研究的证实，但是它们的作用究竟是增加医疗费用还是降低医疗费用并不明朗。此外，通过加入一些代表医疗技术的变量，特别是时间变量或趋势，可以衡量技术进步的作用。几乎所有实证研究的结果均表明技术进步是推动医疗费用上涨的因素。即使在国外基础设施更完善，城乡差距较小的情况下，城镇化水平对医疗费用仍然存在影响。因此，对中国而言，医疗费用可能会表现出更大的城乡差异。另外，死亡率是否对医疗费用存在影响也没有得到学者们的关注，而许多学者对死亡和医疗费用关系的分析表明死亡前发生高额的医疗支出可能是导致医疗费用与老龄化表现出正相关性的机制，见下一节的研究综述。

3.3 对接近死亡效应假说的研究

无论在微观层面还是宏观层面，大多数研究均提供了老龄化（年龄）对医疗费用存在正面影响的证据。那么年龄与医疗费用这种正相关性是否是绝对的？部分学者对这个观点提出了另一种解释，即不断增长的医疗费用很可能是因为死亡前的高额医疗支出所致，人口老龄化本身并不必然导致医疗费用的增长。把医疗费用的增长归咎于人口老龄化的结果实际上可能是一种错误的看法。对于这种观点，本文称之为接近死亡效应（Proximity to death）假说，在本节作者将对国外的相关研究进行综述。

大量的公共卫生研究均表明死亡人群较普通人群更可能发生高额的医疗费用支出。Lubitz 和 Prihoda（1984）对美国医疗保险（Medicare）参保人群的研究发现，5.8%的死亡人群的医疗支出占到了医疗保险总支出的 28%，随着死亡的临近，医疗服务使用也越来越多。Scitovsky（1988）发现 65-79 岁年龄组的老年人无论是平均医疗支出还是临终医疗支出均要高于 65 岁以下的人群以及 80 岁以上的高龄老年人群。Lubitz 和 Riley（1993）发现死亡人群的人均医疗支出从 1976 年的 3488 美元涨到了 1988 年时的 13316 美元，并且同期死亡人群的医疗支出比例由 27.2% 增加到了 30.6%。作者进一步的分析显示死亡前 60 天的医疗费用占到了死亡前一年医疗总支出的 52%。McGrail 等（2000）发现住院费用随着年龄的增加而增加，但是接近死亡对住院费用影响更大，并且死亡前住院费用随着年龄的增加而减少。Hogan 等（2001）对美国 1993

年到 1998 年间医疗费用数据的研究发现, 仅占医疗保险参保人群 5% 的死亡者, 其人均医疗支出水平为 26300 美元, 远超过存活人群的 4400 美元。并且 65 岁以上人群的死亡前医疗支出水平随着年龄的增加反而减少。此外, 少数族裔和低收入地区 (高贫困率) 人群的死亡前一年医疗支出水平要高于白人和高收入地区 (低贫困率) 人群。Levinsky 等 (2001) 则发现马萨诸塞州和加利福尼亚州的 65-74 岁老年人的临终前一年医疗费用要显著高于 85 岁以上老年人的临终前一年医疗费用。对两个州不同性别和不同种族的分析仍然有相同的发现。Stoker 等 (2001) 以荷兰为例, 分析了死亡前医疗费用支出的特征。作者发现随着死亡的临近, 医疗费用支出会迅速的上升, 但是死亡前一年的医疗费用仅占全部人群总支出的 10%。作者认为, 存在着医疗费用随着个人接近死亡而增加的现象, 但是这种效应在医疗费用增长的过程中仅仅扮演了一个次要的角色, 许多研究高估了这种效应的作用。Hoover 等 (2002) 发现, 1992-1996 年间, 65 岁以上老年人群的美国医疗保险费用平均为 7365 美元, 而死亡老年人群的这一数据为 37581 美元。但死亡年龄对医疗费用没有显著的影响, 对高龄死亡者而言, 未参加医疗保险人群的死亡医疗支出反而要高于参保者。临终前一年的医疗支出占到了全部医疗费用的 22%, 医疗保险支出的 26%, 非医疗保险医疗支出的 18%, 以及医疗救助支出的 25%。Barnato 等 (2004) 的研究表明, 患者在临终前会使用过多的医疗卫生资源, 从而推高了医疗费用。1999 年死亡人群的重症监护病房 (ICU) 使用率为 35.0%, 同期普通人群的 ICU 使用率仅有 7.1%。其他高成本医疗服务的使用率比较也显示出死亡人群具有较高的利用倾向。Polder 等 (2006) 对荷兰的研究显示临终前一年的人均医疗成本约为 14900 欧元, 远高于总人均成本 1100 欧元的水平。对总医疗费用贡献最大的医疗服务类型为住院服务 (54%), 贡献最大的疾病为癌症 (19000 欧元)。随着年龄的增加, 临终医疗支出表现出下降的趋势。统计显示死亡前一年的医疗费用占到了全部人群总支出的 10%, 这与 Stoker 等 (2001) 的结论是一致的。Riley 和 Lubitz (2010) 最新的研究发现美国死亡人群的最后一年医疗支出占医疗保险支出的比重由 1978 年时的 28.3% 减少为 2006 年时的 25.1%。对性别、年龄和死亡率调整后, 未发现死亡人群最后一年的医疗支出表现出显著的趋势特征。

Zweifel 等 (1999) 认为实际上是临终前发生的高额医疗支出而非年龄增

加或老龄化导致了医疗费用的快速上涨，也就是说高额医疗费用是接近死亡的效应。年龄与医疗费用之间看上去似乎存在的正相关联系只是一种假象，作者称之为“Red Herring”，即年龄实际上对医疗费用并不存在显著的作用。文章以瑞士为例，实证研究了死亡和年龄对医疗费用的影响。结果显示年龄的系数并不显著，或者说，年龄是中性的，并且离死亡时间较近会导致医疗费用显著增加。即使将死亡时间段放宽后，仍然有相同的发现。因此，作者认为实证结果提供了支持接近死亡时的高额医疗支出是导致医疗费用高涨的原因的证据。这篇文章为医疗费用问题的研究提供了一个全新的视角，之后许多学者对 Zweifel 等（1999）提出的接近死亡效应假说进行了实证检验。

O'Neill 等（2000）发现距离死亡的时间越近则每月的医疗支出越大，同时年龄对医疗支出没有影响。Felder 等（2000）分别以水平和对数形式的医疗费用作为因变量进行的回归证实了 Zweifel 等（1999）的接近死亡效应假说，即接近死亡会导致大额医疗支出的发生。此外，65 岁以上人群的临终医疗支出随着年龄的增加而减少。收入与临终前的医疗费用支出有正相关性。医疗保险也会使得医疗支出增加。Salas 和 Raftery（2001）对 Zweifel 等（1999）的研究提出了质疑，作者认为距离死亡的时间会影响医疗支出，那么反过来医疗支出也可能会影响个体的剩余寿命，因此，对接近死亡效应假说的检验很可能由于距离死亡时间变量的内生性问题而得出错误的结论。Zweifel 等（2001）认为，到目前为止尚没有实证研究的证据表明医疗费用对延长寿命有直接影响。此外，即使医疗费用可能对死者的预期存活寿命存在影响，由于边际报酬递减，这种效应对于延长老年人寿命的作用应该是非常小的，因此内生性问题（如果存在）并不会导致估计结果发生大的变化。Yang 等（2003）发现低龄老年人群中，死亡人群的医疗支出显著高于存活人群。随着年龄的增加，同年龄老年人中死亡与存活人群的医疗费用差异越来越小。所有年龄段的老年人的医疗费用尤其是住院费用的变化趋势均符合接近死亡效应假说的预测。但是老龄化是长期医疗护理费用增加的主要原因。Seshamani 和 Gray（2004a）的研究同样支持了接近死亡效应假说，但是年龄中性的假设被实证结果所拒绝—年龄对发生医疗费用支出的概率存在正向影响。Seshamani 和 Gray（2004b）同样证实了接近死亡效应假说，并且年龄同时也对医疗费用有一定的影响。Zweifel 等（2004）发现年龄对死亡人群的医疗费用无显著影响，

但会影响存活人群的医疗费用。未考虑到接近死亡因素时有可能高估老龄化对医疗支出的作用。Werblow 等（2007）的研究则表明即使控制了距离死亡的时间，年龄对长期护理需求仍然存在显著影响。Wong 等（2011）进一步对各种疾病的住院费用进行了研究。结果显示，接近死亡效应假说对各种疾病住院费用依然成立，同时年龄也对绝大部分疾病的住院费用具有正向作用。接近死亡对住院费用的影响在死亡风险较高的疾病如癌症中最为显著，而年龄的作用则在死亡风险较低的疾病中较为显著。

除了对接近死亡效应假说进行实证检验外，部分学者尝试在进行医疗费用预测时将死亡对医疗费用的影响考虑在内。Seshamani 和 Gray（2004c）利用英国数据对医疗费用进行了预测。统计数据显示各年龄段人群的死亡率均降低了，作者认为这可能导致死亡年龄上升并延后了死亡成本的支付。一旦考虑到这种死亡成本的影响，医疗费用年增长率的预测值将会是 0.4%—仅为未考虑到死亡成本影响时传统医疗费用增长率预测值的一半。Stearns 和 Norton（2004）则发现不控制距离死亡的时间时预测出的医疗费用比控制距离死亡的时间时预测出的医疗费用要高。

本节作者回顾了接近死亡效应假说的相关研究。本章第一节和第二节的综述显示宏观角度和微观角度的研究均提供了大量支持老龄化导致医疗费用增长的证据。Zweifel 等人提出了接近死亡效应假说来解释这个现象，该理论认为濒临死亡的患者可能倾向于支付高额医疗费用以延长存活时间，由于老年人的死亡风险较高，因此更有可能发生这种情况。这种动机导致大量医疗卫生资源被用于高死亡风险的患者身上，从而导致了医疗费用的快速增加。现有的大多数研究均忽略了死亡的影响，因而可能将医疗费用的增长错误地归咎于老龄化的作用。这种假说已经得到了许多卫生经济学者研究的支持。但是 Zweifel 进一步提出年龄中性的强假定，即接近死亡在医疗费用增长中起着主导作用，一旦控制了这种效应，年龄就不再对医疗费用有任何影响。尽管部分研究证实了年龄中性强假定成立的可能性，然而这个假定也被部分研究所拒绝（Seshamani 和 Gray, 2004a, 2004b; Wong 等, 2011），因此，年龄对医疗费用无影响或许是个过强的假定。在第五章作者将以微观数据为例，研究年龄、接近死亡与医疗费用之间的关系，检验死亡前的高额医疗支出是否才是导致医疗费用增加的真正原因。

3.4 医疗费用研究的计量经济方法

对医疗费用支出及其影响因素的研究一直以来就是卫生经济学研究的热点之一。由于医疗费用支出的分布往往呈现出偏斜的特点，再加上有大量的零支出，因而通过传统的统计和计量经济方法分析医疗费用很可能会产生误差。经济学家们在长期对医疗费用问题进行研究的同时，也推动了计量经济方法的理论创新和应用，尤其是在卫生经济学领域的应用。尽管本文的主要工作并非是对各种计量经济模型进行理论分析和优劣比较，但是作者仍然认为有必要对医疗费用研究的常用计量经济模型作一些简要的介绍。

Duan 等（1983）对实验数据进行了分析，并比较了方差分析、一部模型、二部模型和四部模型等统计和计量经济模型的估计效果。即使文章用到了较大的样本量，对未经对数变换的医疗费用直接作方差分析和协方差分析的结果也不太理想。一部模型和二部模型的估计结果相对准确一些，然而一部模型的估计结果是非一致的，二部模型略好一些，不过对于住院服务利用的估计也未得到一致的估计结果。在所有模型中，以四部模型的估计结果为最佳。Duan 等（1984）进一步比较了样本选择模型和多部模型（二部模型与四部模型）的估计结果，经过分析后未发现样本选择模型的估计效果更好。由于样本选择模型依赖于无法检验的假设，作者因此认为其估计效果较多部模型没有优势。

Manning 等（1987）利用蒙特卡洛模拟比较了样本选择模型和二部模型，作者特别考虑到了较大比例的因变量取零值的情况。平均来讲，二部模型的效果优于样本选择模型，但是当自变量出现极端值时二部模型的效果较差。样本选择模型的有限信息极大似然估计效果最差，满足排斥性约束条件的样本选择模型的估计效果则显著提高。

Hay 等（1987）以瑞士的微观数据作为研究样本，利用蒙特卡洛模拟比较了样本选择模型和二部线性模型的估计效果。以均方误差和平均偏误作为标准，二部模型的效果并不劣于样本选择模型、调整 Tobit 模型和调整 logit 模型，尤其是在模型参数的估计上。即使对样本量、真实的参数值和误差分布的假设作出改变，这个结论依然成立。

尽管在研究医疗费用的计量经济模型中，二部模型的效果似乎得到了更多学者的认可，但是仍然有学者对此表示怀疑。Leung 和 Yu (1996) 认为 Manning 等 (1987) 的文章可能忽略了共线性问题，因而二部模型好于样本选择模型的结论是值得商榷的。作者认为，样本选择模型容易受到变量共线性问题的影响，如果样本选择模型不满足排斥性约束的条件，那么共线性将会对样本选择模型的估计造成较大的不利影响。一旦满足约束，样本选择模型的估计结果则有显著的改善。在以往的研究中，解释变量的共线性问题通常被忽略了。Dow 和 Norton (2003) 认为，可以对逆米尔斯比例的系数进行检验，如果该系数为零的假设被拒绝，则应该选择二部模型，但是该检验可能由于逆米尔斯比例与解释变量之间的高度共线性而失效。

Buntin 和 Zaslavsky (2004) 对线性模型、二部模型、一部广义线性模型和二部广义线性模型的拟合效果作了比较。作者以拟合准度、均方误差以及交叉验证等标准从多个角度分析了各模型的效果。结果表明利用拖尾因子校正了异方差的线性回归模型、常数方差的一部广义线性模型、常数方差的二部广义线性模型和二部模型的拟合效果较佳。

在医疗费用的研究中，常常会对其作对数变换，取医疗费用的对数形式作为模型的被解释变量，部分学者对对数变换对医疗费用估计和预测的影响作了一些探讨。Mullahy (1998) 分析了对被解释变量进行形式变换后对估计结果的影响，对模型的分析表明在某些情况下对变量形式的不恰当变换可能导致二部模型的估计结果不一致。Manning (1998) 研究了对因变量作对数变换对估计结果的影响。作者认为，对因变量取对数时需要判断是否存在异方差问题，否则可能会影响估计结果的一致性，并且由于会影响对参数估计量方差的估计，从而会影响统计推断。但是异方差的影响方向和大小并无法得知。Ai 和 Norton (2000) 则认为，在经济学的实证研究中，如果以对数形式的因变量的估计结果反过来预测水平值，在误差项不满足正态分布或者误差项存在异方差的情况下，可能会引致误差。Manning 和 Mullahy (2001) 讨论了在数据呈现出异方差、拖尾等特征的情况下，对数形式与水平形式的因变量对估计量的影响。作者发现，即使不同情况下的估计量均是一致的，选择了相对不合适的被解释变量形式仍然可能影响估计量的准确性。之后，Mann

ing 等 (2005) 建立了三参数广义伽玛分布的一般模型, 线性模型等计量经济模型均是该模型的特殊情况。

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。对前者通常对医疗费用作对数变换, 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, 即二部模型或样本选择模型。两个模型最关键的区别在于: 二部模型的第一阶段是否发生支出与第二阶段支出多少是相互独立的, 而样本选择模型的第一阶段是否(观察到)发生支出与第二阶段是相关的。从现有的研究文献来看, 学者们认为需要根据数据的实际情况在两个模型之中选择, 尽管部分研究提出了一些选择模型的标准, 但目前为止并没有一种方法成为甄别这两个模型的检验标准。因此, 在本文第四章对医疗费用的实证研究中, 文章同时报告了两个模型的结果以便直观比较。

虽然对医疗费用的实证研究在所有医疗服务需求的研究文献中占据了重要的地位, 但是它们仅仅是统计学和计量经济学在卫生经济学领域应用的一小部分。其他的统计和计量经济学模型如广义线性模型、计数回归模型和生存分析等也在卫生经济领域的实证研究中占据着一席之地, 限于本文的研究内容, 不再作一一的介绍。

本章内容对老龄化与医疗费用关系的研究文献进行了综述, 老龄化对医疗费用的推动效应得到了大多数研究的支持。但是部分学者认为这种效应可能混淆了死亡与年龄的作用, 并且一系列的相关研究均表明接近死亡的确对医疗费用存在影响。因此, 接近死亡效应假说提供了一种思路帮助我们理解年龄和医疗费用之间的联系, 然而接近死亡效应理论是否能解释中国的实际情况? 这需要通过实证研究来检验。

4. 人口老龄化对医疗费用（需求）的影响 ——基于微观数据的实证分析

4.1 引言

要分析人口老龄化对医疗费用支出的影响，必须从微观角度出发了解老年人的医疗服务需求特点。对老年人医疗服务需求的分析主要包括两个方面——老年人的医疗服务使用方式和医疗费用支出。尽管许多学者已经对老年人的医疗服务需求进行过深入的研究，然而作者认为在今天这个问题仍然有其独特的研究价值，主要有三点原因。第一、经济的发展和社会的进步使得人们的生活方式和健康观念发生了巨大的变化，人们对医疗服务的需求不再只是单纯的治愈疾病。第二、医疗服务市场发生了巨大的变化，服务供给主体呈多元化的态势。民营医疗机构开始进入医疗服务市场，这些民营医疗机构的出现满足了现代人的个性化医疗服务需求，同时也迫使公立医疗机构的组织形式由过去的行政化管理逐步转变为现代的法人治理结构。此外，还出现了大量的专业医疗保健服务机构。第三、基本医疗保障制度的建立和完善使得医疗服务的供需关系比过去更加复杂。医疗服务中出现了诸如道德风险和诱导需求等现象，这些问题也是有必要作进一步探讨的。综合以上三点原因，作者认为，对老年人医疗服务需求的研究不能仅仅停留在过去的研究结论上，而是要紧跟时代的发展，反映当前老年人对医疗服务需求的最新变化。

本部分将利用中国健康与养老追踪调查数据，通过样本描述了解中老年人群的医疗服务使用特点，医疗服务使用的变化趋势和不同年龄段人群在医疗服务使用上的差异。通过负二项模型、样本选择模型、二部模型等计量经济模型定量分析各种因素对医疗服务使用方式、频次和医疗费用支出的影响。尽管许多学者已经对医疗服务需求尤其是老年人的医疗服务需求进行了卓有

成效的研究。但作者坚信，本部分的研究结果仍然可以为学术研究和社会保障等相关政策的制定提供有价值的参考和借鉴。

本章实证研究的内容安排如下：第二节是医疗服务需求的理论分析，第三节是对国内医疗服务需求尤其是老年人医疗服务需求影响因素的研究综述，其中文章重点介绍对年龄作用的研究发现，第四节是实证研究的数据描述和计量经济模型说明，第五节是实证研究的结果分析，最后是本章的研究结论。

4.2 理论分析

Andersen 和 Newman (1973) 对医疗服务使用的影响因素进行了深入的理论分析。作者认为医疗服务使用是一种个人行为，从行为科学的角度看，应该把医疗服务使用视为个人特征、环境因素以及二者之间的互动三方面因素的函数，并用类型 (Type)、目的 (Purpose) 和分析单位 (Unit of analysis) 三个特征来概括医疗服务。医疗服务类型指患者获得医疗服务的方式，包括医院、诊所、药物治疗等。医疗服务目的包括预防保健、治疗疾病和康复等。医疗服务分析单元指医疗服务的分析对象，如诊疗次数、与医生的互动等。两位作者进一步将影响医疗服务使用的因素分成三类，即社会因素、医疗服务体系和个人因素。社会因素包含了技术和社会规范，可以改变医疗服务的长期趋势，与医疗服务体系一起通过个人因素最终决定了医疗服务的使用。Andersen 等 (1983) 进一步将影响个人医疗服务需求的因素分成三类，即倾向因素 (Predisposing)、能力因素 (Enabling) 和需要因素 (Need)^①。在现实中一些人比其他人更有可能使用医疗服务。这种对医疗服务使用的倾向性差别可能系统地表现为两类人群在某些特征上的差异，Andersen 称其为倾向因素。典型的倾向因素包括性别、年龄、婚姻状况、教育水平、工作状况等。以年龄为例，一种疾病在不同年龄段的人群中发病率通常是不同的，从而表现为各年龄段的人群在医疗服务使用上的差异。倾向因素反映了个人所处的生活环境和生活方式，从而与个人的医疗服务需求相关联。需要注意

^① Andersen 和 Newman (1973) 最初称需要因素 (Need) 为疾病因素 (Illness level)。对于医疗服务需求理论框架的介绍，详见 Andersen (1995) 的文章。

的是，尽管倾向因素反映了不同特征的人群在医疗服务使用上的差异，但这些倾向因素本身并非寻求医疗服务的原因。影响医疗服务可及性的因素均归类为能力因素，包括收入、医疗保险参保状况、离家最近的医疗机构距离等。这些因素概括了医疗服务需方的支付能力和供方的可用资源，是将个人对医疗服务的潜在需求意愿转化为实际医疗服务使用的关键。需要因素代表了个人的健康和疾病状况，直接决定着对医疗服务的需求。Hulka 和 Wheat (1985) 详细定义了衡量医疗服务使用的变量，作者将医疗服务使用特征分为医疗服务性质和医疗服务量两类。医疗服务性质，指患者得到的医疗服务是门诊、住院还是急诊。医疗服务量，包括就诊次数，住院天数和医疗费用。Andersen 等人分析医疗服务需求的理论框架可用图 4-1 表示：

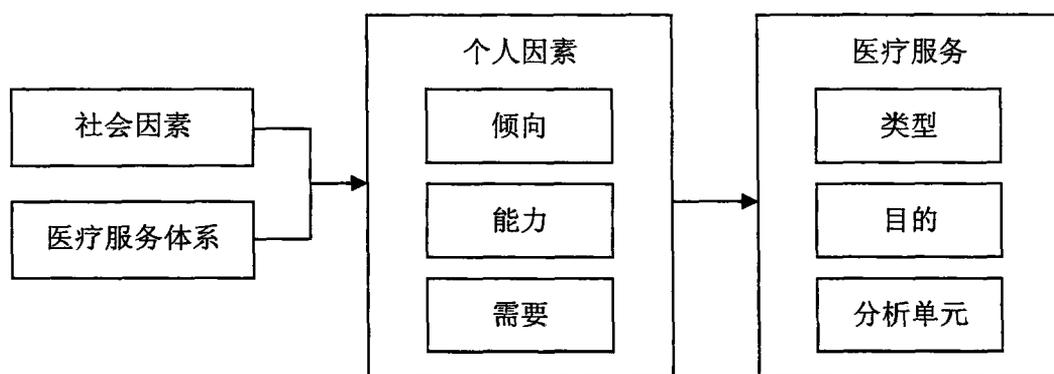


图 4-1 Andersen 医疗服务需求理论框架

与非老年人相比，一些独特的因素在老年人的医疗服务需求中扮演着重要的角色。鄢盛明等（2001）利用保定的调查数据研究了不同居住安排下子女对老年人赡养行为的差异，文章的结果表明与父母同住的子女为父母提供了更多的生活照料和情感支持。谢桂华（2009）利用全国社会综合调查的抽样数据作了进一步的研究，作者发现老年人的居住安排会影响子女在日常照料和情感慰藉方面给予的支持，与子女同住的父母可以得到子女更频繁的关心和照顾。鄢盛明等（2001）和谢桂华（2009）对老年人居住安排与子女赡养关系的实证研究表明老年人是否与子女共同居住可能也是影响老年人医疗服务需求的因素之一。因此，在用 Andersen 的医疗服务需求框架来分析老年人医疗服务需求的影响因素时，必须充分考虑到这种特殊因素在老年人的医疗服务需求中起到的作用。

4.3 文献回顾

4.3.1 年龄及其他因素对医疗费用（需求）的影响

要分析老年人是否比非老年人使用了更多的医疗卫生资源，就必须研究年龄在医疗服务需求中的作用。林相森和舒元（2007）在控制了地区差异后对中国居民的研究表明年龄的增加会导致医疗支出的增加。林相森和艾春荣（2008）以患病情况作为度量医疗需求的指标，利用半参数和参数两种方法估计了影响中国居民医疗需求的因素，结果显示年龄对医疗需求具有正向影响。王红玲（2001，2002）对城镇职工和城镇居民医疗支出的影响因素进行了实证研究，作者发现这两类人群的医疗支出均随着年龄的增加而增加。除了城镇人群外，封进和秦蓓（2006）对农村居民的研究发现随着年龄的增加，医疗支出会同时增长，但是年龄的增加会降低发生医疗支出的概率，表明农村家庭可能更倾向于将资源分配给非老年家庭成员。王翌秋等（2009）发现过去四周有就诊经历的农村居民的平均年龄要高于未就诊的农村居民。孙健等（2009）对农村居民医疗支出的研究发现 50 岁以下人群中年龄的作用并不显著，而 50 岁以上人群的年龄对医疗费用具有显著的正效应。吕美晔和王翌秋（2012）利用四部模型对江苏、安徽和贵州三省农村居民的研究发现，受访者年龄越大，使用医疗服务的可能性也越大。孙梦洁和韩华为（2013）以就诊次数为指标，研究了农村患者医疗服务需求的影响因素，结果表明年龄越大的农村居民，使用的住院服务越多，但是年龄对农村居民的门诊服务使用没有显著影响。

然而，也有一些研究未发现年龄的增加必然导致医疗服务使用的增加。张鹭鹭等（2002）对山东某地区的城乡居民进行研究后发现，55 岁以上高龄人群的医疗服务需求与 54 岁以下人群无显著差异，经济困难是部分患者未能及时就诊的重要原因。罗楚亮（2008）对中国城镇居民的研究发现年龄与医疗服务需求呈倒 U 型关系，表现为年龄的增加最初会降低就诊率、自付费用和报销费用，但是最终会导致上述三个指标的增加，即老年人的医疗服务需求要大于非老年人。作者进一步对 16-60 岁年龄段的劳动人口进行估计的结果则表明年龄的增加只会增加其就诊的机率，但对医疗费用的影响不显著。

王彤等（2009）使用删失最小绝对离差法（censored least absolute deviations, CLAD）对太原市居民的研究发现年龄对医疗费用支出无显著影响。

总体上看，现有对中国居民的大多数研究都发现随着年龄的增加，对医疗服务的需求也会增加，并且老年人群在医疗支出上要高于非老年人群。但是，由于样本或是局限于某些地区，或是较为滞后，因此老年人群与非老年人群的医疗服务需求差异仍有待于进一步的分析。

4.3.2 老年人医疗费用（需求）的影响因素

老年人的医疗服务需求一直是国内学术界关注的焦点之一，许多学者对老年人的医疗服务使用情况进行了分析。张国燕和张济民（1992）对山西老年人的健康状况和医疗服务需求进行了分析。统计结果显示城市老年人群的慢性病患病率要高于农村老年人群。无配偶的农村老年人对医疗服务的利用较少，有无配偶对城镇老年人的医疗服务利用没有显著影响。高文化程度、有医疗保险和高收入水平也是促进老年人使用医疗服务的积极因素，此外，健康状况较差的老年人使用了更多的医疗资源。王洵（1997）使用1992年中国老龄科学研究中心对全国12个省市的调查数据研究了城乡老年人的医疗服务需求，结果显示由于经济状况的差异导致农村老年人的就诊率显著低于城市老年人。对于城市老年人而言，女性更可能由于经济困难而选择放弃就医。冯学山和王德耀（1999）利用1993年中国卫生服务调查的数据对老年人的医疗服务使用情况进行了分析，作者发现60岁以上老年人群的健康状况较差，年人均门诊次数和住院次数均高于全国平均水平。城镇老年人比农村老年人使用了更多的医疗服务。数据还显示老年人的医疗费用显著高于全国平均水平，但这主要是由于城镇老年人有着较高的医疗费用。农村老年人的医疗费用比较接近全国的平均水平，反映出城镇和农村老年人群在医疗服务需求上的差异。李静和郑力仁（2011）指出教育程度、职业类型等社会经济因素是影响老年人医疗支出的关键因素，较高的社会经济地位和医疗保险使得老年人使用更多且质量更高的医疗服务。

由于经济发展水平较高，沿海地区的人口老龄化问题更为突出，这引起了学者们极大的关注。许可等（1996）对上海市老年人的医疗服务需求进行

了研究，数据显示 65 岁以上的老年人中 77.5% 患有慢性病，失能率大约为 21%^①，表明老年人具有较高的医疗服务需求。文章还发现医疗保险对老年人的医疗服务使用有显著的积极影响。尽管医疗保险参保状态对老年人是否使用住院服务没有显著影响，但是有医疗保险老年人住院的医疗机构级别高于自费老年人住院的医疗机构级别，表明医疗保险具有改善医疗服务可及性的作用。王瑞梓（1997）和姚引妹（1997）等对浙江省老年人的卫生服务利用状况进行了分析，结果显示城镇老年人比农村老年人使用了更多的医疗卫生资源，许多农村老年人由于经济困难在患病后未及时就诊。任苒等（2001）、陈方武等（2007）、马力扬等（2010）对辽宁、江西和甘肃等地区老年人群的医疗服务需求研究也有类似的结论。

除了通过统计描述分析老年人的医疗服务使用状况外，许多学者也对老年人医疗服务使用的影响因素进行了实证研究。辜胜阻和梁浙西（1993）发现医疗保险和收入是增加老年人医疗服务利用的重要因素。张丽珍（1996）利用中国老年人供养体系调查中的浙江省数据分析了老年人医疗服务需求的影响因素。作者以看病、住院、买药等作为衡量老年人使用医疗服务的指标，结果显示老年人具有较高的医疗服务使用水平，其中城镇老年人的医疗服务利用率显著高于农村老年人。实证研究的结果还表明健康状况是决定老年人医疗服务使用的最重要因素，较差的经济状况对老年人的医疗服务需求有抑制作用。此外，女性和高教育水平的老年人有较高的医疗服务使用倾向。张丽珍（1996）同时对老年人医疗费用的影响因素进行了研究，结果与医疗服务使用非常相似，作者发现医疗保险是决定医疗费用支出的重要因素。韩华为（2010）利用计数模型对浙江和甘肃两省中老年人群的门诊需求进行了实证分析，作者发现女性、初中学历、高收入和访问医疗机构便利的中老年人更有可能去正规医疗机构就诊。在选择去正规医疗机构就诊的患者中，已婚和高收入人群的门诊次数较少。参加基本医疗保险的中老年人群利用了更多的门诊服务。便利的交通条件和行动受限也会增加受访者对门诊服务的使用。徐刚等（2010）的研究表明，较高的收入会增加老年人对医疗服务的需求，

