

学校代码：10036

对外经济贸易大学
University of International Business and Economics

博士学位论文

财政政策的健康效应评估：基于风险行为
视角

论文作者：田坤

学 号：201700130003

培养学院：国际经济贸易学院

专业名称：财政学

指导教师：行伟波 教授

2021 年 5 月

Health Effect Evaluation of Fiscal Policy: Based on the Perspective of Risky Behavior

学位论文原创性声明

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。对本文所涉及的研究工作做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本声明的法律责任由本人承担。

特此声明

学位论文作者签名：田坤

2021年5月20日

摘 要

随着我国经济快速发展和社会不断进步，健康问题越来越成为国家和社会关注的焦点问题。《“健康中国 2030”规划纲要》提出：推进健康中国建设，是全面建成小康社会、基本实现社会主义现代化的重要基础，是全面提升中华民族健康素质、实现人民健康与经济社会协调发展的国家战略。习近平总书记在党的十九大报告中明确指出：“实施健康中国战略，要完善国民健康政策，为人民群众提供全方位全周期的健康服务。坚持预防为主，深入开展爱国卫生运动，倡导健康文明生活方式，预防控制重大疾病。”《国务院关于实施健康中国行动的意见》再次明确指出，吸烟、过量饮酒、缺乏锻炼、不合理膳食等风险行为比较普遍，由此引起的疾病问题日益突出。应当聚焦当前和今后一段时期内影响人民健康的重大疾病和突出问题，实施疾病预防和健康促进的中长期行动，健全全社会落实预防为主的制度体系，我国的公共卫生管理需要从当前“重医疗”的事后诊疗转向“重预防”的风险行为事前防控。目前，我国公共健康领域仍然存在着较大的隐患，吸烟、饮酒、自杀、不健康性行为和传染病传播等诸多健康风险行为仍然会对我国居民的健康造成威胁。而适当的财政政策的制定和干预可以有效降低风险行为可能带来的健康成本并产生客观的健康效应，有助于我国总体健康水平的提高和居民生活质量的提升。根据上述研究背景，本文主要基于风险行为视角评估财政政策的健康效应，并试图解决以下问题：第一，面对健康风险行为的冲击，财政政策效果在理论层面是否可以被证实；第二，运用财政政策干预健康风险行为会产生多大规模的预期收益，是否符合成本收益原则；第三，实施财政政策以抑制风险行为带来的个人危害和社会危害是否有效。

在规范研究中，本文在健康经济学理论的发展基础上，基于风险行为、财政政策和健康效应三个维度进行概念界定和文献综述，并进行经典模型回顾、理论模型建立和政策梳理。首先，界定了文章核心概念并详细梳理和评述国内外的既有研究。其次，在回顾健康理论模型的基础上，从微观层面的个人效用角度和宏观层面的多部门角度建立理论模型，在动态最优的思想指导下求解汉密尔顿方程并拟合多部门行为决策模型的稳态最优解，证明了风险行为在个人层面对于效用

的损害和在宏观层面对于经济增长的威胁，并推导得出财政政策在抑制风险行为造成的个人和社会负面影响时显著有效，为后文的实证研究奠定理论基础。最后，梳理了我国建国以来公共卫生政策和医疗卫生财政政策的发展脉络。

在实证研究部分，本文首先基于健康风险行为冲击的背景，分别估算财政政策干预吸烟行为和饮酒行为两类主要健康风险行为的潜在收益。吸烟行为方面，选取烟草销售量作为核心指标，利用 2011-2014 年的地级市面板数据选择联立方程组和三阶段最小二乘法估计解决内生性问题，估算吸烟行为的潜在政策收益。研究发现，吸烟行为对于健康的直接损失和间接损失数额巨大，财政政策干预吸烟行为的潜在收益规模达到了 1000 亿元。饮酒行为方面，选择人均酒精消费金额作为核心解释变量，选取区县层面的面板数据利用两阶段最小二乘法解决内生性问题，证实饮酒行为的健康危害并估算财政政策的潜在健康收益。研究结果显示，饮酒行为对公共健康产生了显著负向的影响，饮酒所致的生命损失、医疗花费和潜在社会劳动力损失成本超过 2200 亿元，即财政政策对于饮酒行为的干预具有客观的潜在收益。

