



北京外国语大学

硕士学位论文

中文题目 人口年龄结构对我国居民医疗保健消费的影响——基于省际动态面板的实证研究

外文题目 The Empirical Study of Population Age Structure's Effect on Healthcare Expenditure -- Evidence from Chinese Provinces

姓 名 李艺萌

学 号 17851024

导 师 何蓉

研究方向 国际经济

专 业 外交学

系 别 国际组织学院

2021年 5 月 20 日

致谢

四年的研究生生活已近尾声。回顾这段日子，内心满是感恩和成长。

何蓉老师和连增老师给予了我们很多的关心、指导和支持，带领着我们学习和进步。记得研究生一年级时，老师们带领我们在每周一次的研讨班上学习优秀的学术论文、丰富我们理论和实证方面的知识，推荐给我们课下补充学习的书单，为补齐我们专业知识短板提供了很大的帮助与耐心指导。两位老师经常在百忙中，关心我们的学习和生活的近况，为我们的未来职业和学术发展提供建设性意见。在论文整个撰写过程，从最初的选题，到确定研究角度，再到数据分析，两位老师都给予我很大的帮助，及时解答我的疑问。研究生期间，能遇到何老师和连老师，并成为两位老师的学生，我感到十分幸运，心中满是感恩。

这是我在北外的第八个年头。感谢学校提供的广阔平台和视野。感谢国际组织学院、国际商学院和法语学院的培养。这一路，我获得了很多同学和老师的帮助和支持。想要感谢的人很多，我都深深记在心里。希望在日后的生活和工作中，能将这份关心与帮助继续传递下去，为社会做出自己的一份贡献。

李艺萌

2021年3月3日

摘要

改革开放以来,我国迎来了经济的高速发展,人民生活水平显著提升,而伴随产生的各种社会、心理和环境问题对城乡居民身心健康的威胁越发凸显。城乡居民医疗保健消费支出的增长始终快于收入增长,但其在居民消费整体支出中的占比却仍未达到欧美国家水平。作为医疗保健服务的重要消费对象,老年人和少年儿童在人口年龄结构中的占比变化影响着居民医疗保健消费支出的整体水平。因此,本文从人口年龄结构的视角,深入探讨其与城乡居民医疗保健消费支出的关系,并基于实证结果提出政策建议。

首先,本文梳理了居民医疗保健消费的现有文献,为下文研究我国居民医疗保健消费支出影响因素提供理论基础和实证经验。接下来,本文分别从医疗卫生支出在国民经济中的占比、城乡居民医疗保健消费支出差异、人口年龄结构变化趋势以及医疗卫生资源分配城乡和地区差异四个方面,阐述我国居民医疗保健消费支出的现状。

实证部分,本文将基于我国31个省(直辖市、自治区)2003-2019年共计527个面板数据,采用动态面板广义矩GMM估计法,运用Stata15.0软件进行数据分析,探究人口年龄结构对居民医疗保健消费支出的影响。在现有文献基础上,本文尝试从以下方面进行研究:其一,通过引入滞后一期和引入其它工具变量两种方式,探究解决人口老龄化的内生性问题;其二,考察城乡收入比对人口年龄结构和居民医疗保健消费支出关系的调节效应;其三,在关注人口老龄化的基础上,加入对社会少子化的观察和论证,全面反映我国人口年龄结构的两种变动趋势;其四,异质性分析采用两种区域划分方式,即按东中西部划分和按城镇化水平高/低于平均水平划分,比较不同经济区域人口年龄结构对区域内居民医疗保健消费影响的差异。

实证结果表明,人口年龄结构中,老龄化程度对城乡居民医疗保健消费支出有正向的显著影响,少子化程度呈显著负向影响。其中,老龄化的影响较少子化的影响更大。虽然“全面二孩”政策逐步放开可以一定程度上扭转低生育水平稳中趋降的局面,缓解我国人口结构性问题,但仍将在十年间无法放慢老龄化问题对医疗保健消费支出的提升脚步。另外,现阶段我国城乡收入差距对老龄化程度与居民医疗保健消费关系起到较强的干扰调节作用,制约着老龄化对医疗保健消费的促进作用,但对少子化程度与居民医疗保健消费关系没有调节作用。我国加快推进新型城镇化,并积极推动乡村振兴战略,这诸多国家性战略举措必将在中长期不断缩小城乡收入差距,届时城乡收入差距将无法阻碍老龄化对医疗保健消费支出的提升作用,人口老龄化的影响将更加显现。另外,社会少子化对东部地区和城镇化水平高于全国平均水平的地区的家庭影响更显著,而人口老龄化在各局部区域的影响并不明显。

本文由此提出四条政策建议:其一,健全城乡社会保障体系,减轻居民医疗保健负担;其二,培养发展新的医疗保健消费热点,促进消费升级;其三,提升儿科医疗卫生服务供给水平;其四,大力发展老年群体医疗、保健、养老产业。

关键词: 人口年龄结构, 老龄化, 少子化, 医疗保健消费支出, 城乡差异

Abstract

Since the economic reform and opening up, social, psychological and environmental problems come with high speed growth of China's economy. These side effects have prominently threatened the physical and mental health of urban and rural residents. The growth of urban and rural residents' healthcare expenditure has always been faster than their income growth, but the proportion in overall household expenditure has not yet reached the level of Western countries. Elderly people and children are considered as main consumers of healthcare services. Great changes in the age structure of the population affect the overall level of residents' health care expenditures.

Therefore, from the perspective of the population age structure, this article deeply explores its relationship with urban and rural residents' healthcare expenditure and proposes policy recommendations based on the empirical results.

First of all, this article reviews the existing literature on healthcare expenditure, providing both theoretical and empirical basis to the following research on factors impacting healthcare expenditure of urban-rural residents in China. Next, we look into the current situation of China urban and rural residents' healthcare expenditure from the following aspects: the proportion of medical expenditure in the national economy, the difference between urban and rural residents' healthcare expenditure, the time trend of population age structure, as well as the urban-rural and regional differences in the distribution of medical resources.

Then, based on a total of 527 panel data from 31 Chinese provinces from 2003 to 2019, this paper uses dynamic panel GMM estimation method and Stata15.0 software for data analysis, in order to explore the impact of population age structure on residents' healthcare expenditure. Moreover, this article further constructs a moderating effect model to examine the moderating effect of the moderating variable urban-rural income ratio.

Based on the existing literature, this article tries to make innovative attempts in the following aspects. One is to explore and solve the endogenous problem of population aging by introducing a lag period and other instrumental variables. Second is to examine the moderating effect of the urban-rural income ratio on the relationship between population age structure and residents' health consumption expenditure. Third is to add observations on the declining birthrate of the population and fully reflect the two changing trends of the age structure in China. Fourth, two regional division methods are used in the analysis of heterogeneity, namely divided by East, Midwest and West and by high/lower than average level of urbanization, in order to compare the differences of the impact of population age structure in different economic regions on residents' healthcare consumption.

As the empirical results show, population aging has a positive and significant impact on the healthcare expenditure of urban and rural residents, while the declining proportion of children has a significant negative impact on the healthcare expenditure. Moreover, the impact of "more elderly" plays a bigger role than that of "fewer children". Although the loosening of the "two-child" policy can reverse the declining birthrate to a certain extent and alleviate the population structural problems, it will still not be able to slow down the impact of the aging on healthcare expenditures in the next ten years. In addition, the

urban-rural income gap has a strong moderating effect on the relationship between population aging and healthcare consumption and restricts the role of aging on the promotion of healthcare consumption. Nevertheless, it cannot affect the relationship between the declining birthrate and healthcare consumption. In addition, the declining birthrate has a more significant impact on families in eastern regions and areas where the level of urbanization is higher than the national average, while the impact of population aging in various local areas is not obvious.

Despite the implementation of “two-child” policy and the moderating effect of the urban-rural income gap, the impact of population aging on residents' healthcare consumption comes out gradually and cannot be underestimated. To this end, national, social and individual levels should be prepared in advance for long-term responses. This article proposes four policy recommendations. First is to improve the urban-rural social security system to reduce the burden on residents' health care. Second is to cultivate new healthcare consumption hot spots and promote consumption upgradation. Third is to improve the level of pediatric medical and health services. Fourth is to vigorously develop healthcare and pension industry for the elderly people.

Key Words: population age structure, population aging with fewer children, healthcare consumption expenditure, difference between city and countryside

目录

致谢.....	ii
摘要.....	iii
Abstract.....	iv
第一章 引言.....	1
1.1 选题背景与研究意义.....	1
1.2 研究内容和框架.....	2
1.3 研究方法与创新点.....	3
1.4 局限性.....	4
第二章 文献综述.....	5
2.1 医疗卫生支出的理论基础模型.....	5
2.2 医疗卫生支出影响因素的实证研究.....	5
2.2.1 收入水平对医疗卫生支出的影响.....	5
2.2.2 受教育程度对医疗卫生支出的影响.....	6
2.2.3 政府卫生投入对医疗卫生支出的影响.....	6
2.2.4 医疗保险制度对医疗卫生支出的影响.....	7
2.3 年龄因素对医疗卫生支出的影响.....	7
2.3.1 理论分析.....	7
2.3.2 实证研究.....	8
第三章 我国居民医疗保健消费的现状分析.....	9
3.1 医疗卫生支出在国民经济中的重要性极大提升.....	9
3.2 城乡居民医疗保健消费支出呈现巨大差异.....	10
3.3 人口老龄化问题对医疗保健消费支出的影响逐步显现.....	11
3.4 医疗卫生资源分配有明显城乡差异和地区差异.....	12
3.5 研究假设.....	13
第四章 我国居民医疗保健消费支出的实证研究.....	15
4.1 模型设定与估计方法.....	15
4.1.1 计量模型设定.....	15
4.1.2 估计方法说明.....	15
4.2 变量选取与数据说明.....	16
4.2.1 被解释变量说明.....	16
4.2.2 解释变量说明.....	17
4.2.3 数据获得与处理.....	18
4.3 模型估计与实证分析.....	18
4.3.1 整体回归分析.....	18
4.3.2 稳健性分析.....	21
4.3.3 调节效应分析.....	26
4.3.4 异质性分析.....	28
4.4 实证结果分析.....	29
4.4.1 基本解释变量的估计结果.....	29
4.4.2 人口年龄结构变量的估计结果.....	29
4.4.3 制度哑变量的估计结果.....	30
4.4.4 其它控制变量的估计结果.....	30

第五章 结论与政策建议.....	31
5.1 结论.....	31
5.2 政策建议.....	32
参考文献.....	33
附录.....	37

第一章 引言

1.1 选题背景与研究意义

改革开放以来，我国的医疗费用基本是以两位数的速度增长，增速快于 GDP 的增长。居民个人现金医疗支出增长了 146 倍，大大快于居民收入的增幅。经济高速发展、社会竞争加大、工业化超前、城镇化落后、环境污染严重、生活压力大、公共卫生危机等众多方面威胁着城乡居民的身心健康。随着收入水平的提高、保健意识增强和健康问题的日益严峻，医疗保健消费成为居民消费的重要组成部分，城乡居民，尤其是农村居民，持续加大医疗保健消费投入。

2000 年至 2019 年，城镇居民家庭人均医疗保健消费支出从 318.1 元大幅增长到 2282.7 元，增长 6.176 倍，而同期城镇居民家庭人均可支配收入由 6280 元增长到 42358.8 元，增长仅为 5.745 倍。农村居民家庭人均医疗保健消费支出从 87.57 元大幅增长到 13327.7 元，增长 152.19 倍，而同期农村居民家庭人均可支配收入由 2282.1 元增长到 16020.7 元，增长仅为 7.02 倍。不难看出，城乡居民家庭医疗保健消费支出的增幅明显大于其收入增幅。

如图 1 所示，我国居民人均医疗保健消费支出在总消费支出中的占比整体呈上升趋势，比重一直在 10% 以下，直至 2019 年城乡医疗保健消费支出占比才双双超过 10%，农村占比甚至超过 13%，而欧美国家在 2008 年就已达到 15% 左右（聂玲等，2010）。我国城乡居民医疗保健消费支出的增长仍有较大空间。

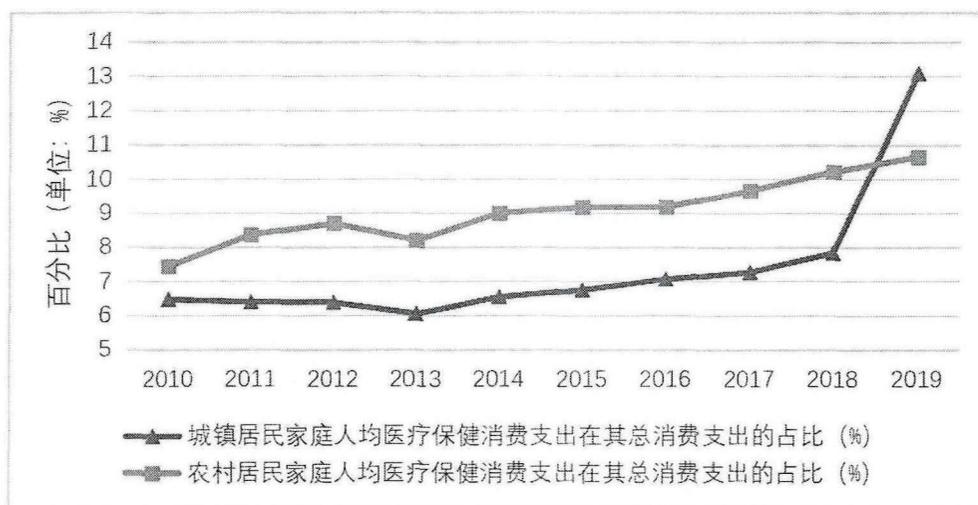


图 1：2010-2019 年城乡居民医疗保健消费支出占比趋势图

数据来源：《中国统计年鉴》

2000 年，我国 65 岁及以上人口比重达到 7.0%，0-14 岁人口比重为 22.9%，老年型年龄结构初步形成，中国开始步入老龄化社会。2018 年，我国 65 岁及以上人口比重达到 11.9%，0-14 岁人口占比降至 16.9%，我国人口年龄结构从成年型进入老年型仅用了 18 年左右的时间。

同时，我国长期实施的计划生育政策使人口出生率和生育率持续降低，导致少儿

人口数量明显减少，少儿抚养比由 2000 年的 32.6% 降至 2011 年 22.13%。人口老龄化和人口少子化并行的潜在问题不断凸显，2011 年国家开始逐步放开“二孩”政策，少儿抚养比不断回升，但短期内仍无法缓解人口老龄化带来的影响。

老年人和少年儿童是医疗保健消费支出的重要对象，人口老龄化和人口少子化对中国传统的家庭结构与消费习惯造成冲击，增加城乡家庭对医疗保健产品及服务的需求。可以想见，这两大群体的总人口占比会对城乡居民家庭医疗保健消费支出会产生一定影响。

随着人民收入水平普遍提高及其获取信息资讯能力不断增强，城乡居民的消费结构不断优化，不断加大医疗保健消费的投入力度。同时，医疗保障体系不断完善，城乡医保覆盖面不断扩大，城乡居民医疗费用负担不断减轻。在这种背景下，深入研究人口年龄结构的最新变化与城乡居民医疗保健消费支出间的关系，对完善少儿医疗卫生服务和养老护理服务、促进大众健康产业发展、健全我国社会保障体系建设都具有重要指导作用的快速发展意义重大。