^① 在许可等（1996）的文章中，如果老年人不能独立完成吃饭、洗澡、穿衣服、上厕所、转变体位、服药、打电话、做轻松家务、洗衣服、室外走动、上街购物、自己管钱、听广播看电视这些行为中的任意一项达三个月者，作者即定义该老年人处于失能状态。

男性老年人比女性老年人更倾向于使用医疗服务。此外，实证研究结果还表明，去最近的医疗机构所需时间较短会显著增加老年人对医疗服务的需求。因此，医疗服务可及性对老年人使用医疗服务具有显著的积极影响。随着经济的发展和人口的老齡化，中国的慢性病发病率呈逐年上升的趋势。胡宏伟等（2012）利用 2011 年城乡居家养老服务实地调查数据，通过 Tobit 模型考察了在慢性病多发背景下中国老年人的医疗费用支出的影响因素。作者发现患有慢性病的老年人的医疗支出要显著高于没有患慢性病的老年人。男性和城镇老年人比女性和农村老年人的医疗服务需求要多。文章未发现居住安排对老年人的医疗服务使用有显著影响。

由于中国城乡二元制度结构的特殊性，城镇和农村老年人在健康状况、收入水平和医疗资源可及性等方面表现出一定的差异，导致城镇和农村老年人的医疗服务使用行为呈现出不同的特点（王俊等，2008）。由于农村在基础设施和医疗卫生资源上与城市相比有一定的差距，因而农村老年人的医疗服务需求问题引起了学者们更多的关注。张明新等（2006）对湖北农村老年人的卫生需求进行了分析。作者利用逐步回归法发现各因素对门诊费用与住院费用的影响有区别，高龄老年人比低龄老年人的门诊费用更高。自评健康是老年人门诊支出的最主要影响因素，婚姻状况、性别和职业对门诊费用也有显著影响。影响老年人住院费用的最重要因素是教育程度。此外，医疗保险和性别也会影响住院支出。阎竣和陈玉萍（2010）分析了各年龄段农村人群使用医疗资源的情况。利用湖北和四川两省四个县的农户调查数据，作者对医疗费用进行了分解，发现老年人占用的医疗资源份额只比其人口比重多 6% 左右，80 岁以上高龄老年人占用的医疗资源份额甚至还要低于其人口比重。此外，女性和贫困家庭中的老年人只占用了很少的医疗资源，这意味着对农民特别是对农村老年人群的医疗保障亟需改善。阎竣和陈玉萍（2010）还发现农村年轻人占用了较多的医疗资源。对于这个结果作者的解释是人口流动的选择效应发挥了作用，即体弱多病的农村年轻人更可能留在农村以及外出打工的年轻人患病后返乡使得留在农村的这部分年轻人群的健康水平实际上低于农村年轻人整体的平均健康水平。宋璐和左冬梅（2010）对安徽巢湖地区 60 岁以上老年人的医疗服务需求进行了分析，作者详细考察了男性和女性的医疗服务需求差异，尤其是考虑到了代际支持对医疗服务需求的影响。文

章发现女性发生医疗支出的可能性要高于男性，但女性的医疗支出水平要低于男性，在住院服务上尤为显著。老年人的医疗支出随着年龄的增加呈下降趋势，代际支持即子女的照料会增加医疗服务使用倾向。何莎莎等（2012）对浙江、河南、重庆和青海等四省市进行了研究，作者以体检作为衡量农村老年人使用公共卫生服务的指标，以多因素 Logistic 回归分析了影响老年人医疗服务需求的因素。文章发现女性、高文化水平和高收入的老年人利用了更多的公共卫生服务，医疗资源的可及性即老年人住处到医疗机构的距离不影响老年人对公共卫生服务的需求。周律等（2013）对安徽省巢湖农村地区老年人的门诊服务利用进行研究后发现，年龄越大的老年人使用的医疗服务反而越少。女性和已婚老年人使用了更多的门诊服务，自评健康越好的老年人对医疗服务需求越小。但是，文章未发现收入和教育水平对老年人的医疗服务需求有影响。

大量研究均表明医疗保险在医疗服务需求中具有重要的作用，如顾海等（2012）对中国居民的医疗服务需求进行了分析，作者发现年龄、性别、收入和教育水平对城乡居民的医疗支出没有显著影响，医疗保险制度上的差异是导致城市和农村居民医疗支出差异的主要因素。一些国内学者选择从医疗保险这个角度考察老年人的医疗服务需求。殷少华和邹凌燕（2006）对东营市农村老年人的卫生服务使用及其影响因素的研究发现较低的收入是导致老年人患病后未及时就诊的主要原因。职业、与医疗机构的距离和健康状况是影响老年人就诊率的重要因素，基本医疗保险对老年人的就诊行为有积极作用。黄枫和甘犁（2010）从经济学角度对老年人的健康需求影响因素进行了实证研究。结果显示基本医疗保险会增加老年人的医疗支出，老年人的医疗支出随年龄的增加而增加。已婚和较高职业地位的老年人的医疗支出更高，收入的增加反而会减少老年人的医疗支出。老年人医疗费用没有表现出城乡和性别差异。刘国恩等（2011）采用 2005 年中国老年健康长寿调查数据考察了中国 65 岁以上老年人群的医疗服务需求，实证研究的结果显示老人是否就诊的主要决定因素是自身的健康状况。有基本医疗保险会显著增加老人患病后及时就医的机率和医疗总支出，老年人的医疗支出随年龄的增加反而呈现出下降的趋势。作者还发现女性和城镇老年人的医疗支出分别高于男性和农村老年人，较差的健康水平和自评健康以及较高的收入会增加老年人的医疗

支出。此外，医疗支出还表现出区域差异。除了发现医疗保险会降低家庭的经济负担外，文章对老年人家庭医疗支出的分析发现其他因素有类似影响。除了基本医疗保险外，也有学者尝试对商业医疗保险在老年人的医疗服务需求中的作用进行探讨。赖国毅（2012）的研究显示医疗保险是增加老年人医疗服务使用的重要因素，年龄、性别、居住安排和文化水平对老年人的就医决策和医疗支出没有显著影响。作者进一步对老年人的商业医疗保险需求特点进行了分析，结果表明各年龄段老年人对商业医疗保险的需求并无显著差异。文化水平和健康状况也不是决定老年人商业医疗保险需求的主要因素。收入系数虽然具有统计学意义上的显著性，然而系数非常接近零，表明经济因素的作用不大。老年人对商业医疗保险的需求主要受自评健康状况和居住安排的影响，同时这种需求还表现出城乡与性别上的差异。一些学者还分别对医疗保险在城乡老年人医疗服务需求中的作用进行了研究。胡宏伟等（2012）发现医疗保险使得城市和男性老年人一年的医疗费用支出分别增加了1200多元和900多元。城乡和男女老年人医疗保险参保状况的差异是造成女性和农村老年人医疗支出变化不显著的主要原因。但是王翌秋和雷晓燕（2011）发现新型农村合作医疗显著降低了就诊老年人的自付医疗费用，并且增加了农村老年人使用预防性医疗服务的概率。温劭君和宋世斌（2013）发现医疗保险降低了农村老年人自付医疗费用的概率，但是参加医疗保险却增加了老年人的总医疗支出。杨清红（2013a, 2013b）则发现医疗保障总体上降低了老年人所在家庭的经济负担，但是城市老年人的家庭医疗支出反而会由于参加医疗保险而增加。尽管多数研究均发现医疗保险会显著影响医疗费用，然而也有学者发现医疗保险对医疗费用实际上并没有太大影响，经济和健康状况才是决定医疗费用的关键变量（薛伟玲和陆杰华，2012）。

尽管年龄的增加往往带来医疗服务需求的增加。但是，对于老年人而言，随着年龄的增加，医疗服务需求并不一定会增加，即高龄老年人使用的医疗卫生资源可能会比低龄老年人少。经济状况（能力因素）和健康状况（需要因素）是老年人医疗服务需求的主要决定因素。较低的收入会减少老年人对卫生服务的利用，而基本医疗保险在中国老年人的医疗服务需求中具有重要的作用。通过向患者或医疗机构提供补贴，医疗保险直接降低了医疗服务的价格，从而增加了老年人使用医疗服务的机率，有效遏制了低收入对老年人

使用医疗服务的不利影响。作为需要因素的健康状况，包括客观健康指标如是否患有慢性病和主观自评健康状况，与老年人的医疗服务需求存在密切联系。老年人的健康状况越差，对医疗服务的需求就越多。由于中国城乡发展的不均衡，导致城市和农村老年人以及各地区老年人的卫生服务利用及其影响因素有较大差异。居住安排也可能会影响老年人的就医行为。但是，不同性别、教育水平的老年人群对医疗服务的需求是否存在差异尚没有统一而明确的结论。

4.4 研究设计

4.4.1 数据说明

本章的实证研究采用了北京大学国家发展研究院的中国健康与养老追踪调查数据（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）^①。CHARLS 受美国国家老龄化研究所（National Institute on Aging）、世界银行（World Bank）和中国国家自然科学基金资助，其专家顾问委员会成员包括北京大学、中国社会科学院、中国人民大学、哈佛大学、斯坦福大学和兰德公司等国内外知名研究机构的专家。该项目通过收集中国 45 岁及以上中老年人个人和家庭的微观数据，旨在分析中国的人口老龄化问题，推动中国老龄化问题的跨学科研究。CHARLS 的调查内容包括个人基本信息、家庭结构、经济状况、健康状况、医疗服务利用、医疗保险参保情况、消费水平以及社区信息等。北京大学国家发展研究院于 2011 年正式启动了全国范围内的 CHARLS 基线调查，在抽样设计上，CHARLS 按照人口规模比例的概率抽取了个体和家庭样本。整个调查覆盖了中国 28 个省份的 150 个县（区），450 个村（社区），共收集了 10257 个家庭的 17708 个人样本。

表 4-1 显示了本文所用的 CHARLS 数据中各年龄段受访者的性别、户口和居住地的比例。从表中观察到，60 岁以上老年受访者的比例占到了 43.5%，65 岁以上老年受访者的比例占到了 27.1%，各年龄段样本比例随着年龄的增加而减少。受访的中老年人中，男性和女性几乎各占一半。50 岁以下受访者

^① <http://charls.nsd.edu.cn> 对 CHARLS 的研究设计等进行了详细的介绍。

中女性比例显著高于男性，超过 50 岁的受访者中男性比例高于女性。但是 80 岁以上的高龄老年人中，女性比例反过来又高于男性，这种情况与女性预期寿命高于男性的事实相吻合。受访的中老年人中，只有 22% 有城镇户口，但是按照受访者的居住地来看，有 40% 的受访者居住在城镇。两种原因可能造成了这种现象。一是中国的经济发展推动了城镇化水平的提高，由于城市的基础设施和公共服务较为完善，同时有更好的个人发展机会，使得大量的农村人口流动到城市寻找工作或是定居，或者是与居住在城镇地区的子女共同生活。二是中国的户籍制度没有跟上中国社会和经济快速发展的步伐，使得大量实际上已经成为城市人口的农村居民无法得到城镇户籍。上述两个原因导致了如表 4-1 所示的受访者户口和居住地不一致的现象。

表 4-1 CHARLS 数据基本信息（单位：%）

	合计	性别		户口		居住地	
		男	女	城镇	农村	城镇	农村
50 岁以下	21.8	19.1	24.3	19.9	22.3	22.7	21.2
50-54 岁	14.7	14.8	14.5	13.7	15.0	14.8	14.6
55-59 岁	20.0	20.6	19.5	19.0	20.3	19.7	20.2
60-64 岁	16.4	17.1	15.8	16.1	16.5	16.0	16.7
65-69 岁	10.5	11.2	9.8	11.2	10.3	9.5	11.1
70-74 岁	7.8	8.5	7.2	9.7	7.3	8.0	7.7
75-79 岁	5.1	5.3	4.9	6.2	4.7	5.5	4.8
80 岁以上	3.8	3.4	4.1	4.2	3.7	3.8	3.8
全部	100.0	47.9	52.1	22.0	78.0	40.5	59.5

注：表中数据均为按列统计的百分比。

根据 Andersen 的医疗服务需求分析框架，影响老年人医疗服务需求的因素包括倾向因素、能力因素和需要因素。能力因素中的医疗保险参保状况和需要因素中的健康状况与医疗服务需求高度相关。由于本文的研究重点是老年人的医疗服务需求，因此在了解 CHARLS 样本的基本情况后，需要进一步分析 60 岁以上老年人的医疗保险参保状况和健康状况。

表 4-2 个人医疗保险参保率（单位：%）

	合计	非老年人		老年人			
		男性	女性	合计	男性	女性	合计
城镇职工医疗保险	10.8	11.0	9.1	10.0	14.9	9.0	11.9
城镇居民医疗保险	5.0	4.8	5.2	5.0	4.0	6.1	5.1
新型农村合作医疗	73.6	74.2	76.1	75.2	69.6	73.5	71.5
公费医疗	2.1	2.0	0.7	1.3	4.7	1.5	3.1
商业医疗保险	2.5	3.6	3.3	3.4	1.3	1.1	1.2
其他医疗保险	0.8	0.9	0.8	0.9	0.9	0.7	0.8
无医疗保险	6.7	6.9	6.9	6.9	5.5	7.3	6.4

注：表中数据表示对应医疗保险的参保率；其他医疗保险包括医疗救助、生育保险等；部分地区将城镇居民医疗保险与新型农村合作医疗进行合并，推行统一的城乡居民医疗保险。由于仅有1%的老年人参加了城乡居民医疗保险，因此作者按照其户口类别为城镇或农村将其分别归入到城镇居民医疗保险或新型农村合作医疗两类医疗保险中。

表 4-2 显示的是 CHARLS 中 60 岁以上老年人的医疗保险参保情况，可以观察到非老年人与老年人的医疗保险参保状况较接近，超过 90% 的老年人拥有不同形式的基本医疗保险（包括城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、新型农村合作医疗和公费医疗）。参加新型农村合作医疗的老年人比例达到了 70%，与 CHARLS 受访者中的农村人口的高比例相一致。尽管女性老年人的医疗保险参保情况略差于男性老年人，但从总体上看，男性老年人与女性老年人在医疗保险参保率上并没有出现较大的差异。此外，超过 90% 的农村和城镇居民至少拥有一种医疗保险，在医疗保险参保状况上并没有出现较大的城乡差异。

接下来我们需要了解一下老年人的健康状况，健康状况主要以患病情况和自我健康评价状况来判断。对于老年人来讲，慢性病的患病状况是反映其健康状况的最常用指标，因此作者主要分析老年人的慢性病患病情况。表 4-3 是 CHARLS 中各年龄段人群的慢性病患病率。第 3-5 列是城镇老年人的慢性病患病率，第 6-8 列是农村老年人的慢性病患病率。一个显而易见的事实是城镇老年人的慢性病患病率要高于农村老年人。此外，城镇老年人的慢性病患病率的性别差异非常小，但是农村女性老年人的慢性病患病率要比男性高 5%^①。此外，高龄老年人与低龄老年人的慢性病发病率也没有表现出显著的

^① 城镇老年人发病率最高的五种慢性病依次是高血压、关节炎/风湿病、心脏病、血脂异常和消化系统疾病，农村老年人发病率最高的五种慢性病依次是关节炎/风湿病、高血压、消化系统疾病、慢性肺部疾病和心脏病。

差异。我们进一步利用 CHARLS 中的过去一个月是否生病来衡量老年人的健康状况，结果如表 4-4 所示。农村老年人群在过去一个月患病率随着年龄的增长呈上升的趋势，其中女性的患病率略高于男性。城镇老年人的过去一个月患病率要低于农村老年人。

表 4-3 60 岁以上老年人的慢性病患病率 (单位: %)

	合计	城镇		农村			
		男性	女性	合计	男性	女性	合计
60-64 岁	73.7	75.2	77.2	76.1	71.6	74.4	73.0
65-69 岁	76.6	76.5	83.8	79.6	72.2	79.2	75.8
70-74 岁	75.5	82.5	78.8	80.9	71.2	75.9	73.5
75-79 岁	74.3	78.1	78.3	78.2	68.7	76.7	72.9
80 岁以上	72.5	81.1	80.3	80.7	65.6	72.4	69.8
全部	74.7	77.9	79.4	78.6	70.9	75.9	73.5

表 4-4 60 岁以上老年人过去一个月的患病率 (单位: %)

	合计	城镇		农村			
		男性	女性	合计	男性	女性	合计
60-64 岁	11.0	5.4	14.1	9.4	11.2	11.9	11.5
65-69 岁	11.1	6.4	11.3	8.4	11.1	12.7	11.9
70-74 岁	13.0	14.5	7.6	11.6	12.9	14.3	13.6
75-79 岁	11.0	8.6	7.5	8.1	12.0	12.0	12.0
80 岁以上	13.5	9.2	10.5	9.8	15.3	14.3	14.7
全部	11.6	8.2	11.1	9.5	11.8	12.7	12.3

除了慢性病患病率和过去一个月患病率外，衡量健康状况的另一个指标是受访者的自我健康评价。没有生病并不意味着老年人不会出现身体不适，这些症状的出现同样表明老年人处于身体欠佳的状态，因此自我健康评价指标可以为全面衡量老年人的健康状况提供一个参考。表 4-5 描述了 CHARLS 受访老年人的自我健康评价情况，其中一半左右的受访老年人对自己的健康状况评价为一般。近 40% 的农村老年人认为自己的健康状况不好，而城镇老年人的这一比例仅为 25%，农村女性老年人的自我健康评价最低。女性老年人的自我健康评价要低于男性老年人，但是无论是城镇还是农村地区，女性老年人在每一类评价上与男性老年人相差均在 10% 以内。

表 4-5 60 岁以上老年人的自我健康评价（单位：%）

	合计	城镇		农村			
		男性	女性	合计	男性	女性	合计
好	19.6	24.3	20.6	22.6	19.9	17.6	18.7
一般	44.1	52.8	50.9	51.9	44.5	38.9	41.6
不好	36.3	23	28.5	25.5	35.6	43.4	39.6

注：自我健康评价以 CHARLS 问卷中的 DA001 和 DA002 为准，有极好、很好、好、一般、不好和很不好共六个选项，其中极好仅出现在 DA001 中，很不好仅出现在 DA002 中，由于受访者随机回答 DA001 或 DA002，因此作者把选项极好、很好、好合并为好，把选项不好、很不好合并为不好，从而将六个选项合并为三类。

4.4.2 实证方法

本章将利用 CHARLS 数据对老年人的医疗服务需求决定因素进行实证研究。实证研究包括两部分内容，分别对医疗服务使用特征及其影响因素和医疗费用支出及其影响因素进行研究。为了比较老年人和非老年人的医疗服务需求差异，本部分的实证研究首先对全部中老年人群进行分析，以判断年龄是否会影响医疗服务的需求。之后对老年人群样本和非老年人群样本分别进行实证分析，以比较两类人群医疗服务需求的影响因素差异。根据因变量的特点，这一部分的实证研究主要运用了微观计量经济学方法。

本部分研究的医疗服务使用特征主要包括两个方面，即是否使用了（某种形式的）医疗服务以及使用医疗服务的频次，前者一般以 0-1 二元变量表示，后者为非负整数。在经济学实证研究中，分别以 probit（或 logit）模型和计数模型两类受限因变量模型来对这两种因变量进行建模。通过式 4-1 的 probit 模型对是否使用医疗服务的影响因素进行估计。被解释变量 Y_i 表示个体 i 是否使用了（某种形式的）医疗服务，如是否体检、是否使用门诊服务、是否使用住院服务等，以 0、1 分别表示未使用医疗服务和使用了医疗服务。 X_i 表示包括年龄、性别、婚姻状况、教育水平等变量在内的倾向因素和包括收入，医疗保险参保状况等变量在内的能力因素以及需要因素即健康状况。式 4-1 中的 $F(\cdot)$ 表示正态分布函数。

$$E(Y_i | X_i) = P(Y_i = 1 | X_i) = F(\beta_0 + X_i\beta_1) \quad (\text{式 4-1})$$

在对是否利用医疗服务的影响因素进行分析之后，作者进一步对医疗服务使用频次的影响因素进行研究。由于医疗服务使用频次为非负整数，因此

需要用计数模型对其进行建模分析。最基本的计数模型是泊松回归模型，泊松回归模型的特点是泊松分布的等离散性，即期望与方差相等。然而，在大部分研究中，学者们发现因变量通常是过度离散分布的，即方差大于期望。负二项回归模型的设定摆脱了泊松回归模型的等离散性限制，因此常被用于处理因变量为非负整数的情况。此外，当参数取特定值时，负二项回归模型便退化为泊松回归模型，因此，泊松回归模型是负二项回归模型的特殊形式。

$$P(Y_i | X_i) = \frac{\Gamma(a^{-1} + Y_i)}{\Gamma(1 + Y_i)\Gamma(a^{-1})} \left(\frac{1}{1 + a\mu_i} \right)^{a^{-1}} \left(\frac{a\mu_i}{1 + a\mu_i} \right)^{Y_i} \quad (\text{式 4-2})$$

$$\mu_i = E(Y_i | X_i) = \exp(\beta_0 + X_i\beta_1) \quad (\text{式 4-3})$$

$$\text{Var}(Y_i | X_i) = \mu_i(1 + a\mu_i) \quad (\text{式 4-4})$$

式 4-2 到式 4-4 描述了负二项回归模型的模型设定， Y_i 代表了个体 i 使用医疗服务的次数，如一段时间内的门诊次数或是一段时间内的住院次数。显然 Y_i 为非负整数，其中对 Y_i 的期望 μ_i 作参数化处理， X_i 包括了倾向因素、能力因素和需要因素，包括年龄、性别、婚姻状况、教育程度、收入、医疗保险参保状况以及衡量健康状况的变量如自评健康水平、是否患慢性病等。 Y_i 的方差则大于其期望 μ_i ，满足因变量过度离散分布的性质。 $a=0$ 时负二项回归模型即退化为泊松回归模型，因此对 $a=0$ 的假设进行统计检验可以检验负二项回归模型的过度离散分布性质是否成立。对负二项回归模型采用极大似然法进行估计。

由于患者是否发生医疗支出受到多种因素的影响，并非随机行为，因此直接运用最小二乘法对个人医疗费用支出建模并进行参数估计所得到的结果并不具有一致性。在卫生经济研究中，经济学家们主要通过二部模型和样本选择模型对医疗费用支出的影响因素进行实证研究，关于这两个模型的起源、应用和比较在第三章的文献综述部分有详细的介绍，下面分别介绍这两个计量经济模型。

$$P(Y_i > 0 | X_{1i}) = P(D_i = 1 | X_{1i}) = \Phi(\beta_0 + X_{1i}\beta_1) \quad (\text{式 4-5})$$

$$\ln Y_i | Y_i > 0, X_{2i} = \log Y_i | D_i = 1, X_{2i} \sim N(a_0 + X_{2i}a_1, s^2) \quad (\text{式 4-6})$$

$$E(Y_i | X_i) = \Phi(\beta_0 + X_{1i}\beta_1) \exp(a_0 + X_{2i}a_1 + s^2 / 2) \quad (\text{式 4-7})$$

用二部模型对医疗费用支出进行建模时，实质上是将医疗费用支出分为

是否发生医疗支出和医疗支出多少两个过程。式 4-5 为是否发生医疗支出的 probit 模型，其中当医疗支出 Y_i 大于 0 时， $D_i=1$ ，当 Y_i 等于 0 时， $D_i=0$ 。 X_{1i} 代表影响个体 i 是否发生医疗支出的各种因素，如年龄、性别、医疗保险参保状况、收入等。式 4-6 表示在发生医疗支出的前提下，医疗支出的条件分布服从对数正态分布。对对数医疗支出的期望作参数化处理，即在发生医疗支出的条件下，对数医疗支出符合期望为 $a_0+X_{2i}a_1$ ，方差为 s^2 的正态分布，通常用最小二乘法对式 4-6 进行估计。利用 $E(Y|X)=P(Y>0|X) \times E(Y|Y>0,X)$ 以及对数正态分布的性质—当 $\ln Y \sim N(\mu, s^2)$ 时， $E(Y)=\exp(\mu+s^2/2)$ —可以推导出医疗支出的无条件期望表达式，如式 4-7 所示。二部模型两部分式 4-5 和式 4-6 中的 X_{1i} 和 X_{2i} 包括的解释变量可以相同或不同，对式 4-5 和式 4-6 分别利用全部样本和发生了医疗支出即 Y_i 大于 0 的样本进行估计。

$$D_i^* = \beta_0 + X_{1i}\beta_1 + e_i \quad (\text{式 4-8})$$

$$Y_i^* = a_0 + X_{2i}a_1 + v_i \quad (\text{式 4-9})$$

$$e_i, v_i \sim N(0,0,1, s^2, \rho) \quad (\text{式 4-10})$$

样本选择模型与二部模型类似，将医疗支出分为是否选择支出和支出多少两部分。式 4-8 为选择方程，如果 $D_i^* > 0$ ，则 $D_i=1$ ，否则 $D_i=0$ 。当 $D_i=1$ 时，式 4-9 中的医疗费用 Y_i^* 即实际的医疗支出 Y_i 可以被观察到，否则医疗支出为 0。式 4-10 表示模型假定 e_i 和 v_i 服从二元联合正态分布，这个假定反映出样本选择模型与二部模型的关键区别。在二部模型中，两个阶段是相互独立的过程。而在样本选择模型中，允许两个阶段无法观测到的扰动因素存在一定的相关性，这种相关性的存在说明两阶段具有内在的联系而非相互独立的过程。对样本选择模型的估计有极大似然法和两步法，由于极大似然法得到的估计量更有效，本文将采用极大似然法估计样本选择模型。

4.5 实证结果

4.5.1 描述性分析

在进行实证分析之前，本节先对回归样本的解释变量进行描述。表 4-6

是用于实证研究的解释变量，这些变量涵盖了 Andersen 医疗服务需求理论中的三方面因素，是影响医疗服务的潜在变量。从表中观察到，老年人的平均年龄为 68.2 岁，受访者中男性和女性几乎各占一半。已婚老年人的比例仅有 79.1%，比非老年人受访者的已婚比例要低 15%，这是因为老年人中丧偶的比例较高。老年人的文化水平普遍偏低，仅有 43% 的老年人达到小学文化水平，而非老年人群的这一比例超过 60%。同时，仍有一半的老年人从事有酬劳动。与较高的农村老年人比例相对应的是，各种医疗保险的参保人群中新型农村合作医疗的参保老年人比例最高，但仍然有约 6% 的老年人没有任何形式的医疗保险。收入是影响医疗服务需求的重要变量，在 CHARLS 调查中，收入来源分为个人和家庭，其中对来自家庭的收入按人均处理后计入每个家庭成员的收入中。整个 CHARLS 受访者的家庭人均年收入约为 6836 元，其中老年人的人均年收入约为 5454 元，显著低于非老年人。75% 的老年人患有慢性病，显著高于非老年人群，此外，老年人的自评健康状况比非老年人群要差，表明老年人的健康状况差于非老年人群。

表 4-6 老年人医疗服务需求解释变量描述统计

解释变量	说明	合计	老年人	非老年人
年龄		58.7 (9.944)	68.2 (6.921)	51.8 (4.770)
性别	女性=1, 男性=0	0.514 (0.500)	0.483 (0.500)	0.536 (0.499)
婚姻	已婚=1, 其他=0	0.880 (0.325)	0.791 (0.407)	0.946 (0.227)
城乡	城镇=1, 农村=0	0.390 (0.488)	0.383 (0.486)	0.396 (0.489)
小学以上	小学以上=1, 其他=0	0.551 (0.497)	0.427 (0.495)	0.642 (0.479)
工作	在工作=1, 未工作=0	0.703 (0.457)	0.533 (0.499)	0.828 (0.378)
城镇职工医疗保险	城镇职工医疗保险=1, 无=0	0.109 (0.312)	0.122 (0.327)	0.100 (0.300)
城镇居民医疗保险	城镇居民医疗保险=1, 无=0	0.046 (0.210)	0.045 (0.207)	0.047 (0.212)
新型农村合作医疗	新型农村合作医疗=1, 无=0	0.755 (0.430)	0.736 (0.441)	0.769 (0.422)
公费医疗	公费医疗=1, 无=0	0.021 (0.143)	0.031 (0.174)	0.013 (0.115)

商业医疗保险	商业医疗保险=1, 无=0	0.025 (0.156)	0.012 (0.109)	0.034 (0.182)
其他医疗保险	其他医疗保险=1, 无=0	0.008 (0.089)	0.007 (0.083)	0.009 (0.094)
无医疗保险	无医疗保险=1, 否则=0	0.061 (0.239)	0.058 (0.233)	0.063 (0.243)
人均年收入		6836.3 (11553.4)	5453.7 (8335.8)	7852.3 (13344.8)
慢性病	患慢性病=1, 无慢性病=0	0.673 (0.469)	0.749 (0.434)	0.618 (0.486)
自评健康好	自评健康好=1, 其他=0	0.240 (0.427)	0.197 (0.398)	0.271 (0.445)
自评健康一般	自评健康一般=1, 其他=0	0.466 (0.499)	0.443 (0.497)	0.484 (0.500)
自评健康差	自评健康好=1, 其他=0	0.294 (0.455)	0.360 (0.480)	0.245 (0.430)
样本数		16040	6794	9246

注：括号内为标准差。

在对样本进行统计描述后，本小节接下来对衡量老年人医疗服务需求的各变量即老年人的医疗服务使用和医疗费用支出特征进行描述。作者使用最近半年是否体检、最近一年是否体检、过去一个月是否有门诊经历、过去一个月门诊次数、过去一年是否住院以及过去一年住院次数来衡量老年人的医疗服务需求。表 4-7 描述了老年人的医疗服务使用特征。可以观察到，所有衡量医疗服务使用特征的指标均表明老年人使用医疗服务的概率更大，使用医疗服务的次数也更多。常规体检是最基本的预防性医疗服务，可以作为衡量医疗服务使用的基本指标。表 4-7 显示最近半年和一年内分别有 31.3%和 47.9%的老年人进行了常规体检，高于全部人群的体检参与率。受访老年人在过去一个月内的门诊率和门诊次数分别为 21.5%和 0.489 次，在过去一年内的住院率和住院次数分别为 12.2%和 0.181 次，高于 CHARLS 全体受访者的门诊和住院平均使用率。