在此基础上，本文进一步评估了财政支出、税制改革和财政分权三类财政政策对于艾滋病传播、自杀行为和传染病爆发的健康效应。具体来说，就艾滋病传播这一风险行为，本文选取省级面板数据和双向固定效应模型，评估了医疗卫生财政支出和母婴阻隔支出对于艾滋病发病和致死情况的效果。结果显示，财政支出可以显著降低艾滋病的发病率和致死率，抑制艾滋病对于个人和社会的负面影响，政策的健康效应被证实。具体到自杀行为来说，本文以农业税改革作为一项“准自然实验”，利用中国居民死因监测数据集的区县层面面板数据和双重差分估计法，实证研究了农业税改革对于中老年人自杀的影响并分析了其中的作用机制。研究发现，总体上农业税改革作为一项重要的税制改革，通过增加农村居民福利水平和改善地方政府行为能力两方面的传导路径实现了降低自杀行为危害、产生健康效应的政策效果。同时，取消农业税政策对中老年人自杀行为的影响也表现出一些异质性特征：首先，减免农业税对于中老年人自杀情况存在抑制作用，中部地区最明显，西部次之，东部最弱；其次，农村地区较之城市地区而言，自杀行为的变化对于农业税改革的反应更敏感；最后，男性和 65 岁以上的老年人是

税制改革健康效应的最大受益群体。进一步的分析也显示前两批农业税改革试点地区产生的中老年人自杀抑制作用要大于第三批地区。对于传染病治理问题，从理论层面建立斯塔克伯格模型框架下的政府间事权配置模型，对传染病治理事权划分进行论证；并基于 2003-2018 年中国传染病发病和死亡数据构建空间杜宾模型，揭示财政分权下各地区传染病发病致死现象的差异。进而分析中央和地方政府在传染病治理中的财政效率，引入门限模型探寻中央和地方政府传染病治理事权的边界。结果显示，财政分权对传染病致病影响存在明显的空间相关性，财政分权度的提高会降低本省及周边的传染病发病率，提高传染病死亡率。这表明传染病防治事权划分中，防控责任归地方、治理支出责任归中央更有效。进一步分析发现，财政分权对于北方、沿边沿海地区及乙肝、艾滋病等慢性传染病的治理效果更好。本文的结论对传染病治理的支出责任划分具有重大的政策意义。

基于以上规范研究和实证研究结果，本文提出以下几条政策建议：

注重公共政策的健康效应。首先，应当提高财政政策对于风险行为防控的支持力度，强化资金统筹，优化资金配置。同时，扩大医疗卫生财政支出在基层的支出范围，提高基层地区的基本医疗卫生服务项目的覆盖面积和适用人群，做到风险行为防范资金的普惠性。其次，应该提高关于风险行为方面的科研和教育财政支出，加强科研支撑和教育服务。最后，从社会保障方面入手，对于风险行为既有形成的社会和个人健康危害进行有力和保障和合理的弥补。

抑制风险行为上下游产业发展。为了抑制风险行为附属产品的上游产业发展，本文建议采取相应的财税政策进行宏观调控。首先，适当提高风险行为附属商品在生产和加工环节的税收。其次，加大对于风险行为附属商品健康替代品行业的财政支出和转移支付。第三，加强行政执法力度，对于通过非法渠道产生危害的风险行为进行严厉打击。为了抑制风险行为的扩散及产生的不良危害，制度层面对于下游行业的限制势在必行。第一，应适当提高风险行为附属商品在销售环节的税率，通过增加销售方成本的方式降低其提供风险行为附属品售卖或供给渠道的积极性。第二，对于关于风险行为附属商品或服务的宣传广告和网络宣发采取管控措施。第三，对于风险行为附属商品的进口进行严格的管控并适当增加关税，防止海外不良商品和信息对于我国居民健康的危害。

宣传风险行为危害，弘扬健康生活方式。坚持贯彻“健康中国”战略，积极宣传健康风险行为的危害，提高大众对于风险行为的认知程度，弘扬健康的生活方式。首先，应该注重宣传引导，采取多种宣传形式，强化对于风险行为健康危害的舆论宣传。其次，利用已有的群众组织和社会团体，实现风险行为防控的全民参与和共建共享。最后，积极弘扬健康的生活方式。