1.2 研究内容和框架

不同于很多已有文献选择卫生总费用或公共卫生支出作为研究对象，本文以城乡家庭人均医疗保健消费支出为研究对象，基于省际动态面板数据对人口年龄结构变化的影响进行研究。相较卫生总费用等宏观观测指标，本文认为居民家庭人均医疗保健消费支出更能全面反映城乡居民个人自发的医疗保健消费意愿，并能直接建立与人口年龄结构中的老年群体和少儿群体的医疗保健需求的相关关系。

第一章引言。首先，简单介绍本文的选题背景和研究意义；然后，对居民医疗保健消费支出进行概念界定，并简要阐述选择原因；而后，阐述研究内容和框架；最后，指出研究的创新点和不足。

第二章文献综述和理论框架。首先，介绍医疗类支出的理论基础模型，即医疗卫生服务使用的行为模型；然后，从收入水平、受教育程度、政府卫生投入和医疗保险制度四个角度，整理医疗类支出影响的相关理论和实证研究；最后，从本文研究的核心要素年龄因素着手，集中总结归纳已有文献的理论和实证贡献。

第三章我国居民医疗保健消费的现状观察。首先，通过观察 1978-2019 年我国卫生总费用、卫生总费用在国民生产总值中的占比和卫生总费用各组成部分的时间变化趋势图，发现我国医疗卫生支出在国民经济中的重要性极大提升。然后，观察 1998-2019 年城镇和农村医疗保健消费支出绝对值及其占比的时间趋势图，可以得出居民医疗保健消费支出持续增加且呈现明显城乡差异。其次，通过比较人口年龄结构变量和城乡居民医疗保健消费支出的时间趋势变化，发现人口老龄化和社会少子化对城乡居民医疗保健消费支出的影响逐步显现。最后，观察 2010-2019 年城镇和农村医院床位数的时间趋势图及各省市城镇和农村医院床位数的横向比较图可知，医疗卫生资源分配有明显的城乡差异和地区差异。

第四章我国居民医疗保健消费支出地区差异的实证研究。基于 2003-2019 年除香港、澳门和台湾以外的 31 个省（市、自治区）的《中国统计年鉴》的数据，采用动态面板广义矩 GMM 估计法，运用 Stata15.0 软件进行数据分析，探究人口年龄结构对医疗保健消费支出的影响。为更全面地分析和讨论人口年龄结构对居民医疗保健消费支出的影响，本文分别从整体回归分析、稳健性分析、调节效应分析和异质性分析四个方面进行实证研究。

第五章结论与政策建议。基于实证结果得出本研究主要结论，并就如何在人口老

龄化和社会少子化并存的背景下，合理引导居民进行医疗保健消费提出政策建议。

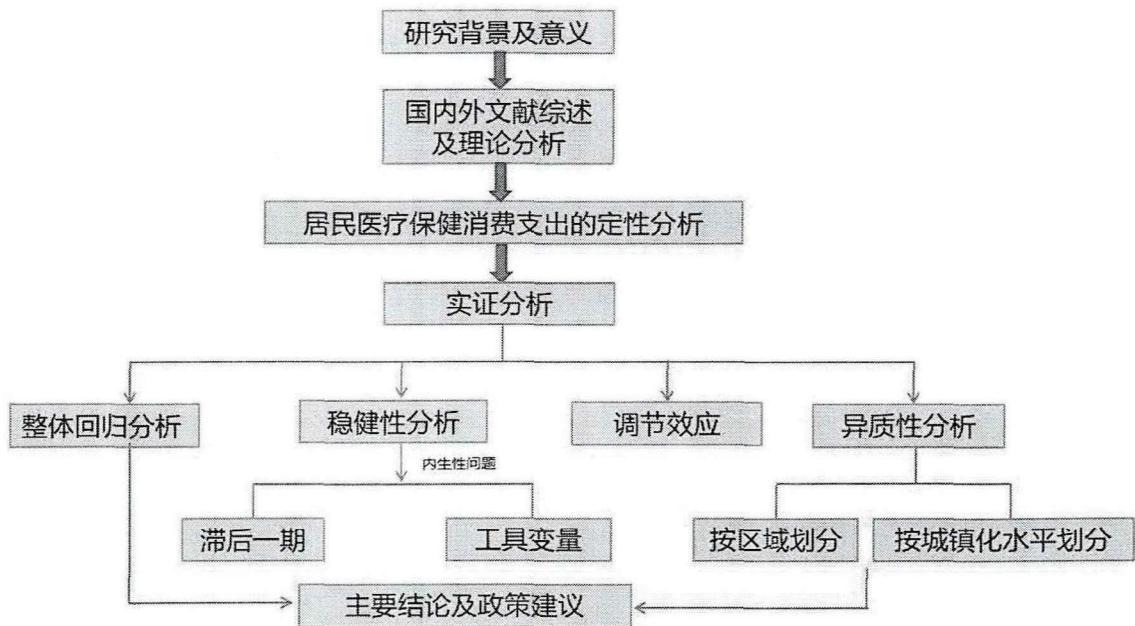


图 2： 技术路线图

1.3 研究方法与创新点

本文主要采用文献综述法和计量分析法两种方法来研究人口年龄结构与城乡居民医疗保健消费支出间的关系。通过文献综述，本文梳理了国内外关于年龄因素与医疗类支出的相关理论和研究，从不同研究样本、数据来源、观测指标选取、实证方法、理论框架等角度对现有研究进行归纳总结，由此提出本文可能的创新点。

本文采用的国家统计数据时效性强、时间跨度广，且覆盖国内主要省市自治区。在此基础上，通过实证研究，兼顾时间和空间双维度，探讨人口年龄结构对城乡居民医疗保健消费支出的影响。在现有文献基础上，本文将尝试从以下方面进行创新：

第一，本文将考察过城乡收入比对人口年龄结构和居民医疗保健消费支出关系的调节效应。

第二，本文用引入滞后一期和工具变量两种办法验证并解决人口老龄化程度的内生性问题。在计量模型上，本文主要采用能很好解决内生性问题的动态面板广义矩 GMM 估计法。同时，本文也探索引入城镇职工基本养老保险基金支出和人口出生率两个工具变量验证人口老龄化程度的内生性问题。

第三，前人研究关注的多是人口老龄化这一侧面，而我国特殊国情使得有必要兼顾人口年龄结构的另一个侧面，即人口少子化。本文同时纳入老年人口抚养比和少年儿童抚养比，更好地更完整地反映我国人口年龄结构与城乡居民医疗保健消费支出的关系。

第四，前人研究很少全面关注到医疗保障制度变化对居民医疗保健消费的影响。现有关注这一方面的研究时效性不强，时间跨度有限，且无法覆盖近些年所有重大医疗保障政策变化。为此，本文通过梳理社会保障发展历史，提取出四个重要的医保体制改革节点，并用引入制度虚拟变量的方式，研究制度变化对城乡居民医疗保健消费支出的影响。

1.4 局限性

最后需要指出的是，本文的研究具有一定的局限性。

首先，城乡二元结构对城乡居民医疗保健消费支出的影响有待进一步考察。我国是一个典型的二元经济国家。计划经济时期城市和农村的要素市场被割裂，直至现在仍未完全统一。虽然国家不断推进城乡一体化进程，但城乡间居民收入、公共服务、公共基础设施建设等诸多方面仍存在较大差异。加之，很多国内研究都曾指出城乡差异对居民医疗保健消费支出及医疗费用的影响，因而有必要将体现出这一差异。

本文认为有必要将省际城镇和省际农村分别讨论，再将分别实证得出的结论进行对比，说明城乡二元结构造成的影响。但由于数据有限，无法获得2003年-2019年各省市农村人口年龄结构占比、城镇人口年龄结构占比及农村政府卫生支出和城镇卫生支出等重要数据，因而未能深入分析城乡差异对居民医疗保健消费支出的影响。因此，本文选用衡量城乡二元结构差距的城乡收入比作为控制变量纳入方程，但仍得不到显著的估计结果，只有将其当作调节变量纳入方程时，才能得出显著的估计结果。

其次，目前研究仅将医疗保健消费支出作为整体加以研究，但由于数据所限，无法细分不同的医疗保健消费支出类型（比如门诊、住院、护理、保健品、药品等），因此无法深入分析人口年龄结构对居民医疗保健消费支出各个分支类型的影响。

最后，本文用制度哑变量来反映医疗保险制度对居民医疗保健消费支出的影响，并没有选取较为准确的观测指标。部分研究选取医疗保险覆盖率作为观测指标，用“参保人数占各地区总人口的比重”进行代理。然而，由于数据有限，无法获得2003年-2019年各省市新型农村合作医疗保险、城镇基本医疗保险和城镇职工医疗保险三种基本医疗保险的参保人数占比的全部数据，因而选择采用虚拟变量的形式来反映医疗保险制度的变化对居民医疗保健支出的影响。

第二章 文献综述

2.1 医疗卫生支出的理论基础模型

1973年, Andersen从卫生服务使用的理论框架角度, 得出四类影响家庭或个人对医疗卫生服务的使用, 分别是倾向因素、促进或阻碍使用卫生服务的能力因素、卫生服务的需求因素以及环境因素, 从而提出医疗卫生服务使用的行为模型。Andersen在1995年进一步完善该行为模型, 提出上述四类因素会随医疗卫生服务类型不同而具有不同的解释能力。

其中, 倾向因素包括人口学特征、社会结构特征和健康信念等三类解释变量。人口学特征包括性别、年龄等变量。社会结构特征通常涉及的指标有受教育程度、职业类型、种族文化、社会网络和社会关系。健康信念反映的是人们对健康或医疗服务的认知程度和态度, 可能会影响个体如何理解、怎样使用医疗服务资源。能力因素代表的是个人、家庭以及社区所具备的、可以保证人们得到医疗服务的必要资源。需求因素体现的是人们主观评估和判断自身病症的严重程度, 从而决定是否寻求专业的医疗卫生服务。环境因素指的是影响个人医疗服务使用状况的经济、政治、社会和文化背景方面的因素, 比如卫生服务体系建设和相关制度安排的影响。

2.2 医疗卫生支出影响因素的实证研究

由于选取的侧重点和角度不尽相同, 已有文献在研究医疗类支出影响因素时, 会选择不同的观测指标反映医疗类支出水平。部分文献欲从公共政策或国际对比的宏观角度研究, 因而选择卫生总费用或公共卫生支出作为研究对象。作为衡量一国公共卫生总投入的一般指标, 卫生总费用按照医疗行为产生费用的支付主体划分, 数值上等于政府预算卫生支出、社会卫生支出和居民个人卫生支出的总和。

部分文献则欲从居民家庭医疗消费行为的微观角度切入, 选取医疗保健消费支出作为研究对象。医疗保健消费支出是指用于医疗和保健的药品、用品和服务等产生的费用, 可以具体分为家庭医疗辅助器具、身体保健器具、药品费用、滋补保健品、医疗费用和其它医疗保健消费支出等六小类。医疗保健与食品烟酒、衣着、生活用品及服务、交通和通信、教育、文化和娱乐、其它用品和服务等七大类共同构成居民总消费支出。

由于选取的被解释变量观测指标不尽相同, 本文进行文献综述法研究时, 统一选择“医疗卫生支出”一词来囊括卫生总费用、公共卫生支出、政府卫生财政支出、医疗保健消费支出等不同研究对象。

2.2.1 收入水平对医疗卫生支出的影响

Miner (1958) 和 Schultz (1961) 最先提出将医疗保健视为一种人力资本投资。在此基础上, Grossman (1972) 从健康需求的角度进一步发展人力资本理论, 指出同时存在对健康的投资需求和消费需求。投资模型和消费模型总体上有两个本质区别:

前者对健康的需求没有财富效应，而后者模型中对健康的需求随财富而增加（封进，2009）。也就是说，在投资模型中，工资率越高，意味着生病不适造成的收入损失较大，因而加大对健康的需求，激励健康投资；而在消费模型中，工资率越高，医疗消费所需的时间成本就会越高，因而可能降低健康投资和医疗消费的需求。由此得出，工资率对医疗卫生支出的影响需要实证研究，间接指出收入水平的影响具有一定的不确定性。

聚焦收入水平的实证研究主要围绕以下三个方面进行讨论分析：1) 验证收入水平与医疗卫生支出的关系；2) 评估收入水平在医疗卫生支出增长中的影响程度；3) 研究医疗卫生支出的收入弹性大小。

Newhouse (1977) 的研究发现，收入可以解释 90% 的人均医疗卫生支出变化，同时收入弹性为 1.51-1.31，即医疗服务为奢侈品。此后的研究基本遵循同样的思路，而得到的结论却呈现出较大差异。一方面，不少国外研究认为收入水平是影响医疗卫生支出的决定性因素 (Newhouse, 1987; Leu, 1986; Getzen, 2000)，医疗卫生支出的收入弹性大于 1，即医疗服务为奢侈品 (Kleimanhe (1974)、Newhouse (1977)、Leu (1986)、Parkin (1987)、L'Horty 等 (1997))。而其它研究 (Gbesemete, 1992; Badi H 等, 2010; Samadi 等, 2013; 唐齐鸣等, 2014; Sami 等, 2014) 却发现收入并没有那么重要，且收入弹性小于 1，医疗服务为必需品。杨贵梅 (2012) 运用 VAR 模型得出医疗保健支出与收入之间存在双向互动的关系，同时医疗卫生支出对收入的影响远远小于收入对医疗支出的影响。

与国外学者的关注点不同的是，国内学者对城乡医疗支出的收入弹性差异的对比研究 (顾卫兵等, 2008; 徐伟等, 2013; 谢聪等, 2018) 以及地区差异 (顾卫兵等, 2008; 谢聪等, 2018) 关注的较多。国内大量研究结果指出收入与医疗卫生支出成正向关系，部分研究聚焦城乡居民人均可支配收入 (顾卫兵等 (2008); 罗艳红等, 2010; 陈杰等, 2011; 李静, 2016; 张俊平等 (2016); 黄成凤等, 2017))，部分研究聚焦农村人均纯收入 (吕焱等, 2008; 王文婧等, 2013; 谭涛等, 2014; 饶晓辉等, 2015)，但也有少量研究得出不同结论，指出农村人均纯收入与农村居民医疗支出成负向关系 (常敬一, 2013; 吉媛等, 2017)。

2.2.2 受教育程度对医疗卫生支出的影响

Kenkel (1990, 1991, 2000) 指出受教育水平对医疗卫生支出有两方面的影响机制。一方面，教育程度提高会增加收入，加之增进对健康知识了解，从而选择增加有利于改善健康的投入。另一方面，教育通过提高消费者对健康知识了解而增加健康投入品的分配效率，有助于提高与健康相关的投入产出效率，从而减少医疗服务需求和支出。

同存在截然相反的影响机制一致，相关的实证研究也呈现较大的差异性和不确定性。部分实证研究指出存在负相关 (陈杰等, 2011; 常敬一, 2013; 韩雪梅等, 2015)，部分研究结果则显示正向关系 (戴平生等, 2012; 邱雅等, 2016; 张冲等, 2015)，少量则认为无影响 (Mocan, 2004; 顾海等, 2012)。