表 4-7 老年人医疗服务使用特征描述统计

	全人群			老年人群		
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
最近半年是否体检	0.298	0.457	13176	0.313	0.464	5877
最近一年是否体检	0.459	0.498	13176	0.479	0.500	5877
过去一月是否门诊	0.193	0.395	17390	0.215	0.411	7583
过去一月门诊次数	0.408	1.354	17651	0.489	1.573	7681
过去一年是否住院	0.091	0.287	17477	0.122	0.327	7606
过去一年住院次数	0.128	0.559	17473	0.181	0.689	7604

注：最近半年是否体检、最近一年是否体检、过去一月是否门诊、过去一年是否住院均以 1 表示有使用该医疗服务的经历，0 表示未使用该医疗服务。

作者进一步来分析医疗费用支出的特征，这部分所涉及的医疗费用均指总费用支出。表 4-8 描述了 CHARLS 全体受访者和老年人受访者的医疗费用支出情况。与表 4-7 中的医疗服务使用特征一样，老年人的医疗费用支出要高于全人群的平均水平，老年人使用了更多的医疗资源得到了 CHARLS 数据的直观支持。在过去一个月内，老年人的平均门诊费用是 173.8 元，高于全人群的平均门诊费用 157.4 元。同时老年人的一年平均住院费用是 1049.6 元，超过全人群一年平均住院费用 753.0 元大约三分之一。尽管表 4-7 和表 4-8 中描述的所有衡量医疗服务使用的指标均显示老年人使用了更多的医疗卫生服务，然而并不能就此对年龄在医疗服务需求中的作用下结论。表 4-6 显示，老年人群与非老年人群在社会经济指标上存在一定的差异，因此也可能是这种差异而非年龄决定了两类人群的医疗服务需求差异。本文需要把所有相关的解释变量纳入到上文所述的计量经济模型中进行回归分析，以判断各变量是否会影响医疗服务需求，尤其是年龄变量在医疗服务需求模型中是否显著。

表 4-8 老年人医疗费用支出描述统计

	全人群			老年人群		
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
过去一个月门诊费用	157.4	1959.7	17651	173.8	1400.0	7681
过去一年住院费用	753.0	4929.2	17647	1049.6	5986.1	7679

4.5.2 年龄及其他因素对医疗服务使用的影响

表 4-9 是否利用医疗服务（体检）的影响因素

解释变量	全体		老年人		非老年人	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.001 (0.002)	0.004** (0.001)	-0.001 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.004 (0.003)
女性	0.100*** (0.026)	0.078*** (0.025)	0.064 (0.040)	0.038 (0.038)	0.128*** (0.036)	0.107*** (0.034)
已婚	0.006 (0.041)	0.034 (0.039)	-0.029 (0.050)	0.071 (0.048)	0.069 (0.075)	-0.019 (0.070)
城镇地区	0.134*** (0.030)	0.062** (0.028)	0.082* (0.046)	-0.003 (0.044)	0.177*** (0.039)	0.107*** (0.037)
小学以上	0.037 (0.029)	0.050* (0.027)	0.060 (0.043)	0.042 (0.041)	0.024 (0.039)	0.049 (0.037)
工作	-0.117*** (0.031)	-0.065** (0.030)	-0.090** (0.045)	-0.110*** (0.042)	-0.165*** (0.045)	-0.038 (0.043)
城镇职工医疗保险	0.141** (0.057)	0.221*** (0.054)	-0.106 (0.091)	-0.015 (0.087)	0.312*** (0.075)	0.376*** (0.072)
城镇居民医疗保险	0.100 (0.070)	0.133** (0.067)	0.026 (0.109)	0.063 (0.105)	0.146 (0.093)	0.166* (0.088)
新型农村合作医疗	0.122** (0.048)	0.139*** (0.046)	0.001 (0.076)	0.042 (0.073)	0.216*** (0.063)	0.201*** (0.060)
公费医疗	0.223*** (0.085)	0.279*** (0.083)	0.053 (0.117)	0.158 (0.114)	0.379*** (0.130)	0.350*** (0.128)
商业医疗保险	0.355*** (0.073)	0.294*** (0.073)	0.155 (0.165)	0.096 (0.164)	0.399*** (0.082)	0.330*** (0.081)
其他医疗保险	0.068 (0.129)	0.118 (0.123)	0.341* (0.199)	0.309 (0.202)	-0.179 (0.177)	-0.024 (0.159)
log 年均人收入	-0.010 (0.009)	0.009 (0.008)	0.013 (0.013)	0.016 (0.013)	-0.026** (0.012)	0.007 (0.012)
慢性病	0.135*** (0.029)	0.083*** (0.027)	0.139*** (0.047)	0.126*** (0.044)	0.133*** (0.037)	0.062* (0.034)
自评健康一般	0.030 (0.032)	0.022 (0.030)	0.110** (0.052)	0.131*** (0.049)	-0.024 (0.041)	-0.043 (0.039)
自评健康差	0.139*** (0.037)	0.102*** (0.035)	0.227*** (0.056)	0.179*** (0.053)	0.071 (0.050)	0.052 (0.047)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-7105.4	-8068.3	-3157.7	-3518.5	-3920.4	-4525.1
样本量	11804	11804	5133	5133	6671	6671

注：第 1、3、5 列的因变量为最近 6 个月内是否体检，第 2、4、6 列的因变量为最近 1 年内是否体检；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

本节主要是分析医疗服务使用方式的影响因素，利用是否参加常规体检，是否使用门诊、住院服务，以及医疗服务使用次数作为因变量来分析其影响因素。本部分的实证研究不仅对全部中老年人群进行分析，也会进一步分别

对老年人和非老年人子样本进行实证分析。作者首先来分析体检使用的影响因素。表 4-9 以是否参加常规体检作为因变量，研究预防性医疗服务需求的影响因素。模型 1 和模型 2 对全部人群在最近六个月和最近一年内是否体检的影响因素进行了估计，结果显示年龄的系数为正，其中一年内是否体检模型中的年龄在 5%水平上显著。这个结果表明老龄化会增加对预防性医疗服务的需求。同时对老年人和非老年人分别进行回归的结果中年龄均不显著，表明医疗服务需求的差异主要是由非老年人和老年人之间的年龄差异造成的。估计结果还显示女性比男性更倾向于使用预防性医疗服务，但是男性和女性老年人对预防性医疗服务的使用倾向无显著差异。城镇居民的体检利用率更高，表明城乡医疗资源配置上的差异即医疗服务可及性对医疗服务需求有显著影响。有工作会显著抑制个人参加体检的倾向。医疗保险对非老年人群使用体检具有积极作用，但是几乎不影响老年人是否参加体检。慢性病、自评健康差的系数均显著为正则表明较差的健康状况会使受访者更加关注自身的健康，从而使用更多的预防性医疗服务。此外，健康状况对老年人群使用体检的影响要大于非老年人群。总体上看，除健康状况外，倾向因素和能力因素对老年人的预防性医疗服务需求没有太大影响。

接下来作者分析哪些因素会影响受访者是否使用门诊和住院服务。表 4-10 是过去一个月是否使用门诊以及过去一年内是否使用住院服务的 probit 模型估计结果。估计结果显示，无论是全部人群，老年人群还是非老年人群，年龄对使用门诊服务的倾向均无显著影响。对全体样本是否住院影响因素的估计结果中，年龄的系数为正，且在 1%水平上显著，表明老龄化或年龄的增加使得个人利用住院医疗服务的倾向更高。从全体样本、老年人样本和非老年人样本的估计结果来看，各变量对是否使用门诊和住院服务的影响表现出一定的差异。但是无论是全部样本还是分样本，回归的系数符号和显著性总体上是一致的，因此我们主要以老年人样本的估计结果为例进行解释。首先，随着年龄的增加，老年人使用住院服务的概率越来越高。其次，女性老年人比男性老年人使用门诊服务的倾向更高，但使用住院服务的倾向要低。已婚的老年人使用住院服务的概率更大，但是不影响老年人使用门诊服务的倾向。城镇老年人利用住院服务的概率更高，再一次表明医疗服务的可及性对医疗服务需求存在影响。估计结果显示，各种形式的医疗保险也会增加老年人对

医疗服务的利用，然而收入对医疗服务利用却没有显著影响。与体检模型一致的是，老年人对门诊和住院服务的利用与否同样受到健康水平的影响，健康状况越差，对门诊和住院服务的使用倾向就越高。衡量客观健康水平的是否患慢性病变量和衡量主观健康水平的自评健康变量的系数估计结果均有力地支持了这一点。

表 4-10 是否利用门诊和住院服务的影响因素

解释变量	全体		老年人		非老年人	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.001 (0.001)	0.007*** (0.002)	-0.001 (0.003)	0.009*** (0.003)	-0.001 (0.004)	0.002 (0.005)
女性	0.125*** (0.026)	-0.104*** (0.032)	0.069* (0.039)	-0.108** (0.045)	0.171*** (0.035)	-0.101** (0.046)
已婚	0.017 (0.039)	0.144*** (0.049)	-0.001 (0.047)	0.169*** (0.057)	0.021 (0.072)	0.053 (0.095)
城镇地区	0.004 (0.029)	0.098*** (0.037)	-0.003 (0.045)	0.131** (0.053)	0.012 (0.038)	0.076 (0.051)
小学以上	-0.010 (0.028)	-0.036 (0.035)	-0.007 (0.042)	0.004 (0.050)	-0.010 (0.038)	-0.086* (0.049)
工作	-0.037 (0.031)	-0.335*** (0.037)	-0.027 (0.043)	-0.272*** (0.050)	-0.044 (0.045)	-0.392*** (0.054)
城镇职工医疗保险	0.159*** (0.058)	0.371*** (0.069)	0.209** (0.090)	0.406*** (0.102)	0.117 (0.079)	0.339*** (0.098)
城镇居民医疗保险	0.111 (0.072)	0.169** (0.086)	0.074 (0.112)	0.097 (0.127)	0.155* (0.094)	0.258** (0.118)
新型农村合作医疗	0.199*** (0.047)	0.267*** (0.059)	0.220*** (0.075)	0.234*** (0.088)	0.199*** (0.063)	0.316*** (0.083)
公费医疗	0.222** (0.091)	0.307*** (0.102)	0.095 (0.123)	0.288** (0.132)	0.442*** (0.137)	0.350* (0.183)
商业医疗保险	0.146* (0.077)	0.159* (0.096)	0.374** (0.163)	0.152 (0.202)	0.086 (0.088)	0.170 (0.109)
其他医疗保险	0.179 (0.131)	0.412*** (0.145)	0.335 (0.209)	0.589*** (0.216)	0.079 (0.172)	0.239 (0.211)
log 年均人收入	0.014* (0.008)	0.002 (0.011)	0.017 (0.012)	-0.007 (0.015)	0.012 (0.012)	0.009 (0.015)
慢性病	0.371*** (0.029)	0.283*** (0.038)	0.348*** (0.047)	0.354*** (0.060)	0.382*** (0.037)	0.234*** (0.050)
自评健康一般	0.300*** (0.035)	0.287*** (0.047)	0.227*** (0.055)	0.321*** (0.072)	0.344*** (0.045)	0.261*** (0.062)
自评健康差	0.744*** (0.038)	0.708*** (0.049)	0.688*** (0.057)	0.774*** (0.073)	0.780*** (0.051)	0.645*** (0.068)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-7177.0	-4314.1	-3256.0	-2235.9	-3910.3	-2067.2
样本量	15549	15627	6593	6614	8956	9013

注：第 1、3、5 列的因变量为最近 1 个月是否使用门诊服务，第 2、4、6 列的因变量为最近 1 年内是

否住院；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

表 4-11 使用门诊和住院次数的影响因素

解释变量	全体		老年人		非老年人	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.007 ^{***} (0.003)	0.016 ^{***} (0.003)	0.001 (0.005)	0.019 ^{***} (0.006)	0.008 (0.007)	-0.004 (0.010)
女性	0.179 ^{***} (0.046)	-0.245 ^{***} (0.062)	0.018 (0.069)	-0.210 ^{**} (0.084)	0.344 ^{***} (0.062)	-0.311 ^{***} (0.094)
已婚	0.090 (0.069)	0.248 ^{***} (0.091)	0.052 (0.084)	0.252 ^{**} (0.106)	0.056 (0.127)	0.208 (0.194)
城镇地区	0.126 ^{**} (0.051)	0.145 ^{**} (0.070)	0.136 [*] (0.079)	0.180 [*] (0.097)	0.130 [*] (0.067)	0.128 (0.101)
小学以上	-0.100 ^{**} (0.049)	-0.081 (0.067)	-0.113 (0.074)	0.035 (0.090)	-0.066 (0.067)	-0.250 ^{**} (0.100)
工作	-0.129 ^{**} (0.053)	-0.711 ^{***} (0.068)	-0.113 (0.074)	-0.561 ^{***} (0.092)	-0.113 (0.078)	-0.859 ^{***} (0.102)
城镇职工医疗保险	0.206 ^{**} (0.105)	0.646 ^{***} (0.143)	0.459 ^{***} (0.162)	0.682 ^{***} (0.193)	-0.032 (0.142)	0.597 ^{***} (0.227)
城镇居民医疗保险	0.085 (0.128)	0.363 ^{**} (0.173)	0.040 (0.201)	0.192 (0.239)	0.156 (0.166)	0.575 ^{**} (0.258)
新型农村合作医疗	0.299 ^{***} (0.085)	0.557 ^{***} (0.127)	0.469 ^{***} (0.135)	0.449 ^{***} (0.173)	0.210 [*] (0.109)	0.688 ^{***} (0.196)
公费医疗	0.339 ^{**} (0.157)	0.698 ^{***} (0.197)	0.297 (0.216)	0.734 ^{***} (0.239)	0.584 ^{**} (0.243)	0.480 (0.401)
商业医疗保险	0.142 (0.141)	0.280 (0.191)	0.418 (0.298)	0.045 (0.404)	0.081 (0.160)	0.381 [*] (0.217)
其他医疗保险	0.623 ^{***} (0.222)	0.628 ^{**} (0.287)	1.119 ^{***} (0.349)	0.725 [*] (0.409)	0.158 (0.303)	0.502 (0.419)
log 年均人收入	0.018 (0.015)	0.015 (0.021)	0.023 (0.023)	-0.010 (0.028)	0.006 (0.021)	0.044 (0.032)
慢性病	0.630 ^{**} (0.053)	0.603 ^{***} (0.080)	0.647 ^{***} (0.084)	0.665 ^{***} (0.119)	0.603 ^{***} (0.067)	0.558 ^{***} (0.109)
自评健康一般	0.440 ^{***} (0.062)	0.719 ^{***} (0.104)	0.260 ^{***} (0.097)	0.766 ^{***} (0.151)	0.559 ^{***} (0.082)	0.669 ^{***} (0.145)
自评健康差	1.271 ^{***} (0.066)	1.560 ^{***} (0.106)	1.058 ^{***} (0.100)	1.627 ^{***} (0.151)	1.446 ^{***} (0.090)	1.494 ^{***} (0.150)
a	4.011 ^{***} (0.126)	3.069 ^{***} (0.208)	4.090 ^{***} (0.180)	2.943 ^{***} (0.248)	3.836 ^{***} (0.174)	3.181 ^{***} (0.367)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-11895.3	-5408.9	-5631.4	-2960.5	-6240.2	-2434.9
样本量	15639	15624	6617	6612	9022	9012

注：第 1、3、5 列的因变量为最近 1 个月的门诊次数，第 2、4、6 列的因变量为最近 1 年内的住院次

数；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

表4-11是以门诊次数和住院次数作为因变量，对医疗服务使用频次的的影响因素进行实证研究的负二项回归模型的估计结果。在全部样本的第1列和第2列估计结果中，年龄的系数显著为正，表明无论是以门诊还是以住院次数衡量医疗服务使用，老年人对医疗服务的利用都要高于非老年人。无论是老年人还是非老年人，女性都比男性利用了更多的门诊服务，而男性比女性使用了更多的住院服务。已婚老年人的住院服务利用率更高，同时城镇老年人在门诊和住院次数上均多于农村老年人。医疗保险对老年人的医疗服务使用倾向有积极影响。然而与前面的发现一致的是，收入对老年人和非老年人的医疗服务使用频次均没有显著影响。此外，有工作对医疗服务使用存在负面影响。健康状况变量的系数均在1%的水平上显著，表明需要因素在医疗服务需求中扮演着重要的角色。6个模型的似然比检验均拒绝了离散分布系数 $\alpha=0$ 的零假设，表明泊松回归模型的等离散分布性质即方差与期望相等的假定没有满足。因此，运用负二项回归模型对医疗服务频次进行实证分析的结果是可靠的。

在表4-11的估计结果基础上，作者进一步估计了各变量的边际效应，如表4-12所示。从结果可以计算出，60岁的老年人比50岁的中年人一个月内门诊次数和一年内住院次数平均要多0.03次和0.02次，而80岁的老年人比60岁的老年人每年住院次数要多0.06次。女性一个月内利用的门诊服务比男性平均多0.08次。城镇老年人平均每月多看0.06次门诊，每年多住0.02次院。医疗保险中城镇职工医疗保险和新型农村合作医疗具有较大的边际效应，平均来讲，参加城镇职工医疗保险的受访者一个月内门诊次数和一年内住院次数大概分别会比没有医疗保险的人多0.1次和0.11次，新型农村合作医疗则会增加参加者一个月的门诊次数0.12次，一年内的住院次数0.07次。对老年人而言，参加城镇职工医疗保险使得老年人一个月内多看门诊约0.29次，一年内多住院约0.16次，作用非常显著。新型农村合作医疗则使得老年人一个月内的门诊次数增加0.22次，一年内的住院次数增加0.08次。从系数上看，医疗保险参保状况对老年人医疗服务需求的影响比非老年人要显著。健康状况的作用也非常显著，并且对门诊服务利用次数的影响要大于住院服务。

表 4-12 解释变量对门诊和住院服务使用次数的边际效应

解释变量	全体		老年人		非老年人	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.003 ^{***} (0.001)	0.002 ^{***} (0.000)	0.001 (0.003)	0.003 ^{***} (0.001)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.001)
女性	0.077 ^{***} (0.020)	-0.031 ^{***} (0.008)	0.009 (0.036)	-0.038 ^{**} (0.015)	0.123 ^{***} (0.022)	-0.028 ^{***} (0.009)
已婚	0.038 (0.028)	0.029 ^{***} (0.010)	0.026 (0.042)	0.043 ^{**} (0.017)	0.020 (0.045)	0.016 (0.014)
城镇地区	0.055 ^{**} (0.023)	0.019 ^{**} (0.009)	0.072 [*] (0.042)	0.033 [*] (0.018)	0.049 [*] (0.026)	0.011 (0.009)
小学以上	-0.043 ^{**} (0.021)	-0.010 (0.008)	-0.058 (0.038)	0.006 (0.016)	-0.025 (0.025)	-0.022 ^{**} (0.009)
工作	-0.057 ^{**} (0.024)	-0.095 ^{***} (0.010)	-0.059 (0.038)	-0.098 ^{***} (0.016)	-0.043 (0.031)	-0.094 ^{***} (0.014)
城镇职工医疗保险	0.097 [*] (0.054)	0.107 ^{***} (0.031)	0.288 ^{**} (0.123)	0.161 ^{***} (0.060)	-0.012 (0.051)	0.067 ^{**} (0.033)
城镇居民医疗保险	0.038 (0.060)	0.055 [*] (0.031)	0.021 (0.108)	0.038 (0.052)	0.062 (0.071)	0.065 [*] (0.038)
新型农村合作医疗	0.120 ^{***} (0.032)	0.065 ^{***} (0.014)	0.221 ^{***} (0.060)	0.077 ^{***} (0.029)	0.073 ^{**} (0.036)	0.052 ^{***} (0.014)
公费医疗	0.174 [*] (0.094)	0.125 ^{**} (0.049)	0.178 (0.149)	0.191 ^{**} (0.087)	0.292 [*] (0.160)	0.053 (0.056)
商业医疗保险	0.066 (0.070)	0.041 (0.032)	0.268 (0.233)	0.008 (0.076)	0.031 (0.064)	0.040 (0.027)
其他医疗保险	0.372 ^{**} (0.178)	0.110 (0.067)	1.054 [*] (0.545)	0.191 (0.151)	0.063 (0.131)	0.056 (0.060)
log 年均收入	0.008 (0.007)	0.002 (0.003)	0.012 (0.012)	-0.002 (0.005)	0.002 (0.008)	0.004 (0.003)
慢性病	0.229 ^{***} (0.017)	0.063 ^{***} (0.007)	0.273 ^{***} (0.030)	0.096 ^{***} (0.014)	0.193 ^{***} (0.020)	0.042 ^{***} (0.007)
自评健康一般	0.210 ^{***} (0.034)	0.110 ^{***} (0.020)	0.143 ^{**} (0.057)	0.174 ^{**} (0.045)	0.233 ^{***} (0.040)	0.067 ^{***} (0.018)
自评健康差	0.661 ^{***} (0.050)	0.251 ^{***} (0.027)	0.593 ^{***} (0.071)	0.358 ^{***} (0.053)	0.720 ^{***} (0.071)	0.176 ^{***} (0.028)
样本量	15639	15624	6617	6612	9022	9012

注：解释变量边际效应的估计结果分别与表 4-11 中的模型一一对应；括号内为 delta 标准误，*、**和***分别表示边际效应在 10%、5%和 1%的水平上显著。

上述的估计结果表明，无论是是否利用（某种形式的）医疗服务还是医

疗服务的利用频率，均表明老年人的医疗服务需求更多。然而正如在前文分析中所指出的，老年人的行动能力有限，需要他人的照料，因此与家人共同生活可能会影响老年人的医疗服务需求。作者加入家庭人数对是否使用门诊和住院服务模型中的年龄变量估计结果进行稳健性检验。表 4-13 和表 4-14 的估计结果显示，对全体样本的估计中，年龄对住院服务需求仍然具有显著的影响。此外，家庭人数是非老年人利用门诊服务的重要积极因素，然而家庭人数对老年人是否利用医疗服务没有显著影响。对这个结果，一种可能的解释是老年人一旦健康状况不佳，可能需要长期的持续照料，而家人由于工作等原因无法随时陪伴提供照料，可能会请保姆或他人代自己照顾父母。模型中其他变量的系数估计结果与基本模型较接近，表明估计结果是稳健的。

表 4-13 是否利用门诊和住院服务影响因素的稳健性检验—居住安排和年龄的影响

解释变量	全体		老年人		非老年人	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭人数	0.014** (0.007)	-0.004 (0.008)	-0.000 (0.009)	-0.004 (0.011)	0.031*** (0.010)	-0.000 (0.013)
年龄	0.001 (0.001)	0.007*** (0.002)	-0.001 (0.003)	0.009*** (0.003)	-0.002 (0.004)	0.002 (0.005)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-7174.7	-4314.0	-3256.0	-2235.8	-3905.4	-2067.2
样本量	15549	15627	6593	6614	8956	9013

注：第 1、3、5 列的因变量为最近 1 个月是否门诊，第 2、4、6 列的因变量为最近 1 年内是否住院；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著；其他变量与表 4-10 对应模型中的解释变量一致。

表 4-14 利用门诊和住院服务次数影响因素的稳健性检验—居住安排和年龄的影响

解释变量	全体		老年人		非老年人	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭人数	0.007 (0.012)	0.002 (0.016)	-0.022 (0.017)	0.008 (0.020)	0.035** (0.017)	0.001 (0.026)
年龄	0.008*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.000 (0.005)	0.019*** (0.006)	0.007 (0.007)	-0.004 (0.010)
a	4.011*** (0.126)	3.069*** (0.208)	4.084*** (0.180)	2.945*** (0.248)	3.831*** (0.174)	3.181*** (0.367)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-11895.2	-5408.9	-5630.5	-2960.4	-6238.2	-2434.9
样本量	15639	15624	6617	6612	9022	9012

注：第 1、3、5 列的因变量为最近 1 个月门诊次数，第 2、4、6 列的因变量为最近 1 年内住院次数；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著；其他变量与表 4-11 对应模型中的解释变量一致。

表 4-15 门诊和住院服务需求影响因素的稳健性检验-年龄的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
老年人	0.032 (0.027)	0.121*** (0.034)	0.151*** (0.048)	0.278*** (0.065)
a			4.008*** (0.126)	3.079*** (0.208)
其他变量	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-7176.4	-4316.3	-11894.4	-5410.7
样本量	15549	15627	15639	15624

注：估计结果的第 1-4 列模型对应的因变量分别为最近 1 个月是否门诊，最近 1 年是否住院，最近 1 个月门诊次数，最近 1 年住院次数；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在 10%、5% 和 1%的水平上显著；其他变量与表 4-10，表 4-11 中的解释变量一致。

表 4-16 门诊和住院服务需求影响因素的稳健性检验-年龄组的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
50-54 岁	0.020 (0.041)	0.001 (0.055)	0.132* (0.074)	-0.086 (0.112)
55-59 岁	-0.026 (0.039)	0.012 (0.051)	0.080 (0.070)	-0.041 (0.101)
60-64 岁	0.025 (0.041)	0.088* (0.052)	0.207*** (0.074)	0.164 (0.101)
65-69 岁	0.035 (0.047)	0.115* (0.059)	0.243*** (0.084)	0.186* (0.112)
70-74 岁	0.022 (0.054)	0.194*** (0.065)	0.201** (0.096)	0.365*** (0.122)
75-79 岁	0.017 (0.067)	0.158** (0.080)	0.242** (0.119)	0.380*** (0.146)
80 岁以上	0.017 (0.077)	0.279*** (0.087)	0.291** (0.136)	0.515*** (0.160)
a			4.004*** (0.126)	3.060*** (0.207)
其他变量	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-7175.765	-4312.769	-11892.436	-5406.153
样本量	15549	15627	15639	15624

注：估计结果的第 1-4 列模型对应的因变量分别为最近 1 个月是否门诊，最近 1 年是否住院，最近 1 个月门诊次数，最近 1 年住院次数；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在 10%、5% 和 1%的水平上显著；其他变量与表 4-10，表 4-11 中的解释变量一致。

在前面的实证分析中，文章通过年龄变量的估计结果来判断老年人是否比非老年人的医疗服务需求更大，结果显示年龄对医疗服务需求具有较显著的效应。然而，年龄系数的显著为正可能是由于非老年人群中的高龄人群比

低龄人群的需求更大所致，也可能是由于高龄老年人比低龄老年人的医疗服务需求更大所致。为了检验是不是由于上述情况导致了年龄变量的显著，作者将样本按年龄段分组加入相应的变量进行检验。在表 4-15 中，作者以年龄来判断样本是否为老年人，若受访者年龄大于或等于 60 岁，则老年人=1，若小于 60 岁，则老年人=0。估计结果显示，老年人对住院服务有更高的使用倾向和更多的使用次数，使用门诊服务的次数也更多，只有使用门诊服务的倾向与非老年人无显著区别。表 4-16 的结果也表明，除使用门诊服务的概率外，在其他三个变量衡量的医疗服务使用上，各年龄段的老年人均表现出比非老年人更大的医疗服务需求。表 4-16 中年龄组的系数随年龄增加而增加则表明老年人对医疗服务的需求随着年龄的增加而增加。

4.5.3 年龄及其他因素对医疗费用支出的影响

与医疗服务使用特征不同的是，医疗费用代表了患者实际使用的医疗卫生资源，其大小衡量了医疗服务的社会价值。在这一小节作者将利用二部模型和样本选择模型对医疗费用支出的影响因素进行实证研究。如果年龄对医疗费用的影响是显著为正的，意味着老年人的医疗支出要高于非老年人，表明老龄化是导致医疗费用增长的原因。因而，老龄化对医疗费用的影响就转变为检验计量经济模型中年龄变量的系数是否显著为正。在这一小节中，文章以一段时间内的医疗费用支出作为研究对象，即以最近一个月内的门诊费用支出和最近一年内的住院总费用作为因变量来探讨年龄对医疗费用的影响。

表 4-17 是最近一个月内门诊费用支出模型的估计结果，二部模型与样本选择模型的估计结果极为接近。由于二部模型的第二部分为线性模型，系数等于边际效应，因此文章基于二部模型的第二部分估计结果对变量效应进行分析。本小节对住院费用结果的分析同样基于二部模型的第二部分，不再另作说明。年龄对是否发生门诊费用支出没有显著影响，与表 4-10 的估计结果相吻合。两个模型中年龄的增加均显著增加门诊费用支出，这表明年龄的增加会引起门诊支出的增加，年龄每增加 10 岁，门诊费用增加约 7%。女性的门诊就诊倾向显著高于男性。样本选择模型的结果表明女性的门诊支出高于

男性，二部模型的估计结果中女性变量对门诊费用的影响不显著。具有小学以上文化水平的受访者的门诊支出水平比小学以下文化的受访者高 17.8%。医疗保险增加了受访者的门诊就诊倾向和门诊费用支出。此外，高收入也会增加门诊医疗支出。但是当收入增加 1%时，医疗费用仅增加 0.066%，表明门诊需求缺乏收入弹性，具有必需品的属性。健康状况较差显著增加受访者发生门诊支出的概率和门诊费用支出的水平，但二部模型中健康状况对门诊费用的影响不是非常显著。较大的家庭规模也会显著增加受访者发生门诊支出的机率。极大似然法的估计结果显示相关系数 ρ 显著，表明个人的门诊费用支出行为中存在样本选择问题。

表 4-17 门诊费用支出的影响因素

解释变量	二部模型		样本选择模型	
	第一部分	第二部分	选择方程	支出方程
年龄	0.001 (0.001)	0.007** (0.004)	0.001 (0.001)	0.009** (0.004)
女性	0.140*** (0.026)	0.038 (0.065)	0.132*** (0.026)	0.263*** (0.078)
已婚	0.014 (0.040)	0.072 (0.091)	0.020 (0.039)	0.086 (0.110)
城镇地区	0.020 (0.029)	0.189*** (0.073)	0.028 (0.029)	0.192** (0.082)
小学以上	0.004 (0.028)	0.178** (0.069)	0.003 (0.028)	0.182** (0.080)
工作	0.000 (0.001)	0.001 (0.004)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
城镇职工医疗保险	0.170*** (0.059)	0.727*** (0.149)	0.171*** (0.058)	0.970*** (0.167)
城镇居民医疗保险	0.069 (0.073)	0.578*** (0.178)	0.072 (0.072)	0.672*** (0.203)
新型农村合作医疗	0.184*** (0.048)	-0.017 (0.113)	0.190*** (0.047)	0.247* (0.130)
公费医疗	0.155* (0.094)	0.987*** (0.243)	0.164* (0.094)	1.183*** (0.275)
商业医疗保险	0.128 (0.079)	0.338* (0.190)	0.123 (0.078)	0.530** (0.221)
其他医疗保险	0.137 (0.134)	0.420* (0.250)	0.125 (0.131)	0.641** (0.315)
log 年均人收入	0.009 (0.009)	0.066*** (0.021)	0.008 (0.008)	0.084*** (0.024)
慢性病	0.356***	0.066	0.348***	0.640***