关键词：风险行为；财政政策；健康效应

ABSTRACT

With the rapid development of China's economy and the continuous progress of society, health issues have become the focus of attention of the state and society. "Healthy China 2030" planning outline puts forward: promoting the construction of a healthy China is an important foundation for building a moderately prosperous society in an all-round way and basically realizing socialist modernization, and is a national strategy for comprehensively improving the health quality of the Chinese nation and realizing the coordinated development of people's health and economic society. General Secretary Xi Jinping pointed out clearly in the nineteen major reports of the Communist Party of China: "Implementing the healthy China strategy, we need to improve the national health policy and provide the people with a full range of full cycle health services. We should give priority to prevention, carry out patriotic health campaign, advocate a healthy and civilized lifestyle, and prevent and control major diseases." The "Opinions of the State Council on the Implementation of the Healthy China Action" once again clearly pointed out that smoking, excessive drinking, lack of exercise, unreasonable diet and other risk behaviors are relatively common, resulting in increasingly prominent disease problems. We should focus on the major diseases and prominent problems that affect people's health at present and in the future, implement the medium and long-term action of disease prevention and health promotion, and improve the system system of implementing prevention first in the whole society. China's public health management needs to shift from the current "heavy medical" post diagnosis and treatment to the "prevention" risk behavior in advance. At present, there are still big hidden dangers in the field of public health in China. Many health risk behaviors, such as smoking, drinking, suicide, unhealthy sexual behavior and epidemic spread, will still pose a threat to the health of Chinese residents. The formulation and intervention of appropriate fiscal policies can effectively reduce the health costs that risk behaviors may bring and produce objective health effects, which will help to improve

the overall health level and the quality of life of residents in China. According to this research background, this paper mainly evaluates the health effect of fiscal policy from the perspective of risk behavior, trying to solve the following problems: first, in the face of the impact of risk behavior, whether the effect of fiscal policy can be confirmed in theory; second, how large-scale expected benefits will be generated by using fiscal policy to intervene in risk behavior, and whether it is in line with the principle of cost-benefit; third, whether the effect of fiscal policy can be confirmed in theory Whether it is effective to implement fiscal policy to curb the personal and social harm caused by risk behavior.

In the normative research, based on the development of health economics theory, this paper defines the concept and literature review based on three dimensions of risk behavior, fiscal policy and health effect, and reviews the classic models, theoretical models and policies. First of all, the paper defines the core concepts and reviews the existing research at home and abroad. Secondly, on the basis of reviewing the theoretical model of health, a theoretical model is established from the perspective of individual utility at the micro level and multi department at the macro level. Under the guidance of dynamic optimization, Hamilton equation is solved and the steady-state optimal solution of multi department behavior decision model is fitted, It proves that the risk behavior is harmful to the utility at the individual level and threatens the economic growth at the macro level, and deduces that the fiscal policy is significantly effective in restraining the personal and social negative effects caused by the risk behavior, which lays a theoretical foundation for the following empirical research. Finally, the development context of public health policy and medical and health financial policy since the founding of the People's Republic of China is summarized.

In the part of empirical research, based on the background of risk behavior impact, this paper estimates the potential benefits of fiscal policy intervention on smoking behavior and drinking behavior. In terms of smoking behavior, this paper selects tobacco sales volume as the core index, uses the panel data of prefecture level cities from 2011

to 2014, selects simultaneous equations and three-stage least squares method to estimate the endogenous problems, and estimates the potential policy benefits of smoking behavior. It is found that the direct and indirect health losses caused by smoking behavior are huge, and the potential income scale of fiscal policy intervention on smoking behavior has reached 100 billion yuan. In terms of drinking behavior, this paper selects the amount of alcohol consumption per capita as the core explanatory variable, selects the panel data at the district and county level, uses the two-stage least square method to solve the endogenous problem, confirms the health hazards of drinking behavior and estimates the potential health benefits of fiscal policy. The results show that drinking behavior has a significant negative impact on public health. The cost of life loss, medical cost and potential social labor loss caused by drinking is more than 220 billion yuan, which means that the intervention of financial policy on drinking behavior has objective potential benefits.