2.2.3 政府卫生投入对医疗卫生支出的影响

同样的不确定性也表现在政府卫生投入 (或公共卫生支出) 对医疗费用的影响。

国内多数研究（聂聆等，2010；戴平生等，2012；李静，2016；张颖熙等，2015）结论指出政府卫生投入与医疗卫生支出成显著负相关，但吉媛等（2017）却发现政府医疗卫生支出均与农村居民医疗消费支出正相关，唐齐鸣等（2014）认为这一影响与国家内区域经济发展程度有关。

部分学者对这一影响的不确定性做出解释。慕欣芸（2016）和李静（2016）指出，政府卫生投入对居民医疗保健消费会产生示范效应和挤出效应的双重效应：一方面，政府增加公共卫生支出，居民将意识到问题严重性，从而增加个人的医疗保健消费；另一方面，政府在公共卫生领域承担的责任越多，居民的自付比例越低，从而会挤占居民份额，减少居民医疗保健消费支出。

2.2.4 医疗保险制度对医疗卫生支出的影响

相关实证研究证实医疗保险这一制度对医疗卫生支出有一定影响，但其影响具有不确定性。部分研究指出政府医疗保险通过降低个体面临的医疗价格，增加个体对医疗卫生服务的使用，有助于医疗消费支出增长（Waters, 1999; Wagstaff 等, 2009; Liu 等, 2006; 封进等, 2008），部分研究（刘西国等, 2012）则指出医疗保险的抑制作用。也有观点认为二者间没有显著关系（吕焱等, 2008; 薛伟玲等, 2012; 詹国辉等, 2017）。另外，国内很多研究则聚焦医疗保险因素对城乡医疗支出差异（顾海等, 2012）或老人医疗支出的影响（黄枫等, 2010; 王新军等, 2011; 温邵君等, 2013）。Gao et al.（2007）指出，医疗保险制度通过对老年人口的医疗资源配置，可以影响老年人口住院率，从而影响医疗保健消费支出水平。

2.3 年龄因素对医疗卫生支出的影响

研究人口年龄结构对医疗消费支出的影响时，一般会选择三种观测指标：1）年龄；2）老年人口抚养比；3）老年人口占比。三种指标选择各有侧重。选择年龄这一指标可以在整个生命周期中连续地研究不同年龄阶段居民医疗卫生消费的变化情况，中高龄阶段只是研究周期中的一个部分。而选择老年人口抚养比或老年人口占比这两个观测指标，关注的重点就是老年群体这一年龄层，更能直观反映人口老龄化问题。21 世纪后的研究，尤其是各国相继出现生育率和出生率持续降低的情况后，学者开始加入少年儿童抚养比或少年儿童人口占比这一指标，反映生育率降低带来的影响，从而完善人口年龄结构的影响。

2.3.1 理论分析

自上世纪 70 年代起，各国学者便对年龄因素影响医疗卫生支出的主要机制提出了各种假说，结论分为三大类。

第一类假说认为，年龄增长既会增加对健康的需求，也会减少对健康的需求。Grossman（1972）从人力资本的角度，构建了对健康和健康投资的需求模型，认为年龄越大，健康资本的折旧率越高，即持有单位健康资本的成本越高，对健康资本的需求就越少，但同时另一方面，也使得一定数量的总投资所能提供的健康资本减少，当

需求缺乏弹性时,健康资本的供给减少超过了需求的减少,对健康投资需求最终会增加。Kenkel (1990) 把年龄对医疗卫生的效应分为健康-风险效应和生命周期效应两种相反作用的效应,指出年龄的增长会增加患病风险,将导致医疗卫生服务需求的增加,而从生命周期来看,年龄越大,健康投资回报率降低,将导致需求降低。

第二类假说则是明确年龄与医疗卫生支出存在正向或是负向的确定影响。Grunenberg (1977) 提出发病率扩张假说,指出随着预期寿命的提高,剩余生命中因不良健康状况所需的医疗服务增加,由此加大了医疗卫生支出。而 Fries (1980) 则提出发病率缩减假说,认为随着年龄增长,健康生命时间在增加,发病率会降低,因而不会增加医疗卫生支出。

第三类假说认为,年龄与医疗卫生支出不具有确定的影响关系。Zweifel et al. (1999) 提出不相干事实假说,认为医疗支出的增长很大程度上来自于剩余寿命(即距离死亡的时间),年龄越大仅能说明个体处于生命最后阶段的概率越高,但不能就此简单认为年龄越大,医疗卫生支出就必然越多。换言之,医疗卫生费用上涨应归因于临终前发生的高额医疗支出而非年龄增长。在此之后,许多学者对该假说进行了实证检验,其中包括 O'Neil 等 (2000), Felder 等 (2000), Yang 等 (2003), Werblow 等 (2007) Albouy 等 (2009) 和 Gastaldi 等 (2016)。

2.3.2 实证研究

相关实证结果会因选取的观测指标、数据类型、模型选择、研究的时间段和选取国家的发展水平不同而呈现较大差异。国外和国内学者的研究侧重也不尽相同。

上世纪中叶起,国外学者就已经开始关注人口老龄化对医疗卫生支出的影响。国外学者关注人口老龄化问题,倾向于采用 65 岁及以上人口比重作为测度变量,研究不同国家(且多是经济发展水平相近的经合组织成员国)的截面数据或面板数据,得出老龄化程度与医疗卫生支出呈正向关系 (Hitiris et al., 1992; Matteo, 2005; Tiemin et al., 2017) 或无显著关系 (Christiansen et al., 2006; 5; Buchner 等, 2006; Angulo 等, 2011; Prieto 等, 2012; Ellis, 2013)。其中, 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,但是这种影响主要归因于老龄化和收入以及时间趋势之间的相关性,一旦控制这些因素,老龄化的作用便不再显著。也就是说,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。国外的实证研究也关注处于不同发展阶段的国家的老龄化与医疗卫生支出间的影响关系,发现对发达国家无显著影响,而对发展中国家有明显的正向影响 (Kornai 等, 2000)

由于中国城乡二元结构的特殊国情和计划生育的特殊政策,国内学者更多关注的是人口老龄化在城镇和农村以及不同省市的影响差异。大部分研究都指出人口老龄化对居民医疗卫生消费有显著影响 (梅秀花等, 2011; 饶晓辉等, 2015; 吉媛等, 2017)。同时,也有学者关注老龄化以外的人口因素,但未得出少儿组和成年组对医疗消费支出有显著影响 (王学义等, 2013; 刘吕吉等, 2013)。另外,余央央 (2011) 和李乐乐等 (2017) 指出,人口老龄化程度与医疗消费支出存在双向互动关系,即医疗支出水平的提高有利于个体预期寿命的增长,从而导致老龄化程度的提高,同时老龄化程度的提高可能会增加医疗服务需求,从而提高医疗支出水平。

第三章 我国居民医疗保健消费的现状分析

3.1 医疗卫生支出在国民经济中的重要性极大提升

改革开放以来，随着国民收入持续提高、健康意识不断增强，我国居民对医疗服务的消费能力和消费需求得到了有效提升。另一方面，我国的城镇职工医疗保险制度、城镇居民基本医疗保险制度和新型农村合作医疗保险制度相继建立并不断完善，大大提升了患者及其家属对医疗费用的支付能力。加之，人口老龄化问题加剧、计划生育政策更迭、城市化进程不断推进以及人口流动迁移等多重社会因素进一步提高了社会整体对医疗资源的需求。

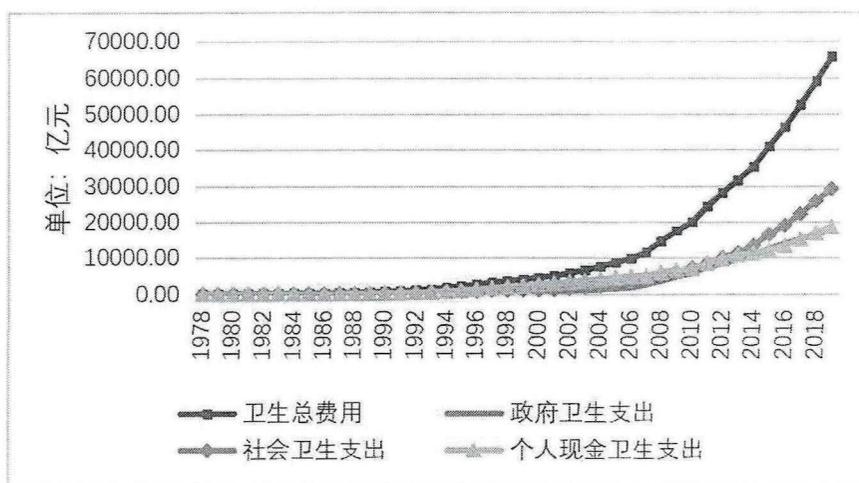


图 3：1978-2019 年全国卫生费用整体变化趋势

数据来源：《中国统计年鉴 2020》

受此推动，我国医疗服务需求持续增长，医疗服务市场规模不断扩大。作为反映国家整体对医疗卫生服务资金投入状况的重要指标，卫生总费用近十年持续大幅上涨（如图 2）。2019 年，中国卫生总费用高达 65841.39 亿元，不断逼近 7000 亿元大关，较 2009 年 17541.92 亿元增长了近 3 倍；人均卫生费用达 4702.79 元，卫生总费用占我国 GDP 比重也由 2009 年的 5.03% 增长至 2019 年的 6.64%，基本达到中等发达国家水平，这一占比未来将继续呈波动上涨趋势（如图 3）。

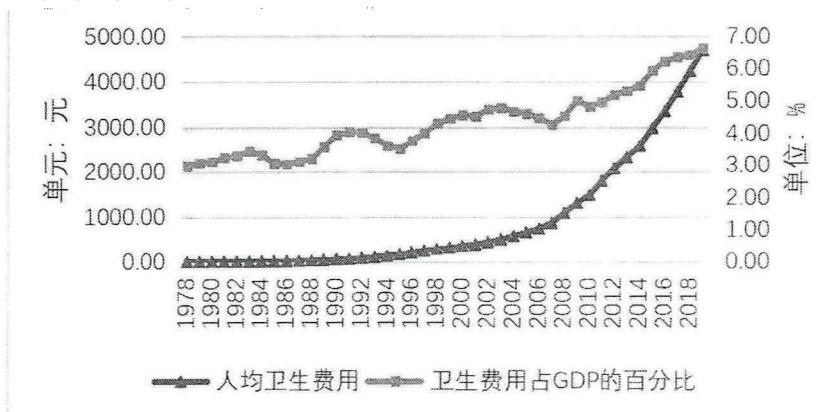


图 4：1978-2019 年人均卫生费用和卫生费用在 GDP 中占比的变化趋势

数据来源：《中国统计年鉴 2020》

卫生总费用包括政府卫生支出、社会卫生支出和个人现金卫生支出三个组成部分。其中，社会卫生支出增幅和占比均相对较大，政府卫生支出与个人现金卫生支出近五年内增长趋势趋于一致。从图 4 不难看出，21 世纪头十年，政府卫生支出远落后于个人现金卫生支出。进入 21 世纪后，我国遭遇了重大公共卫生危机，政府充分意识到长期市场化引导下的我国公共卫生体系的深层次问题，不断加大政府卫生投入。2014 年起，政府卫生支出与个人现金卫生支出的占比水平持平，但政府卫生支出的增速及所占比重明显不及社会卫生支出，说明政府卫生支出的增长仍不尽人意。

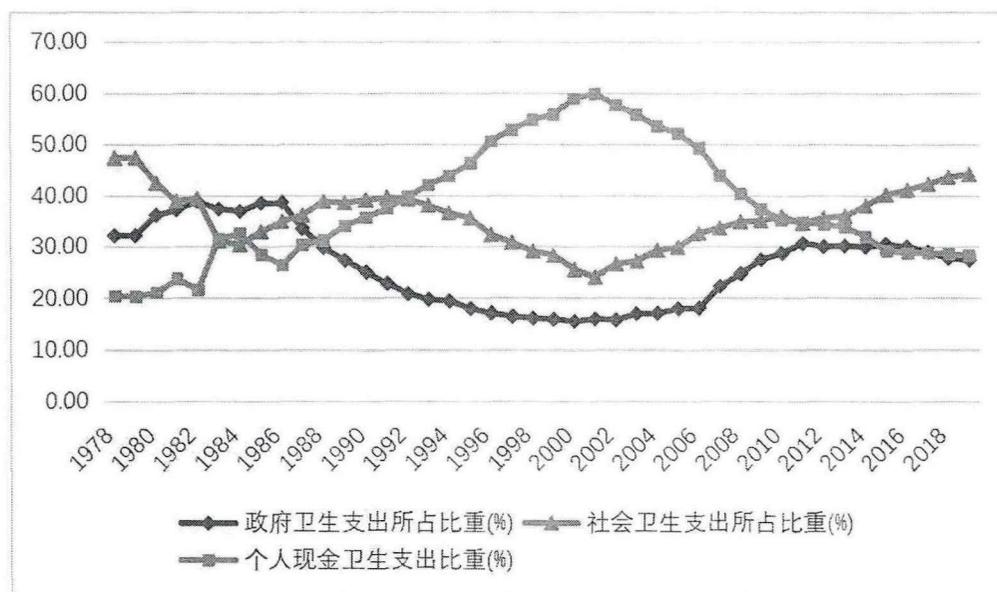


图 5：1978-2019 年卫生总费用各组成部分的变化趋势
数据来源：《中国统计年鉴 2020》

3.2 城乡居民医疗保健消费支出呈现巨大差异

自 1998 年以来，城镇居民消费支出增速快于农村居民消费支出增速，城镇居民总消费支出始终大于农村居民总消费支出。城乡居民消费支出差距扩大的趋势仍在继续发展，且有往加剧方向发展的可能，城乡二元经济结构的矛盾趋于强化。

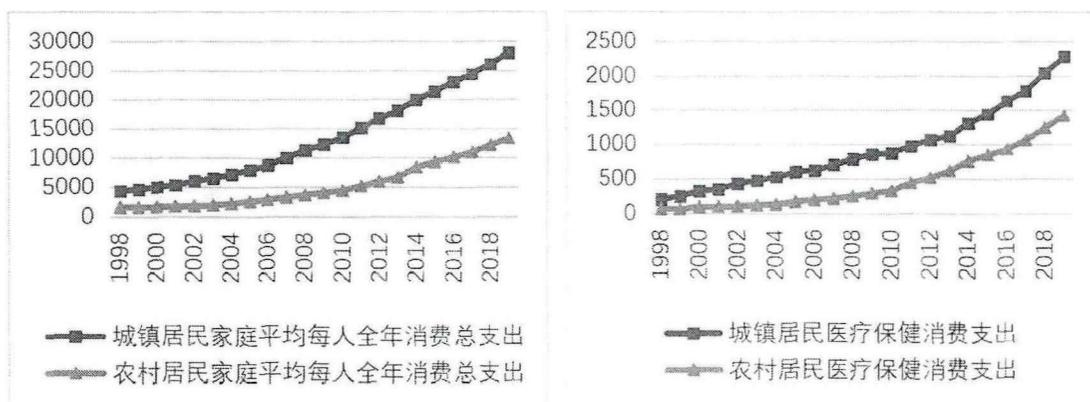


图 6：1998-2019 年城乡居民消费支出及医疗保健消费支出的变化趋势
数据来源：《中国统计年鉴 2020》

作为反映生活质量的重要指标，城乡医疗保健消费支出均呈上升趋势，且城镇和农村居民消费支出增速相近，城乡居民医疗保健消费支出差距没有明显的扩大趋势，城镇居民医疗保健消费支出始终高于农村居民医疗保健消费支出，分别由1998年的205.16元和68.13元增加到2019年的2282.7元和1420.8元，分别增加了10倍和20倍。城乡居民医疗保健消费支出的变化趋势与城乡居民总消费支出的变化趋势相似。