	(0.030)	(0.088)	(0.030)	(0.102)
自评健康一般	0.310 ^{***}	0.049	0.313 ^{***}	0.528 ^{***}
	(0.036)	(0.101)	(0.036)	(0.120)
自评健康差	0.755 ^{***}	0.835 ^{***}	0.754 ^{***}	1.964 ^{***}
	(0.038)	(0.103)	(0.038)	(0.145)
家庭人数	0.013 [*]		0.012 ^{**}	
	(0.007)		(0.006)	
ρ				0.832 ^{***}
				(0.026)
地区	控制	控制	控制	控制
对数似然比		-12291.0		-12277.5
样本量		15660		15660

注：因变量为一个月内门诊费用的对数；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

表4-18住院费用支出模型的估计结果与表4-17门诊费用支出模型的估计结果大相径庭。年龄的增加会显著增加发生住院支出的机率，与表4-10中年龄的效应相吻合，但年龄对住院支出水平无显著影响。女性发生住院支出的可能性低于男性，同时住院支出比男性少19.6%。已婚也会增加发生住院支出的概率和支出水平。同时，城镇居民的医疗支出概率高于农村居民，并且住院费用支出水平要高出25%。然而与门诊模型不同的是，医疗保险基本只影响发生住院支出的可能性，对住院费用水平基本无影响。收入和教育水平对个人的住院费用无显著影响。健康状况会显著影响住院费用的支出概率，但对支出水平没有显著影响。家庭人数对个人利用住院服务的倾向没有影响。由于样本选择模型的相关系数 ρ 在10%水平上不显著，表明住院支出并不存在样本选择问题，因此二部模型的估计结果较准确。

表4-18 住院费用支出的影响因素

解释变量	二部模型		样本选择模型	
	第一部分	第二部分	选择方程	支出方程
年龄	0.012 ^{***}	-0.002	0.012 ^{***}	-0.001
	(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.005)
女性	-0.055 [*]	-0.196 ^{***}	-0.056 [*]	-0.199 ^{***}
	(0.032)	(0.071)	(0.032)	(0.072)
已婚	0.128 ^{***}	0.246 ^{**}	0.125 ^{**}	0.253 ^{**}
	(0.049)	(0.114)	(0.049)	(0.117)
城镇地区	0.124 ^{***}	0.250 ^{***}	0.124 ^{***}	0.257 ^{***}
	(0.036)	(0.075)	(0.036)	(0.081)
小学以上	-0.023	0.069	-0.021	0.068
	(0.035)	(0.076)	(0.035)	(0.076)

工作	0.001 (0.004)	0.001 (0.003)	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)
城镇职工医疗保险	0.438*** (0.069)	0.421** (0.176)	0.436*** (0.069)	0.445** (0.210)
城镇居民医疗保险	0.221** (0.086)	0.068 (0.217)	0.222*** (0.086)	0.080 (0.225)
新型农村合作医疗	0.225*** (0.059)	-0.178 (0.150)	0.224*** (0.059)	-0.166 (0.162)
公费医疗	0.267** (0.105)	0.471 (0.296)	0.268** (0.106)	0.486 (0.305)
商业医疗保险	0.187* (0.096)	0.020 (0.171)	0.188* (0.096)	0.031 (0.177)
其他医疗保险	0.319** (0.154)	0.210 (0.333)	0.321** (0.154)	0.229 (0.339)
log 年均人收入	0.003 (0.011)	0.031 (0.023)	0.003 (0.011)	0.031 (0.023)
慢性病	0.287*** (0.038)	0.012 (0.098)	0.285*** (0.038)	0.029 (0.125)
自评健康一般	0.297*** (0.048)	0.155 (0.120)	0.295*** (0.048)	0.173 (0.140)
自评健康差	0.747*** (0.050)	0.501*** (0.122)	0.747*** (0.050)	0.544** (0.220)
家庭人数	-0.003 (0.009)		-0.003 (0.009)	
ρ				0.059 (0.251)
地区	控制	控制	控制	控制
对数似然比		-6381.7		-6373.6
样本量		15660		15660

注：因变量为一年内住院费用的对数；括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 4-19 用老年人哑变量代替年龄检验老龄化效应，除了二部模型门诊支出水平部分老年人哑变量不再显著外，老年人变量的系数与前面各模型中的年龄估计结果保持了一致。此外，门诊支出模型中同样发现了样本选择问题的存在。因此，年龄对门诊支出应该是存在正向的效应。将是否老年人变量替换为表 4-16 中的年龄组哑变量进行估计也有类似的发现。

表 4-19 门诊和住院费用支出影响因素的稳健性检验-年龄的影响

模型	二部模型		样本选择模型	
	第一部分	第二部分	选择方程	支出方程
门诊	0.042 (0.027)	0.092 (0.065)	0.039 (0.026)	0.154** (0.075)
住院	0.197*** (0.032)	-0.011 (0.072)	0.198*** (0.032)	0.006 (0.084)

注：表中显示的是老年人哑变量的估计结果，括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 对劳动力市场上男女之间的工资差异进行了开创性的实证研究，学术界一般将他们对工资差异分解的研究方法称为 Oaxaca-Blinder 分解（也称为 Blinder-Oaxaca 分解或简称为 Oaxaca 分解）。为了了解不同因素对老年人和非老年人的医疗费用支出差异的贡献程度，本文尝试对老年人和非老年人的医疗费用支出进行 Oaxaca 分解。利用 Reimers (1983) 提出的纠正样本选择偏误的方法，可以对样本选择模型进行 Oaxaca 分解。从表 4-17 和表 4-18 观察到，样本选择模型与二部模型的估计结果极其接近，因此作者同时报告两个模型的分解结果。对两类人群之间的医疗支出差异 $D = E(Y_1) - E(Y_2) = E(X_1)\beta_1 - E(X_2)\beta_2$ 进行三重分解，如式 4-11 所示：

$$D = \{E(X_1) - E(X_2)\}\beta_2 + E(X_2)(\beta_1 - \beta_2) + \{E(X_1) - E(X_2)\}(\beta_1 - \beta_2) \quad (\text{式 4-11})$$

其中， $\{E(X_1) - E(X_2)\}\beta_2$ 称为禀赋效应，反映了两类人群的解释变量差异如年龄差异、性别差异等造成的医疗支出差异。 $E(X_2)(\beta_1 - \beta_2)$ 则衡量了两类人群由于系数的差异对医疗支出水平差异的贡献。最后， $\{E(X_1) - E(X_2)\}(\beta_1 - \beta_2)$ 反映出由于变量和系数差异的交互而导致的两类人群的医疗费用支出差异。关于三重 Oaxaca 分解的应用，见 Daymonti 和 Andrisani (1984)。

表 4-20 老年人与非老年人医疗费用支出差异的 Oaxaca 分解

模型	一个月内门诊支出		一年内住院支出	
	(1)	(2)	(3)	(4)
非老年人	2.537*** (0.316)	5.087*** (0.043)	9.315*** (1.855)	8.275*** (0.051)
老年人	2.755*** (0.250)	5.214*** (0.045)	8.108*** (0.647)	8.335*** (0.047)
非老年人-老年人	-0.218 (0.403)	-0.128** (0.062)	1.208 (1.965)	-0.061 (0.069)
禀赋效应	-0.325** (0.128)	-0.275** (0.107)	0.079 (0.157)	0.118 (0.115)
系数效应	-0.211 (0.426)	-0.180 (0.159)	1.212 (1.819)	0.039 (0.190)
交叉项	0.318 (0.206)	0.327* (0.182)	-0.083 (0.286)	-0.217 (0.210)
样本量	2861	2861	1355	1355

注：第 1、3 列为样本选择模型，第 2、4 列为线性模型；括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 4-20 是老年人群与非老年人群医疗支出差异的 Oaxaca 分解结果。第 1 列对样本选择模型的 Oaxaca 分解结果显示,老年人的门诊费用高于非老年人,并且这种差异主要是由两类人群之间的变量差异即禀赋效应造成的。第 2 列线性模型的分解结果与第 1 列相近,并且差异在 5%水平上显著。对样本选择模型和线性模型禀赋效应的详细分解显示年龄变量对两类人群医疗费用差异的贡献分别为-0.246 和-0.298,表明年龄的差异是老年人高医疗支出的重要原因。其他贡献度比较显著的变量包括收入(模型 1 中为 0.056,模型 2 中为 0.050)和自评健康差(模型 1 中为-0.208,模型 2 中为-0.087)。尽管系数差异的整体贡献并不显著,但系数差异中年龄变量的贡献分别为-1.617(模型 1)和-1.766(模型 2)。第 3 列和第 4 列对受访者一年内住院支出的 Oaxaca 分解表明老年人与非老年人的住院支出没有显著差异,并且年龄对禀赋效应和系数效应的贡献也不显著。对门诊和住院费用的 Oaxaca 分解为表 4-17 和表 4-18 的估计结果提供了支持,即年龄对医疗费用存在正向影响。

4.6 结论

本章以 CHARLS 微观数据为基础,利用计量经济模型分析了老龄化对医疗服务需求的影响。本章先后通过对门诊和住院服务特征进行建模,通过对年龄变量的估计结果的分析,对老龄化对医疗服务使用特征和医疗费用支出方面的影响进行了深入的探讨。同时作者还对老年人群和非老年人群的医疗服务需求差异进行了比较分析。本章的研究主要有以下一些发现。

以微观数据对医疗服务使用特点的分析表明老龄化是增加个人医疗服务需求的原因。年龄的增加会显著增加住院概率,对利用门诊与否没有影响。同时,年龄的增加会显著增加门诊和住院次数。除了年龄外,有医疗保险和较差的健康状况也驱动了医疗服务需求的增加。由于医疗卫生资源的不足,农村居民对医疗卫生服务的使用要低于城镇居民。有工作对医疗服务需求会产生显著的抑制作用。对医疗服务使用特征影响因素的实证研究同时发现,家庭人数较多会显著增加个人对门诊服务的使用,但家庭人数对住院服务利用倾向无影响。这个结果表明尽管老年人行动不便,但家人的照料可以将老

年人的潜在医疗服务需求转化为实际的门诊服务需求。

与医疗服务使用的非货币特征相比，医疗服务需求的货币特征即医疗费用反映了患者实际消费的社会资源的成本。利用二部模型和样本选择模型对受访者一个月内门诊费用和一年内住院费用的影响因素进行实证分析后，本章同样发现老龄化是驱动医疗支出增加的原因。老龄化增加了个体的门诊支出水平和住院支出机率，但是不影响门诊支出机率和住院支出水平。除年龄外，两个模型对于其他变量的估计结果基本一致，居住在城镇、有医疗保险特别是城镇职工医疗保险以及较差的健康状况是医疗服务需求增加的主要因素。婚姻状态对门诊支出无影响但会显著增加住院支出。最后，女性的门诊支出较高而住院支出较低。Oaxaca 分解的结果表明年龄对老年人群和非老年人群的医疗支出（门诊）差异的贡献度最大，即两类人群的医疗费用差异主要是由于年龄的差异造成的。老龄化对门诊和住院费用不同的影响则暗示，在老年人对医疗卫生资源日趋增长的需求中，更高的就诊率和更高的个人就诊费用可能都起到了一定的作用。

总的来讲，本章对个体微观数据的实证研究提供了老龄化推动医疗服务需求增加的证据。健康状况和医疗保险在几乎所有模型中都有稳定且一致的估计结果，证实了需要因素和能力因素在医疗服务需求决定中的重要作用。倾向因素对门诊和住院需求的影响有一些差异，但城镇居民的医疗服务使用水平普遍高于农村居民。由于文章在模型中已经控制了慢性病变量，这说明老年人更多的医疗服务需求主要是由于年龄的增加导致其健康资本加速折旧从而健康风险增加所致。对住院支出无显著影响则说明老年人的健康风险主要表现为患病的概率增加，但不会增加患病的严重程度，因而发生大额住院支出的概率较低。

当然，本章的部分结果与现有的研究结论并不完全一致。首先，文章发现医疗保险对医疗服务需求的影响非常显著，但是收入的影响并不显著。大量的研究发现收入在医疗服务需求中具有重要的作用。其次，一些变量对门诊需求和住院的影响存在差异，甚至于对门诊和住院具有完全相反的作用。这些结果是否具有普遍性？或者仅仅是由于本章选取的特定数据所致？这些问题仍有待于今后的深入研究。

5. 人口老龄化对医疗费用的影响机制 ——对“接近死亡效应”假说的检验

5.1 引言

在第四章中，作者利用 CHARLS 数据从微观角度研究了医疗服务需求的决定因素，并且发现年龄的增加驱动了医疗服务需求的增加。如果年龄确实对医疗费用存在显著的正向影响，那么住院费用为什么没有表现出与年龄的正相关联系呢？对于人口老龄化会增加医疗支出或者说老年人医疗支出高于非老年人群的观点，一些学者如 Zweifel 和 Felder 等提出了“接近死亡效应”的假说来解释。接近死亡效应假说认为年龄之所以与医疗支出表现出正相关的联系，实际上是因为老年人预期生存时间更短，距离死亡更接近，死亡风险更大造成的。年龄本身是中性的，并不是医疗支出增加的驱动因素。由于患者在死亡之前发生高额医疗支出的可能性较高，并且预期存活时间越短，发生高额医疗支出的可能性也越大。对任何个人而言，其年龄与距离死亡的时间是负相关的，即年龄的增加往往伴随着健康（死亡）风险的增加，从而也就愈加接近死亡。随着年龄的增加，其预期存活时间就越短，也就越可能发生高额的医疗费用支出。因此，接近死亡或较高的死亡风险，意味着个人很可能同时处于高年龄和高医疗支出两种状态中，因而学术界和政府很可能高估了老龄化在推动医疗支出增长中所起到的作用，甚至于将接近死亡对医疗费用的影响错误地归咎于老龄化的后果。

本章将利用中国老人健康长寿影响因素跟踪调查数据对解释医疗费用支出机制的接近死亡效应假说进行检验。通过对存活和死亡老年人的医疗支出进行分析比较，准确定位年龄和死亡风险在医疗支出中的作用。如果接近死亡效应假说得到了本章研究的证实，将为老龄化推动医疗支出的增长提供一

种合理的解释，为政策制定提供有益的补充。据我们所知，国内尚缺少对该理论的实证分析，因此本文的研究将是一个很有意义的尝试。作者相信本章的研究将为我们对人口老龄化问题的认识提供一个独特的视角，启发对老龄化问题的更多相关学术研究，为政府的科学决策提供重要依据。

本章的内容安排如下：第二节是对国内相关文献的综述；第三节对接近死亡效应假说的内容进行了阐述；第四节对本章实证研究的数据和计量经济模型进行说明；第五节对实证研究的结果进行分析和解释；第六节对本章的研究发现进行总结。国外学者对接近死亡效应假说的研究综述详见第三章文献综述的相关内容。

5.2 文献回顾

许多国内学者对临终前的医疗支出特征进行了研究。瞿光耀等（1998）发现临终病人的日均医疗费用显著高于老年护理病人，但是老年护理病人的住院天数要多过临终病人，同时作者还发现老年病人在人均住院费用上要高于临终病人。李本富和冷强（1998）的研究发现，重症监护病房（ICU）死亡病人的平均医疗费用高达卫生部部属医院平均费用的 19 倍。汤军克等（2005、2007）对上海闵行地区临终病人住院费用的分析表明，临终病人不仅在住院时间上显著长过普通病人，在住院费用上更是超过普通病人一倍。王莉燕和卢祖洵（2005）、余佳妍和祖学亮（2012）对综合性医院大额住院费用病例的分析显示，不仅死亡病例平均住院天数多于普通患者，而且人均住院费用超过了 20 万元，显著高于非死亡病例。房海英等（2009）的研究表明死亡是导致老年人医疗费用过快增长的主要因素。单旭征等（2013）利用队列研究对老年与非老年死亡病例的医疗费用进行了比较，老年组的总费用中位数为 15356 元，高于非老年组的总费用中位数 12682 元，且差异具有统计学意义。除了直接对死亡（临终）医疗费用支出进行比较分析外，一些研究还发现死亡风险与医疗费用支出存在正相关性（刘丹红等，2003；付连尚等，2004）。台湾学者李大正等（2011）利用台湾的全民健保数据库对接近死亡效应假说进行了研究。作者的分析表明个人医疗费用支出的高峰集中于死亡前一段时期。预期寿命的增加一方面增加了老年人口从而带来了医疗费用上涨的压力，

另一方面也延缓了医疗费用的快速增长。作者对医疗费用进行推算的结果显示年龄模型的估计值显著高于接近死亡效应模型，因此仅仅从老龄化角度分析人口对医疗费用的影响，可能高估了老龄化的作用。

总体上看，国内对接近死亡效应假说的研究还比较少，利用计量经济模型进行的实证研究更是缺乏。但已有的研究几乎都发现死亡或具有高死亡风险的患者的医疗费用远高于普通患者的医疗费用。然而现有的研究并没有控制相关的影响医疗费用的因素，如医疗保险等，因而已有的研究结论虽然直观，但并不够严谨。本章将通过计量经济学方法对上述问题进行深入的分析，探讨年龄和死亡对医疗费用支出的影响。

5.3 理论分析

许多国内外的公共卫生学者都发现危重病患者的医疗支出显著高于非危重病人。这个事实也得到了中国数据的支持，2012年中国卫生统计年鉴显示，2011年城市居民和农村居民主要疾病死亡率中最高的是恶性肿瘤、心脏病和脑血管病，同时这几种疾病的住院治疗费用在所有疾病中也是最高的^①。这个事实暗示着死亡与医疗费用存在着较强的相关性。Zweifel等（1999）最早提出了接近死亡效应假说，该理论的逻辑如下图所示：

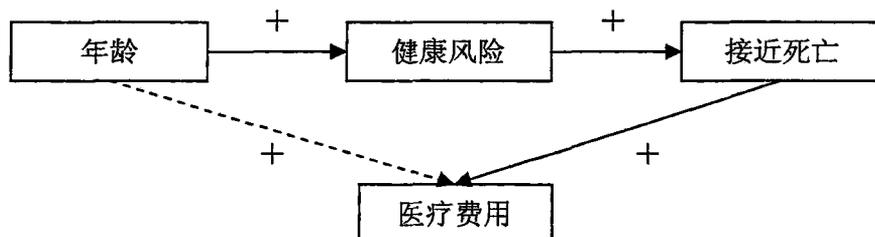


图 5-1 接近死亡效应假说

图 5-1 显示了接近死亡效应的理论框架。根据 Grossman（1972）的健康资本模型，年龄的增加会加速健康资本的折旧，这会导致两个后果。一是健康风险的增加，健康风险增加到一定程度即会导致个体的死亡。二是对医疗保健需求的增加。在图 5-1 中表现为年龄与接近死亡的正向联系，以及年龄

^① 见国家卫生和计划生育委员会网站

<http://www.nhfpc.gov.cn/htmlfiles/zwgkzt/ptjnj/year2012/index2012.html>。

对医疗费用的正向影响。同时，研究还发现病人在接近死亡时可能花费过高的医疗支出进行治疗和抢救，因而接近死亡也会导致医疗费用的增加，表现为图 5-1 中的接近死亡对医疗费用的正向影响。Zweifel 等（1999）认为，接近死亡是年龄影响医疗费用的内在机制。一旦控制了距离死亡的时间，那么年龄应该不会再表现出对医疗费用的显著影响，后者被称为年龄中性假设，在图 5-1 中表现为年龄对医疗费用影响的虚线箭头。作者举一个具体的例子来解释接近死亡效应假说。假设有两个地区甲和乙，地区甲和地区乙居民的年龄全部分别为 50 岁和 60 岁，但地区甲的居民只有 52 岁的寿命，而地区乙的居民寿命高达 80 岁。如果人口老龄化程度在医疗费用中具有决定作用，那么地区甲的人均医疗费用应该低于地区乙。但地区甲的居民寿命只有 52 岁，我们可以预期到地区甲将会在接下来的一年多时间内发生大量的高额医疗支出，用于治疗 and 抢救危重病人。反之尽管地区乙居民的年龄较高，但由于其预期生存时间较长，因而在未来几年内不太可能出现大量的危重病人，反而可能使本地区的医疗费用继续维持在相对较低的水平上。

接近死亡效应假说具有很强的政策含义，尤其是在对医疗费用的预测方面，它对于政府的财政预算和社会保障政策的制定是至关重要的。Stearns 和 Norton（2004）发现，没有控制接近死亡时间时对短期医疗费用的预测要高 9%，对长期医疗费用的预测差异更大，因此接近死亡效应假说对准确预测医疗费用具有重要的意义。由于中国各地区居民的健康状况和预期寿命存在着较大的差异，因此，如果接近死亡效应假说在中国也成立的话，对中国的医疗费用预测尤其是各地区的医疗费用预测将具有积极的意义。

本章的研究思路如下，首先利用微观数据分别分析年龄与医疗费用、接近死亡与医疗费用以及年龄与接近死亡（死亡风险）之间的关系是否与图 5-1 中的理论相吻合。之后本章将年龄和接近死亡的时间同时作为解释变量对 Zweifel 等提出的接近死亡效应假说进行实证检验。

5.4 研究设计

5.4.1 数据说明

本章的实证研究将使用北京大学的“中国老人健康长寿影响因素跟踪调查数据”(Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)^①。CLHLS 由联合国、美国国家老龄化研究所和中国国家自然科学基金等联合资助,由北京大学、杜克大学、德国马克思普朗克研究所和中国疾病预防控制中心等机构共同完成。该研究通过对中国老人健康状况的调查,为政府在人口、经济等方面的决策提供学术依据,具有重要的理论和现实意义。1998 年 CLHLS 完成了基线调查,其后陆续于 2000 年、2002 年、2005 年、2008 年以及 2011 年进行了追踪调查。CLHLS 调查涵盖了我国 31 个省份中的 23 个,在除海南外的其他省份中,随机选取了一半的市/县进行访问。其中 1998 年和 2000 年主要访问 80 岁以上的高龄老年人,之后的跟踪调查将访问对象扩大为 65 岁以上的老年人。

表 5-1 描述了各年份的样本分布情况。由于在开始的调查中没有纳入低龄老年人,因此 1998 年和 2000 年时的受访者平均年龄要高于 2002 年之后的受访者。受访老年人中女性比例高于男性,大致维持在 57%-60%的比例。由于扩大了调查对象的范围,在 2002 年之后的三次调查大致有 16000 的样本量,远超 1998 年和 2000 年时的样本量。每次调查时均有一部分曾受访老年人去世,死亡人数大致占到上次受访者三分之一的比例。

表 5-1 CLHLS 样本基本情况

	1998	2000	2002	2005	2008
年龄	92.1	91.3	86.3	86.2	86.9
女性(%)	60.0	58.5	57.4	57.2	57.3
死亡人数		3368	3343	5874	5209
样本量	9093	11199	16064	15638	16540

注:死亡人数指接受了上一次调查但在本次调查之前去世的人数。

^① http://web5.pku.edu.cn/ageing/html/detail_project_1.html 对 CLHLS 的研究设计等作了详细的说明。

表 5-2 CLHLS 受访者死亡时间分布

	1998	2000	2002	2005	合计
1998-2000	3368				3368
2000-2002	1604	3343			4947
2002-2005	1308	2963	5874		10145
2005-2008	479	1173	2513	5209	9374
合计	6759	7479	8387	5209	27834

注：由于部分样本在追踪调查中发生失访，统计死亡人数与真实死亡人数可能存在差异；行年份表示接受调查的年份，列年份表示在相应的两次调查之间死亡。

表 5-2 描述了各年份受访者中死亡人群的死亡时间分布。沿着表 5-2 横向观察可以发现每次调查之前死亡的老年人中来自上一次的受访老年人比例最高。同时顺着纵向对每一次受访者的死亡时间分布容易观察到，在接受访问之后，老年人在下次追踪调查之前的死亡比例最高，表明老年人特别是高龄老人面临较高的死亡风险。表 5-3 描述了历次调查间隔期间的死亡人数以及死者在死亡前一年的平均医疗支出和死亡年龄。受访老年人的平均死亡年龄呈逐年下降的趋势，这与表 5-1 中历年受访者平均年龄下降的趋势是一致的。历年死亡老人临终前一年的医疗费用支出呈显著的上升趋势。

表 5-3 CLHLS 死亡人群年龄与医疗费用支出

	1998-2000	2000-2002	2002-2005	2005-2008
死亡年龄	97.2	95.9	95.5	94.8
医疗费用	1689.4	1915.1	2717.0	3832.5
死亡人数	3351	4947	10012	9355

注：医疗费用数据以当年价格计。

5.4.2 实证方法

本章将利用 CLHLS 数据对接近死亡效应假说进行实证检验。文章首先利用 probit 模型对老年人发生医疗支出的概率进行建模。式 5-1 中因变量表示发生医疗支出的概率。自变量中包括年龄，考虑到年龄对医疗费用的影响可能是非线性的，因此在模型中同时加入年龄平方项。对接近死亡效应假说研究的出发点大多是检验接近死亡是否能在预测医疗费用中发挥作用，因此较不关注社会经济因素的影响，但在后续的稳健性检验中作者会加入这些变量。因此，自变量 X 仅包括直接影响医疗费用的因素，包括性别、性别与年龄交叉项、是否城镇地区和医疗保险参保状况，这些因素往往也被用于医疗费用

的宏观预测。TTD (Time to death) 是本章实证研究的关键解释变量, 用于衡量接近死亡的时间 (死亡风险)。如果 a_4 显著并且出现预期的符号, 则表明接近死亡会增加老年人发生医疗支出的可能性。

$$P(\text{Med cost} > 0) = F(a_0 + a_1\text{Age} + a_2\text{Agesq} + a_3X + a_4\text{TTD}) \quad (\text{式 5-1})$$

式 5-2 中因变量为老年人在 2005 年受访时前一年的医疗费用支出。对医疗费用作对数变换使其接近正态分布, 自变量的解释同式 5-1。如果 β_4 显著且符号与预期相符, 则证实了接近死亡效应假说的存在。Zweifel 等 (1999) 学者提出了更强的年龄中性假设, 即在 TTD 显著的同时, 年龄变量理应不再对医疗费用有显著影响。如果 β_1 和 β_2 不显著, 则提供了支持年龄中性假设的证据。

$$\ln \text{Med cost} = \beta_0 + \beta_1\text{Age} + \beta_2\text{Agesq} + \beta_3X + \beta_4\text{TTD} \quad (\text{式 5-2})$$

需要注意的是, 在所有对接近死亡效应假说进行的实证研究中, 均未控制收入。对于这个问题的解释如下, 由于老年人在死亡前几年发生高额医疗支出的可能性非常高, 因而可能会影响家庭收入。高额的医疗支出可能会使得家庭通过借钱来为老年人的就医筹资, 控制收入后这种借贷的作用可能会被归咎于收入的影响。由于高收入者可能会购买补充医疗保险, 因此本章在模型中加入大病保险哑变量作为收入的代理变量, 以控制收入对医疗费用支出的影响。在基本估计结果的基础上, 本章还将对估计结果进行一些稳健性检验。

5.5 实证结果

5.5.1 描述性分析

1998 年、2000 年和 2002 年的三次 CLHLS 调查均未收集受访老年人的医疗费用支出信息。因此, 本章对死亡老年人医疗费用的研究主要利用 200 的 5 年调查时健在但 2008 年调查时已死亡的老年人样本, 其它年份死亡老年人医疗费用支出情况主要用于比较分析。由于医疗保险对医疗费用支出具有重要的影响, 而中国基本医疗保障体系中的新型农村合作医疗制度和城镇居民基本医疗保险均是在 2002 年之后建立并完善起来的。因此, 利用 2005 年的数

据反而可以避免医疗体制改革等结构性变化由于使用 2002 年以前的数据进行实证研究造成的偏误, 使得估计结果更可靠。

表 5-4 对相关的解释变量进行了描述性统计。受访老年人的平均年龄高达 86 岁, 表明高龄老年人的比例较高。在 2008 年调查前死亡的老年人在 2005 年时的平均年龄高达 93 岁, 显著高于 2008 年调查时仍健在的老年人在 2005 年时的平均年龄 81.5 岁, 暗示年龄与死亡风险可能存在较高的相关性。女性老年人占到了约 57%, 死亡老年人中女性比例达到了 60%。城镇和农村的受访老年人分别占到了 41% 和 59% 左右。21.8% 的老年人参加了基本医疗保险 (含城镇职工医疗保险、农村合作医疗和公费医疗), 2.9% 的老年人参加了大病保险。但死亡老年人的基本医疗保险和大病保险参保率分别为 17.8% 和 2.4%, 均低于存活老年人, 表明医疗保险可能通过医疗服务可及性对老年人的死亡风险产生影响。实际上, 已经有研究发现参加医疗保险会降低老年人的死亡风险 (黄枫和甘犁, 2010)。老年人在接受 2005 年调查后第一、二、三年内死亡的比例分别为 10%、15% 和 14%。Y1 等于 1 的死者 在 2005 年时最接近死亡, Y2、Y3、Y4 等于 1 依次表示老年人的死亡时间距 2005 年 CLHLS 调查时的间隔越来越长。

表 5-4 CLHLS 解释变量描述统计 (2005 年)

解释变量	说明	全部	死亡	存活
年龄		86.2 (11.702)	93.0 (9.191)	81.5 (10.878)
性别	女性=1, 男性=0	0.572 (0.495)	0.603 (0.489)	0.551 (0.497)
城乡	城镇=1, 农村=0	0.414 (0.493)	0.416 (0.493)	0.413 (0.492)
基本医疗保险	基本医疗保险=1, 无=0	0.218 (0.413)	0.178 (0.382)	0.246 (0.431)
大病保险	大病保险=1, 无=0	0.029 (0.168)	0.024 (0.152)	0.033 (0.177)
Y1	受访后一年内死亡=1, 否则=0	0.100 (0.300)	0.245 (0.430)	
Y2	受访一年后两年内死亡=1, 否则=0	0.151 (0.358)	0.371 (0.483)	
Y3	受访两年后三年内死亡=1, 否则=0	0.140 (0.347)	0.345 (0.475)	
Y4	受访三年后四年内死亡=1, 否则=0	0.016 (0.125)	0.039 (0.194)	
样本量		12593	5122	7471

注: 括号内为标准差。

表 5-5 CLHLS 存活和死亡老年人的医疗服务需求 (2005 年)