On this basis, this paper further evaluates the health effects of fiscal expenditure, tax reform and fiscal decentralization on HIV / AIDS transmission, suicide and epidemic outbreak. Specifically, for the risk behavior of AIDS transmission, this paper selects provincial panel data and two-way fixed effect model to evaluate the effect of financial expenditure and maternal and child barrier expenditure on the incidence and mortality of AIDS. The results show that public health expenditure can significantly reduce the incidence rate and mortality rate of AIDS, and suppress the negative effects of AIDS on individuals and society. The health effects of the policy are confirmed. As far as suicide behavior is concerned, this paper takes the agricultural tax reform as a “quasi natural experiment”, and uses the panel data at the county level and the Difference-in-Difference estimation method (DID) of the death cause monitoring data set of Chinese residents to empirically study the impact of agricultural tax reform on the suicide of middle-aged and elderly people, and analyzes its mechanism. The results show that agricultural tax reform, as an important tax system reform, can reduce the harm of suicide and produce health effects by increasing the welfare level of rural residents and improving the

behavior ability of local government. At the same time, the impact of the abolition of agricultural tax policy on the suicide behavior of middle-aged and elderly people also shows some heterogeneity characteristics: firstly, the agricultural tax exemption and reduction has inhibitory effect on the suicide of middle-aged and elderly people, with the central region being the most obvious, the western region taking the second place, and the eastern region being the weakest; secondly, compared with the urban area, the change of suicide behavior in rural areas is more sensitive to the agricultural tax reform; finally, the agricultural tax exemption policy has a negative impact on the suicide behavior of the middle-aged and elderly Men and the elderly over 65 years old are the biggest beneficiaries of the health effects of tax reform. Further analysis also shows that the former two groups of agricultural tax reform pilot areas have greater suicide inhibition effect than the third group. For epidemic control, this paper chooses the index of incidence rate and mortality of epidemics and establishes the spatial Durbin model (SDM). With the spatial econometrics paradigm, the direct effects, indirect effects and total effects of fiscal decentralization on epidemic prevention and control are systematically analyzed, and the powers and responsibilities of the central government and local governments in the process of epidemic governance are further explored. The division of expenditure responsibility. The results show that fiscal decentralization has significant spatial correlation to the incidence and mortality of epidemics. Fiscal decentralization will reduce the incidence rate of epidemics in the region and reduce the incidence rate of epidemics in the surrounding areas. On the contrary, fiscal decentralization will increase the prevalence of epidemic diseases in the region and the impact will be spilt to the surrounding areas. Comprehensive analysis of the effect of fiscal decentralization on epidemic governance shows that the total effect of fiscal decentralization on epidemic incidence rate is significantly negative, and the total effect on epidemic mortality is significantly positive. The results of heterogeneity analysis show that fiscal decentralization has better effect on the governance of chronic epidemics such as hepatitis B and AIDS in northern China, coastal areas along the border,

and so on.

Based on the above normative research and empirical research results, this paper puts forward the following policy recommendations:

Pay attention to the health effect of public policy. First of all, we should improve the financial policy support for the prevention and control of risk behavior, strengthen the overall planning of funds, and optimize the allocation of funds. At the same time, we should expand the scope of medical and health expenditure at the grass-roots level, improve the coverage of basic medical and health service items and the applicable population in grassroots areas, so as to achieve the universality of risk behavior prevention funds. Secondly, we should increase the financial expenditure of scientific research and education on risk behavior, and strengthen scientific research support and education services. Finally, from the aspect of social security, the social and personal health hazards caused by risk behaviors are effectively guaranteed and reasonably compensated.

To restrain the development of upstream and downstream industries. In order to restrain the upstream industry development of risk behavior subsidiary products, this paper suggests to adopt corresponding fiscal and tax policies for macro-control. First, the tax revenue of the subsidiary goods in the production and processing of risk behaviors should be appropriately improved. Secondly, we should increase the financial expenditure and transfer payment for the health substitutes industry of risk behavior affiliated commodities. Third, strengthen the administrative law enforcement, and crack down on the risk behaviors that may cause harm through illegal channels. In order to restrain the spread of risk behavior and the adverse harm, it is imperative to restrict downstream industry at the institutional level. First, the tax rate of risk behavior subsidiary goods should be appropriately increased in the sales process, and the enthusiasm of the sales or supply channels of the accessory products should be reduced by increasing the cost of the seller. Second, the control measures shall be taken for the publicity and advertising of risk behavior affiliated goods or services and the online

publicity and distribution. Third, strictly control the import of risk behavior subsidiary goods and increase the tariff appropriately to prevent the harm of overseas bad goods and information to the health of our residents.