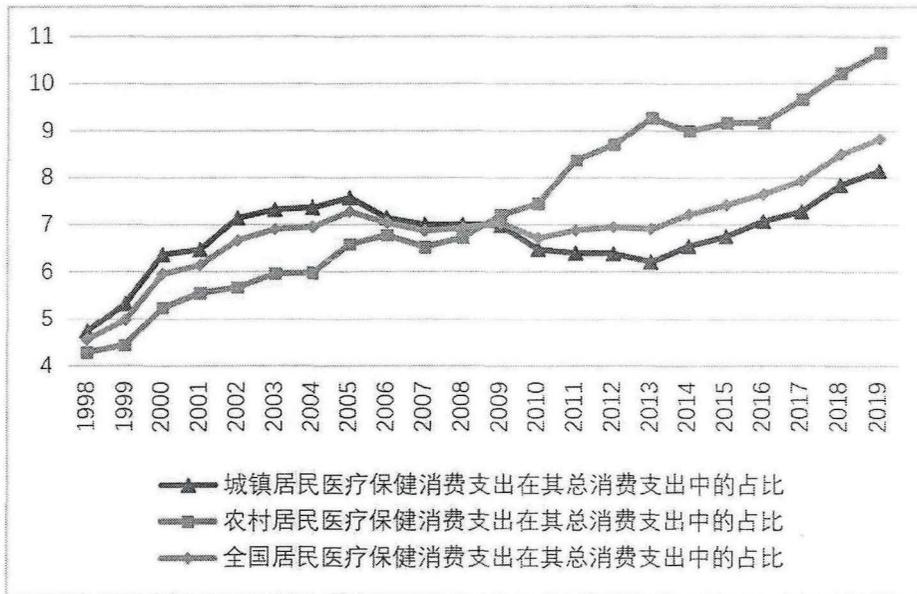


图7：1998-2019年医疗保健消费支出在总消费支出中占比的变化趋势
数据来源：《中国统计年鉴2020》

同时，我国城乡居民消费结构也在不断变化，医疗保健消费支出在总消费支出中的占比整体呈上升趋势，其中农村医疗保健消费支出占比在1998-2019年间呈持续较大程度的增长，由1998年的4.28%增长到2019年的10.66%，增长了1.5倍。城镇居民医疗保健消费支出占比在2005-2013年间出现缩小趋势，整体增幅小于农村居民医疗保健消费支出占比，由1998年的4.74%增长至2019年的8.13%，增长仅为70%。2009年前后，农村医疗保险消费支出占比超过城镇占比，这一定程度上与新型农村合作医疗的全国普及缓解广大农村居民的自费医疗压力有关。

3.3 人口老龄化问题对医疗保健消费支出的影响逐步显现

按照世界卫生组织制定的标准，如果一个国家65岁以上人口占总人口比重超过7%，则可视为进入老龄化社会。据此，我国已于2000年正式进入老龄化社会。2019年，我国65岁及以上人口达17603万人，占比高达12.6%。虽然我国居民平均预期寿命由1981年的67.77岁增长至2015年的76.34岁，但健康预期寿命比重却有所下降，也就是说延长的生命中将有更多时间处于失能失智状态。2006年发布的《中国人口老龄化发展趋势预测研究报告》指出，生活不能自理的老年人口消费的医疗卫生资源一般是其它群体的3-5倍。由此，随着老龄化程度的加深，我国城乡居民医疗保健支出可能将持续快速增长。

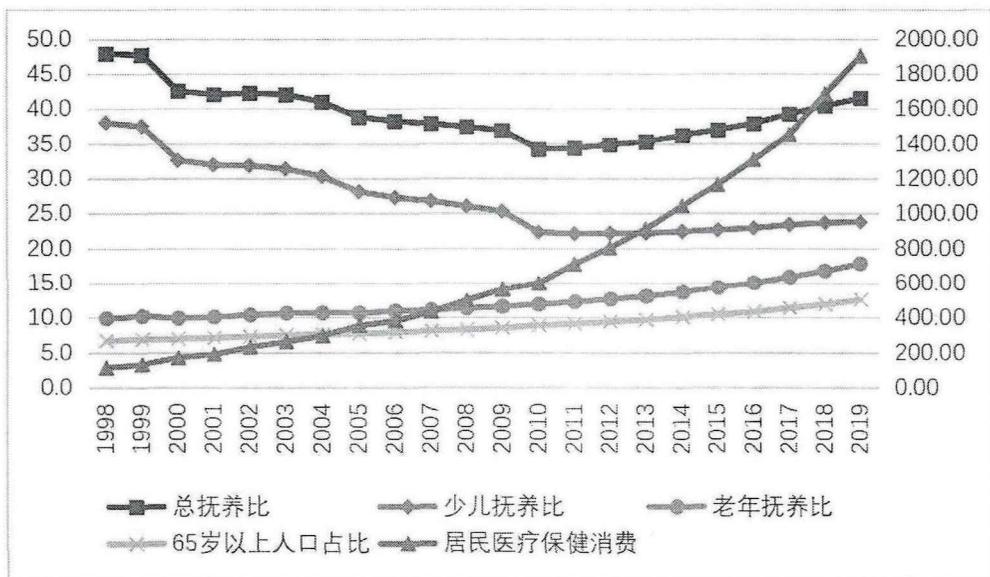


图 8: 1998-2019 年人口年龄结构随时间的变化趋势

数据来源: 《中国统计年鉴 2020》

仔细观察图 8, 不难发现在“二孩”政策开展前夕(2010 年), 少儿抚养比和总抚养比达到近 20 年以来的最低水平, 同时这两个比例在 2010 年前的变化步调非常相近, 二者间差距基本保持稳定。2011 年全国开始逐步放开“二孩”政策之后, 生育率和出生率开始回升, 少儿抚养比和总抚养比均呈现缓慢回升态势, 而二者间的差距却在不断加大, 这意味着老年抚养比的增速提高, 人口老龄化进程加速, 促进生育政策在短期内无法缓和老龄化带来的影响。同期, 城乡居民医疗保健消费支出增速较 2010 年以前有明显提升, 这与我国社会人口老龄化进程提速密不可分。

3.4 医疗卫生资源分配有明显城乡差异和地区差异

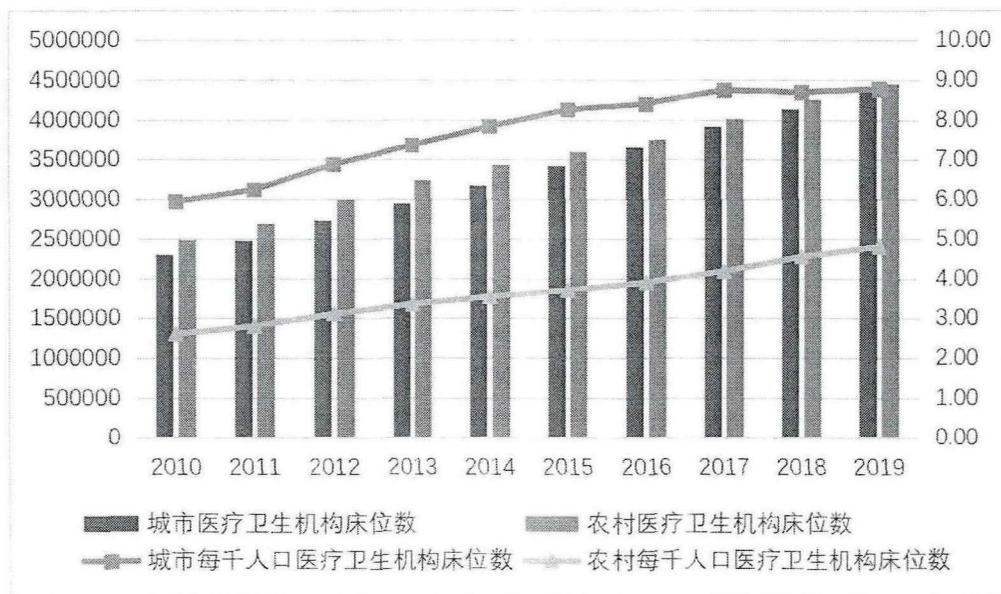


图 9: 2010-2019 年城乡医疗卫生机构床位数的变化趋势

数据来源: 《中国统计年鉴 2020》

我国人口占世界人口的 22%，但医疗卫生资源仅占世界的 2%，我国医疗资源总体不足。作为衡量医疗卫生资源总量和分配情况的重要指标，城镇和农村医疗卫生机构床位数和每千人口拥有的床位数不断增加，城乡总量差距逐渐缩小，但农村每千人口医疗资源拥有量较城镇仍有较大差距，城乡医疗卫生资源供给分布仍严重不均。

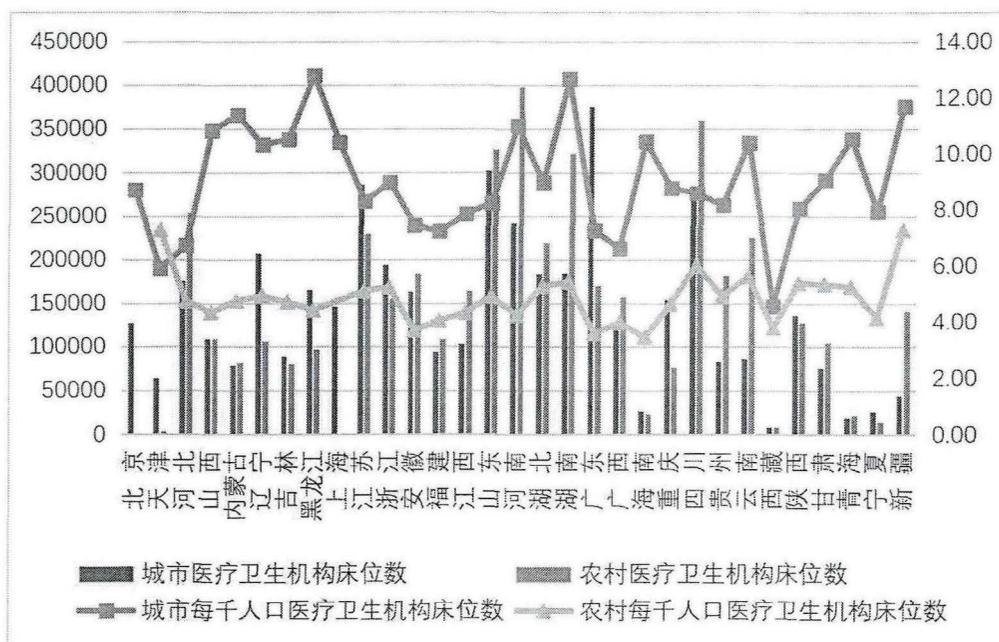


图 10：2019 年不同省市城镇和农村医疗卫生机构床位数对比

数据来源：《中国统计年鉴 2020》

我国医疗卫生资源供给分布不均的情况在不同省市间也十分明显。从图 9 不难看出，不同省市的城镇与农村医疗卫生资源供给间均存在不同程度的差距，河南、四川、新疆等部分省市农村医疗卫生机构床位数为主要供给主体，而北京、上海、广东等部分省市则以城镇医疗卫生机构床位数为主。由于经济发展水平不同、城乡融合发展所处阶段不同，不同省市的城镇和农村医疗卫生资源供给水平都存在较大差异。但无论哪个省市，城镇每千人口医疗卫生机构床位数都多于农村对应水平，城乡差距始终存在。

3.5 研究假设

在影响居民医疗保健消费的众多因素中，年龄因素日益成为国内外学者研究的重点。由于研究的时间和空间范围有不同程度的差异，反映年龄的观测指标选择又多种多样，年龄因素对居民医疗保健消费的作用机制有多种不同的解释。

其中，Grossman 的健康需求模型是为广大国内外学者普遍认可的理论基础。该模型指出，年龄越大，身体不健康和患病的风险越大，医疗卫生服务需求增加，相关支出也随之增加，同时另一方面，年龄越小，持有单位健康资本的成本越低，健康投资回报率越高，对健康及健康投资的需求会相应增加。

综合第二章的文献综述和本章的现状观察，本文提出：

假设 1：人口老龄化程度的加深通过增加我国居民，尤其是老年居民，对医疗保健服务需求对我国居民医疗保健消费的整体提升产生促进作用。

随着人口老龄化程度不断加深，老年人口占比不断增加，老年人口抚养比增加，劳动人口创造的价值会有更大部分用于老年非劳动力人口，不断加重劳动力人口负担。在这种背景下，我国成年和老年群体更加重视自身及其家属的健康，倾向于增加对医疗保健服务的需求，从而增加医疗保健消费支出。

假设 2：社会少子化程度的加深通过增加对我国少年儿童的健康和健康投资需求对我国居民医疗保健消费的提升产生促进作用。

少子化是指生育率降低导致幼年人口逐渐减少的社会现象。少年儿童抚养比降低意味着社会少子化程度的加深。上世纪开始实行的计划生育政策以及不断攀升的育儿成本，使得中国家庭传统育儿观念有了深刻转变，父母更加关注下一代的身心健康，增加对下一代的健康投资，从而增加家庭对医疗保健消费支出。

第四章 我国居民医疗保健消费支出的实证研究

4.1 模型设定与估计方法

4.1.1 计量模型设定

根据杜森贝利相对收入假说,居民消费受制于以往的消费习惯,上期消费会对当期消费产生冲击,表现出很强的“棘轮效应”。居民医疗保健消费支出是居民消费支出的一个重要组成部分,同样满足“棘轮效应”的相关特征。此时,静态面板模型无法诠释这种惯性冲击对医疗消费支出的影响。

因此,基于上述文献研究和理论分析,本文参照王学义等(2013)的处理方式,在原有静态面板数据模型的基础上,引入被解释变量居民医疗保健消费支出的滞后一期。动态面板模型可以很好地识别这种消费惯性,考察变量的动态性质以及相关因素的影响,从而使实证结果更能反映现实情况,提高其它系数估计的有效性和一致性。本研究使用的动态面板方程如下:

$$\ln exp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln exp_{i,t-1} + \beta_2 \ln inc_{i,t} + \beta_3 \ln age_{i,t} + \beta_4 \ln cdr_{i,t} + \beta_5 \ln edu + \beta_6 \ln gov + \beta_7 \ln gap + \beta_8 t07 + \beta_9 t12 + \beta_{10} t16 + \varepsilon_{i,t}$$