年龄段	存活	死亡	一年内死亡
未患大病	81.5%	76.3%	73.9%
患 1 次大病	13.5%	15.1%	15.7%
2 次及以上大病	4.6%	5.8%	6.2%
卧病在床	0.3%	2.8%	4.1%
医疗费用	1219.0	1242.9	1430.7

注：这里的大病是指需要住院治疗的情况。

接近死亡效应假说的提出是建立在学者们发现临终前个体利用了大量医疗卫生资源的基础之上的，因此本节首先来比较存活和死亡老年人对医疗服务的利用情况。表 5-5 描述了存活、死亡和受访后一年内死亡的老年人在 2005 年受访时的过去两年内的大病次数。81.5% 的存活老年人未患大病，而死亡老年人中未患大病的比重要低 5.2%，受访后一年内死亡的老年人未患大病的比例只有 73.9%。患 1 次大病、2 次以上大病和卧病在床的老年人比重也呈现出同样的特征，即一年内死亡的老年人高于全部的死亡老年人样本，而死亡老年人又高于存活老年人。存活和死亡老年人的医疗费用也表现出类似的特征。因此，接近死亡的老年人确实使用了较多的医疗卫生资源。

作者进一步对存活和死亡老年人的医疗费用进行详细的比较分析。表 5-6 显示了接受了 2005 年调查的老年人在受访前一年内的医疗费用，同时作者将 2008 年仍存活并接受调查的老年人与在 2008 年调查之前死亡的老年人的医疗费用进行了对比。结果显示全体样本中在 2008 年前死亡的老年人在 2005 年受访时前一年的总医疗费用高于存活的老年人。进一步分年龄段进行比较，各年龄段的医疗费用仍然表现出相同的特征，即死亡老人的医疗费用支出高于仍健在的老年人。作者将医疗费用进行对数转换后，再进行分年龄段的比较。表 5-6 右侧的 t 检验结果再一次得出了相同的结论，即那些在几年内死亡的老年人的医疗支出高于仍存活的老年人。有意思的是，随着年龄的增加，无论是死亡还是健在的老年人，其医疗费用支出反而降低了。在存活老年人中，年龄对医疗费用大致呈现出倒 U 型的影响。其中，70-79 岁年龄段的老年人医疗支出最高，70 岁以下和 80 岁以上的老年人医疗费用均低于 70-79 岁的老年人，90 岁以上老年人的一年医疗费用支出相对 80-89 岁年龄段的老年人更是有大幅度的减少。对这个事实，一种可能的解释是，由于高龄老年人经

过了“死亡选择”，即高龄老年人患上死亡风险较高且需要高额医疗费用的疾病的可能性逐渐在降低，从而导致长寿老年人的医疗费用偏低。事实上，一些研究已经发现高龄老年人的医疗服务需求反而低于低龄老年人这种现象（Hurd 和 McGarry, 1997）。另外，与许多研究一样（McGrail 等, 2000; Polder 等, 2006），本文同样观察到死亡前医疗支出随着年龄的增加而下降。90 岁以上的两类老年人群在 2005 年时的医疗费用支出非常接近，水平值差异的 t 检验并不显著，这与 Yang 等（2003）的发现相一致。

表 5-6 CLHLS 存活与死亡老年人的医疗费用和差异 t 检验（2005 年）

年龄段	医疗费用			log 医疗费用		
	(1)	(2)	(1)<(2)	(4)	(5)	(4)<(5)
合计	1219.0	1242.9	-0.351	6.196	6.267	-2.073**
70 岁以下	1181.8	2433.2	-2.621***	6.084	6.441	-1.840**
70-79 岁	1375.3	2017.4	-2.864***	6.332	6.611	-2.653***
80-89 岁	1311.6	1554.9	-1.564*	6.247	6.423	-2.434***
90-99 岁	977.4	1086.0	-0.943	6.083	6.247	-2.384***
100 岁以上	933.9	961.9	-0.206	5.996	6.095	-1.199

注：第 1 列是同时接受了 2005 和 2008 年两次调查的老年人在 2005 年受访时前一年的医疗费用支出，第 2 列是同时接受了 2005 年调查但在 2008 年调查时死亡的老年人在 2005 年受访时前一年的医疗费用支出；第 4、5 列分别对第 1、2 列的医疗费用作对数变换；*、**和***分别表示 t 统计量（医疗费用差异）在 10%、5%和 1%的水平上显著。

由于各年龄段的样本比例可能具有差异，这种分布上的差异可能造成两类人群的医疗费用存在显著差异。因此，仅仅观察两类人群的平均年龄和各年龄段的医疗费用并不能让我们对年龄、死亡和医疗费用三者之间的关系立刻作出结论。表 5-7 描述了两类人群的年龄分布。2005 年接受调查的长寿老人中在 2008 年调查时仍存活的比重较低。存活老人中 80 岁以下者占到了近一半，而 90 岁以上的长寿老人仅有约 26%左右。相反，长寿老人在 2008 年调查时已死亡的比例较高，在 2005 年时仍健在但在 2008 年去世的老年人中百岁老人的比例占到了 33%。存活与死亡老年人的年龄分布表明年龄的增加与死亡风险存在较高的正相关性，即随着年龄的增加，个体越来越接近死亡。统计数据所显示出来的年龄与接近死亡的这种正相关性表明年龄与接近死亡在决定医疗费用中所起到的作用可能被混淆了。

表 5-7 各年龄段老年人样本比例 (2005 年)

年龄段	老年人口比例 (%)	
	2008 年时存活	2008 年时已死亡
70 岁以下	17.1	1.9
70-79 岁	30.3	7.1
80-89 岁	26.9	22.8
90-99 岁	18.1	35.1
100 岁以上	7.7	33.1

这一小节作者通过对年龄，接近死亡和医疗服务需求的相关性分析发现，年龄的增加会增加老年人对医疗服务的需求，尤其是在人均期望寿命之下的低龄老年人。接近死亡即距离死亡的时间越近，医疗服务使用也越频繁。更为重要的是，年龄的增加也与接近死亡的时间存在毋庸置疑的相关性，因此，年龄和接近死亡在决定医疗费用中的作用很可能没有被正确的区分出来。

5.5.2 接近死亡效应假说的实证研究—基本结果

在这一小节，作者将利用上一节介绍的计量经济模型对接近死亡效应假说进行实证检验。本节首先利用 probit 模型对死亡是否影响老年人在 2005 年发生医疗支出的概率进行了估计，观察接近死亡是否会影响发生医疗费用的可能性，结果如表 5-8 所示。在模型中作者分别用是否死亡和死亡时间 Y 作为 TTD 变量衡量接近死亡的时间（风险）。所有模型的结果均显示，年龄的增加会降低发生医疗支出的机率，女性老年人发生医疗费用的可能性要高于男性老年人，且女性发生医疗支出的概率随年龄的增加会减少。结合表 5-6 中的医疗费用分布，作者推测年龄的负效应可能是由于高龄老人对医疗服务的利用较少所致。用所有模型重新对 80 岁以下的老年人样本进行估计，结果年龄变量的系数不再显著，而 80 岁以上老年人的年龄对发生医疗费用具有负向的作用，因而证实了作者的推测。在模型 1 中，关键变量死亡的系数为正，表明在 2005 年时仍存活但三年内会去世的老年人发生医疗支出的概率更高。模型 2 将死亡替换为了距离死亡的时间，结果显示受访后三年内死亡的老年人的医疗支出概率显著高于未死亡的老年人，同时受访后第四年内死亡老年人的医疗支出概率与存活老年人并无显著差异。模型 3 加入医疗保险后得到的结果与模型 2 基本相同，文章发现医疗保险并不会增加发生医疗支出的概率。

在模型 4 中加入了是否城镇居民、共同生活人数以及慢性病变量, 结果显示慢性病是老年人发生医疗费用支出的重要影响因素。加入慢性病变量后只有 Y1 出现了预期的结果, Y2 和 Y3 系数仍然为正, 但不再显著。这表明慢性病可能是死亡影响老年人医疗支出概率的途径。

表 5-8 年龄、接近死亡与是否发生医疗支出 (2005 年)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄	-0.030*	-0.031*	-0.031*	-0.038**
	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.018)
年龄平方	0.000*	0.000*	0.000*	0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
女性	0.405*	0.388*	0.389*	0.402*
	(0.209)	(0.210)	(0.210)	(0.214)
女性年龄交互	-0.004*	-0.004*	-0.004*	-0.005*
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
死亡	0.083***			
	(0.030)			
Y1		0.141***	0.141***	0.093*
		(0.049)	(0.049)	(0.050)
Y2		0.074*	0.075*	0.055
		(0.041)	(0.041)	(0.042)
Y3		0.087**	0.088**	0.069
		(0.042)	(0.042)	(0.043)
Y4		-0.105	-0.105	-0.119
		(0.101)	(0.101)	(0.101)
基本医疗保险			0.031	-0.025
			(0.034)	(0.035)
大病保险			0.020	0.043
			(0.080)	(0.082)
城镇地区				0.004
				(0.028)
共同生活人数				0.011
				(0.007)
慢性病				0.575***
				(0.027)
地区	控制	控制	控制	控制
对数似然比	-5936.8	-5889.7	-5889.0	-5664.8
样本量	12426	12341	12340	12340

注: 因变量为老年人在 2005 年受访之前一年内是否发生医疗费用; 若受访者在 2008 年调查前死亡, 则死亡=1, 若受访者 2008 年调查时仍健在则死亡=0; 括号内为稳健标准误; *, **和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

本节接下来对年龄、死亡与老年人的医疗费用支出水平之间的关系进行实证分析。表 5-9 显示了医疗费用模型的估计结果，所有的年龄变量系数均在 1%水平上显著为正，同时年龄平方项系数为负，因此，年龄对老年人医疗费用的影响呈 U 型，表明高龄老年人和低龄老年人的医疗费用支出存在差异。老年人的医疗支出水平并没有表现出性别差异。模型 1 显示死亡是导致医疗费用增加的重要因素。在模型 2、3 和 4 中的 Y1、Y2 和 Y3 变量的系数依次减小，但均为正值，且 Y1 和 Y2 非常显著。这个结果完全符合接近死亡效应假说的预期，即距离死亡越近，医疗支出水平越高。同时，表 5-8 与表 5-9 中的 Y4 均不显著，表明当距离死亡尚有较长时间或者说死亡风险较小时，TTD 对于预测医疗费用没有太大作用。此外，基本医疗保险和患有慢性病也会增加医疗支出，城镇老年人的医疗支出要高于农村老年人。为了检验医疗费用是否存在样本选择问题，本节在模型 4 的基础上用样本选择模型对 2005 年老年人的医疗费用进行了极大似然估计，模型 5 为支出方程的估计结果。 ρ 在 1%水平上显著表明医疗费用支出存在一定程度的样本选择，但从估计结果上看，模型 4 与模型 5 除系数大小略有变化外，系数的符号和大小基本一致。由于年龄仍然对医疗费用存在显著的影响，这个结果支持了接近死亡效应假说，但并没有支持更强的年龄中性假设。由于模型 4 和模型 5 结果相近，而模型 4 为线性模型，系数即为该变量的边际效应，便于解释，因此作者以模型 4 为例分析各解释变量的边际效应。老年人的年龄每增加 10 岁，医疗支出会增加约 86%（由于年龄平方项为负，因此实际上医疗支出的增幅会略低于 86%）。而在受访后一年内死亡的老年人在当年的医疗费用会比存活老年人高 17.4%，一年后二年内死亡的老年人的医疗费用比存活老年人高 15.8%。参加基本医疗保险和患慢性病的老年人的医疗支出会分别增加 44%和 86%。此外，城镇老年人比农村老年人的医疗费用要高出约 53%。从边际效应上看，即使考虑到了死亡风险，年龄对老年人医疗支出的正向效应仍然是非常显著的。

表 5-9 年龄、接近死亡与医疗支出水平 (2005 年)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄	0.092 ^{***} (0.022)	0.096 ^{***} (0.022)	0.098 ^{***} (0.022)	0.086 ^{***} (0.021)	0.067 ^{***} (0.019)
年龄平方	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)
女性	0.210 (0.262)	0.206 (0.263)	0.208 (0.258)	0.205 (0.246)	-0.115 (0.232)
女性年龄交互	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
死亡	0.179 ^{***} (0.039)				
Y1		0.262 ^{***} (0.060)	0.262 ^{***} (0.059)	0.174 ^{***} (0.057)	0.125 ^{**} (0.053)
Y2		0.194 ^{***} (0.053)	0.206 ^{***} (0.052)	0.158 ^{***} (0.050)	0.088 [*] (0.046)
Y3		0.102 [*] (0.054)	0.119 ^{**} (0.053)	0.105 ^{**} (0.051)	0.034 (0.046)
Y4		0.114 (0.135)	0.132 (0.132)	0.083 (0.122)	0.138 (0.116)
基本医疗保险			0.682 ^{***} (0.044)	0.443 ^{***} (0.043)	0.453 ^{***} (0.040)
大病保险			0.143 (0.106)	0.146 (0.099)	0.103 (0.091)
城镇地区				0.525 ^{***} (0.034)	0.514 ^{***} (0.031)
慢性病				0.858 ^{***} (0.035)	0.703 ^{***} (0.035)
ρ					-0.533 ^{***} (0.047)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.013	0.013	0.039	0.117	
样本量	10384	10315	10314	10314	12340

注：因变量为老年人在 2005 年受访前一年内医疗费用支出的对数；括号内为稳健标准误；*、**和*** 分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

5.5.3 接近死亡效应假说的实证研究——稳健性检验

尽管用全部样本对接近死亡效应的研究支持了接近死亡效应假说，但年龄中性的强假设并未得到证实，在这一小节里，作者将利用 CLHLS 数据对年龄、死亡与医疗费用三者之间的关系进行更深入的探讨。

从表 5-6 中不难看出，长寿老年人的医疗费用反而会有所降低，作者认为这是死亡选择效应在起作用。举个例子来讲，仍然健在的百岁老人，在他 40 岁，60 岁或者 80 岁的时候，其健康水平理应较同年龄段的人更好，否则他很可能在进入老年后由于较高的健康风险而过早离世，而不是成为长寿老

人。尽管 CLHLS 包括大量长寿老人的信息，但是，就老龄化对医疗支出影响的研究而言，长寿老人的代表性不强，反而由于长寿老年人的医疗支出比一般老年人群要低，可能会影响对年龄、死亡作用估计的准确性。表 5-6 的统计显示，80 岁以下的老年人群中，医疗费用与年龄存在正相关性。而在 80 岁以上高龄老年人群中，医疗费用反而会随着年龄的增加而减少。此外，据统计，中国的人均预期寿命为 76 岁。因此，如果在 80 岁以下老年人群中能够发现接近死亡效应，则该理论的政策含义更强。接下来本节分别对 80 岁以下和 80 岁以上老年人群子样本检验接近死亡效应。

表 5-10 年龄、接近死亡与医疗支出水平（2005 年）—80 岁以下老年人

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄	0.371 (0.254)	0.376 (0.254)	0.362 (0.235)	0.311 (0.234)
年龄平方	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
女性	0.981 (0.991)	0.922 (0.993)	0.606 (0.912)	0.105 (0.903)
女性年龄交互	-0.014 (0.014)	-0.013 (0.014)	-0.008 (0.013)	-0.000 (0.013)
死亡	0.284 ^{***} (0.099)			
Y1		0.750 ^{***} (0.229)	0.557 ^{***} (0.213)	0.538 ^{***} (0.205)
Y2		0.037 (0.143)	0.029 (0.131)	0.084 (0.134)
Y3		0.331 ^{**} (0.165)	0.359 ^{**} (0.153)	0.316 ^{**} (0.142)
Y4		-0.034 (0.313)	-0.048 (0.297)	0.133 (0.322)
基本医疗保险			0.425 ^{***} (0.069)	0.426 ^{***} (0.067)
大病保险			0.423 ^{***} (0.148)	0.228 [*] (0.138)
城镇地区			0.450 ^{***} (0.059)	0.497 ^{***} (0.058)
慢性病			1.146 ^{***} (0.059)	1.441 ^{***} (0.062)
ρ				0.723 ^{**} (0.049)
地区	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.019	0.022	0.165	
样本量	3300	3295	3295	3935

注：因变量为老年人在 2005 年受访前一年内医疗费用支出的对数；括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

利用 80 岁以下老年人样本对接近死亡效应假说进行检验，估计结果报告在 5-10 中，其中 4 个模型分别与表 5-8 中的模型 1、2、4、5 相对应。结果显示，去掉 80 岁以上的长寿老人样本后，死亡和 Y1 的系数均显著为正，同时 Y1 的系数显著大于 Y2 和 Y3，遗憾的是，Y2 并没有显著大于 Y3，但 Y1 的系数已经证实了接近死亡效应的存在。同时年龄不再显著，表明 80 岁以下老年人的医疗费用并没有表现出与年龄的正相关联系，因而支持了年龄中性的假设。这个结果不仅再次支持了接近死亡效应，同时也说明长寿老人较低的医疗费用支出导致死亡对医疗费用的影响被低估了。更重要的是，这表明年龄很可能并不如一般研究所发现的那样对医疗费用存在显著的正向影响。此外，大病保险的系数也显著为正，与全样本的估计结果差异表明长寿老人患大病的概率较低，但 80 岁以下老年人仍然面临较高的大病风险，并且使用了更多的医疗资源。从边际效应上看，去掉了长寿老人后，各变量的效应几乎都增加了，表明加入长寿老人样本导致这些变量的效应被低估。模型 3 的结果表明，在受访两年后三年内死亡的老年人的当年医疗费用比存活老年人平均高 35.9%，但是一年内死亡的老年人的医疗费用比存活老年人要高出 55.7%。此外，基本医疗保险和大病保险会分别增加老年人 42.5% 和 42.3% 的医疗支出。表 5-11 报告了 80 岁以上长寿老年人子样本的估计结果，估计结果表明在长寿老年人群中同样存在接近死亡效应。但与 80 岁以下老年人群不同的是，长寿老人的医疗支出随着年龄的增加反而降低了。而且，大病保险变量并不显著，反映出长寿老人实际上并没有使用太多的医疗卫生资源。结合表 5-9、表 5-10 和表 5-11 中对年龄变量效应的发现，作者认为年龄对低龄老年人的医疗费用有正向影响，但对高龄老年人的医疗费用有负向影响。因此，将高龄老年人和低龄老年人混合后回归的结果可能会使我们混淆某些因素的作用。

表 5-11 年龄、接近死亡与医疗支出水平（2005 年）—80 岁以上老年人

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄	-0.153** (0.073)	-0.152** (0.074)	-0.178** (0.070)	-0.122** (0.062)
年龄平方	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
女性	0.599 (0.585)	0.610 (0.589)	0.369 (0.556)	-0.050 (0.503)
女性年龄交互	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.001 (0.005)
死亡	0.171*** (0.043)			
Y1		0.220*** (0.062)	0.147** (0.059)	0.101* (0.054)
Y2		0.211*** (0.057)	0.178*** (0.055)	0.090* (0.049)
Y3		0.082 (0.057)	0.085 (0.055)	0.018 (0.049)
Y4		0.150 (0.148)	0.122 (0.134)	0.171 (0.126)
基本医疗保险			0.458*** (0.055)	0.481*** (0.051)
大病保险			-0.056 (0.131)	-0.123 (0.122)
城镇地区			0.572*** (0.041)	0.575*** (0.037)
慢性病			0.712*** (0.042)	0.583*** (0.043)
ρ				-0.506*** (0.066)
地区	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.013	0.014	0.103	
样本量	7084	7020	7019	8405

注：因变量为老年人在 2005 年受访前一年内医疗费用支出的对数；括号内为稳健标准误；*、**和*** 分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

在上一小节检验接近死亡效应假说的时候，作者以年作为衡量 TTD 的变量。接下来作者以季度来衡量 TTD，再次对接近死亡效应进行检验。由于在前面的估计结果中 Y4 均不显著，因此作者将 TTD 变量限定为受访后 3 年共 12 个季度变量，表 5-12 报告了估计结果。可以看出，年龄系数的估计结果与前面保持了一致，即年龄对全部样本医疗费用的影响是非中性的，但对 80 岁

以下老年人的医疗费用没有显著影响。根据接近死亡效应假说，作者预期季度变量 Q1 到 Q12 的系数的显著性应该会逐渐降低，同时系数由较大的正值逐渐变小。表 5-12 显示，Q1 系数最显著同时也最大，表明距离死亡最近的老年人群的医疗费用最高。在受访后一个季度内死亡的老年人的当年医疗费用比同期的存活老年人要高出 39.2%，但是 Q2 并不显著同时 Q6 又非常显著，因此这个结果并不完全符合接近死亡效应的预期。80 岁以上人群子样本的回归结果中季度变量与全样本中季度变量的估计结果非常接近。80 岁以下人群的回归结果中，Q1 和 Q2 显著为正，比较符合接近死亡效应假说的预测，但 Q9-Q12 中的某些变量也在统计学意义上具有显著性。年龄变量的估计结果与表 5-9，表 5-10 和表 5-11 中保持了一致，表 5-12 的估计结果表明一旦控制了接近死亡时间，年龄不再对 80 岁以下老年人的医疗费用具有正向的影响。

由于 CLHLS 问卷中的医疗费用是受访时前一年内发生的，这一年内医疗费用可能集中于前四个月，也可能是发生在最近二个月，甚至可能在过去十二个月中均匀分布。由于作者无法得知医疗费用支出在一年内的分布情况，这可能是以季度作为 TTD 变量的估计结果不如以年作为 TTD 变量的估计结果理想的原因。

表 5-12 年龄、接近死亡与医疗支出水平（2005 年）—TTD 变量稳健性检验

解释变量	全部样本		80 岁以下人群		80 岁以上人群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.088*** (0.021)	0.070*** (0.019)	0.363 (0.235)	0.311 (0.232)	-0.175** (0.070)	-0.118* (0.062)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
女性	0.197 (0.246)	-0.120 (0.231)	0.666 (0.914)	0.194 (0.899)	0.338 (0.556)	-0.097 (0.502)
女性年龄交互	-0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.009 (0.013)	-0.002 (0.012)	-0.004 (0.006)	0.001 (0.005)
Q1	0.392*** (0.127)	0.289** (0.115)	1.035** (0.450)	1.012** (0.473)	0.331** (0.132)	0.200* (0.116)
Q2	0.115 (0.113)	0.177 (0.112)	1.051** (0.477)	1.124** (0.462)	0.059 (0.113)	0.140 (0.113)
Q3	0.158* (0.093)	0.062 (0.082)	-0.251 (0.331)	-0.170 (0.237)	0.181* (0.096)	0.100 (0.085)
Q4	0.101 (0.090)	0.052 (0.082)	0.658* (0.385)	0.541 (0.373)	0.056 (0.092)	0.008 (0.083)

Q5	0.195** (0.087)	0.095 (0.078)	0.039 (0.220)	0.205 (0.234)	0.223** (0.095)	0.105 (0.083)
Q6	0.248*** (0.092)	0.214** (0.083)	0.194 (0.294)	0.046 (0.282)	0.255*** (0.096)	0.208** (0.086)
Q7	0.140* (0.083)	0.050 (0.075)	0.054 (0.254)	0.104 (0.272)	0.150* (0.088)	0.040 (0.078)
Q8	0.024 (0.087)	-0.039 (0.079)	-0.191 (0.237)	-0.012 (0.253)	0.052 (0.094)	-0.028 (0.083)
Q9	0.053 (0.086)	0.072 (0.082)	0.418 (0.264)	0.669** (0.275)	0.018 (0.092)	0.033 (0.086)
Q10	0.216** (0.093)	0.130 (0.081)	0.564* (0.302)	0.185 (0.246)	0.184* (0.098)	0.111 (0.086)
Q11	0.090 (0.086)	-0.014 (0.078)	0.093 (0.292)	0.007 (0.259)	0.095 (0.090)	-0.003 (0.081)
Q12	0.047 (0.097)	-0.077 (0.087)	0.427 (0.349)	0.554* (0.324)	0.013 (0.102)	-0.103 (0.090)
基本医疗保险	0.443*** (0.043)	0.452*** (0.040)	0.419*** (0.069)	0.425*** (0.067)	0.460*** (0.056)	0.480*** (0.051)
大病保险	0.153 (0.099)	0.110 (0.091)	0.424*** (0.147)	0.231* (0.138)	-0.049 (0.131)	-0.115 (0.123)
城镇地区	0.525*** (0.034)	0.514*** (0.031)	0.447*** (0.059)	0.491*** (0.057)	0.571*** (0.041)	0.574*** (0.037)
慢性病	0.856*** (0.035)	0.703*** (0.036)	1.142*** (0.059)	1.428*** (0.063)	0.712*** (0.042)	0.584*** (0.044)
ρ		-0.526*** (0.049)		0.706*** (0.054)		-0.496*** (0.070)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.118		0.168		0.105	
样本量	10314	12340	3295	3935	7019	8405

注：模型 1, 3, 5 为线性模型，模型 2, 4, 6 为样本选择模型；Q1 表示在受访后 90 天内去世，其他 TTD 变量以此类推；因变量为老年人在 2005 年受访前一年内医疗费用支出的对数；括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

对接近死亡效应假说的实证研究主要是探究年龄和死亡对医疗费用的影响，其目的主要是用于预测医疗费用，因而并不特别关注社会经济因素的影响。作者尝试加入倾向因素中的婚姻状况、教育程度和收入，观察它们对老年人的医疗需求行为会产生什么影响，以及加入这些变量之后年龄和死亡对医疗费用影响的估计结果是否仍然稳健。表 5-13 报告了估计结果，对全部样本线性模型的估计结果表明已婚（并与配偶共同生活）和高收入老年人的医疗支出比丧偶和低收入老年人要高。教育对 80 岁以下和 80 岁以上人群的医疗费用支出均存在显著影响。尽管仍然存在样本选择问题，但样本选择模

型的支出方程估计结果与线性模型基本相同。在全部样本的估计结果中我们观察到了 Y1, Y2, Y3 依次递减, 与接近死亡效应假说相吻合, 分样本的估计结果中 Y1 也是最大的, 并且都十分显著。在 80 岁以下的样本中, 文章再一次发现了支持年龄中性假设的证据。

表 5-13 年龄、死亡与医疗支出水平 (2005 年) — 社会经济因素

解释变量	全部样本		80 岁以下人群		80 岁以上人群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.097*** (0.021)	0.081*** (0.020)	0.392* (0.235)	0.383 (0.235)	-0.157** (0.069)	-0.104* (0.062)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)
女性	0.233 (0.244)	-0.090 (0.231)	0.120 (0.909)	-0.292 (0.908)	0.368 (0.542)	-0.035 (0.501)
女性年龄交互	-0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.013)	0.007 (0.013)	-0.003 (0.006)	0.001 (0.005)
Y1	0.195*** (0.056)	0.144*** (0.053)	0.626*** (0.211)	0.592*** (0.206)	0.164*** (0.059)	0.116** (0.054)
Y2	0.165*** (0.049)	0.097** (0.045)	0.051 (0.131)	0.108 (0.133)	0.182*** (0.053)	0.098** (0.048)
Y3	0.134*** (0.050)	0.054 (0.046)	0.355** (0.150)	0.338** (0.141)	0.122** (0.054)	0.042 (0.049)
Y4	0.128 (0.123)	0.171 (0.116)	-0.020 (0.301)	0.123 (0.325)	0.171 (0.135)	0.211* (0.126)
已婚	0.261*** (0.042)	0.208*** (0.040)	0.201*** (0.061)	0.282*** (0.060)	0.298*** (0.059)	0.245*** (0.055)
受过教育	0.058 (0.039)	0.045 (0.037)	0.026 (0.064)	0.127** (0.064)	0.084* (0.049)	0.082* (0.046)
log 人均年收入	0.273*** (0.015)	0.185*** (0.012)	0.202*** (0.027)	0.105*** (0.023)	0.299*** (0.018)	0.201*** (0.015)
基本医疗保险	0.301*** (0.043)	0.352*** (0.040)	0.309*** (0.071)	0.349*** (0.068)	0.311*** (0.055)	0.374*** (0.051)
大病保险	0.096 (0.095)	0.075 (0.090)	0.379*** (0.144)	0.178 (0.138)	-0.102 (0.125)	-0.150 (0.120)
城镇地区	0.360*** (0.034)	0.401*** (0.032)	0.339*** (0.062)	0.422*** (0.060)	0.385*** (0.041)	0.449*** (0.038)
慢性病	0.842*** (0.034)	0.703*** (0.036)	1.124*** (0.059)	1.430*** (0.062)	0.701*** (0.041)	0.574*** (0.045)
ρ		-0.513*** (0.054)		0.731*** (0.048)		-0.508*** (0.074)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.164		0.190		0.162	
样本量	10131	12122	3238	3872	6893	8250

注: 因变量为老年人在 2005 年受访前一年内医疗费用支出的对数; 模型 1 为线性模型, 模型 2 为样本选择模型的支出方程; *, **和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

5.6 结论

本章利用 CLHLS 微观数据,通过计量经济学手段对一些学者提出的解释年龄影响医疗费用的接近死亡效应机制假说进行了实证检验。对老年人发生医疗支出概率的研究表明,接近死亡对老年人的医疗支出概率有正向影响。然而医疗保险并不影响老年人发生医疗支出的概率,表明对于高死亡风险的老年人而言,医疗支出是缺乏弹性的。由于 CHARLS 中的样本包括了 60 岁以下的中年受访者,而 CLHLS 中只有老年人,其中还有相当比例的高龄老年人,很可能由于样本对象的差异造成了对医疗保险作用的估计结果差异。从结果上看,死亡风险或接近死亡是老年人发生医疗费用支出的重要原因。此外,女性老年人发生医疗支出的概率要高于男性老年人。

对死亡和年龄对医疗支出水平影响的研究表明,接近死亡(死亡风险)对医疗费用存在显著影响。其中,年龄在全部老年人样本中表现出了显著的正效应,这与以往的研究结论是一致的。但对 80 岁以下老年人的研究则支持了年龄中性的假设。由于中国的人均期望寿命在 80 岁以下,因而这个发现更有意义。其次,接近死亡与高医疗支出是正相关的,尤其是最接近死亡的老年人的医疗支出显著高于存活的老年人和距死亡较远的老年人。无论是将接近死亡的时间变量由年换成季度,还是将样本限定为 80 岁以下的非长寿老人和 80 岁以上的长寿老人,本文均有类似的发现。参加基本医疗保险和患慢性病的老年人的医疗支出要高于没有基本医疗保险和未患慢性病的老年人。城镇老年人的医疗支出显著高于农村老年人。性别和大病保险并不影响老年人的医疗支出水平。然而在对 80 岁以下老年人的研究中,作者发现大病保险对医疗费用具有正向作用,显示低龄老年人更可能发生高额医疗支出。最后,文章还发现已婚并与配偶共同生活以及受过教育的老年人有相对较高的医疗支出水平。