We should publicize the hazards of risk behaviors and promote healthy lifestyle. Adhere to the “Healthy China” strategy, actively publicize the harm of health risk behavior, improve the public awareness of risk behavior, and promote a healthy lifestyle. First of all, we should pay attention to the publicity and guidance, take various forms of publicity, and strengthen the public opinion propaganda on the health hazards of risk behaviors. Secondly, we should make use of the existing mass organizations and social groups to realize the public participation and co construction and sharing of risk behavior prevention and control. Finally, actively promote a healthy lifestyle.

KEY WORDS: Risk Behavior, Fiscal Policy, Health Effects

目 录

第 1 章 绪论	1
1.1 研究背景及意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	2
1.2 研究思路及方法	3
1.2.1 研究思路	3
1.2.2 研究方法	5
1.2.3 数据来源	8
1.3 主要研究内容及框架	11
1.3.1 研究内容	11
1.3.2 研究框架	13
1.4 研究创新点与不足	15
1.4.1 本文的创新点	15
1.4.2 本文的局限性	16
第 2 章 文献综述	17
2.1 概念界定	17
2.1.1 健康	17
2.1.2 健康风险行为	18
2.1.3 财政政策	18
2.2 公共健康的理论基础：基于健康经济学研究视角	19
2.2.1 健康经济学的理论发展：沿革与演变	19
2.2.2 健康经济学的实证研究现状	21
2.3 风险行为的研究回顾	23
2.3.1 风险行为的健康影响	23
2.3.2 风险行为的社会影响	28

2.4 财政政策的健康效应	32
2.4.1 财政支出的健康效应	32
2.4.2 税制改革的健康效应	34
2.4.3 财政分权的健康效应	36
2.4.4 医疗卫生政策的健康效应	37
2.5 文献评述	38
第3章 理论回顾、模型构建及政策梳理	41
3.1 健康理论模型回顾	41
3.1.1 健康需求理论模型	41
3.1.2 健康生产函数	44
3.1.3 医疗卫生需求模型	45
3.1.4 健康行为模型	47
3.2 理论模型构建	48
3.2.1 健康需求模型：基于风险行为视角	48
3.2.2 风险行为、宏观经济增长与财政政策模型	51
3.3 我国健康政策梳理	55
3.3.1 我国公共卫生政策梳理	55
3.3.2 我国医疗卫生财政政策梳理	58
第4章 财政政策的潜在收益评估：基于烟草消费与公共健康视角	62
4.1 引言	62
4.2 烟草制度及典型事实	65
4.3 模型构建和数据说明	69
4.3.1 模型构建	69
4.3.2 数据介绍及变量选取	71
4.4 卷烟销量对公共健康的影响：实证检验	74
4.4.1 基准回归	74
4.4.2 环境污染效应分析	76
4.4.3 内生性问题的讨论	77

4.4.4 稳健性检验	80
4.4.5 医疗成本测算和控烟政策收益分析.....	84
4.5 结 论.....	86
第 5 章 财政政策的潜在收益评估：基于饮酒行为与公共健康视角.....	88
5.1 引言.....	88
5.2 文献综述.....	91
5.3 数据来源和背景分析.....	94
5.3.1 心脑血管疾病和癌症危害分析.....	94
5.3.2 饮酒行为及统计	97
5.3.3 数据的整合与描述性统计	99
5.4 实证策略与基准回归.....	101
5.4.1 计量模型	101
5.4.2 基准回归结果	104
5.4.3 安慰剂检验	108
5.4.4 稳健性检验	109
5.4.5 异质性分析	114
5.5 饮酒行为的健康成本.....	118
5.5.1 饮酒所致的生命损失测算	118
5.5.2 饮酒所致的医疗花费核算	120
5.5.3 饮酒所致的潜在社会成本分析.....	120
5.6 结论.....	122
第 6 章 财政支出的健康效应：基于中国 HIV 的研究.....	123
6.1 引言.....	123
6.2 文献综述.....	125
6.3 数据来源及描述性统计	127
6.4 艾滋病发病空间分析.....	131
6.5 实证模型：财政支出在多大程度上增进了健康？	137
6.5.1 实证模型	137