其中,exp表示居民医疗保健消费支出。inc表示居民人均可支配收入,是模型的基本解释变量。age表示老年人口抚养比,用来衡量人口老龄化程度;cdr表示少年儿童抚养比,age和cdr为本研究核心解释变量。为了准确得到本文所关注的核心解释变量,还控制其他一些重要变量解释变量,包括edu表示受教育年限;gov表示政府卫生公共预算支出;gap表示城乡收入差距;t07、t12、t16表示医疗保障改革的制度哑变量。下标i代表省(市、自治区), $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项,t为年份。

居民医疗保健消费支出的影响因素众多,模型很可能会存在着内生性问题。居民医疗保健消费支出影响因素涉及方面十分繁杂,很难涵盖所有能影响被解释变量的解释变量,若被遗漏的解释变量或不可观测的变量不仅对被解释变量有影响,还对某个已知的解释变量有影响,就会出现内生性问题。另外,被解释变量和解释变量间也很可能相互影响,存在双向因果关系,导致内生性问题。广义矩估计法可以通过使用差分转换数据可以克服遗漏变量等内生性问题。

4.1.2 估计方法说明

结合上述识别消费惯性冲击和解决内生性问题的双重需要,本研究采用广义矩GMM估计法。动态面板广义矩估计法分为差分广义矩估计法(first-differenced GMM,简称DIF-GMM)和系统广义矩估计法(system GMM,简称SYS-GMM)。Arellano and Bond(1991)首先提出DIF-GMM方法,即对基本模型进行一阶差分以去除固定效应的影响,而后用一组滞后的解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量,通过利用所有的矩约束条件来获得有效的参数估计。

然而,Blundell and Bond(1998)进一步研究认为,DIF-GMM的估计量较易受弱

工具变量的影响而产生向下的大的有限样本偏差，因而提出 SYS-GMM 法，大大提高了估计结果的有效性和一致性 (Blundell and Bond, 2000)。相比较而言，SYS-GMM 估计量具有更好的有限样本性质。

另外，广义矩估计法包括一步估计 (One-Step) 和两步估计 (Two-Step)。两步估计的权重矩阵依赖估计参数，标准差存在向下偏倚，并未带来多大的效率改善而估计量又不可靠。王志刚 (2008) 和付波航等 (2013) 指出，一步估计量虽然效率有所下降但仍是一致的，因而在经验应用中通常使用一步广义矩估计法。

陈强 (2010) 指出，理论上讲，一步系统广义矩估计 (One-Step SYS GMM) 可以解决一步差分广义矩估计 (One-step DIF-GMM) 不能解决的内生性和弱工具变量问题，因而估计结果更有效。Blundell and Bond (2000) 也证实，在有限样本下，系统 GMM 比差分 GMM 估计的偏差更小、效率也有所改进。因此，本文将分别使用一步差分 GMM 和系统 GMM 两种估计法进行对比研究，得出合理的模型。

在理论层面，差分和系统 GMM 参数估计量的一致性和有效性需要满足以下两类检验：其一是过度识别约束检验，即 Sargan 检验和 Hansen 检验，其原假设均为所使用的工具变量与误差项不相关，过度识别约束有效。一般来说，Sargan 统计量对应的 P 值越大，越能够说明工具变量的有效性。其二是 Arellano-Bond 自相关检验，即 AR 检验。其原假设为原始模型的误差项无序列相关。GMM 估计允许误差项的差分项存在一阶序列相关，但不允许二阶差分序列相关。

4.2 变量选取与数据说明

4.2.1 被解释变量说明

不同于很多已有文献选择卫生总费用或公共卫生支出作为研究对象，本文以城乡居民家庭人均医疗保健消费支出为研究对象，基于省际动态面板数据对人口年龄结构变化的影响进行研究。医疗保健消费支出是指用于医疗和保健的药品、用品和服务等产生的费用，可以具体分为家庭医疗辅助器具、身体保健器具、药品费用、滋补保健品、医疗费用和其它医疗保健消费支出等六小类。医疗保健与食品烟酒、衣着、生活用品及服务、交通和通信、教育、文化和娱乐、其它用品和服务等七大类共同构成居民总消费支出。

部分前人研究选择卫生总费用作为被解释变量。该观测指标按照医疗行为产生费用的支付主体划分，数值上等于政府预算卫生支出、社会卫生支出和居民个人卫生支出的总和。相较于这一宏观指标，本文认为居民家庭人均医疗保健消费支出更能全面反映城乡居民个人自发的医疗保健消费意愿，并能直接建立与人口年龄结构中的老年群体和少儿群体的医疗保健需求的相关关系。

因此，本研究选择居民人均医疗保健消费支出 (exp) 作为被解释变量，反映城乡居民医疗保健消费支出水平。2003-2012 年《中国统计年鉴》没有直接给出相应值，因此本文采用“居民人均医疗保健消费支出=城镇居民人均医疗保健消费支出*城镇化率+农村居民人均医疗保健消费支出*(1-城镇化率)”公式计算得出。

4.2.2 解释变量说明

解释变量包括全国居民人均可支配收入、人口年龄结构变量、政府卫生投入、居民受教育程度和医疗保险制度变量。其中，全国居民人均可支配收入为模型的基本解释变量；人口年龄结构变量为本文模型关注的核心变量；政府卫生投入、居民受教育程度和医疗保险制度变量为需要控制的其它变量。

(1) 全国居民人均可支配收入用来反映收入水平这一解释变量。而 2003-2012 年《中国统计年鉴》未直接给出相应取值，因此本文通过“全国居民人均可支配收入=城镇居民人均可支配收入*城镇化率+农村人均纯收入*(1-城镇化率)”计算得出。随着收入增加，消费支出也在增加，医疗保健消费支出也不例外。

(2) 人口年龄结构变量包括老年人口抚养比和少年儿童抚养比两个观测指标。老年人口抚养比等于 65 岁以上人口数与 15-64 岁人口数之比，可以较好地反映人口老龄化程度。目前大多数研究都指出，随着老龄化程度的加深，居民医疗保健消费支出也会相应提高。

(3) 政府卫生投入用“政府卫生公共预算支出”这一观测指标反映。政府预算卫生支出是指各级政府用于卫生事业的财政预算拨款，反映了政府财政对医疗卫生的投入水平和支持力度，可以分为“公共卫生服务经费”和“公费医疗经费”。正如第二章文献综述指出的那样，该因素对医疗保健消费支出同时存在两种作用方向相反的可能影响，还需进行实证研究得出影响结果。

(4) 居民受教育程度是反映地区居民素质的重要体现，同时也影响居民的消费习惯和消费行为。根据张冲等(2015)等学者的做法，用受教育年限作为受教育程度的观测指标，即平均受教育年数计算按现行学制加权计算：大专及以上文化程度按 16 年计、高中文化程度 12 年、初中文化程度 9 年、小学文化程度 6 年、未上过学 1 年计算。加权平均的计算方法较其它观测指标（如大专及以上人口占比）更能全面地反映一个地区的受教育程度。对受教育程度影响的研究得出的结论并不统一，一定程度上会随观测指标、限定的时间段和地域范围等选择而产生差异化的结果。因此，有必要进行实证研究。2005 年、2010 年和 2015 年三年的统计口径与其他年份不同，因而参照其他年份统计口径进行调整处理。

(5) 2000 年以来，我国不断完善医疗保障制度。2003 年 1 月国务院 3 号文件下令开始试点新型农村合作医疗制度，到 2010 年逐步覆盖全国农村居民。2007 年，国务院 20 号文件下令开始试点城镇居民基本医疗保险，到 2011 年基本实现全国城镇覆盖。2012 年，六部委下令全国范围内开展城乡居民大病医疗保险工作。2016 年，国务院 3 号文件下令整合城乡居民医疗保险制度。这一系列医疗保障体系改革旨在使更多的城乡居民从中获利，提高城乡居民的医疗消费水平，同时增强城乡居民抵御疾病危害的能力。国内外很多学者也都注意到这点，开始分析探讨医疗保险制度改革对城乡居民医疗消费的影响。

对于制度政策型变量，一般采用三类度量方法：1) 采用规制政策生效的年限来度量(Dranove 等, 1992)；2) 将规制设置为一个哑变量(dummy variable)，规制前变量值为 0，规制后为 1(Joskow, 1981)。由于医保政策改革是一个渐进过程，从局部试点到全面普及要经过很长的一段过渡期，而不同地区开始改革的时间点不同，该因素发挥影响的时长会因地区而有较大差异，因而本文将采用后一种方法。

由于选取的样本数据从 2003 年开始，即新型农村合作医疗制度的起始年，因此本文只需引入三个制度哑变量 t_{07} 、 t_{12} 和 t_{16} 来分别反映 2007 年、2012 年和 2016

年我国医疗保险制度改革的影响。诚然，这一处理方式无法解决政策从颁布到产生效果的时滞问题。

4.2.3 数据获得与处理

本章使用的数据来源于 2003-2019 年的《中国统计年鉴》，选取除香港、澳门和台湾以外的 31 个省（市、自治区）的动态面板数据，运用 Stata15.0 软件进行数据分析，探究医疗保健消费支出在我国不同省市的主要影响因素。综合前人研究文献以及数据可得性方面的考虑，我们对变量进行了筛选和处理。

所有随时间变化的解释变量均作对数化处理，尽量避免单位不统一和异方差问题对参数估计带来的影响，其中被解释变量“城乡居民医疗保健消费支出”和解释变量“居民人均可支配收入”两个变量取对数后的指标相应的系数表示弹性的概念。变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的基本描述性分析

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lninc	居民人均可支配收入	527	9.460	0.674	8.178	11.14
lnexp	居民人均医疗保健消费支出	527	6.510	0.736	4.621	8.227
lnage	老年抚养比	527	2.543	0.231	1.904	3.171
lnedu	受教育年限	527	8.554	0.908	5.403	9.846
lncdr	少年儿童抚养比	527	3.137	0.317	2.266	3.799
lngap	城乡收入差距	527	1.037	0.190	0.613	1.646
lngov	政府卫生预算支出	527	4.818	1.245	1.471	7.365

4.3 模型估计与实证分析

4.3.1 整体回归分析

为了使模型估计更加接近真实情况，首先需要考虑人均可支配收入是否有必要作为内生变量引入方程。理论上讲，一方面，居民收入水平增加，消费能力提高，医疗服务需求发生变化，致使医疗保健消费支出的增长。另一方面，医疗保健消费支出的增加有利于身体健康状况的改善，增强生产效率和工作效率，有助于提高其收入水平。

很少有研究验证并解决人均可支配收入的内生性问题，因此，有必要将该解释变量分别设定为模型的外生变量和内生变量，使用差分 GMM 估计法和系统 GMM 估计法分别进行参数估计，来验证人均可支配收入与被解释变量间的内生性问题真实存在。模型 1 将基本解释变量和控制变量均视为外生变量，暂不引入人口年龄结构变量。模型 2 将基本解释变量视为内生变量，其它控制变量为外生变量，同样暂不引入人口年龄结构变量。结果如表 2 所示。

无论何种模型何种估计方法，作为工具变量的滞后一期因变量的估计参数均为正值，且显著性水平几乎均达到 1%，这表明研究期间我国城乡居民医疗保健消费具有

惯性。4个模型均存在一阶自相关，且不存在二阶自相关。对比模型1的差分GMM和系统GMM估计结果，可以看出差分GMM比系统GMM有更多的解释变量影响显著，且系统GMM并未通过Sargan过度识别检验，证明所选工具变量无效。然而，陈强（2000）指出，在有限样本条件下，差分GMM估计法存在严重的弱工具变量问题，系数估计结果精度较差，因此系统GMM估计结果更能说明问题。类似地，模型2的系统GMM比差分GMM更有效。

如表2所示，相较模型1的系统GMM估计结果，将基本解释变量人均可支配收入设定为内生变量的模型2系统GMM估计结果通过过度识别约束检验和自相关检验，工具变量选取有效，基本解释变量系数估计t值有明显提高，估计系数由不显著变为显著。同时，大部分控制变量的估计系数的显著性也都有明显提升。因此，有必要将基本解释变量人均可支配收入作为内生变量放进动态面板GMM估计模型中。

表2 考虑人均可支配收入内生性问题的模型估计结果

解释变量	模型1	模型1	模型2	模型2
	DIF1	SYS1	DIF2	SYS2
L. lnexp	0.4749*** (3.55)	0.9575*** (23.54)	0.4837*** (3.93)	1.0290*** (9.70)
lninc	0.5937*** (4.23)	0.0288 (1.28)	0.8925*** (4.17)	0.8007*** (5.91)
lngov	0.1858*** (3.34)	-0.0115 (-0.50)	0.1412*** (2.89)	-0.0217 (-1.36)
lnedu2	-0.3963** (-2.25)	0.0148 (0.70)	-0.3602** (-2.74)	0.0196 (1.67)
lngap	0.1753 (0.99)	-0.0167 (-0.53)	0.2138 (1.14)	-0.0092 (-0.38)
t07	-0.0506* (-1.92)	-0.0807* (-1.81)	-0.0506 (-1.32)	-0.1648*** (-3.82)
t12	-0.2570*** (-2.91)	-0.0515* (-1.71)	-0.2013 (-1.11)	-0.1125*** (-3.57)
t16	-0.2287 (-1.50)	-0.0461** (-2.11)	-0.1555 (-0.56)	-0.0503** (-2.26)
L. lninc			-0.3322** (-2.23)	-0.6920*** (-4.04)
Constant		0.1664 (0.73)		0.2738* (1.81)
Observations	434	465	434	465
Number of region	31	31	31	31
sargan	0.156	2.20e-08	0.179	0.132
hansen	0.964	0.533	1	1
arl	0.000101	7.22e-05	0.000281	0.000203
ar2	0.555	0.627	0.968	0.882

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号中的数值为估计系数的T值。

4.3.1节结论可知,人均可支配收入为内生变量使模型估计更为合理。在此基础上,本节将逐步加入人口年龄结构变量。模型3仅引入老年人口抚养比这一外生变量,模型4仅引入少年儿童抚养比这一外生变量,模型5同时引入老年人口抚养比和少年儿童抚养比作为人口年龄结构的两个外生变量。差分GMM和系统GMM模型估计结果入表3所示。

所有模型估计结果显示,作为工具变量的滞后一期被解释变量的估计参数始终为正值,且显著性水平均达到1%,说明城乡居民医疗保健消费具有较强惯性。反映人口年龄结构的两个变量,老年人口抚养比(age)和少年儿童抚养比(cdr),无论是单独纳入模型(结果如模型3和模型4所示),或是同时纳入模型5,分别成显著负相关,表明少年儿童抚养比和老年人口抚养比的提高,均对城乡居民医疗保健消费支出产生显著抑制作用。

对比4.3.1中未加入任一人口年龄结构变量的模型2,模型3和模型5中的基本解释变量人均可支配收入及其滞后一期的估计系数的显著性均有不同程度的提高。另外,相较仅引入其中一个人口年龄结构变量的模型3和模型4,同时引入老年人口抚养比和少年儿童抚养比的模型5的被解释变量滞后一期的估计系数显著性更强,基本解释变量人均可支配收入的估计系数显著性也有提升。同时,两个人口年龄结构变量对被解释变量的影响并未因其中另一方的引入而发生明显变化。因此可以认为,模型同时加入两个人口年龄结构变量使得回归估计结果更可靠,更贴近实际情况。