本章的实证研究提供了接近死亡效应存在的证据,即高死亡风险对医疗费用存在正向影响。同时对 80 岁以下老年人的研究中,本文发现了支持年龄中性假设的证据。接近死亡效应的存在表明人口的年龄构成在预测医疗费用时的作用很可能被高估了,人口的死亡风险同样应该受到关注。这对于相关

政策的制定，尤其是社会保障和人口政策的科学制定，有着不言而喻的重要意义。当然，本部分的实证研究仍然有一些不足，作者使用的医疗支出是在过去一年之中累计发生的总费用，医疗支出在一年内的分布状况未知可能会影响估计结果的准确性。同时将 TTD 变量换为季度后变量显著性和系数大小并没有与接近死亡效应假说完全契合。如果利用更详细的患者医疗费用数据来进行研究，可能会有更好的发现。此外，接近死亡或死亡风险很可能存在内生性，即医疗支出可能同时会反过来影响老年人的死亡风险或距离死亡的时间。同时，由于数据中没有包括非老年人，因此本章的研究无法分析在非老年人中是否同样存在接近死亡效应。随着数据的丰富和计量经济方法的发展，相信今后的研究会对上述问题给出令人信服的答案。

6. 人口老龄化对医疗费用的影响 ——基于省级面板数据的实证研究

6.1 引言

人口老龄化进程的加速对于中国经济和社会的影响正在逐渐显现出来。老龄化不仅关系到个人的切身利益，它与国家的经济和社会发展也是密切关联的。中央和地方政府在进行决策时，必须充分考虑到人口老龄化的影响，尤其是在制定社会保障和人口生育的相关政策时。通常人口结构的变迁往往要经历漫长的过程，因此对老龄化问题的忽视或者错误的判断很可能会给经济和社会发展带来难以估量的损失。同时由于医疗资源配置的失衡，“看病难，看病贵”成为了中国医疗体系的代名词。居高不下的医疗费用又加剧了医患关系的紧张，医生和患者之间的冲突屡见不鲜。为此，党中央、国务院在新医改中提出，要减轻居民的医疗负担，切实缓解看病难、看病贵问题。要建立健全覆盖城乡居民的基层医疗卫生体系，为群众提供优质和价廉的医疗服务。由于人口老龄化和医疗体制改革对中国的深远影响，从宏观层面研究人口老龄化对医疗费用的影响，对于各地区经济与社会发展水平存在巨大差异的中国，有着尤其重要的理论和现实意义。

在第四章和第五章作者利用代表性的微观数据，通过计量经济学手段对个人医疗服务需求和接近死亡效应假说分别进行了分析。微观数据从个人视角出发，分析个体的医疗费用支出决策受到哪些因素的驱动，本文尤其关注年龄在其中所起到的作用。在宏观层面上这些因素是否仍然表现出对医疗费用的显著影响是本文同样关注的问题，而且具有更为直观的政策含义。简言之，将研究视角从微观层面上升到宏观层面后，经济发展水平和人口特征是否仍然会影响中国各地区的医疗费用？这些因素的作用是积极的还是消极

的？这是非常值得探讨的问题。各种因素在宏观层面的作用是否与微观层面的作用相吻合？许多研究已经对上述这些问题给出了回答。国外学者早已对人口老龄化与医疗费用的关系进行了大量的比较分析和实证研究。由于在经济发展水平、人口结构和医疗服务体系上存在着巨大差异，国外的研究发现只能给中国提供相对有限的参考价值。然而，即使是国内学者对老龄化与医疗费用关系的研究，由于地域和时间上的局限性，再加上中国正处于医疗体制改革的攻坚战中，已有的研究结论可能也难以完全反映出当前中国的实际情况。本章的创新之处在于，利用宏观数据对接近死亡效应假说进行检验，即分析死亡率对各地区医疗费用是否存在影响。如果死亡率对医疗费用存在显著影响，则表明在宏观层面上也存在接近死亡效应。据我们所知，国内对医疗费用决定因素的研究，尤其是经济学的实证研究，很少控制死亡率变量，相信本章可以给相关的研究提供独特的启示。

本章将利用最新的省级面板数据从宏观层面分析各地区医疗费用的决定因素，探讨人口结构，经济发展水平，医疗保险覆盖和医疗卫生资源对医疗费用的影响。其中，本章主要关注的是人口老龄化水平对医疗费用的影响，同时深入分析其他社会和经济因素在医疗费用中所起的作用，检验已有的研究发现是否仍然成立。本章的研究将尝试通过对医疗费用决定因素的研究探讨人口老龄化对中国医疗服务需求的影响。本章的研究既是对现有人口老龄化问题研究的充实，同时也为人口、社会保障等相关政策的制定提供了依据。

本章的内容安排如下：第二节是对国内宏观层面医疗费用决定因素的相关研究文献的综述；第三节将对数据和计量经济模型进行介绍；第四节对实证研究的结果进行解释和讨论；第五节总结本章的研究发现并给出结论。

6.2 文献回顾

除了从微观层面研究老龄化与医疗费用的关系外，许多国内学者也从宏观层面对两者之间的关系作了探讨。刘兴柱和肖庆伦（1994）对中国在九十年代之前的健康保险费用上涨进行了分析。作者发现老龄化是驱动健康保险费用增长的因素之一，统计分析的结果显示老龄化对1952-1978年、1978-1985年和1985-1989年三个阶段健康保险费用上涨的贡献率分别为1.5%、4.45%

和 6.43%。黄成礼（2004a）结合中国的实际情况，对人口因素与卫生费用之间的关系进行了理论分析。文章从人口数量，人口质量，人口构成和人口分布等多个角度分别探讨了人口特征对卫生费用的影响。作者认为，人口老龄化之所以会促进医疗费用的快速增长，一方面是由于人均医疗费用随着年龄增加而增长，其中老年人的人均卫生费用增速最高。同时城镇化水平的提高将会给医疗费用带来上涨的压力。然而，老龄化意味着死亡率的下降和预期寿命的增加，由于人在死亡前很可能集中发生高额的医疗支出，而死亡前医疗费用随着年龄的增加呈下降的趋势，这暗示着人口老龄化可能会减缓医疗费用的增长势头。黄成礼（2004b）利用增长因子法对各种影响卫生费用的因素的贡献进行了分解。文章发现老龄化对 1978-1990 年和 1990-2000 年卫生费用增长的效应分别为 0.54% 和 0.06%，对应于 4.68% 和 0.49% 的贡献率。随着老龄化的加速，作者预测老龄化对卫生费用的影响会越来越大。陈洪海等（2006）对 90 年代部分省份截面数据的研究发现，经济增长能够解释大部分的医疗费用增长。同时老龄化在医疗费用增长的过程中起到了重要的作用。经济不发达地区的医疗服务供给不足可能是导致医疗费用上涨的原因，而在经济发达地区，诱导需求可能是导致高医疗费用的因素。郑云萍和温小霓（2006）用时间序列模型对改革开放以后的中国数据进行分析后发现，老龄化对卫生费用的增长起到了关键作用，经济增长和政府预算支出的相对减少分别是长期和短期卫生费用上涨的推动因素。陈立中（2007）运用协整和误差修正模型对各因素是否影响医疗费用进行了研究，估计结果显示，收入和人口老龄化造成了医疗费用的上涨，而增加医疗保险覆盖率和医生数量有助于遏制医疗费用的快速增长。何平平（2006a, 2006b）、何平平和李连友（2008）利用时间序列方法对中国改革开放以来老龄化与医疗费用之间的关系作了实证分析。文章的结果表明经济增长和老龄化对医疗费用的作用是长期性的，短期内影响不大。李军山等（2008）利用协整和误差修正模型对中国数据的研究发现，经济增长和老龄化是影响医疗费用增长的长期因素。实证估计的结果显示老年人口每增加 1%，卫生总费用会增加 1.23%。此外，作者发现政府对医疗卫生领域投入的越多，医疗费用的增长就越受到抑制，但增加医疗卫生资源供给对医疗费用无显著影响。王燕（2009）利用不同的时间序列模型对不同年龄段人群的人均医疗费用进行了拟合分析。文章发现按水平值和

百分比分别计算, 年龄每增加一岁, 医疗费用平均会增加 42 元和 2%。趋势和估计结果显示医疗费用支出表现出很强的惯性, 并且还受到波动较大的短期随机因素的影响。黄成礼和庞丽华(2011)根据中国人口结构的变化, 结合现有的相关医疗费用数据, 对不同科室的医疗费用变化趋势作了前瞻性分析。整体上看医疗费用会由于老龄化而上涨, 但由于不同年龄段人群对医疗服务的利用存在差异, 老龄化对门诊和住院费用的影响也不尽相同。内科、肿瘤等科室的医疗费用可能会上升。余央央(2011)对中国各省的研究表明老龄化对人均医疗支出有正向的作用, 对医疗支出增长的贡献度大约为 3.9%。城镇地区的人口老龄化会导致医疗支出的增加, 但农村地区的人口老龄化程度对医疗支出没有显著影响, 表明医疗卫生资源在配置上存在一定程度的城乡不平等。此外, 作者还发现医疗保险也是导致医疗费用上涨的因素。刘西国等(2012)的研究发现, 老龄化会导致住院费用的上升, 同时城镇化也会造成医疗费用的上涨。此外, 医疗保险覆盖率和规制能够抑制医疗费用的上涨, 但是文章未发现收入(人均 GDP)对医疗费用存在影响。戴静和张建华(2012)对各省市人均财政卫生支出的差异进行了分解, 发现人均 GDP 对人均卫生支出的贡献度为 25%, 而人口老龄化的贡献仅有不到 5%。祁华金等(2012)利用主成分回归法分析了 1990-2009 年中国卫生费用的决定因素。与大多数研究一样, 作者发现老龄化水平、城镇居民人口比重和收入水平对卫生费用存在显著影响。更重要的是, 作者发现以死亡人口衡量的接近死亡程度会显著增加卫生费用, 其对卫生费用的影响程度甚至要高于老龄化。这个发现意味着除微观个体层面外, 宏观层面上也可能存在接近死亡效应。王华(2012)对中国 18 个省市的医疗费用进行比较后发现, 人均医疗费用与人口老龄化水平表现出正相关的关系。但是在经济发展水平较高的地区, 医疗费用占 GDP 的比重反而较低。因此, 随着经济的快速发展, 即使人口老龄化水平在不断上升, 也并不必然导致医疗服务占用相对更多的社会资源。城镇化水平和医疗保险参保率也如预期一样会带来医疗费用上涨的压力。王学义和张冲(2013)对各省居民医疗消费支出的决定因素进行了实证研究, 作者通过动态面板方法发现老龄化和收入是医疗费用的主要决定因素, 并且居民的医疗消费表现出很强的持续性特征。此外, 城乡收入差距也会影响居民的医疗支出水平。刘吕吉和石静(2013)对 1998-2011 年的省级政府卫生费用支

出影响因素作了分析。作者利用差分广义矩估计和系统广义矩估计方法,发现 65 岁以上老年人口增加 1%, 政府卫生支出相应会上涨 0.25%。政府卫生费用对人均 GDP 的支出弹性为 0.07。但是,分地区的回归结果显示,老年人口的增加对东部和西部地区的政府卫生费用存在显著影响,但在中部地区的回归模型中老龄化并没有表现出显著的作用。有研究发现收入和老龄化同样是农村人均卫生费用的主要决定因素(刘莉云和王悦, 2012),部分学者还发现政府的医疗卫生政策对医疗费用存在显著影响(徐昕, 2010)。

然而,并非所有的研究都发现老龄化对医疗费用存在正向影响。何平平(2006c)利用最小二乘法对医疗费用决定因素的实证研究表明,人均 GDP 和政府卫生支出的增加推动了医疗费用的显著增长,但是文章未发现老龄化与医疗费用的增长存在联系。李林和刘国恩(2008)利用 2003-2006 年的省级面板数据对医疗费用的决定因素进行了研究。固定效应面板模型的估计结果显示经济水平和老龄化程度对门诊费用没有显著影响。发达地区的住院费用高于欠发达地区,但是老龄化水平却表现出对住院费用的负向影响。医疗保险对门诊费用和住院费用均存在正向作用。王箐和魏建(2012)对 2006-2009 年省级面板数据作了类似的研究。文章发现,老龄化水平的提高只会导致住院费用的上涨,不影响门诊费用,这与李林和刘国恩(2008)的结论是一致的。但是作者还发现较高的人均国民生产总值不仅会增加住院费用,同时也会增加门诊费用,同时作者未发现医疗保险会影响医疗费用。此外,医院数量的增加也会抑制门诊费用的上涨。陈聪等(2012)、王萍等(2012)的研究同样没有发现老龄化会带来医疗费用的上涨。

总体上看,多数国内学者的研究均表明老龄化会导致医疗费用的增长,并且老龄化对政府卫生费用和居民医疗消费也表现出类似的影响。同时,经济水平对医疗费用的影响也不容忽视。然而,也有部分学者的研究结果并未支持老龄化对医疗费用存在显著的(正向)影响。本章的实证研究将在经济和社会快速发展的中国背景下探讨老龄化与医疗费用之间的关系,并且本章还将在宏观层面上检验是否同样存在接近死亡效应。国外学者对各国的医疗费用宏观决定因素进行了大量的研究,详见第三章文献综述部分的相关内容以及何平和孟庆跃(2005)、陈金仁(2011)的文章。

6.3 研究设计

6.3.1 实证方法

本章将利用省级面板数据，通过随机效应和固定效应面板模型从宏观角度考察各地区的医疗费用决定因素。对老龄化对医疗费用的影响进行分析，同时检验接近死亡效应假说在宏观层面上是否仍然成立。拟采用的计量经济模型如式 6-1 所示，左侧因变量为该地区的住院和门诊费用， $Prop65$ 为该地区 65 岁以上老年人口的比重，用于衡量人口老龄化程度。 $Deathrate$ 为该地区的人口死亡率，衡量死亡风险。 X 包括了其他可能影响医疗费用的本地区的解释变量，下面对 X 中的解释变量一一说明。现有的大部分研究表明，经济增长是决定医疗费用的重要因素，同时医疗支出表现出一定的城乡差异性，因此在 X 中包括人均 GDP 和城镇人口比重。另外医疗资源的可及性必然是直接影响医疗费用的因素，作者以该地区每千人口卫生技术人员数作为解释变量来衡量医疗服务供给的影响。在所有医疗机构中，三级医院的医疗设备和最好，费用往往也是最高的，高额医疗支出多发生于在三级医院就诊的患者中，因此本章在解释变量中加入本地区的三级医院比重控制这种影响。此外，医疗保险改变了医疗服务的价格，因而也会影响对医疗服务的需求，因此作者在 X 中同样包含了该地区的城镇医疗保险参保率。

$$Med\ cost_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop65_{it} + \beta_2 Deathrate_{it} + \beta_3 X_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (\text{式 6-1})$$

如果老龄化会推动医疗费用的增长，那么 β_1 应当显著为正。如果 β_2 显著为正则说明死亡率是驱动医疗费用增长的因素，表明接近死亡效应假说在宏观层面上同样成立。若 β_1 和 β_2 同时显著为正，表明老龄化和接近死亡各解释了一部分的医疗费用上涨。当 β_2 显著而 β_1 不显著时，表明医疗费用的快速增长是由接近死亡效应所致，与人口老龄化程度无关。以往的研究表明人均 GDP、城镇人口比重和三级医院比重对医疗费用存在一定的影响。如果每千人口卫生技术人员数的系数大于零，则表明医护人员可能存在对患者的诱导需求行为，反之则说明增加医疗资源的供给可以有效控制医疗费用的上涨。 η_i 为不随时间改变的个体效应， ϵ_{it} 为未观测到的随机扰动因素。在经济学的实证研究中，通常以时间哑变量来控制技术进步的影响。遵照惯例，本章在模

型中同样控制了年份哑变量，以控制影响医疗费用的因素如政策和技术等因素对医疗费用的影响。若 η_i 与 e_{it} 相关，则为固定效应面板模型；若 η_i 与 e_{it} 不相关，则为随机效应面板模型。作者利用 Hausman 检验 (Hausman, 1978) 在固定效应和随机效应面板模型之中选择正确的模型设定。Hausman 检验利用式 6-2 所示的统计量 H 进行检验，其中统计量 H 符合卡方分布。 β_{FE} 和 β_{RE} 分别表示固定效应模型和随机效应模型的估计系数， V_{FE} 和 V_{RE} 分别表示固定效应模型和随机效应模型估计系数的方差—协方差矩阵。Hausman 检验的结果如果拒绝零假设 H_0 ，则表明固定效应模型的估计结果是一致的，而随机效应模型的估计结果是非一致的，此时应选择固定效应模型。如果 Hausman 检验的结果不能拒绝零假设 H_0 ，此时应选择随机效应模型，因为其估计结果不仅是一致的并且更有效。

$$H = (\beta_{FE} - \beta_{RE})'(V_{FE} - V_{RE})^{-1}(\beta_{FE} - \beta_{RE}) \quad (\text{式 6-2})$$

6.3.2 数据描述

本章研究将利用 2006 年-2011 年省级面板数据分析医疗费用的宏观决定因素。本章以人均住院费用和人均门诊费用作为因变量，自变量中包括各省的人均 GDP、三级医院比重、城镇医疗保险参保率、每千人卫生技术人员数、城镇人口比重、65 岁以上老年人比重和死亡率。以上数据均来自于历年的《中国统计年鉴》、《中国卫生统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

表 6-1 描述了 2006-2011 年除西藏自治区外其他 30 个省市解释变量的均值和标准差，各年度的地区指标与当年全国的指标均存在一定的差异。65 岁以上人口的比重一直稳定在 9% 左右，除 2008 年的死亡率接近 6% 外，各年的死亡率均值均在 5.9% 左右。从 2006 年到 2011 年，中国的人均 GDP 从 19021 元增加到 33409 元，反映出中国经济持续强劲的增长势头。伴随着中国经济的快速发展，城镇人口比重也在不断提高。政府和社会对医疗卫生领域的投入力度也在加大，2006 年各省市每千人卫生技术人员数和三级医院的比重分别为 4.06 和 5.9%，在 2011 年时这两个指标已经增加到 5.12 和 6.8%。随着城镇医疗保险体系的完善，中国的城镇医疗保险参保率也由 2006 年时的 14.4% 迅速增加到 2011 年时的 36.8%。

表 6-1 2006-2011 年相关省级数据描述

解释变量	2006	2007	2008	2009	2010	2011
65 岁以上人口比重	0.091 (0.018)	0.093 (0.018)	0.094 (0.017)	0.095 (0.018)	0.087 (0.014)	0.087 (0.017)
死亡率 (‰)	5.909 (0.636)	5.929 (0.597)	5.981 (0.730)	5.900 (0.682)	5.837 (0.672)	5.868 (0.757)
人均 GDP	19021 (12160)	21495 (13144)	23920 (13524)	25996 (14181)	29773 (15084)	33409 (15639)
千人卫生技术人员数	4.056 (1.738)	4.168 (1.913)	4.327 (2.014)	4.687 (2.081)	4.899 (2.154)	5.122 (2.214)
三级医院比重	0.059 (0.029)	0.065 (0.031)	0.065 (0.031)	0.065 (0.030)	0.066 (0.029)	0.068 (0.029)
城镇医疗保险参保率	0.144 (0.111)	0.197 (0.124)	0.265 (0.133)	0.321 (0.131)	0.346 (0.146)	0.368 (0.150)
城镇人口比重	0.471 (0.150)	0.481 (0.147)	0.492 (0.143)	0.502 (0.140)	0.519 (0.140)	0.532 (0.136)

注：括号内为标准差；人均 GDP 按照消费价格指数调整至 2006 年的水平。

表 6-2 和图 6-1 描述了除西藏自治区外其他 30 个省市的人均门诊和住院费用变化趋势。从图 6-1 中可以清楚地观察到，即使是经过价格指数调整后的实际医疗费用，仍然表现出显著的增长趋势。并且门诊费用和住院费用的变化趋势高度同步。考虑到中国人口老龄化的高峰还未到来，可以预见在未来一段时间内，医疗费用的上涨趋势可能不会放缓。

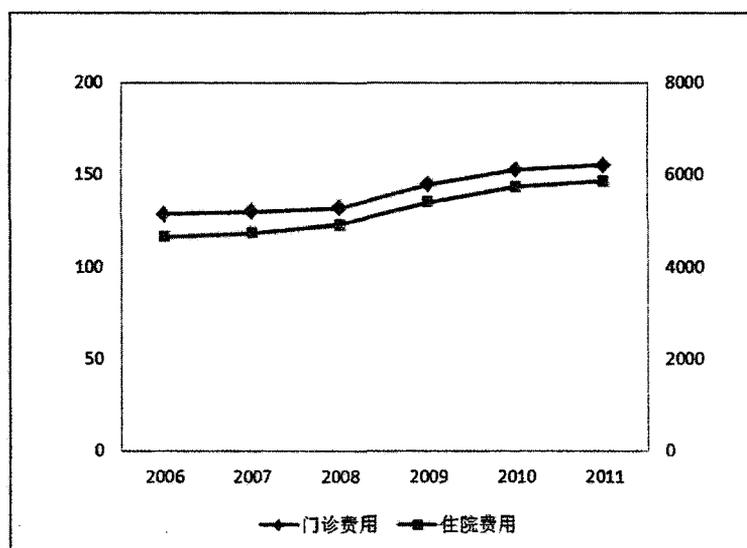


图 6-1 2006-2011 年医疗费用变化趋势

表 6-2 2006-2011 年医疗费用变化趋势

解释变量	2006	2007	2008	2009	2010	2011
人均门诊费用	128.7	129.9	132.0	144.7	152.7	155.1
人均住院费用	4668.9	4746.0	4923.1	5400.6	5732.1	5856.9

注：医疗费用按照消费价格指数调整至 2006 年的水平。

6.4 实证结果

表 6-3 报告了门诊费用面板模型的估计结果，其中对因变量人均门诊费用和自变量人均 GDP 进行了对数变换。三个模型的 Hausman 检验结果均支持固定效应面板模型的设定，因此作者以固定效应面板模型的估计结果来分析门诊费用的决定因素。模型 1 控制了 65 岁以上老年人比重，结果显示老龄化水平对门诊费用有正向影响，65 岁以上人口比重增加 1% 会增加门诊费用 1.02%。门诊费用对人均 GDP 的弹性约为 0.18，表明人均 GDP 每提高 1%，门诊费用相应增加 0.18%，因此门诊服务对于公众而言是一种必需品。三级医院数量每增加 1%，门诊费用将增加 0.87%。每千人卫生技术人员数的系数为负，表明增加医疗服务供给可以降低门诊费用。年份哑变量的系数显示门诊费用呈逐年上升的趋势。在模型 2 中用各地区的死亡率代替了 65 岁以上人口比重，模型 3 中同时控制 65 岁以上人口比重和死亡率，但死亡率变量均不显著，其他变量估计结果与模型 1 相近。医疗保险参保率和城镇化水平对门诊费用无显著影响。因此，从门诊费用的估计结果中作者并没有发现在宏观层面上存在接近死亡效应的证据。

表 6-3 各地区门诊费用决定因素的估计结果

解释变量	(1)		(2)		(3)	
	RE	FE	RE	FE	RE	FE
65 岁以上人口比重	1.421*** (0.533)	1.016* (0.531)			1.455** (0.565)	1.116** (0.558)
死亡率			0.007 (0.013)	0.000 (0.013)	-0.004 (0.014)	-0.008 (0.014)
log 人均 GDP	0.192*** (0.064)	0.183** (0.072)	0.227*** (0.064)	0.215*** (0.071)	0.194*** (0.064)	0.184** (0.072)
千人卫生技术人员数	0.006 (0.012)	-0.026* (0.015)	-0.002 (0.012)	-0.032** (0.015)	0.005 (0.012)	-0.028* (0.015)
三级医院比重	0.727* (0.311)	0.869** (0.311)	0.785** (0.311)	0.891** (0.311)	0.742* (0.311)	0.877** (0.311)

	(0.389)	(0.400)	(0.394)	(0.405)	(0.390)	(0.401)
城镇医疗保险参保率	0.112	0.050	0.086	0.037	0.115	0.057
	(0.081)	(0.081)	(0.081)	(0.082)	(0.082)	(0.082)
城镇人口比重	0.374	-0.318	0.445	-0.250	0.357	-0.343
	(0.290)	(0.376)	(0.297)	(0.380)	(0.294)	(0.379)
2007年	-0.028**	-0.013	-0.029**	-0.015	-0.028**	-0.013
	(0.013)	(0.015)	(0.013)	(0.015)	(0.013)	(0.015)
2008年	-0.032*	0.002	-0.033*	-0.002	-0.032*	0.001
	(0.018)	(0.024)	(0.019)	(0.024)	(0.018)	(0.024)
2009年	0.033	0.090***	0.034	0.087**	0.032	0.089***
	(0.024)	(0.034)	(0.024)	(0.034)	(0.024)	(0.034)
2010年	0.068**	0.143***	0.053*	0.127***	0.067**	0.143***
	(0.030)	(0.046)	(0.030)	(0.045)	(0.030)	(0.046)
2011年	0.005	0.099*	-0.012	0.080	0.005	0.100*
	(0.036)	(0.056)	(0.036)	(0.056)	(0.036)	(0.056)
常数项	2.510***	3.096***	2.254***	2.864***	2.517***	3.137***
	(0.528)	(0.662)	(0.534)	(0.660)	(0.533)	(0.667)
Hausman test		45.63***		23.35**		25.62**
R-squared	0.680	0.864	0.636	0.860	0.677	0.864
样本量	180	180	180	180	180	180

注：RE 表示随机效应模型，FE 表示固定效应模型；括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

与门诊服务相比，住院服务发生大额医疗支出的可能性更高，本章从宏观角度对住院费用的决定因素进行分析。表 6-4 中所有模型的估计结果均未发现老龄化和死亡率影响住院费用的证据，尽管 65 岁以上老年人口比重和死亡率的系数均为正值。由于 Hausman 检验再次拒绝了随机效应面板模型，作者以模型 3 的固定效应模型估计结果为例进行解释。人均 GDP 的效应依然显著，人均 GDP 每增加 1%，住院费用增加 0.17%，表明住院服务同样具有必需品的性质。千人卫生技术人员数对住院费用的负向效应表明增加医疗服务供给对住院费用具有抑制作用。与门诊费用的估计结果相比，三级医院比重不再影响住院费用，这个结果暗示患者在选择门诊服务的医疗机构时更倾向于大医院，从而导致了过度医疗行为并显著提高了门诊费用。与门诊模型一样，医疗保险参保率对住院费用无显著影响。固定效应模型的回归结果表明高城镇化水平有助于控制住院费用，城镇人口比重每增加 1%，住院费用减少 1.02%。城镇化程度越高反而会减少人均住院费用则表明，城镇地区的基础设施建设较完善，因此较高的城镇化水平意味着由农村向城市流动的居民的医疗服务可及性得到了改善，从而减少了由于无法及时治疗而导致的健康状况

恶化后的高额住院费用支出。同时,也可能反映出向农村居民提供住院服务具有较高的社会成本。此外,住院费用同样呈现出随时间推移而上涨的趋势。

表 6-4 各地区住院费用决定因素的估计结果

解释变量	(1)		(2)		(3)	
	RE	FE	RE	FE	RE	FE
65 岁以上人口比重	0.729 (0.638)	0.406 (0.639)			0.439 (0.684)	0.247 (0.671)
死亡率			0.023 (0.016)	0.015 (0.016)	0.019 (0.017)	0.013 (0.016)
log 人均 GDP	0.243*** (0.072)	0.171** (0.086)	0.245*** (0.071)	0.176** (0.084)	0.239*** (0.072)	0.169* (0.086)
千人卫生技术人员数	0.015 (0.013)	-0.053*** (0.018)	0.016 (0.013)	-0.052*** (0.018)	0.017 (0.013)	-0.051*** (0.018)
三级医院比重	0.765* (0.460)	0.323 (0.482)	0.746 (0.459)	0.315 (0.481)	0.743 (0.460)	0.312 (0.483)
城镇医疗保险参保率	0.055 (0.100)	-0.124 (0.097)	0.027 (0.100)	-0.141 (0.098)	0.036 (0.101)	-0.137 (0.099)
城镇人口比重	0.797** (0.325)	-1.060** (0.453)	0.898*** (0.324)	-1.000** (0.452)	0.856*** (0.331)	-1.021** (0.457)
2007 年	-0.018 (0.016)	0.030* (0.018)	-0.017 (0.016)	0.030* (0.018)	-0.017 (0.016)	0.031* (0.018)
2008 年	-0.013 (0.022)	0.087*** (0.029)	-0.011 (0.022)	0.087*** (0.029)	-0.012 (0.022)	0.088*** (0.029)
2009 年	0.050* (0.028)	0.211*** (0.041)	0.055** (0.028)	0.212*** (0.041)	0.054* (0.028)	0.212*** (0.041)
2010 年	0.068** (0.034)	0.288*** (0.055)	0.066* (0.034)	0.284*** (0.054)	0.070** (0.034)	0.288*** (0.055)
2011 年	-0.012 (0.041)	0.260*** (0.067)	-0.015 (0.040)	0.256*** (0.066)	-0.011 (0.041)	0.260*** (0.067)
常数项	5.468*** (0.592)	7.396*** (0.798)	5.328*** (0.588)	7.269*** (0.784)	5.384*** (0.596)	7.330*** (0.803)
Hausman test		46.10***		46.02***		44.44***
R-squared	0.883	0.856	0.883	0.856	0.886	0.856
样本量	180	180	180	180	180	180

注: RE 表示随机效应模型, FE 表示固定效应模型; 括号内为稳健标准误; *, **和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

对门诊和住院费用的估计结果表明,经济增长在医疗费用上涨的过程中扮演了关键角色。增加医疗服务的供给可以抑制医疗费用的过快增长。医疗保险参保率对医疗费用没有显著影响。由于中西部地区的医疗卫生资源相对匮乏,经济发展水平相对落后,因此政府应当在财政上加大对中西部省份医