由表3可知,对本节中的任一模型进行差分GMM和系统GMM估计结果均通过过度识别检验和自相关检验。但无论何种模型,系统GMM得到的主要变量估计系数显著性明显高于差分GMM估计结果,解释能力较差分GMM估计更强,这主要是因为差分GMM估计法存在严重的弱工具变量问题,导致估计结果精度较差。通过4.3.1和4.3.2两节的差分GMM和系统GMM估计结果比较,可以得出系统GMM估计法估计结果精度相对较高,因此,在本文之后的研究均只采用系统GMM估计法进行估计。

同时,由4.3.1和4.3.2中各种模型估计可知,城乡收入比这一衡量城乡二元结构的解释变量与被解释变量间的关系始终不显著。因此,在本文之后的研究中剔除这一变量进行估计。

表3 加入人口年龄结构变量的模型估计结果

解释变量	模型3	模型3	模型4	模型4	模型5	模型5
	DIF3	SYS3	DIF4	SYS4	DIF5	SYS5
L. lnexp	0.5193*** (3.62)	1.0429*** (9.61)	0.4850*** (3.96)	1.0026*** (10.17)	0.5287*** (3.85)	1.0169*** (10.21)
lninc	0.8312*** (3.13)	0.8021*** (6.14)	0.8636*** (4.66)	0.7862*** (5.87)	0.8024*** (3.58)	0.7872*** (6.10)
L. lninc	-0.3597** (-2.44)	-0.6848*** (-3.98)	-0.3284** (-2.24)	-0.6777*** (-4.02)	-0.3622** (-2.49)	-0.6699*** (-3.95)
lnage	-0.1327* (-1.94)	-0.0538** (-2.36)			-0.1334* (-1.97)	-0.0554** (-2.55)
lngov	0.1408*** (2.83)	-0.0236 (-1.46)	0.1471*** (3.00)	-0.0216 (-1.25)	0.1447*** (2.86)	-0.0236 (-1.36)
lnedu2	-0.4790** (-2.65)	0.0270** (2.21)	-0.3682*** (-2.82)	0.0209 (1.53)	-0.4803** (-2.69)	0.0286* (2.03)
lngap	0.2352 (1.24)	-0.0099 (-0.36)	0.2223 (1.24)	0.0040 (0.14)	0.2432 (1.33)	0.0036 (0.12)
t07	-0.0372 (-0.80)	-0.0942*** (-4.26)	-0.0505 (-1.33)	-0.0694*** (-3.49)	-0.0360 (-0.79)	-0.1020*** (-4.47)
t12	-0.1485 (-0.71)	-0.0475* (-1.73)	-0.1972 (-1.12)	-0.0037 (-0.23)	-0.1408 (-0.70)	-0.0419 (-1.59)
t16	-0.0563 (-0.17)	0.0226 (0.67)	-0.1428 (-0.55)	0.0718*** (3.03)	-0.0409 (-0.14)	0.0422 (1.19)
lncdr			-0.0420 (-0.36)	-0.0380** (-2.15)	-0.0360 (-0.31)	-0.0391* (-2.01)
Constant		0.2431 (1.33)		0.4374** (2.28)		0.5185** (2.37)
Observations	434	465	434	465	434	465
sargan	0.208	0.176	0.178	0.139	0.223	0.188
hansen	1	1	1	1	1	0.999
arl	0.000784	0.000209	0.000165	0.000239	0.000442	0.000224
ar2	0.658	0.889	0.929	0.829	0.676	0.838

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号中的数值为估计系数的T值。

4.3.2 稳健性分析

在上节中,单独引入或共同引入两个人口年龄结构变量后,分别使用一步差分GMM、一步系统GMM稳健标准误,估计解释变量的系数,非稳健标准误进行工具变量过度识别检验。AR(1)和AR(2)统计量说明模型存在一阶自相关,但不存在二阶序列相关问题,矩约束合理,Sargan值和Hansen值均说明选择的工具变量通过了过度识别检验。

然而,无论单独加入还是共同引入,老年人口抚养比与居民医疗保健消费支出成显著负相关关系,显著性水平为5%(模型3和模型5),说明人口老龄化程度越深,居民医疗保健消费支出越低,这与主流观点得出的正向影响结论相悖。

同时,在操作层面,对于GMM估计结果是否有效可行,Bond et al. (2002)提出一种简单的检验方法,即如果GMM估计值介于双向固定效应LSDV估计值和混合OLS估计值之间,则GMM估计是可靠有效的。由于混合OLS的估计结果会偏大,所以真实的估计系数应该小于混合OLS的系数估计值。又由于被解释变量滞后一期的组内离差与误差项的组内离差存在负相关关系,固定效应的估计结果会产生一个严重向下的偏误系数,从而低估了被解释变量滞后一期真实系数大小,因此被解释变量滞后一期真实的系数估计值应大于LSDV估计值,小于OLS估计值。

因此,本节对模型5分别进行双向固定效应模型估计和混合最小二乘估计,得出表4的估计结果。如下表所示,模型5系统GMM估计结果并不在合理范围内,因而该模型无法视作有效可行,需进一步完善模型5。

表4 加入人口年龄结构变量后模型的稳健性检验

解释变量	模型5 SYS5	模型5 OLS5	模型5 LSDV5
L. lnexp	1.0245*** (10.17)	0.8243*** (18.24)	0.5820*** (12.35)
lninc	0.7824*** (5.92)	0.9508*** (11.92)	0.9113*** (9.75)
L. lninc	-0.6766*** (-3.96)	-0.6477*** (-5.40)	-0.4290*** (-3.86)
lnage	-0.0554** (-2.56)	-0.0339 (-1.61)	-0.0958** (-2.12)
lncdr	-0.0378** (-2.04)	-0.0443** (-2.16)	0.0423 (0.92)
lngov	-0.0223 (-1.40)	-0.0460*** (-2.95)	0.0495* (1.81)
lnedu2	0.0276** (2.21)	0.0424*** (3.75)	-0.3053*** (-3.28)
t07	-0.1008*** (-4.43)	-0.0634*** (-2.94)	-0.0993*** (-3.32)
t12	-0.0427 (-1.60)	0.0457 (1.32)	-0.1544** (-1.98)
t16	0.0399 (1.12)		
Constant	0.5298** (2.75)	0.3615* (1.72)	1.1858 (1.00)
Observations	465	465	465
R-squared		0.989	0.991
sargan	0.199		
hansen	0.998		
ar1	0.000174		
ar2	0.871		

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号中的数值为估计系数的T值。

李乐乐等(2017)曾指出,人口老龄化与医疗费用增长之间存在着双向因果关系,医疗费用的增长可能会提高医疗服务水平,这样就会提高老年人的预期寿命,进而增加了人口老龄化的程度。因此,本研究假设反映老龄化程度的老年抚养比与居民医疗保健消费支出间也存在内生性问题,即居民医疗保健消费支出的增加,使得老年人口获得更好的医疗保健服务,从而提高居民平均寿命,进而增加人口老龄化程度。本节通过控制滞后一期的老年抚养比(模型6),来解决变量间的内生性问题。

表5 考虑人口年龄结构变量的内生性问题后的模型检验结果

解释变量	模型6 SYS6	模型6 OLS6	模型6 LSDV6
L. lnexp	0.8130*** (26.30)	0.8247*** (18.24)	0.5856*** (12.44)
lninc	0.9768*** (7.51)	0.9595*** (11.66)	0.9227*** (9.75)
L. lninc	-0.6542*** (-4.35)	-0.6170*** (-5.06)	-0.4174*** (-3.69)
lnage	0.1981** (2.07)	-0.0335 (-0.65)	-0.0952* (-1.77)
L. lnage	-0.0723 (-0.62)	0.1052* (1.66)	0.0679 (1.15)
lncdr	-0.0510*** (-3.61)	-0.0458** (-2.24)	0.0258 (0.55)
lngov	-0.0231 (-1.43)	-0.0438*** (-2.81)	0.0541** (1.98)
lnedu2	0.0240* (1.70)	0.0411*** (3.64)	-0.3277*** (-3.43)
t07	-0.1226*** (-4.19)	-0.0662*** (-3.07)	-0.1024*** (-3.43)
t12	-0.0470* (-1.83)	0.0368 (1.06)	-0.1666** (-2.14)
t16	0.0448* (1.73)		
Constant	0.4910** (2.53)	0.3631* (1.73)	1.5459 (1.27)
Observations	465	465	465
R-squared		0.989	0.991
sargan	0.195		
hansen	1		
arl	7.25e-06		
ar2	0.0857		

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号中的数值为估计系数的T值。

相较于表4中的模型5的估计结果,被解释变量滞后一期的估计系数显著性明显提高,基本解释变量人均可支配收入的估计系数显著性也得到提高。同时,老年人口

抚养比的系数由模型 5 中的负相关转为正相关，显著性为 5%，且少年儿童抚养比仍与居民医疗保健消费支出成负向关系，且估计系数显著性进一步提高为 1%。

AR (1) 和 AR (2) 统计量说明模型存在一阶自相关，但不存在二阶序列相关问题，矩约束合理，Sargan 值和 Hansen 值均说明选择的工具变量通过了过度识别检验。结合表 5 后两列估计结果，该系统 GMM 模型被解释变量滞后一期系数估计值 (0.8130) 介于混合 OLS 系数估计值 (0.8247) 和双向固定效应 LSDV 系数估计值 (0.5856)。根据上文 Bond et al. (2002) 提出的检验方法可知，本文系统 GMM 估计量并未因为样本量和工具的选择而产生大的偏倚。双向固定效应 LSDV 模型估计结果显示，老年人口抚养比和少年儿童抚养比与居民医疗保健消费支出的相关关系均与经验常识以及主流观点相悖。相比之下，系统 GMM 估计法得出的相关关系符合一般结论，且显著性较强。综上可知，系统 GMM 估计系数通过了稳健性检验，模型 6 估计有效可行。

上述采用的系统 GMM 估计法将老年人口抚养比的滞后一期作为工具变量，试图证明并解决人口老龄化程度的内生性问题。然而，一部分学者认为，将变量的滞后期作为工具变量的做法是不严谨的，工具变量法才是解决内生性问题的根本方法。因此，为严谨起见，本文同时采用工具变量法，试图通过找到合适的工具变量来解决人口老龄化程度的内生性问题。

一个有效的工具变量要求与内生解释变量相关，但又不能与被解释变量的扰动项相关。换言之，需要满足相关性和外生性两个条件。根据这一思路，寻找与人口老龄化程度相关的变量，发现城乡居民基本养老保险基金支出和人口出生率这两个变量可以满足工具变量的两个属性。

一方面，人口老龄化加深意味着社会养老保障负担加重，二者具有相关性，而社会养老保障负担大小与居民家庭医疗保健消费支出没有明显直接关联。2014 年，国务院决定合并新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险，建立全国统一的城乡居民基本养老保险制度。为了保证数据的连续性和一致性，本文选用城镇职工基本养老保险基金支出这一观测指标，反应社会养老保障负担水平。

另一方面，造成人口老龄化的根本原因是女性生育意愿下降和人口死亡率降低，计划生育政策又加剧了我国人口老龄化的趋势。由于各省市女性生育率的数据不连续，且死亡率与居民医疗保健消费存在一定的相关性，因而本文选择人口出生率作为另一工具变量。

表 6 为面板数据工具变量法估计所得结果。估计结果显示，该模型通过了三大检验。具体来说，1) 不可识别检验 (Underidentification test) 的 p 值为 0.0000，在 5% 的显著性水平上拒绝了工具变量和内生变量不相关原假设，即工具变量与内生变量具有较强的相关性；2) 弱工具变量检验 (Weak identification test) Cragg-Donald 统计量为 10.000，根据 Stock and Yogo (2005) 得出的临界值，该检验大于 15% 偏误下的临界值 3.81 和 10% 偏误下的临界值 5.44，因此拒绝弱工具变量的假设；3) 过度识别检验 (overidentification test) 的 p 值为 0.1820，接受所有工具变量都是外生的原假设，说明工具变量选择合理。

通过比较工具变量法和系统 GMM 估计法得出的结果，发现老年人口抚养比与居民医疗保健消费支出间依旧呈显著正相关，且显著性水平较系统 GMM 估计法有显著提升。少年儿童抚养比虽然仍与居民医疗保健消费支出呈负向关系，但显著性明显降低。老年人口抚养比和少年人口抚养比的系数都有明显提高，人口老龄化程度成为影响我国居民医疗保健消费支出的最重要因素。相应地，一般认为最主要的影响因素 (即人均可支配收入) 的系数有所降低，成为第二大主要因素。

表6 工具变量法和系统广义矩估计法的结果对比

解释变量	工具变量法	系统GMM估计
lninc	0.821*** (0.121)	0.983*** (0.131)
L.lninc		-0.658*** (0.150)
lnage	1.010*** (0.230)	0.200** (0.0968)
L.lnage		-0.0743 (0.118)
lncdr	-0.120 (0.0963)	-0.0528*** (0.0145)
lngov	0.0223 (0.0403)	-0.0243 (0.0182)
lnedu2	0.0842 (0.207)	0.0250 (0.0160)
lngap	-0.182* (0.0959)	0.0103 (0.0303)
t07	-0.0515** (0.0246)	-0.123*** (0.0302)
t12	0.0249 (0.0291)	-0.0469* (0.0256)
t16	0.00535 (0.0231)	0.0461* (0.0249)
Observations	496	465
R-squared	0.962	
Underidentification test	28.76	
Weak identification test	10	
Sargan statistic	1.781	0.197
p-value	0.182	
hansen		1
ar1		6.57e-06
ar2		0.0857

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号中的数值为估计系数的标准误。

4.3.3 调节效应分析

本研究样本所有的解释变量都是连续的，且变量城乡收入比也是连续的。城乡收入比为城镇居民人均可支配收入与农村居民纯收入的比值，可以一定程度上衡量不同省市城乡二元结构造成的收入差异大小。我国正处于信息高度发达和经济强劲发展的时代，城乡收入比越大，说明同一省市内的城乡居民收入差距越大，可能会促使农村家庭中的青壮年劳动力向城市转移，提高农村家庭整体收入，提高了农村居民的消费倾向。

与此同时，青壮年劳动力外出务工，留下老人、妇女和儿童等弱势群体，导致农村“空心化”现象严重，农村老龄化和少子化现象加剧。农村转移人口易受城镇居民的生活观念以及育儿观念的影响，可能导致农村居民少生优生，不再像过去农村社会追求孩子数量，从而影响农村的少年儿童占比，改变农村人口年龄结构。

因此，城乡收入差距的变化，可能引致城镇和农村的老年人口和少年儿童占比发生变化，影响不同省市的人口年龄结构组成，进而影响城乡居民医疗保健消费水平。也就是说，城乡收入差距可能会改变人口年龄结构要素对城乡居民医疗保健消费支出的影响。本文拟将城乡收入比设置为调节变量，考察调节变量对解释变量与被解释变量关系的影响。

部分学者（温忠麟等，2005；Berry and Milton, 2012）指出，理想的调节变量最好与被解释变量和解释变量不存在明显的相关性。表2和表3回归结果表明城乡收入比的影响始终不显著，可能是理想的调节变量。因此，在基准模型的基础上纳入调节变量城乡收入比，加入老年抚养比、少儿抚养比与城乡收入比的交互项，检验是否存在调节作用。表6囊括了原模型（模型6）、加入调节变量后模型（模型7）和加入交互项后模型（模型8）的估计结果，用以比较调节效应的影响。

对比表6中前两列结果可知，加入调节变量城乡收入比后，核心解释变量老年抚养比和少儿抚养比系数估计值的显著性略有提升，调节变量的系数仍不显著，模型整体没有明显变化。

对比表4.3.4中后两列结果可知，加入交互项后，（1）老年抚养比的系数显著性明显提高；（2）少儿抚养比的系数由在10%水平下显著变为不显著，其显著性明显降低；（3）调节变量城乡收入比的显著性明显提升，由不显著变为显著；（4）老年抚养比和城乡收入比的交互项系数在5%水平上显著；（5）少儿抚养比和城乡收入比的交互项系数不显著。

加入交互项后，调节变量的系数由0.0027上升为1.0695，并通过5%水平的显著性检验，这表明城乡收入比对城乡居民医疗保健消费存在促进作用。这可能是因为城乡经济发展不平衡导致的收入差距使得农村大量劳动力外流至城市，而这些农村转移人口的消费行为和生活观念易受到城市人口的影响，城镇居民消费对农村居民消费产生示范效应和累积效应等机制（付波航等，2013），最终带动城乡居民整体消费水平的提高，作为居民消费关键部分的医疗保健消费也水涨船高。

吴扬伟和李晓丹（2021）认为，引入交互项后，解释变量回归系数的显著性以及符号大小已经没有太大的经济意义，只需关注解释变量与调节变量交互项的系数，若交互项系数显著，则表明存在调节效应。因此，我们只需关注两个人口年龄结构变量与调节变量交互项的系数即可。

表7 城乡收入比的调节效应模型构建

解释变量	模型6 SYS6	模型7 SYS7	模型8 SYS8
L. lnexp	0.8130*** (26.30)	1.0272*** (9.76)	1.0718*** (9.26)
lninc	0.9768*** (7.51)	0.8950*** (6.06)	0.8551*** (5.40)
L. lninc	-0.6542*** (-4.35)	-0.8071*** (-4.04)	-0.7674*** (-3.86)
lnage	0.1981** (2.07)	0.1872** (2.17)	0.4683** (2.57)
L. lnage	-0.0723 (-0.62)	-0.1007 (-0.58)	-0.1253 (-0.68)
lncdr	-0.0510*** (-3.61)	-0.0406* (-1.81)	-0.0193 (-0.23)
lngov	-0.0231 (-1.43)	-0.0117 (-0.68)	-0.0291 (-1.56)
lnedu2	0.0240* (1.70)	0.0157 (1.03)	0.0369** (2.73)
lngap		0.0027 (0.10)	1.0695* (1.77)
lnagelngap			-0.3970** (-2.21)
lncdrlngap			-0.0167 (-0.19)
t07	-0.1226*** (-4.19)	-0.1064*** (-2.98)	-0.1096*** (-3.22)
t12	-0.0470* (-1.83)	-0.0660** (-2.06)	-0.0520 (-1.65)
t16	0.0448* (1.73)	0.0084 (0.20)	0.0319 (0.78)
Constant	0.4910** (2.53)	0.4979** (2.39)	-0.6543 (-1.01)
Observations	465	465	465
sargan	0.195	0.576	0.689
hansen	1	1	1
ar1	7.25e-06	4.48e-05	3.43e-05
ar2	0.0857	0.878	0.787

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号中的数值为估计系数的T值。

核心解释变量少儿抚养比与城乡收入比的交互系数为-0.0167, 不显著, 说明城乡收入比对少儿抚养比和居民医疗保健消费支出的调节作用不明显。核心解释变量老年抚养比与城乡收入比的交互项系数为-0.3970, 并通过5%水平的显著性检验, 说明城乡收入比对老年抚养比的调节作用较为明显, 存在显著的干扰调节作用。也就是说,

城乡收入比的提高不利于老龄化对居民医疗保健消费的促进作用。这可能是因为收入较低的农村居民比较缺乏科学的医疗保健观点，容易怠慢日常一些症状的根治，步入老年阶段后更易出现较大的健康问题，但由于城乡收入差距较大，老年农村居民及其家庭没有足够的力量支付城镇优质但高昂的医疗保健服务，农村看病就医条件和费用与城镇相比仍有很大差距，同时农村居民自发性医疗保健消费水平相对较低。因此，城乡收入差距的存在阻碍了农村老龄化的促进作用，从而不利于人口老龄化对城乡居民医疗保健消费的提升。

4.3.4 异质性分析

本章前四节均是在全国范围内使用动态面板广义矩估计法，研究人口年龄结构对我国居民医疗保健消费支出的影响。为了更能直观反映不同地区间的差异，4.3.5小节分别从以下两个角度将我国31个省市（直辖市、自治区）划分为多个分组，研究不同分类下人口年龄结构的影响：

(1) 国家统计局年鉴对我国的东、中、西部划分。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省（市）；中部地区有8个省级行政区，分别是山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括的省级行政区共12个，分别是四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

(2) 按城镇化水平将31个省市自治区分为城镇化水平高于平均水平的地区和低于平均水平的地区，分界线以2019年全国平均水平60.60%为准。共有13个省市高于该水平，依次是上海、北京、天津、广东、江苏、浙江、辽宁、重庆、福建、内蒙古、山东、湖北和黑龙江。

由表8结果可得，1) 两个人口年龄结构因素并不能显著影响我国中、西部居民的医疗保健消费支出，而少儿抚养比却能显著负向影响我国东部居民的医疗保健消费；2) 少儿抚养比对城镇人口占比较高地区居民的医疗保健消费支出起到显著负向作用，两个人口年龄结构因素并不能显著影响城镇化水平较低地区居民的医疗保健消费支出水平。

表8 不同经济地区的回归结果对比

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区	城镇化高	城镇化低
L. lnexp	0.7504*** (16.69)	0.6689* (2.25)	0.8763*** (17.79)	0.6818*** (5.13)	0.7496*** (3.29)
lninc	1.0252*** (3.51)	1.3344** (3.21)	0.8566** (2.47)	0.8242** (3.05)	1.6300*** (3.81)
lnage	0.0622 (0.61)	0.0882 (0.32)	0.0562 (0.30)	0.0835 (0.56)	-0.1185 (-0.48)
lncdr	-0.1082** (-2.60)	-0.1852 (-1.56)	-0.0051 (-0.14)	-0.0995* (-2.07)	-0.0334 (-0.76)
Observations	165	120	180	195	270
Number of region	11	8	12	13	18

4.4 实证结果分析

4.4.1 基本解释变量的估计结果

我国城乡居民医疗保健消费存在较强惯性。滞后一期的居民医疗保健消费支出的估计系数为 0.8130，在 1%的水平上显著为正，即上期医疗保健消费支出的提高很大程度上提高了当期的医疗保健消费支出。这说明我国城乡居民医疗保健消费行为具有惯性，相关的消费理念和习惯具有相对的稳定性和连续性，且当期医疗保健消费受到上期的影响较大，仅次于收入水平对医疗保健消费的影响。

收入水平仍是居民医疗保健消费支出的主要影响因素。不同于之前的很多研究，本文充分考虑了收入水平与医疗保健消费支出间的内生性问题。结果显示，人均可支配收入与医疗保健消费支出在 1%的水平上显著正相关，估计系数即人均可支配收入对医疗保健消费支出弹性系数为 0.9768，说明人均可支配收入每增加 1%，人均医疗保健消费支出增加 0.9768%。该结论与很多文献的实证结论一致，即（Kleiman E., 1974; Newhouse JP., 1992; 聂玲等, 2010; 饶晓辉等, 2015），即收入变化可以解释大部分的医疗保健支出增长。同时，收入水平是中西部地区以及城镇化程度相对较低地区医疗保健消费支出的第一影响因素。

4.4.2 人口年龄结构变量的估计结果

在全国范围内，老年抚养比是仅次于收入水平的第二大主要影响因素。老年抚养比与医疗保健消费支出在 5%的水平上显著正相关，即随着老年人口抚养比的提高，人口老龄化程度的加深，居民医疗保健消费支出也随之上升。2018 年，中国人均预期寿命为 77.0 岁，但人均健康预期寿命仅为 68.7 岁，患有 一种及以上慢性病的老年人比例高达 75%，失能和部分失能老年人超过 4000 万。处在各年龄分层的城乡居民尤其是中老年居民加大医疗健康服务需求已成大势所趋，这将有效拉动医疗保健和健康护理等方面的医疗保健消费。

少儿抚养比与居民医疗保健消费支出在 1%水平上显著负相关。也就是说，少年儿童抚养比的下降将推动居民医疗保健消费增长。2011 年起，国家逐步放开二胎政策，直至 2015 年，实施全面二胎政策。然而，受到女性生育观念、职场和生活压力加大，加之养育成本大幅提升，生育率和人口出生率反而不断下降，社会少子化趋势加剧，当代父母普遍更加重视子女的身体健康方面的投入，医疗保健消费支出因而随之增加。

衡量城乡收入差距的城乡收入比对老龄化程度与居民医疗保健消费关系的调节作用非常明显，存在显著的干扰调节作用，但对少儿抚养比与居民医疗保健消费关系的调节作用不明显。随着城乡差距不断缩小，城乡收入比对农村老龄化促进影响的抑制作用将会减弱，农村居民医疗保健消费将会加速受到老龄化的影响。

然而，无论是按东中西部划分研究，还是按城镇人口占比划分，老年人口抚养比都不是显著影响各地区居民医疗保健消费支出的重要因素。也就是说，只有在整体范围内，人口老龄化对居民医疗保健消费的影响才能得以显现，局部范围内居民对人口老龄化的感知和认识并未影响其医疗保健消费支出。相反，东部地区居民和城镇化水平较高地区的居民更易受到现代城市家庭生活方式变迁的影响，育儿观念较传统育儿

有很大转变。这些地区的居民更加重视家中少年儿童的身体健康，从而提高家庭的医疗保健消费水平，因而少年儿童抚养比与东部地区和城镇化水平较高地区的居民医疗保健消费支出呈显著负向相关。

4.4.3 制度哑变量的估计结果

三个制度虚拟变量均与居民医疗保健消费支出成显著相关关系。新型农村合作医疗和城镇居民基本医疗保险的大力推行使得城乡居民的医疗保健支出显著减少，显著性水平为1%。这一方面反映出新型农村合作医疗体制和城镇居民基本医疗保险改革的实施有效地降低了城乡居民的医疗负担，使居民医疗自付比例明显降低。另一方面，这一结论也印证了国内部分学者（顾卫兵等，2008；韩彬等，2011）的观察，即该阶段城乡居民医疗保健支出仍局限在收入弹性较小的基本医疗。

城乡居民大病医疗保险的引入与居民医疗保健消费支出成显著负相关关系，显著性水平为10%。这说明城乡居民大病医疗保险体制的实施进一步减轻城乡居民大病医疗费用负担，使得居民整体的医疗保健消费支出水平降低，是对基本医疗保障的有益补充。

城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗保险的整合与城乡居民医疗保健消费支出成显著正相关，这意味着整合后的城乡基本医疗保险体制一定程度上刺激城乡居民医疗保健消费增长。虽然我国全民医疗保障体系不断完善，使城乡居民看病就医有了基本保障，但由于我国的基本医疗保障制度，特别是城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗的保障水平还比较低。通过实施城乡居民医疗保险整合，城乡居民到医疗机构就诊的次数增加（康智禹等，2018），城乡居民就诊和住院后的报销比例提高，参保患者住院人次增加（田丽等，2015），城乡居民治疗疾病的经济负担相对减轻，参保人员的就医愿望增强，最终使得城乡居民医疗保健消费支出上涨。

4.4.4 其它控制变量的估计结果

政府公共卫生支出对居民医疗保健消费支出无统计学意义上的影响，估计系数符号为负，且其绝对值较小。这可以解释为政府公共卫生支出的挤出效应和示范效应大体相抵，前者的影响略强于后者。一方面，政府公共医疗卫生支出越多，说明政府在医疗健康领域承担的责任越多，减轻了居民个人的医疗保健消费负担，同时还促进了医疗技术进步，改善了医疗卫生条件，降低了医疗产品价格（李静，2016），从而减少了居民医疗保健消费支出。另一方面，政府增加公共医疗卫生支出，居民自觉意识到公共卫生问题日益严重，从而增加个人的医疗保健消费。上述两种效应的影响相抵。

受教育年限与居民医疗保健消费支出在10%的水平上显著正相关。这可以解释为教育引致的财富效应更强的结果。一方面，受教育程度越高，收入也随之提高，从而相应地增加医疗保健消费支出，即为财富效应。另一方面，受教育程度越高，人们的医疗保健意识会随之增强，平时更加注重保持健康的生活习惯，有利于减少医疗保健消费支出。前一方面影响强过后一方面的影响，使得受教育年限与居民医疗保健消费支出成正向关系。

第五章 结论与政策建议

5.1 结论

本文利用中国 2003-2019 年的省际面板数据,通过动态面板广义矩估计(GMM)方法,探讨了人口年龄结构对居民医疗保健消费支出的影响。本文得出以下结论:

第一,老年人口抚养比对城乡居民医疗保健消费支出有正向的显著影响,少年儿童抚养比对城乡居民医疗保健消费支出有显著的负向影响。其中,老年抚养比的系数估计值较少儿抚养比更大,但其显著性不及少儿抚养比强。

上世纪实行计划生育政策以来,中国家庭传统育儿观念由“多生”向“高质”转变,父母在独生子女政策的约束下对下一代,尤其是其身心健康,倾注更多的关注和爱护,从而增加了少年儿童的医疗保健消费。加之,人口老龄化程度不断加深,中老年群体不断加大对自身的健康投资和疾病治疗花销。两方面的作用使得人口年龄结构变化将促进居民医疗保健消费支出进一步增长。

但值得注意的是,正如第三章 3.3 中的人口年龄结构趋势图所示,2011 年开始逐步放开的“全面二孩”政策带来新生人口的增加及总体生育率的提高,少年儿童抚养比不断攀升,对居民医疗保健消费支出有显著负影响。由于老年抚养比的估计系数明显大于少儿抚养比,使得整体上看居民医疗保健消费支出仍呈上升趋势。储宇奇(2020)指出,在“全面二孩”政策初期(2018-2030 年间)会带来少儿抚养比的提升,但政策对老年抚养比的影响并不显著,2030 年后“全面二孩”政策效应才开始显现,老年抚养比开始出现下降趋势。因此,可以推断未来十年间人口年龄结构变化将促进居民医疗保健消费支出不断上涨。