疗卫生领域的投入。此外,年份哑变量的逐年增加反映出技术进步在医疗费用增长中起到了重要的作用。

作者进一步对面板模型的估计结果进行了稳健性检验。在《中国统计年鉴》中,65岁以上人口比重是人口抽样调查中65岁以上人口占总人口数的比例。描述人口年龄结构的另外一个常用变量是人口抚养比,即非劳动年龄人口与全部劳动年龄人口数的比值。老年人口抚养比即65岁以上老年人口数占劳动年龄人口总数的比值。从经济学角度看,老年人是社会资源的净消费者,他们消费的社会资源主要来自于劳动人口的生产贡献。因此,与65岁以上老年人口比重相比,老年人口抚养比可以反映出在相同的65岁以上老年人口比重下,人口构成在劳动人口上的差异。作者尝试以65岁以上老年人口抚养比替换65岁以上人口比重,观察估计结果是否会发生变化。由于表6-3和表6-4中Hausman检验均拒绝了随机效应模型的假设,即未观测到的不随时间改变的地区特征 η_i 与其他影响医疗费用的随机因素 e_{it} 之间不存在相关性。因此,作者只估计了固定效应面板模型,表6-5报告了固定效应模型的估计结果。从结果上看,各变量系数没有发生太大的变化,老年人口抚养比越高的地区门诊费用越高,但住院费用没有表现出与老年人口抚养比的相关性。表6-5的结果表明表6-3和表6-4中人口老龄化对医疗费用影响的估计结果是比较稳健的。

表 6-5 各地区医疗费用决定因素的估计结果-老年人口抚养比检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
65岁老年人口抚养比	0.683*	0.751*	0.403	0.306
	(0.362)	(0.381)	(0.436)	(0.458)
死亡率		-0.008		0.011
		(0.014)		(0.016)
log 人均 GDP	0.188***	0.190***	0.168*	0.166*
	(0.071)	(0.071)	(0.085)	(0.086)
千人卫生技术人员数	-0.026*	-0.027*	-0.052***	-0.050***
	(0.015)	(0.015)	(0.018)	(0.018)
三级医院比重	0.869**	0.876**	0.319	0.309
	(0.400)	(0.401)	(0.481)	(0.482)
城镇医疗保险参保率	0.052	0.060	-0.121	-0.132
	(0.081)	(0.082)	(0.097)	(0.099)
城镇人口比重	-0.297	-0.319	-1.060**	-1.029**
	(0.375)	(0.378)	(0.451)	(0.455)
2007年	-0.013	-0.014	0.030*	0.031*
	(0.015)	(0.015)	(0.018)	(0.018)

2008年	0.000 (0.024)	0.000 (0.024)	0.087*** (0.029)	0.088*** (0.029)
2009年	0.088*** (0.034)	0.087** (0.034)	0.210*** (0.041)	0.212*** (0.041)
2010年	0.141*** (0.045)	0.140*** (0.045)	0.289*** (0.055)	0.290*** (0.055)
2011年	0.095* (0.055)	0.095* (0.056)	0.262*** (0.067)	0.262*** (0.067)
常数项	3.033*** (0.657)	3.068*** (0.661)	7.403*** (0.790)	7.353*** (0.795)
R-squared	0.864	0.864	0.856	0.857
样本量	180	180	180	180

注：模型1和模型2的因变量为门诊费用，模型3和模型4的因变量为住院费用；括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

从医疗服务供给的角度看，每千人卫生技术人员数仅仅衡量了人力资本在医疗服务供给中的作用。物质资本如医疗设施水平对医疗服务供给和医疗费用水平也可能存在影响。为了考察医疗设施水平对医疗费用的影响，作者尝试加入每千人医疗机构床位数进行估计。表6-6的结果显示，每千人医疗机构床位数的系数为负，但并不显著。作者同时尝试去掉千人卫生技术人员数，只控制千人医疗机构床位数，但是千人医疗机构床位数依然不显著。这个结果说明，在医疗服务供给中，人力资本的作用更为重要，物质资本对医疗费用的影响并不是非常显著。

表6-6 各地区医疗费用决定因素的估计结果-医疗设施检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
65岁老年人口抚养比	1.027* (0.550)	1.125* (0.575)	0.422 (0.663)	0.266 (0.693)
死亡率		-0.008 (0.014)		0.013 (0.016)
log 人均GDP	0.183** (0.072)	0.184** (0.072)	0.171* (0.087)	0.169* (0.087)
千人卫生技术人员数	-0.026* (0.015)	-0.028* (0.015)	-0.053*** (0.018)	-0.051*** (0.018)
千人医疗机构床位数	-0.002 (0.030)	-0.002 (0.030)	-0.003 (0.036)	-0.004 (0.036)
三级医院比重	0.866** (0.402)	0.874** (0.404)	0.319 (0.485)	0.307 (0.486)
城镇医疗保险参保率	0.049 (0.081)	0.057 (0.082)	-0.125 (0.098)	-0.138 (0.099)
城镇人口比重	-0.314 (0.381)	-0.340 (0.384)	-1.054** (0.459)	-1.014** (0.462)
2007年	-0.013 (0.015)	-0.013 (0.015)	0.031* (0.018)	0.031* (0.018)

2008 年	0.002 (0.025)	0.002 (0.025)	0.088 ^{***} (0.030)	0.089 ^{***} (0.030)
2009 年	0.091 ^{**} (0.037)	0.090 ^{**} (0.037)	0.212 ^{***} (0.044)	0.214 ^{***} (0.044)
2010 年	0.145 ^{***} (0.050)	0.144 ^{***} (0.051)	0.290 ^{***} (0.061)	0.291 ^{***} (0.061)
2011 年	0.101 (0.062)	0.101 (0.062)	0.264 ^{***} (0.075)	0.264 ^{***} (0.075)
常数项	3.098 ^{***} (0.665)	3.139 ^{***} (0.670)	7.399 ^{***} (0.801)	7.334 ^{***} (0.807)
R-squared	0.864	0.864	0.856	0.856
样本量	180	180	180	180

注：模型 1 和模型 2 的因变量为门诊费用，模型 3 和模型 4 的因变量为住院费用；括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。

6.5 结论

本章利用 2006-2011 年的省级面板数据，对医疗费用的宏观决定因素进行了实证研究。结果表明，老龄化水平的增加会显著增加门诊费用，但是老龄化水平对住院费用没有显著的影响。这个结论与第四章的实证研究发现是一致的，即老龄化在门诊费用的增长中具有重要作用。估计结果表明门诊费用的增长率对老年人口比例的变化具有弹性，因此人口老龄化的速度对门诊费用有着较大的影响。与现有的研究结论相一致，经济增长仍然是医疗费用快速上涨的主要原因，并且住院服务和门诊服务的收入弹性均小于 1，表明医疗服务对中国居民而言仍然是必需品。增加医疗服务供给尤其是增加卫生技术人员，可以起到有效控制医疗费用快速上涨的积极作用。同时，城镇化水平的提高也可以抑制住院费用的快速增长。三级医院比重对门诊费用的正向作用表明门诊患者可能过度集中于大医院寻求诊疗。医疗保险覆盖对各地区的医疗费用没有显著影响。时间哑变量的变化趋势则表明医疗技术的进步导致了医疗费用的显著增长。本章的研究未发现在宏观层面上支持接近死亡效应假说的证据，即死亡率对各地区的医疗费用水平没有显著影响。此外，老龄化水平并没有与住院费用表现出显著的正相关性。尽管各地区的数据与全国的统计数据可能存在一定的误差，但稳健性检验的结果表明统计误差的影响比较有限。此外，经济增长像以往的研究一样仍然表现出显著的作用，因此本章的研究结果还是相对客观地反映了医疗费用的宏观决定因素。

由于中国经济在未来几年内有望继续保持高速增长的势头，同时，医疗技术也在不断地发展，因此在未来一段时期内医疗费用很可能将继续保持上涨的趋势。为了控制医疗费用的快速增长，政府应该加大对基层医疗机构的扶持力度，增加对卫生技术人员的培训。由于中西部地区的经济发展水平相对落后，制约了其向包括医疗服务等在内的社会公共服务领域投入的资源。为了缓解经济发展水平的落后对当地医疗卫生服务的不利影响，政府在医疗卫生领域的投入应当向中西部地区倾斜，同时出台相应的产业政策加速中西部地区的经济发展。此外，三级医院比重过高对医疗费用的正向影响表明可能存在过度医疗行为。作者认为，政府可以通过制定合理的财政税收以及医疗保险等相关政策或通过其他制度化安排，大力发展基层医疗卫生机构，鼓励并引导患者前往基层医疗卫生机构就诊，以减少对医疗资源的过度使用，控制不合理的医疗费用增长。

7. 研究结论、政策建议与未来研究展望

7.1 本文的主要发现和结论

7.1.1 本文的研究发现

本文通过现代计量经济学方法，利用中国的微观与宏观数据对人口老龄化对医疗费用的影响以这种影响的机制进行了全面深入的实证研究。本文的实证研究分为三部分：第一部分是对个人医疗费用（需求）决定因素的分析，其中本文尤其关注年龄因素对医疗费用的影响；第二部分利用微观数据对部分学者提出的年龄影响医疗费用机制的“接近死亡效应”假说进行检验；第三部分是对中国各地区的宏观数据进行研究，探索影响医疗费用的宏观因素以及检验“接近死亡效应”假说在宏观层面上是否成立。接下来本文将对实证研究部分的主要发现进行回顾，之后作者结合本文实证研究的主要发现，总结人口老龄化对医疗费用的影响，最后给出本文的研究结论。

第四章利用中国健康与养老追踪调查数据分析了老龄化对医疗费用（需求）的影响。对是否体检的研究结果表明，年龄与利用体检的倾向正相关。女性和城镇居民利用体检服务的倾向高于男性和农村居民，较高的文化水平、各种形式的医疗保险以及较差的健康状况对体检的利用有积极影响，但文章未发现收入对利用体检有显著影响。文章还发现年龄的增加会增加利用住院服务的机率，但对门诊服务的使用倾向没有影响。女性使用门诊服务的可能性高于男性，但使用住院服务的可能性要低于男性。已婚人群和城镇居民的住院服务利用倾向更高，但他们的门诊服务利用倾向并未呈现显著区别。就业人群的住院服务使用率较低，但门诊服务使用率未显著区别于非就业人群。参加了任意形式的医疗保险（包括各种形式的基本医疗保险、商业医疗保险或其他社会医疗保险）都会增加住院服务的利用倾向，但参加城镇居民医疗

保险与没有医疗保险的人群在门诊服务的使用倾向上无显著差异。收入对门诊服务使用倾向的正向影响仅在 10%水平上显著,慢性病和较差的自评健康状况也是导致门诊和住院服务利用率较高的个人因素。对老年人和非老年人分样本回归的结果显示,高龄老年人比低龄老年人使用住院服务的倾向更高,在非老年人样本回归结果中年龄变量并不显著。城镇老年人比农村老年人使用住院服务的倾向更强,但城镇与农村非老年人在这一点上无显著差异。无论是老年人还是非老年人,医疗保险对门诊和住院服务的效应与全部样本的估计结果基本一致。值得注意的是,参加了城镇居民医疗保险的非老年人使用医疗服务的倾向显著高于没有医疗保险的非老年人,而参加了城镇居民医疗保险的老年人的医疗服务使用率并没有因此而增加。门诊次数和住院次数会随着年龄的增加而增多。女性和已婚人群对个人门诊和住院次数的影响与对个人门诊和住院使用倾向的影响保持一致。除商业医疗保险外,拥有其他形式的医疗保险都会增加个人的门诊和住院次数。文章未发现收入对门诊和住院次数存在显著影响。个人的健康状况越差,则医疗服务使用次数也越多。对边际效应的计算显示,60岁的老年人平均每月比50岁的中年人多门诊0.03次,多住院0.02次。80岁高龄的老年人平均每年比60岁的老年人多住院0.06次。城镇地区的老年人平均每月比农村老年人多门诊0.06次,多住院0.02次。各种因素对门诊利用次数的边际效应均大于对住院次数的边际效应,表明住院服务需求较门诊服务需求更缺乏弹性。对上述估计结果进行稳健性检验的结果显示,家庭成员较多的个人利用门诊服务的倾向相对要高一些。对老年人和非老年人群的分样本回归结果显示,家庭规模对老年人利用医疗服务的倾向没有影响,但对非老年人的门诊服务使用倾向有正面效应。但是对医疗服务利用次数的估计结果则表明,家庭规模仅与非老年人的门诊次数正相关,在全部样本和老年人样本的模型估计中均不显著。将老年人哑变量和年龄段变量组替换年龄变量后,稳健性检验的结果显示老年人在门诊服务使用次数和住院服务使用倾向以及使用次数上均显著高于非老年人。

第四章的第二部分对个人医疗费用支出的决定因素进行了实证研究,总体上看,二部模型和样本选择模型的估计结果比较接近,这表明样本选择问题没有对判断各种因素在决定医疗费用中的作用造成太大的影响。年龄对门诊费用存在显著的正向影响。女性不仅在发生门诊支出的概率上高于男性,

在门诊费用支出水平上也高于男性。城镇居民的门诊医疗支出显著高于农村居民，同时小学以上文化程度受访者的门诊费用支出也要高于小学以下文化水平的受访者。参加了医疗保险的受访者的门诊支出水平显著高于没有医疗保险的受访者，但只有参加了城镇职工医疗保险和新型农村合作医疗的受访者发生门诊医疗支出的倾向较高。尽管收入对是否使用医疗服务、使用医疗服务的次数以及发生门诊支出的概率没有显著影响，但收入对门诊费用存在显著的正向影响。慢性病和自评健康的估计结果与预期一样，反映了健康状况对门诊支出具有重要影响。最后，文章还发现家庭人数与发生门诊医疗支出的机率之间存在正相关的关系。住院支出模型的估计结果与门诊支出模型差异较大，各种因素对住院支出的影响与对门诊支出的影响相去甚远。年龄与发生住院支出的概率正相关，但对住院费用没有影响。男性、已婚和城镇地区受访者的住院支出的倾向和水平分别高于女性、非已婚和农村地区受访者。所有形式的医疗保险都会增加发生住院支出的机率，但只有参加了城镇职工医疗保险的受访者的支出水平显著高于无医疗保险者。收入既不影响发生住院支出的概率，也不影响住院费用水平。健康状况较差的个人发生住院支出的概率较高，但只有自评健康为差的受访者住院支出较多。家庭人数并不影响发生住院支出的概率。对老年人和非老年人在过去一个月内门诊支出和过去一年内住院支出进行 Oaxaca 分解后发现，年龄差异对老年人群与非老年人群医疗支出差异的贡献最大，其次是自评健康和收入。

第四章的实证研究表明年龄与医疗费用（需求）存在正相关性，即年龄越大，医疗费用支出（医疗需求）越多。部分学者提出“接近死亡效应”假说来解释这个现象，该假说认为年龄对医疗费用支出的影响实际上主要是由于临终前的高额医疗费用所导致的。第五章利用中国老人健康长寿影响因素跟踪调查数据对接近死亡效应假说进行了实证检验。对三年内死亡和存活老年人的医疗费用支出比较显示，死亡老年人在临终前一年内的全部医疗支出要显著高于仍健在的老年人。对年龄和接近死亡对发生医疗支出概率影响的估计显示，老年人的年龄越大，发生医疗支出的概率反而越小。女性老年人发生医疗支出的概率大于男性老年人，而医疗保险等变量对受访者过去一年内发生医疗支出的概率没有显著影响。死亡老年人发生医疗支出的概率显著高于非死亡老年人，并且在受访后一年内死亡的老年人发生医疗支出的概率

最高。对年龄和接近死亡对老年人过去一年内医疗支出影响的估计显示，年龄与医疗支出水平存在正相关性，但年龄平方项为负，表明年龄对老年人医疗费用支出水平的影响呈倒 U 型。老年人的医疗支出没有表现出性别上的差异。受访后一年内死亡的老年人医疗支出水平最高，其次是一年后两年内死亡的老年人。基本医疗保险会增加老年人的医疗支出水平，而补充大病保险对医疗费用没有影响。城镇老年人和患慢性病老年人的死亡前一年医疗支出显著高于农村老年人和健康老年人。样本选择模型的估计结果也基本一致，同时对基本模型进行稳健性检验的结果有类似的发现。最后，作者还发现已婚（和配偶共同生活）、受过教育和高收入会增加老年人一年内的医疗支出。在 80 岁以下老年人子样本中，本文同时发现了接近死亡效应和年龄中性存在的证据。但对 80 岁以上长寿老人样本的估计结果同样发现了接近死亡效应，但本文同时发现高龄老年人的医疗费用随着年龄的增加反而降低了。

在第六章中，作者利用中国省级数据对宏观医疗费用的决定因素进行了深入的实证研究。估计结果显示，65 岁以上老年人口比重和人均 GDP 的提高会增加门诊费用，其中 65 岁以上人口比重增加 1% 会增加门诊费用 1.02%，表明医疗服务需求对老龄化水平的变化具有弹性。一个地区的三级医院比重的增加会增加该地区的门诊费用，但每千人卫生技术人员数的增加反而会降低门诊费用。城镇医疗保险参保率和城镇人口比重并非影响一个地区门诊费用的因素。然而，在本文对各省市区住院费用决定因素的研究中，未发现老年人口比重和三级医院比重对住院费用存在影响。人均 GDP 和每千人卫生技术人员数对一个地区住院费用的影响与对门诊费用的影响是相同的。城镇人口比重的增加会降低本地区的住院费用，而医疗保险覆盖率并不影响本地区的住院费用。另外，随着时间的推移，门诊费用和住院费用均呈现出上升的趋势，表明技术进步会影响医疗费用。本文将死亡率加入到解释变量中以从宏观角度对接近死亡效应假说进行检验。然而，无论是以门诊费用还是以住院费用作为被解释变量，本文均没有发现死亡率会影响一个地区医疗费用水平的证据。

7.1.2 本文的研究结论

本文的实证研究结果不仅探讨了年龄与医疗费用二者之间的关系，而且以中国的数据为例对部分学者提出的年龄影响医疗费用的机制——接近死亡效应假说——进行了检验。本文的研究主要有以下一些结论。

第一，人口老龄化会导致医疗费用的增长。人口老龄化既会直接增加个人的医疗支出水平，也可能通过增加发生医疗支出或者利用医疗服务的概率而间接增加医疗支出水平。

第二，人口老龄化对个人门诊费用和住院费用表现出不同的影响。人口老龄化会显著增加个人的门诊费用，但对个人的住院费用并无直接影响。本文还发现人口老龄化会增加个人发生住院支出的概率。这表明即使人口老龄化不会增加人均医疗费用，也很可能会增加医疗服务的使用次数。因此，人口老龄化最终很可能导致中国卫生费用的增加。

第三，对中国而言，接近死亡效应假说可以解释医疗费用的部分增长。随着死亡的接近，发生高额医疗支出的可能性在增加，同时实际医疗支出的水平也在增加。同时，在非长寿老人样本中本文发现了支持年龄中性假设的证据。无论是长寿老人还是非长寿老人样本，年龄都没有表现出对医疗费用的正向影响。

第四，影响个人医疗费用水平和地区医疗费用水平的因素存在差异。年龄对门诊费用的影响比较显著，对住院费用没有太显著的影响。从个人角度看，医疗保险和健康状况对医疗服务需求的影响较大。但从地区宏观角度上看，收入水平或经济发展水平才是决定医疗费用水平的关键因素，甚至比人口老龄化还重要。在个人层面上，收入水平仅对门诊费用支出有显著的影响。

第五，医疗技术和医疗卫生资源会影响各地区的医疗费用水平。对各省数据的分析表明，人力资本会影响医疗费用水平。技术进步同样也部分地解释了医疗费用的增长。这两个因素反映出医疗服务供给对医疗费用的影响。

7.2 政策建议

结合第二章对人口老龄化后果的理论分析和发达国家的政策实践，作者

对中国的医疗卫生系统提出一些可行的政策措施以应对人口老龄化的考验。

首先，鼓励社会资本进入医疗卫生服务市场。仅仅依靠公立医疗机构可能难以满足日益增加的医疗服务需求，尤其是满足老年人的医疗服务需求。政府应当通过提供财政补助和税收优惠等措施，鼓励社会资本进入医疗服务市场，以增加医疗服务供给。避免因医疗卫生资源尤其是医疗卫生技术人员的短缺导致老年人无法获得高效优质的医疗服务。

其次，鼓励发展做大老龄产业。鼓励社会资本通过兴办专业化养老机构，为老年人提供全面的生活照料和健康护理服务。此外，专业化的养老机构可以增进老年人之间的交流，从而缓解由于不与子女共同生活导致的老年人孤独状态。政府甚至可以考虑在现有的社会保障体系中加入专门的老年人护理保险来提供财政上的支持。此外，发展老龄产业还可以向社会提供大量的就业机会，缓解比较严峻的就业形势。

最后，应当逐步放松中国的生育政策。由于人口年龄结构在短期内很难发生大的变化，而中国也不具备依靠吸引外国移民加入来解决人口老龄化问题的可行性，因此这一点对中国尤为关键。无论是经济发展还是社会保障体系，本质上都依赖于劳动人口的贡献。因此，人口老龄化带来的所有问题归根结底还是需要通过对人口结构的合理调整来解决。

此外，卫生部门应当对新技术和新药物的使用进行控制，遏制过度医疗行为。由于患者在临终前可能发生高额的医疗支出，因此可能需要通过设定封顶线等措施控制医疗保险的支出，避免医疗卫生资源的浪费。当然，这并不意味着个人应该在医疗费用支出上过分节制，更不意味着应该放弃抢救危重病人。只是在中国的医疗卫生资源相对有限的条件下，政府应该尽可能地使所有的医疗卫生资源都发挥最大的效益。

总而言之，人口老龄化与医疗费用增长的趋势在可预见的将来还将继续持续下去。政府在制定相关政策应对人口老龄化问题以及医疗费用的快速增长时，需要充分考虑到当前中国的国情。对经济上快速发展并且正在经历改革的中国而言，现在的挑战仅仅是个开始。

7.3 未来研究展望

尽管本文对人口老龄化对医疗费用的影响以及这种影响的机制进行了深入的研究，但是依然有一些问题没有在本文中得到回答，这些问题为未来的研究提出了一些方向和启示。

人口老龄化对门诊和住院费用存在不同的影响。这种差异的内在机制是什么？门诊服务和住院服务是否具有不同的属性？如果老年人的病情更为严重，比年轻人花费了更多的门诊费用，那么老年人的住院费用支出也应该比年轻人更高，但是本文的研究并没有发现这一点。即使控制了样本选择问题，这种差异仍然存在。因此，对年龄影响门诊和住院服务的差异需要更加深入的研究。

本文对接近死亡效应假说的实证检验虽然是开创性的贡献，但由于数据的限制，这个结论需要更多的研究支持。尽管本文的研究证实了接近死亡效应对医疗费用增长的解释力，但本文以一年内的医疗支出作为研究对象，除非医疗支出高度集中于受访前，否则难以真正准确地估计接近死亡对医疗费用的影响。从国外的研究来看，许多学者的研究均是对季度医疗费用支出水平进行分析。因此，利用高质量的大样本数据进一步检验接近死亡效应假说是未来可行的研究方向。

对各省数据的研究没有发现支持接近死亡效应假说的证据，然而本文的省级数据的时间跨度仅有六年。随着时间的推移，接近死亡效应是否在宏观层面上成立也是需要深入分析的。同时，也应该尝试将接近死亡效应用于对医疗费用的预测中，以便为政府决策提供更加准确的信息。

相信随着经济学理论的发展以及高质量数据的出现，这些问题在未来的研究中会得到更令人信服的回答，同时也可以进一步加深我们对人口老龄化问题的理解。

参考文献

- [1] Acton J P. Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence[J]. *Journal of Political Economy*, 1975, 83(3): 595-614.
- [2] Ai C, Norton E C. Standard Errors for the Retransformation Problem with Heteroscedasticity[J]. *Journal of Health Economics*, 2000, 19(5): 697-718.
- [3] Andersen R M. Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does It Matter?[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 1995, 36(1): 1-10.
- [4] Andersen R M, McCutcheon A, Aday L A, et al. Exploring Dimensions of Access to Medical Care[J]. *Health Services Research*, 1983, 18(1): 49-74.
- [5] Andersen R, Newman J F. Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States[J]. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 1973: 95-124.
- [6] Angulo A M, Barberán R, Egea P, et al. An Analysis of Health Expenditure on A Microdata Population Basis[J]. *Economic Modelling*, 2011, 28(1): 169-180.
- [7] Barnato A E, Mcclellan M B, Kagay C R, et al. Trends in Inpatient Treatment Intensity among Medicare Beneficiaries at the End of Life[J]. *Health Services Research*, 2004, 39(2): 363-376.
- [8] Barros P P. The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants[J]. *Health Economics*, 1998, 7(6): 533-544.
- [9] Bech M, Christiansen T, Khoman E, et al. Ageing and Health Care Expenditure in EU-15[J]. *The European Journal of Health Economics*, 2011, 12(5): 469-478.
- [10] Blinder A S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates[J]. *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4): 436-455.
- [11] Blomqvist Å G, Carter R A L. Is Health Care Really a Luxury?[J]. *Journal of Health Economics*, 1997, 16(2): 207-229.
- [12] Bolin K, Lindgren B, Lundborg P. Informal and Formal Care among Single-Living Elderly in Europe[J]. *Health Economics*, 2008, 17(3): 393-409.

- [13] Bonsang E. Does Informal Care from Children to Their Elderly Parents Substitute for Formal Care in Europe?[J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28(1): 143-154.
- [14] Branch L, Jette A, Evashwick C, et al. Toward Understanding Elders' Health Service Utilization[J]. *Journal of Community Health*, 1981, 7(2): 80-92.
- [15] Buchner F, Wasem J. "Steeping" of Health Expenditure Profiles[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 2006, 31(4): 581-599.
- [16] Buntin M B, Zaslavsky A M. Too Much Ado about Two-Part Models and Transformation?: Comparing Methods of Modeling Medicare Expenditures[J]. *Journal of Health Economics*, 2004, 23(3): 525-542.
- [17] Cafferata G L. Marital Status, Living Arrangements, and the Use of Health Services by Elderly Persons[J]. *Journal of Gerontology*, 1987, 42(6): 613-618.
- [18] Cantarero D, Lago-Peñas S. The Determinants of Health Care Expenditure: a Reexamination[J]. *Applied Economics Letters*, 2010, 17(7): 723-726.
- [19] Chernichovsky D, Markowitz S. Aging and Aggregate Costs of Medical Care: Conceptual and Policy Issues[J]. *Health Economics*, 2004, 13(6): 543-562.
- [20] Chi P S K, Hsin P L. Medical Utilization and Health Expenditure of the Elderly in Taiwan[J]. *Journal of Family and Economic Issues*, 1999, 20(3): 251-270.
- [21] Coffey R M. The Effect of Time Price on the Demand for Medical-Care Services[J]. *Journal of Human Resources*, 1983, 18(3): 407-424.
- [22] Cutler D M, Poterba J M, Sheiner L M, et al. An Aging Society: Opportunity or Challenge?[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990, 1990(1): 1-73.
- [23] Daymonti T N, Andrisani P J. Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earnings[J]. *Journal of Human Resources*, 1984, 19(3): 408-428.
- [24] Deb P, Trivedi P K. Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12(3): 313-336.
- [25] Di Matteo L. The Macro Determinants of Health Expenditure in the United States and Canada: Assessing the Impact of Income, Age Distribution and Time[J]. *Health Policy*, 2005, 71(1): 23-42.

- [26] Di Matteo L, Di Matteo R. Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures: 1965–1991[J]. *Journal of Health Economics*, 1998, 17(2): 211-228.
- [27] Diehr P, Evashwick C. Factors Explaining the Use of Health Care Services by the Elderly[J]. *Health Services Resource*, 1984, 19(3): 357-382.
- [28] Dormont B, Grignon M, Huber H. Health Expenditure Growth: Reassessing the Threat of Ageing[J]. *Health Economics*, 2006, 15(9): 947-963.
- [29] Dow W H, Norton E C. Choosing between and Interpreting the Heckit and Two-Part Models for Corner Solutions[J]. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2003, 4(1): 5-18.
- [30] Dreger C, Reimers H E. Health Care Expenditures in OECD Countries: A Panel Unit Root and Cointegration Analysis[J]. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 2005, 2(2): 5-20.
- [31] Duan N, Manning W G, Morris C N, et al. A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1983, 1(2): 115-126.
- [32] Duan N, Manning W G, Morris C N, et al. Choosing between the Sample-Selection Model and the Multi-Part Model[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, 2(3): 283-289.
- [33] Dunlop S, Coyte P C, McIsaac W. Socio-Economic Status and the Utilisation of Physicians' Services: Results from the Canadian National Population Health Survey[J]. *Social Science & Medicine*, 2000, 51(1): 123-133.
- [34] Ellis R P, Fiebig D G, Johar M, et al. Explaining Health Care Expenditure Variation: Large-Sample Evidence Using Linked Survey And Health Administrative Data[J]. *Health Economics*, 2013, 22(9): 1093-1110.
- [35] Felder S, Meier M, Schmitt H. Health Care Expenditure in the Last Months of Life[J]. *Journal of Health Economics*, 2000, 19(5): 679-695.
- [36] Felder S, Werblow A. Does the Age Profile of Health Care Expenditure Really Steepen Over Time? New Evidence from Swiss Cantons[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 2008, 33(4): 710-727.
- [37] Fisher C R. Differences by Age Groups in Health Care Spending[J]. *Health Care Financing Review*, 1980, 1(4): 65-90.