第二,现阶段我国城乡收入差距对老龄化程度与居民医疗保健消费关系起到较强的干扰调节作用,制约着老龄化对医疗保健消费的促进作用。可以想见,在乡村振兴战略和新型城镇化等国家战略方针的指引下,城乡收入差距将不断缩小,农村家庭收入水平不断提高,加之互联网应用在全国普及,农村居民消费观念和生活方式将向城镇居民不断看齐,城乡收入差距的干扰作用将会减弱,老龄化问题对城乡居民医疗保健消费的促进作用将在长期越发凸显,亟待探索建立老年服务志愿者、照料储蓄、长期护理保险等社会化服务制度,并大力发展老龄产业,建立满足特殊需求的老年用品和服务市场。

第三,只有在全国范围内,人口老龄化对居民医疗保健消费的影响才能得以显现,局部范围内居民对人口老龄化的感知和认识并未影响其医疗保健消费支出。东部地区居民和城镇化程度较高地区的居民更易受到现代城市家庭生活方式变迁的影响,育儿观念较传统育儿有很大转变。这些地区的居民更加重视家中少年儿童的身体健康,从而提高家庭整体的医疗保健消费水平。

第四,国家医疗保障体系改革对居民医疗保健消费支出起到重要作用。新型农村合作医疗制度和城镇居民基本医疗保险的试点推广对城乡居民医疗保健消费支出有显著的负向影响,其估计系数绝对值仅次于老年抚养比。这说明我国基本医疗保险的推广使城乡参保者的医疗自付费用降低,因而降低了城乡居民医疗保健消费支出。2012 年城乡居民大病医疗保险的引入减轻了城乡居民罹患重大疾病时的医疗费用负担,在基本医疗保险保障的基础上,进一步降低居民医疗保健消费支出。

城乡居民基本医疗保险制度整合对居民医疗保健消费支出有显著正向影响。这可

以用“城乡医保并轨”的设计初衷来解释。国务院关于《整合城乡居民基本医疗保险制度》的意见明确,逐步建立个人缴费标准与城乡居民人均可支配收入相衔接的机制,合理划分政府与个人的筹资责任,在提高政府补助标准的同时,适当提高个人缴费比重。医疗保障制度改革不仅旨在通过强化政府的公共职能,帮助减轻参保人所在家庭就医的经济负担,而且通过比照城乡居民收入水平和消费能力,强化个人的支付责任,进一步关注医疗保障体系的公平性和合理性。因此,整合城乡居民基本医疗保险制度的提出促使居民医疗保健消费支出小幅增加。

5.2 政策建议

人口老龄化加剧和社会少子化趋势,将会推动居民医疗保健消费支出不断上涨。为此,本文提出以下应对建议。

第一,加快健全城镇和农村社会保障体系,做好应对城乡医疗保健消费需求不断增加的护航准备。扩大财政扶持和医疗资源配给,减轻居民医疗保健负担,提升其整体消费信心,并在有限的医疗资源下尽可能提高医疗体系的效率,规范引导大健康产业发展。人口老龄化加大了城乡家庭的医疗消费支出占比,对其他消费产生了挤占效应。同时,人均医疗保健支出增幅明显高于居民收入增幅,家庭负担相对加重。政府在增加对医疗卫生投入的同时,要加快对医疗保健产业的改革力度,纠正医疗机构过度的逐利性特征。

第二,紧抓城乡医疗保健消费持续上涨的关键机遇,培育和发展新的医疗保健消费热点,逐步转变人民的医疗保健消费观念和消费方式,变预期消费为即期消费,增加健康维护投资,满足各种个性化的医疗和保健需求。随着老龄化、城镇化和疾病谱的改变,慢性病的防治与管理、保健品的功能补充、健康检查的疾病筛查、康复医疗市场缺位等将逐步成为我国医疗保健消费热点集中的领域,需要大健康产业和政府部门提早开始布局。

第三,提升基层儿科的医疗服务供给水平,满足日益增长的少年儿童健康投资需求。东部地区和城镇化程度较高地区呈现出的发展变化是我国未来普遍的发展方向。随着生活水平不断提高以及城乡差异、地区差异不断缩小,我国居民的育儿理念将整体革新,对家庭中少年儿童的健康投入将不断加大。加之,二胎政策逐步放开,对儿科医疗卫生服务的需求将不断增加。因此,有必要整体提升各省市及其区县的儿童卫生服务供给水平,合理分散优质医疗资源,引导鼓励家庭优先到基层医疗卫生机构就医。

第四,大力发展老年人医疗保健养老产业,为中老年群体提供多样化、个性化的医疗保健消费选择,充分释放健康消费新动能的同时,将健康问题解决在“治未病”的状态,减少各种慢性疾病和重大疾病的发生率,从而整体上减轻国民治病康复等相关医疗支出。同时,加快建设专业化长期护理服务体系,加强对老年人的健康干预、健康管理、健康教育和健康跟踪功能,并加快推进长期护理保险制度试点,解决护理费用问题。

参考文献

- Anderson 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.
- 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
- Anderson Werblow, Stefan Felder and Peter Zweifel, 2007, "Population Ageing and Health Care Expenditure: A School of 'Red Herring'?" Health Economics, 16, 1109-1126.
- Angulo A M, Barberan R, Egea P, et al. An Analysis of Health Expenditure on A Microdata Population Basis [J]. Economic Modelling, 2011, 28(1): 169-180.
- Arellano and Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991(58):277 — 297.
- Arellano and Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995(68):29 — 52.
- Blundell and Bond. GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions [J]. Journal of Econometrics, 1998(87):115 — 143.
- Blundell, Bond and Windmeijer. Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator, in B. Baltagi (eds.), Non-stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels. Advances in Econometrics, 2000(15):53 — 91.
- Brigitte Dormont, Helene Huber., Causes of Health Expenditure Growth: The Predominance of Change in Medical Practices over Population ageing, Annales D'Economie et de Statistique, Vol.83/84, 2006.
- Di Matteo L., 2005, "The Macro Determinants of Health Expenditure in the United States and Canada: Assessing the Impact of Income, Age Distribution and Time," Health Policy, 71, 23-42.
- Fisher C R. Differences by Age Groups in Health Care Spending[J]. Health Care Financing Review, 1980, 1(4): 65-90.
- Getzen T E. Population Aging and the Growth of Health Expenditures[J]. Journal of Gerontology, 1992, 11(1): 63-84
- Gerdtham U G, Sogaard J, Jonsson B, Andersson F. A pooled crossed section analysis of the health expenditure of the OECD countries[J]. Dev Health Econ Public Policy, 1992, (1): 287-310.
- Giannomi M, Hitiris T. The Regional Impact of Health Care Expenditure: The Case of Italy[J]. Applied Economics, 2002, 34(14): 1829-1836.
- Grunenberg. E. M. The failure of success [J]. Milbank Memorial Bank Quarterly, 1977, (55): 3 — 24.
- Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. The Journal of Political Economy, 1972, 80(2):223-255.
- Herwartz H, Theilen B: The Determinants of Healthcare Expenditure: New Results from Semi-parametric Estimation, Health Economics, Vol.19, 2010.

- Hitiris T, Posnett J. The determinants and effects of health expenditure in developed countries [J]. *Journal of Health Economics*, 1992, 11(2): 173-181.
- Jochmann M, Leon-Gonzalez R. Estimating the Demand for Health Care with Panel Data: A Semiparametric Bayesian Approach[J]. *Health Economics*, 2004, 13(10): 1003-1004.
- Kirch W. *Expansion of Morbidity* [M]. Springer Netherlands, 2008.
- Kenkel D. Consumer Health Information and the Demand for Medical Care[J]. *Review of Economics & Statistics*, 1990, 72(4): 587-595.
- Mocan H N, Tekin E, Zax J S. The Demand for Medical Care in Urban China[J]. *World Development*, 2004, 32(2): 289-304.
- Murthy N R V, Ukpolo V. Aggregate Health Care Expenditure in the United States: Evidence from Cointegration Tests [J]. *Applied Economics*, 1994, 26(8): 797-802.
- Newhouse J P. Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey[J]. *The Journal of Human Resources*, Vol. 12, No. 1 (Winter, 1977), pp. 115-125
- Newhouse J P. Medical Care Costs: How Much Welfare Loss? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1992, (3):3-21.
- Stearns S, Norton EC. Time to include time to death? The future of health care expenditure predictions. *Health Econ* 2004; 13: 12-18.
- Seshamani M. Alongitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs. *J Health Econ* 2004; 23: 18-26.
- Zweifel P, Felder S, Meier M. Ageing of population and health care expenditure: a red herring? *Health Econ* 1999; 8: 11-22.
- 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2010:146 — 187. [Chen Qiang. *Advanced Econometrics and Stata Application* [M]. Beijing: China Higher Education Press, 2010:146 — 187.]
- 常敬一. 农村居民医疗支出影响因素定量分析 [J] *当代经济管理*, 2013, 35(06): 48-50.
- 储宇奇. “全面二孩”、人口年龄结构变动与居民消费增长——基于 2002-2017 年全国省际面板数据 [J]. *商业经济研究*, 2020(08): 66-69.
- 陈杰, 韩彬. 江苏省居民医疗保健支出的实证分析 [J]. *中国卫生政策研究*, 2011, 4(09): 57-66.
- 陈在余. 农村居民医疗支出差异及影响因素分析 [J]. *经济问题*, 2007(06): 86-88.
- 程海星, 朱满洲. 人口老龄化对医疗保健消费支出影响的城乡差异研究 [J]. *中国卫生经济*, 2014, 33(05): 51-52.
- 戴平生, 李芳芳. 基于误差空间模型城乡居民医疗保健消费影响因素的实证分析 [J]. *中国卫生统计*, 2012, 29(04): 514-515+519.
- 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
- 付波航, 方齐云, 宋德勇. 城镇化、人口年龄结构与居民消费——基于省际动态面板的实证研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(11): 108-114. GMM
- 封进, 余央央, 楼平易. 医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角 [J]. *中国社会科学*, 2015(03): 85-103+207.
- 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(05): 32-34.
- 高建刚, 王冬梅. 城镇居民医疗支出不均等性及影响因素分析 [J]. *经济经纬*, 2010(03): 92-95.

顾卫兵,张东刚.城乡居民收入与医疗保健支出关系的实证分析[J].消费经济,2008(01):43-46.

韩雪梅,王增福.城市居民医疗保健消费的省际差异及影响因素分析[J].甘肃社会科学,2015(02):183-186.

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,2006(02):90-94.

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(01):97-104.

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,2010,45(06):105-119.

黄成凤,汤小波,杨燕绥.城乡居民人均可支配收入对医疗保健支出影响及区域差异分析[J].卫生软科学,2017,31(12):23-27.

吉媛,蒋崧韬.农村居民医疗消费支出影响因素分析[J].生产力研究,2017(04):37-42+161.

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(06):46-57.

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,2011,31(09):1630-1632.

李静.老龄化对居民医疗保健消费支出增长影响[J].卫生经济研究,2016(06):44-47.

李乐乐,杨燕绥.人口老龄化对医疗费用的影响研究——基于北京市的实证分析[J].社会保障研究,2017(03):27-39.

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(06):22-30.

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,2011,46(03):95-107+118.

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,(05):1421-46.

罗艳红、丁蕾、余红梅、赵春妮.基于中国26省面板数据的城乡居民医疗保健支出实证分析[J].中国卫生统计,2010,27(02):118-121.

吕焱,柯曼綦.关于影响我国农村居民医疗保健支出因素的探讨[J].北方经济,2008(12):18-19+24.

孟昕,克里斯汀·杨.老龄化与中国城市居民医疗支出[J].中国劳动经济学,2006,3(01):3-21.

邱雅,孙青川.医疗费用影响因素的实证分析[J].中国统计,2016(08):29-31.

饶晓辉,栾佳蓉.老龄化形势下我国农民医疗保健支出的影响因素研究[J].江西社会科学,2015,35(02):197-202.

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(05):74-85.

谭涛,张燕媛,何军.中国农村居民家庭医疗消费支出的影响因素及弹性分析[J].上海财经大学学报,2014,16(03):63-69+112.

唐齐鸣,项乐.中国居民医疗保健支出的影响因素及区域差异性研究[J].金融研究,2014(01):85-98.

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

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,2009,28(06):1047-1051.

- 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(07):105-117.
- 王新军, 郑超. 医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J]. 财经研究, 2014, 40(12):65-75.
- 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, 30(03):59-63.
- 王志刚. 面板数据模型及其在经济分析中的应用[M]. 北京经济科学出版社, 2008:59-62. [Wang Zhigang. Panel Data Model and Its Application in Economic Analysis [M]. Beijing: Economic Science Press, 2008: 59-62.]
- 魏众, B·古斯塔夫森. 中国居民医疗支出不公平性分析[J]. 经济研究, 2005(12):26-34.
- 温劲君, 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, 32(07):24-26.
- 谢聪, 宇传华, 张爽, 金钟, 马荣娴. 基于省际面板分位数回归的中国城乡居民医疗保健支出影响因素分析[J]. 中国卫生统计, 2018, 35(01):26-28+32.
- 徐伟, 陈慧美. 我国居民收入对医疗消费支出的影响研究[J]. 中国卫生政策研究, 2013, 6(06):52-57.
- 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(01):61-67.
- 杨清红, 刘俊霞. 医疗保障与老年人医疗服务需求的实证分析[J]. 上海经济研究, 2013, 25(10):64-74.
- 尹希果, 付翔, 陈刚. 城镇居民收入差距对医疗保健消费影响研究[J]. 中国卫生统计, 2007(02):135-137.
- 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.
- 张文娟, 杜鹏. 中国老年人健康预期寿命变化的地区差异:扩张还是压缩? [J]. 人口研究, 2009(5):68 — 76.
- 詹国辉, 张新文. 人口老龄化与基本医疗费用支出的关联效应测度——基于全国省级数据的实证考察[J]. 上海行政学院学报, 2017, 18(06):68-77.
- 张冲, 王学义, 孙炜红. 农村人口老龄化对居民医疗保健消费的影响——基于中国2002-2012年的省级面板数据[J]. 财经论丛, 2015(01):32-38.
- 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(02):70-73.

附录

- 图 1: 技术路线图
- 图 2: 2010-2019 年城乡居民医疗保健消费支出占比的变化趋势
- 图 3: 1978-2019 年全国卫生费用整体变化趋势
- 图 4: 1978-2019 年人均卫生费用和卫生费用在 GDP 中占比的变化趋势
- 图 5: 1978-2019 年卫生总费用各组成部分的变化趋势
- 图 6: 1998-2019 年城乡居民消费支出及医疗保健消费支出的变化趋势
- 图 7: 1998-2019 年医疗保健消费支出在总消费支出中占比的变化趋势
- 图 8: 1998-2019 年人口年龄结构随时间的变化趋势
- 图 9: 2010-2019 年城乡医疗卫生机构床位数的变化趋势
- 图 10: 2019 年不同省市城镇和农村医疗卫生机构床位数对比
- 表 1: 变量的基本描述性分析
- 表 2: 考虑人均可支配收入内生性问题的模型估计结果
- 表 3: 加入人口年龄结构变量的模型估计结果
- 表 4: 加入人口年龄结构变量后模型的稳健性检验
- 表 5: 考虑人口年龄结构变量的内生性问题后的模型检验结果
- 表 6: 工具变量法和系统广义矩估计法的结果对比
- 表 7: 城乡收入比的调节效应模型构建
- 表 8: 不同经济地区的回归结果对比