- [38] Freeman D G. Is Health Care a Necessity or a Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-Level Data[J]. *Applied Economics*, 2003, 35(5): 495-502.
- [39] Freeland M S, Schendler C E. National Health Expenditure Growth in the 1980's: an Aging Population, New Technologies, and Increasing Competition[J]. *Health Care Financing Review*, 1983, 4(3): 1-58.
- [40] Fukuda K. An Empirical Analysis of US and Japanese Health Insurance Using Age-Period-Cohort Decomposition[J]. *Health Economics*, 2007, 16(5): 475-489.
- [41] Gerdtham U G. Pooling International Health Care Expenditure Data[J]. *Health Economics*, 1992, 1(4): 217-231.
- [42] Gerdtham U G, Löthgren M. On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP[J]. *Journal of Health Economics*, 2000, 19(4): 461-475.
- [43] Gerdtham U G, Löthgren M. New Panel Results on Cointegration of International Health Expenditure and GDP[J]. *Applied Economics*, 2002, 34(13): 1679-1686.
- [44] Gerdtham U G, Sogaard J, Andersson F, et al. An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: a Cross-Section Study of the OECD Countries[J]. *Journal of Health Economics*, 1992, 11(1): 63-84.
- [45] Getzen T E. Population Aging and the Growth of Health Expenditures[J]. *Journal of Gerontology*, 1992, 47(3): S98-S104.
- [46] Getzen T E. Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures[J]. *Journal of Health Economics*, 2000, 19(2): 259-270.
- [47] Giannoni M, Hitiris T. The Regional Impact of Health Care Expenditure: the Case of Italy[J]. *Applied Economics*, 2002, 34(14): 1829-1836.
- [48] Goda G S, Shoven J B, Slavov S N. Does Widowhood Explain Gender Differences in Out-of-Pocket Medical Spending among the Elderly?[J]. *Journal of Health Economics*, 2013, 32(3): 647-658.
- [49] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. *The Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223-255.
- [50] Hanaoka C, Norton E C. Informal and Formal Care for Elderly Persons: How

- Adult Children's Characteristics Affect the Use of Formal Care in Japan[J]. *Social Science & Medicine*, 2008, 67(6): 1002-1008.
- [51] Hansen P, King A. The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach[J]. *Journal of Health Economics*, 1996, 15(1): 127-137.
- [52] Hartman M, Catlin A, Lassman D, et al. US Health Spending by Age, Selected Years through 2004[J]. *Health Affairs*, 2008, 27(1): w1-w12.
- [53] Haug M R. Age and Medical Care Utilization Patterns[J]. *Journal of Gerontology*, 1981, 36(1): 103-111.
- [54] Hausman J A. Specification Tests in Econometrics[J]. *Econometrica*, 1978, 46(6): 1251-1271.
- [55] Hay J W, Leu R, Rohrer P. Ordinary Least Squares and Sample-Selection Models of Health-Care Demand Monte Carlo Comparison[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1987, 5(4): 499-506.
- [56] Herwartz H, Theilen B. The Determinants of Health-Care Expenditure: New Results from Semiparametric Estimation[J]. *Health Economics*, 2010, 19(8): 964-978.
- [57] Hitiris T, Posnett J. The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries[J]. *Journal of Health Economics*, 1992, 11(2): 173-181.
- [58] Hjortsberg C. Why do the Sick not Utilise Health Care? The Case of Zambia[J]. *Health Economics*, 2003, 12(9): 755-770.
- [59] Hogan C, Lunney J, Gabel J, et al. Medicare Beneficiaries' Costs of Care in the Last Year of Life[J]. *Health Affairs*, 2001, 20(4): 188-195.
- [60] Holly A, Gardiol L, Domenighetti G, et al. An Econometric Model of Health Care Utilization and Health Insurance in Switzerland[J]. *European Economic Review*, 1998, 42(3): 513-522.
- [61] 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): 1625-1642.
- [62] Hulka B S, Wheat J R. Patterns of Utilization: the Patient Perspective[J]. *Medical Care*, 1985, 23(5): 438-460.
- [63] Hurd M D, McGarry K. Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly[J]. *Journal of Health Economics*, 1997, 16(2):

- 129-154.
- [64] Häkkinen U, Luoma K. Determinants of Expenditure Variation in Health Care and Care of the Elderly among Finnish Municipalities[J]. *Health Economics*, 1995, 4(3): 199-211.
- [65] Jochmann M, León-González R. Estimating the Demand for Health Care with Panel Data: A Semiparametric Bayesian Approach[J]. *Health Economics*, 2004, 13(10): 1003-1014.
- [66] Kenkel D. Consumer Health Information and the Demand for Medical Care[J]. *Review of Economics & Statistics*, 1990, 72(4): 587-595.
- [67] Kenkel D S. The Demand for Preventive Medical Care[J]. *Applied Economics*, 1994, 26(4): 313-325.
- [68] Kovar M G. Expenditures for the Medical Care of Elderly People Living in the Community in 1980[J]. *The Milbank Quarterly*, 1986, 64(1): 100-132.
- [69] Leung S F, Yu S. On the Choice between Sample Selection and Two-Part Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 72(1): 197-229.
- [70] Levinsky N G, Yu W, Ash A, et al. Influence of Age on Medicare Expenditures and Medical Care in the Last Year of Life[J]. *JAMA: The Journal of the American Medical Association*, 2001, 286(11): 1349-1355.
- [71] Liu G G, Zhao Z, Cai R, et al. Equity in Health Care Access to: Assessing the Urban Health Insurance Reform in China[J]. *Social Science & Medicine*, 2002, 55(10): 1779-1794.
- [72] Lubitz J, Prihoda R. The Use and Costs of Medicare Services in the Last 2 Years of Life[J]. *Health Care Financing Review*, 1983, 5(3): 117-131.
- [73] Lubitz J D, Riley G F. Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life[J]. *New England Journal of Medicine*, 1993, 328(15): 1092-1096.
- [74] MacDonald G, Hopkins S. Unit Root Properties of OECD Health Care Expenditure and GDP Data[J]. *Health Economics*, 2002, 11(4): 371-376.
- [75] Manning W G. The Logged Dependent Variable, Heteroscedasticity, and the Retransformation Problem[J]. *Journal of Health Economics*, 1998, 17(3): 283-295.
- [76] Manning W G, Basu A, Mullahy J. Generalized Modeling Approaches to Risk Adjustment of Skewed Outcomes Data[J]. *Journal of Health Economics*, 2005, 24(3): 465-488.

- [77] Manning W G, Duan N, Rogers W H. Monte Carlo Evidence on the Choice between Sample Selection and Two-Part Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1987, 35(1): 59-82.
- [78] Manning W G, Mullahy J. Estimating Log Models: to Transform or Not to Transform?[J]. *Journal of Health Economics*, 2001, 20(4): 461-494.
- [79] Masson P R, Tryon R W. Macroeconomic Effects of Projected Population Aging in Industrial Countries[J]. *IMF Staff Papers*, 1990, 37(3): 453-485.
- [80] McCoskey S K, Selden T M. Health Care Expenditures and GDP: Panel Data Unit Root Test Results[J]. *Journal of Health Economics*, 1998, 17(3): 369-376.
- [81] McGrail K, Green B, Barer M L, et al. Age, Costs of Acute and Long-Term Care and Proximity to Death: Evidence for 1987-88 and 1994-95 in British Columbia[J]. *Age and Ageing*, 2000, 29(3): 249-253.
- [82] Meara E, White C, Cutler D M. Trends in Medical Spending by Age, 1963-2000[J]. *Health Affairs*, 2004, 23(4): 176-183.
- [83] Miles D. Modelling the Impact of Demographic Change upon the Economy[J]. *The Economic Journal*, 1999, 109(452): 1-36.
- [84] Mocan H N, Tekin E, Zax J S. The Demand for Medical Care in Urban China[J]. *World Development*, 2004, 32(2): 289-304.
- [85] Mullahy J. Much Ado about Two: Reconsidering Retransformation and the Two-Part Model in Health Econometrics[J]. *Journal of Health Economics*, 1998, 17(3): 247-281.
- [86] Nemet G F, Bailey A J. Distance and Health Care Utilization among the Rural Elderly[J]. *Social Science & Medicine*, 2000, 50(9): 1197-1208.
- [87] Newhouse J P. Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey[J]. *The Journal of Human Resources*, 1976, 12(1): 115-125.
- [88] Newhouse J P, Marquis M S. The Norms Hypothesis and the Demand for Medical Care[J]. *Journal of Human Resources*, 1978: 159-182.
- [89] Noro A M, Häkkinen U T, Laitinen O J. Determinants of Health Service Use and Expenditure among the Elderly Finnish Population[J]. *The European Journal of Public Health*, 1999, 9(3): 174-180.
- [90] Oaxaca R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets[J]. *International Economic Review*, 1973, 14(3): 693-709.

- [91] O'Connell J M. The Relationship between Health Expenditures and the Age Structure of the Population in OECD Countries[J]. *Health Economics*, 1996, 5(6): 573-578.
- [92] Okunade A A, Murthy V N R. Technology as a 'Major Driver' of Health Care Costs: a Cointegration Analysis of the Newhouse Conjecture[J]. *Journal of Health Economics*, 2002, 21(1): 147-159.
- [93] 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.
- [94] Pan J, Liu G G. The Determinants of Chinese Provincial Government Health Expenditures: Evidence from 2002–2006 Data[J]. *Health Economics*, 2012, 21(7): 757-777.
- [95] Parkin D, McGuire A, Yule B. Aggregate Health Care Expenditures and National Income: Is Health Care A Luxury Good?[J]. *Journal of Health Economics*, 1987, 6(2): 109-127.
- [96] Polder J J, Barendregt J J, van Oers H. Health Care Costs in the Last Year of Life—the Dutch Experience[J]. *Social Science & Medicine*, 2006, 63(7): 1720-1731.
- [97] Potrafke N. The Growth of Public Health Expenditures in OECD Countries: Do Government Ideology and Electoral Motives Matter?[J]. *Journal of Health Economics*, 2010, 29(6): 797-810.
- [98] Prieto D C, Lago-Peñas S. Decomposing the Determinants of Health Care Expenditure: the Case of Spain[J]. *The European Journal of Health Economics*, 2012, 13(1): 19-27.
- [99] Qian D, Pong R W, Yin A, et al. Determinants of Health Care Demand in Poor, Rural China: the Case of Gansu Province[J]. *Health Policy and Planning*, 2009, 24(5): 324-334.
- [100] Reimers C W. Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1983, 65(4): 570-579.
- [101] Reindl Benjamins M, Brown C. Religion and Preventative Health Care Utilization among the Elderly[J]. *Social Science & Medicine*, 2004, 58(1): 109-118.
- [102] Reinhardt U E, Hussey P S, Anderson G F. Cross-National Comparisons of

- Health Systems Using OECD Data, 1999[J]. *Health Affairs*, 2002, 21(3): 169-181.
- [103] Riley G F, Lubitz J D. Long-Term Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life[J]. *Health Services Research*, 2010, 45(2): 565-576.
- [104] Roos N P, Shapiro E. The Manitoba Longitudinal Study on Aging: Preliminary Findings on Health Care Utilization by the Elderly[J]. *Medical Care*, 1981, 19(6): 644-657.
- [105] Rosett R N, Huang L. The Effect of Health Insurance on the Demand for Medical Care[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2): 281-305.
- [106] Sahn D E, Younger S D, Genicot G. The Demand for Health Care Services in Rural Tanzania[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, 65(2): 241-260.
- [107] Salas C, Raftery J P. Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure[J]. *Health Economics*, 2001, 10(7): 669-671.
- [108] Sato A. Does Socio-Economic Status Explain Use of Modern and Traditional Health Care Services?[J]. *Social Science & Medicine*, 2012, 75(8): 1450-1459.
- [109] Schellhorn M, Stuck A E, Minder C E, et al. Health Services Utilization of Elderly Swiss: Evidence from Panel Data[J]. *Health Economics*, 2000, 9(6): 533-545.
- [110] Scitovsky A A. Medical Care in the Last Twelve Months of Life: the Relation between Age, Functional Status, and Medical Care Expenditures[J]. *The Milbank Quarterly*, 1988, 66(4): 640-660.
- [111] Sen A. Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data[J]. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 2005, 5(2): 147-164.
- [112] Seshamani M, Gray A. Ageing and Health-Care Expenditure: the Red Herring Argument Revisited[J]. *Health Economics*, 2004a, 13(4): 303-314.
- [113] 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*, 2004b, 23(2): 217-235.
- [114] Seshamani M, Gray A. Time to Death and Health Expenditure: an Improved Model for the Impact of Demographic Change on Health Care Costs[J]. *Age*

- and Ageing, 2004c, 33(6): 556-561.
- [115] Shiu Y M, Chiu M C. Re-estimating the Demographic Impact on Health Care Expenditure: Evidence from Taiwan[J]. The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice, 2008, 33(4): 728-743.
- [116] Stearns S C, Norton E C. Time to Include Time to Death? The Future of Health Care Expenditure Predictions[J]. Health Economics, 2004, 13(4): 315-327.
- [117] Stoker T, Van Acht J W, Van Barneveld E M, et al. Costs in the Last Year of Life in the Netherlands[J]. Inquiry, 2001, 38(1): 73-80.
- [118] Tokita T, Chino T, Kitaki H. Healthcare Expenditure and the Major Determinants in Japan[J]. Hitotsubashi Journal of Economics, 2000, 41(1): 1-16.
- [119] Van Houtven C H, Norton E C. Informal Care and Health Care Use of Older Adults[J]. Journal of Health Economics, 2004, 23(6): 1159-1180.
- [120] Van Houtven C H, Norton E C. Informal Care and Medicare Expenditures: Testing for Heterogeneous Treatment Effects[J]. Journal of Health Economics, 2008, 27(1): 134-156.
- [121] Wagstaff A. The Demand for Health: Some New Empirical Evidence[J]. Journal of Health Economics, 1986, 5(3): 195-233.
- [122] Wang Z. The Determinants of Health Expenditures: Evidence from US State-Level Data[J]. Applied Economics, 2009, 41(4): 429-435.
- [123] Wang Z, Rettenmaier A J. A Note on Cointegration of Health Expenditures and Income[J]. Health Economics, 2007, 16(6): 559-578.
- [124] Werblow A, Felder S, Zweifel P. Population Ageing and Health Care Expenditure: a School of 'Red Herrings'?[J]. Health Economics, 2007, 16(10): 1109-1126.
- [125] Wolinsky F D, Coe R M. Physician and Hospital Utilization among Noninstitutionalized Elderly Adults: An Analysis of the Health Interview Survey[J]. Journal of Gerontology, 1984, 39(3): 334-341.
- [126] Wolinsky F D, Coe R M, Miller D K, et al. Health Services Utilization among the Noninstitutionalized Elderly[J]. Journal of Health and Social Behavior, 1983, 24(4): 325-337.
- [127] Wong A, van Baal P H M, Boshuizen H C, et al. Exploring the Influence of

- Proximity to Death on Disease-Specific Hospital Expenditures: a Carapaccio of Red Herrings[J]. *Health Economics*, 2011, 20(4): 379-400.
- [128] Yang Z, Norton E C, Stearns S C. Longevity and Health Care Expenditures the Real Reasons Older People Spend More[J]. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2003, 58(1): S2-S10.
- [129] Zweifel P, Felder S, Meiers M. Ageing of Population and Health Care Expenditure: a Red Herring?[J]. *Health Economics*, 1999, 8(6): 485-496.
- [130] Zweifel P, Felder S, Meier M. Reply to: Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure[J]. *Health Economics*, 2001, 10(7): 673-674.
- [131] Zweifel P, Felder S, Werblow A. Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the “Red Herring”[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 2004, 29(4): 652-666.
- [132] 陈聪, 胡元佳, 王一涛. 人口老龄化对我国卫生费用的影响[J]. *中国卫生统计*, 2012, (3): 430-432.
- [133] 陈方武, 杨旭丽, 刘杰. 老年人卫生服务利用情况及影响因素分析[J]. *现代预防医学*, 2007, (16): 3083-3085.
- [134] 陈洪海, 黄丞, 陈忠. 卫生费用的决定因素: 跨省比较研究[J]. *生产力研究*, 2006, (10): 84-85.
- [135] 陈金仁. 医疗开支上涨的影响因素: 分析框架及文献评述[J]. *统计与决策*, 2011, (24): 163-165.
- [136] 戴静, 张建华. 解析我国财政卫生支出不平等: 基于回归的分解[J]. *中国卫生经济*, 2012, (9): 31-33.
- [137] 房海英, 孙静, 杨林, 等. 老年住院患者住院医疗费用及其影响因素分析[J]. *解放军医院管理杂志*, 2009, (1): 75-77.
- [138] 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, (1): 75-88.
- [139] 冯学山, 王德耀. 中国老年人医疗服务需求量分析[J]. *中国卫生统计*, 1999, (5): 287-289.
- [140] 付连尚, 王杰宁, 刘阳, 等. 疑难危重率对医疗费用的影响[J]. *解放军医院管理杂志*, 2004, (1): 43-44.

- [141] 辜胜阻, 梁浙西. 老年人对医疗服务的利用及中国医疗制度的改革[J]. 社会学研究, 1993, (6): 56-65.
- [142] 顾海, 李佳佳, 马超. 我国城乡居民的医疗需求差异研究—基于 Oaxaca—Blinder 方法的回归分解[J]. 学海, 2012, (3): 75-78.
- [143] 韩华为. 中老年患者门诊需求行为及其决定因素—来自浙江, 甘肃两省的经验证据[J]. 中国人口科学, 2010, (5): 75-84.
- [144] 何平, 孟庆跃. 卫生总费用和医疗费用影响因素研究现状[J]. 中国卫生事业管理, 2005, (9): 519-521.
- [145] 何平平. 经济增长, 人口老龄化与医疗费用增长—中国数据的计量分析[J]. 财经理论与实践, 2006a, (2): 90-94.
- [146] 何平平. 协整分析与误差修正模型—经济增长, 人口老龄化与我国医疗费用增长的实证研究[J]. 工业技术经济, 2006b, (1): 122-124.
- [147] 何平平. 中国卫生总费用增长因素研究[J]. 统计与信息论坛, 2006c, (1): 37-41.
- [148] 何平平, 李连友. 中国医疗费用增长的影响因素分析[J]. 统计与决策, 2008, (13): 74-76.
- [149] 何莎莎, 危莉, 冯占春. 均等化目标下我国农村老年人利用基本公共卫生服务的影响因素分析[J]. 中国卫生经济, 2012, (8): 42-44.
- [150] 胡宏伟, 张小燕, 郭牧琦. 老年人医疗保健支出水平及其影响因素分析—慢性病高发背景下的老年人医疗保健制度改革[J]. 人口与经济, 2012, (1): 97-104.
- [151] 胡宏伟, 张小燕, 赵英丽. 社会医疗保险对老年人卫生服务利用的影响—基于倾向得分匹配的反事实估计[J]. 中国人口科学, 2012, (2): 57-66.
- [152] 黄成礼. 人口因素与卫生费用的关系[J]. 人口研究, 2004a, (3): 24-30.
- [153] 黄成礼. 人口老龄化对卫生费用增长的影响[J]. 中国人口科学, 2004b, (4): 36-43.
- [154] 黄成礼, 庞丽华. 人口老龄化对医疗资源配置的影响分析[J]. 人口与发展, 2011, (2): 33-39.
- [155] 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, (6): 105-119.

- [156] 赖国毅. 医疗保障与老年医疗消费的实证分析[J]. 社会保障研究, 2012, (6): 46-57.
- [157] 李本富, 冷强. 53 例 ICU 死亡病人医疗费用的伦理讨论与控制对策[J]. 医学与哲学, 1998, (2): 96-97.
- [158] 李大正, 杨静利, 王德睦. 人口老化与全民健保支出:死亡距离取向的分析[J]. 人口学刊(Journal of Population Studies), 2011, (43): 1-35, 台湾.
- [159] 李静, 郑力仁. 以北京为例的社会经济背景对中国老年人医疗需求的影响[J]. 中国老年学杂志, 2011, (9): 1630-1632.
- [160] 李军山, 江可申, 李雪强. 我国医疗费用增长因素实证分析[J]. 价格月刊, 2008, (10): 56-58.
- [161] 李林, 刘国恩. 我国营利性医院发展与医疗费用研究: 基于省级数据的实证分析[J]. 管理世界, 2008, (10): 53-63.
- [162] 林相森, 艾春荣. 我国居民医疗需求影响因素的实证分析—有序 probit 模型的半参数估计[J]. 统计研究, 2008, (11): 40-45.
- [163] 林相森, 舒元. 我国居民医疗支出影响因素的实证分析[J]. 南方经济, 2007, (6): 22-29.
- [164] 刘丹红, 李民, 徐勇勇. 从病情危重度与住院费用的关系看卫生服务的公平性[J]. 中国医学伦理学, 2003, (4): 19-20.
- [165] 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, (3): 95-96.
- [166] 刘莉云, 王悦. 农村人均卫生费用的影响因素研究[J]. 中国农村卫生事业管理, 2012, (6): 553-555.
- [167] 刘吕吉, 石静. 人口结构演变与政府卫生支出问题研究: 基于动态面板数据的广义矩估计[J]. 中国卫生经济, 2013, (9): 5-8.
- [168] 刘西国, 刘毅, 王健. 医疗费用上涨诱发因素及费用规制的新思考—基于 1998 年~2010 年数据的实证分析[J]. 经济经纬, 2012, (5): 142-146.
- [169] 刘兴柱, 肖庆伦. 社会健康保险费用上涨及其成因的定量分析[J]. 中国医院管理, 1994, (1): 42-47.
- [170] 罗楚亮. 城镇居民健康差异与医疗支出行为[J]. 财经研究, 2008, (10): 63-75.

- [171] 吕美晔, 王翌秋. 基于四部模型法的中国农村居民医疗服务需求分析[J]. 中国农村经济, 2012, (6): 59-71.
- [172] 马力扬, 李晓玲, 雷涛, 等. 甘肃省城乡中老年人口腔卫生服务需求和利用分析[J]. 中国老年学杂志, 2010, (5): 680-682.
- [173] 祁华金, 周成超, 薛青云, 等. 我国卫生总费用影响因素分析[J]. 中国卫生经济, 2012, (10): 13-15.
- [174] 瞿光耀, 毛军奇, 秦绳穆. 临终与老年护理病人住院费用的对比分析[J]. 中国卫生事业管理, 1998, (3): 151-153.
- [175] 任葍, 叶圣权, 李公明, 等. 老年人口医疗服务需求及其影响因素分析[J]. 中国卫生事业管理, 2001, (8): 488-90.
- [176] 单旭征, 陈云, 杨建南. 医院老年临终患者医疗特征的历史性队列研究[J]. 中华老年医学杂志, 2013, (3): 319-321.
- [177] 宋璐, 左冬梅. 农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异: 以巢湖地区为例[J]. 中国农村经济, 2010, (5): 74-85.
- [178] 孙健, 舒彬孜, 申曙光. 我国农村居民医疗需求影响因素研究[J]. 农业技术经济, 2009, (3): 60-66.
- [179] 孙梦洁, 韩华为. 中国农村患者的医疗需求行为研究—来自三省农户调查的实证分析[J]. 经济科学, 2013, (2): 94-108.
- [180] 汤军克, 陈林利, 王跃, 等. 上海市闵行区 2002-2003 年前 10 位死因临终住院费用影响因素分析[J]. 中国医院统计, 2005, (3): 235-240.
- [181] 汤军克, 陈林利, 王跃, 等. 上海市闵行区临终住院费用影响因素分析[J]. 中国卫生统计, 2007, (3): 274-277.
- [182] 王红玲. 中国城镇职工健康及医疗服务需求的模型分析[J]. 统计研究, 2001, (5): 36-44.
- [183] 王红玲. 中国城镇居民医疗需求的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2002, (7): 95-98.
- [184] 王华. 人口老龄化与医疗卫生费用关系的地区间比较[J]. 医学与社会, 2012, (10): 7-12.
- [185] 王俊, 昌忠泽, 刘宏. 中国居民卫生医疗需求行为研究[J]. 经济研究, 2008, (7): 105-117.

- [186] 王莉燕, 卢祖洵. 综合性医院大额住院医疗费用分析[J]. 医学与社会, 2005, (10): 55-58.
- [187] 王萍, 于晨, 邓礼乐. 医疗保险费用过度增长的影响因素研究[J]. 财经问题研究, 2012, (5): 55-60.
- [188] 王箐, 魏建. 我国医院市场的竞争效果—基于省级数据的实证研究[J]. 经济科学, 2012, (1): 115-125.
- [189] 王瑞梓等. 浙江老年人医疗服务需求和利用状况研究[J]. 人口学刊, 1997, (1): 44-47.
- [190] 王彤, 薛小平, 郭婷婷. Tobit 模型在医疗费用研究中的应用[J]. 数理统计与管理, 2009, (6): 1047-1051.
- [191] 王学义, 张冲. 中国人口年龄结构与居民医疗保健消费[J]. 统计研究, 2013, (3): 59-63.
- [192] 王洵. 城乡老人健康和医疗状况分析[J]. 中国初级卫生保健, 1997, (2): 45-46.
- [193] 王燕. 基本医疗保险人均医疗费用支出的时间序列分析[J]. 统计与决策, 2009, (11): 68-70.
- [194] 王翌秋, 雷晓燕. 中国农村老年人的医疗消费与健康状况: 新农合带来的变化[J]. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2011, (2): 33-40.
- [195] 王翌秋, 张兵, 刘晓玲. 农村居民医疗服务需求的特征及影响因素研究—基于中国健康和营养调查(CHNS)数据的分析[J]. 产业经济研究, 2009, (5): 74-80.
- [196] 温劭君, 宋世斌. 医疗保险对我国农村老年人健康需求的影响研究[J]. 中国卫生经济, 2013, (7): 24-26.
- [197] 谢桂华. 老人的居住模式与子女的赡养行为[J]. 社会, 2009, (5): 149-167.
- [198] 徐刚, 袁兆康, 朱宏. 老年人群医疗卫生服务需求及利用[J]. 中国老年学杂志, 2010, (10): 1417-1419.
- [199] 许可, 胡善联, 徐大磷, 等. 人口老化的卫生经济学研究(一)老年人口对卫生服务的需要和利用[J]. 中国卫生事业管理, 1996, (1): 38-50.
- [200] 徐昕. 中国卫生费用增长的影响因素研究[J]. 世界经济情况, 2010, (8):

64-69

- [201] 薛伟玲, 陆杰华. 基于医疗保险视角的老年人医疗费用研究[J]. 人口学刊, 2012, (1): 61-67.
- [202] 鄢盛明, 陈皆明, 杨善华. 居住安排对子女赡养行为的影响[J]. 中国社会科学, 2001, (1): 130-140.
- [203] 阎竣, 陈玉萍. 农村老年人多占用医疗资源了吗?—农村医疗费用年龄分布的政策含义[J]. 管理世界, 2010, (5): 91-95.
- [204] 杨清红. 医疗保障对老年人家庭医疗负担的效应分析[J]. 财经科学, 2013a, (9): 73-82.
- [205] 杨清红. 医疗保障对老年人家庭医疗负担的经济效应—关于医疗保障与老年人医疗服务需求[J]. 人口与经济, 2013b, (6): 93-100.
- [206] 姚引妹. 人口老龄化对卫生资源利用和配制的影响—对浙江省情况的调查[J]. 人口研究, 1997, (5): 50-53.
- [207] 殷少华, 邹凌燕. 新型合作医疗对农村老年人门诊服务利用及影响因素研究[J]. 中华医院管理杂志, 2006, (2): 126-129.
- [208] 余佳妍, 祖学亮. 某综合性医院 2005-2010 年大额住院医疗费用分析[J]. 中国卫生统计, 2012, (5): 779-780.
- [209] 余央央. 老龄化对中国医疗费用的影响—城乡差异的视角[J]. 世界经济文汇, 2011, (5): 64-79.
- [210] 张国燕, 张济民. 城乡老年人健康状况与医疗服务利用调查[J]. 中国医院管理, 1992, (10): 50, 54-57.
- [211] 张丽珍. 老年人利用医疗服务的影响因素分析[J]. 人口研究, 1996, (2): 70-73.
- [212] 张鹭鹭, 胡善联, 魏颖, 等. 区域内城乡居民医疗服务需要, 需求及其影响因素分析[J]. 中国卫生经济, 2002, (3): 36-39.
- [213] 张明新, 方鹏骞, 张佳慧, 等. 湖北省农村 65 岁以上老年人口健康状况及卫生服务需求调查[J]. 医学与社会, 2006, (6): 9-12.
- [214] 郑云萍, 温小霓. 我国卫生总费用增长研究[J]. 中国卫生经济, 2006, (12): 16-18.
- [215] 周律, 孙茜, 孙韩钧, 等. 代际货币转移对中国农村老年人卫生服务利

用的影响研究[J]. 人口与发展, 2013, (1): 73-82.

后记

非常幸运在博士阶段能够有机会来到北京大学中国卫生经济研究中心。在这里，我不仅得到了刘国恩老师面对面的指导，并且与来自其他国内高校的优秀老师和同学共同学习进步。通过参加重大的研究项目，锻炼了自己的能力。参加国务院城镇居民基本医疗保险入户调查的经历，更加深了我作为一个经济学子的使命感。在中心学习的两年，我不仅认识了许多新朋友，更重要的是，我的思维和视野得到了进一步的拓宽。

光阴似箭，转眼间我的博士生涯就要画上句号了。回首这几年，经历了艰苦的理论学习和大量的文献阅读，为自己的学术研究之路打下了扎实的基础。在西南财经大学的一日一夜，一点一滴，都是我即将启航的人生之路上的宝贵财富，我将铭记于心。

撰写毕业论文，既是对自己学习成果的肯定，也是鞭策自己不断学习新知识的过程。尽管本文的研究远远称不上完美，然而，古人云，千里之行，始于足下。创新来自于孜孜不倦的努力和积累，如果我的研究能够为其他学者的研究提供哪怕一点点的启示，我会感到非常的欣慰。

致 谢

首先要感谢我的导师刘国恩老师和徐程老师。在两位老师的帮助下，我从一个卫生经济学的门外汉成为了跟随卫生经济研究前沿的一名年轻学者。在西南财经大学和北京大学中国卫生经济研究中心学习的几年时间内，通过参加各种实际调研，报告撰写和数据分析，拓宽了我的视野，巩固了我的知识。刘国恩老师和徐程老师身上那种锲而不舍追求科学真理的精神，对问题深入的见解和剖析，更让我受益匪浅。两位老师的恩情，我将铭记于心。

感谢臧文斌老师，在我博士阶段的学习过程中，给了我许多帮助和建议，坚定了我在这条路上走下去的信心。感谢高月霞师姐，她不仅在学业上给予我无私的指导，更是在生活上给予了我莫大的帮助。感谢杜念宇和姚瑶两位博士师妹，你们的到来为我在北京的生活和学习注入了新的动力，带来了欢乐。感谢樊敏杰和刘斌博士，你们不仅是我学业上的榜样，更是我生活上的伙伴，西南财经大学留给我的回忆因为你们而显得更加绚烂，真诚地感谢你们。

我要对北京大学中国卫生经济研究中心的助理主任官海静致以特别的谢意。在北京生活和学习的两年时间内，无论在生活还是学习上，你都给予了我莫大的支持。你的幽默开朗为我的生活增添了不少欢乐。感谢徐菲、郭雄飞，感谢五道口的各位朋友，我会永远记住那些快乐的日子。

最后，对我的父母和家人致以最诚挚的谢意，无论遇到任何挫折，你们的支持都是我继续前行的动力。我将以自己的努力来回馈你们对我的恩情。

再次感谢所有关心和帮助过我的人！

在读期间科研成果

在读期间科研成果目录（在读期间已发表的专著、论文、课题、教材、工具书等）				
序号	题目	刊物或出版社	排名情况	备注
1	医疗机构产权性质对医疗服务质量的影响—基于全国试点城市微观数据的实证分析	中国经济问题 2014年第2期	第一作者	
2	新医改以来社会资本办医政策综述	中国医院 2014年第3期	第二作者	
3	社会资本办医对医疗服务提供的影响研究	国家自然科学基金项目	参与者	
4	国有企事业单位所属医院改革研究	国家卫生与计划生育委员会	参与者	