6.4.2 异质性分析	140
6.4.3 母婴阻隔支出 (PMTCT) 效用分析	144
6.4.4 艾滋病医疗费用成本测算	147
6.6 结论和政策建议	149
第 7 章 税制改革的健康效应：基于居民自杀行为的政策评估	152
7.1 引言	152
7.2 研究背景	156
7.2.1 中国自杀问题背景	156
7.2.2 取消农业税改革背景	158
7.3 研究设计	159
7.3.1 渐进性双重差分法	160
7.3.2 回归模型设定	161
7.3.3 数据来源和描述性统计	163
7.4 实证策略	165
7.4.1 双重差分法适用性检验	165
7.4.2 基准回归	167
7.4.3 外生政策冲击分析	169
7.4.4 农业税取消影响中老年人自杀数的机制分析	171
7.4.5 稳健性检验	174
7.5 税制改革健康效应的异质性分析	178
7.5.1 地区差异和城乡差异	178
7.5.2 性别差异和年龄差异	180
7.5.3 政策实施时间差异	182
7.6 结论	183
第 8 章 财政分权的健康效应：基于传染病治理的空间分析	185
8.1 引言及文献综述	185
8.2 制度背景与理论基础	188
8.2.1 制度背景	188

8.2.2 理论基础与假说提出	190
8.3 模型设计	193
8.3.1 基准模型和变量说明	193
8.3.2 空间计量模型	196
8.4 实证结果	199
8.4.1 财政分权与传染病治理的最小二乘回归	199
8.4.2 财政分权对传染病发病致死的空间影响	200
8.4.3 传染病防控的地方政府责任分析	202
8.4.4 传染病治理的中央政府责任评估	205
8.4.5 财政分权对传染病治理影响的门限检验	207
8.5 进一步分析	208
8.5.1 稳健性检验：更换财政分权度量指标	208
8.5.2 稳健性检验：更换空间权重矩阵设置	209
8.5.3 异质性分析：传染病治理的地域差异	210
8.5.4 异质性分析：传染病治理的病种差异	211
8.6 结论与政策建议	212
第 9 章 结论与政策建议	214
9.1 研究结论	214
9.1.1 理论研究主要结论	214
9.1.2 实证研究主要结论	215
9.2 政策建议	218
9.2.1 注重公共政策的健康效应	218
9.2.2 抑制风险行为上下游产业发展	219
9.2.3 宣传风险行为危害，弘扬健康生活方式	220
参考文献	221
致 谢	243
个人简历及在学期间科研成果	245

第 1 章 绪论

1.1 研究背景及意义

在习近平新时代中国特色社会主义思想的指引下，我国经济快速稳定增长，社会发展水平不断提高，人民生活幸福感持续上升。公共健康水平作为衡量一个国家发展程度的重要指标，对经济发展和社会稳定有着重大的现实意义，也越来越受到政府和社会的重视。在这样的背景下，本文的选题从风险行为、公共健康与财政政策干预入手，探讨健康风险行为与居民健康之间的关系，并试图分析评估财政政策的应用在改善风险行为诱发的公共健康危机中所发挥的作用。本文的研究结论可以为我国全民公共健康的进一步发展提供理论依据和实证证据，为实现“两个一百年”奋斗目标和中华民族伟大复兴的中国梦提供坚实健康基础。

1.1.1 研究背景

公共健康问题一直是人类全面发展的必然要求，也是经济社会发展的必要条件。实现全民健康是国家富强和民族振兴的重要标志，也是中国共产党和国家一直高度重视的重要工作。2016年，《“健康中国2030”规划纲要》提出：推进健康中国建设，是全面建成小康社会、基本实现社会主义现代化的重要基础，是全面提升中华民族健康素质、实现人民健康与经济社会协调发展的国家战略。但健康中国战略的推动和实施仍然需要面对一定的问题和隐患，工业化、城镇化、人口老龄化、疾病谱变化、生态环境及生活方式变化等，也给维护和促进健康带来一系列新的挑战，健康服务供给总体不足与需求不断增长之间的矛盾依然突出，健康领域发展与经济社会发展的协调性有待增强，需要从国家战略层面统筹解决关系健康的重大和长远问题。在提高中国公民公共健康水平被上升到国家层面战略的背景下，人们更加注重对于自身健康的投资（Grossman, 1972），而健康风险行为由于对公共健康水平具有潜在的危害（Cawley 和 Ruhm, 2011），故而也受到了社会和学界的广泛关注。如何选取合适的公共政策有效预防和规避来自健康风险行为的公共健康威胁成为了时下的热门话题。

2017年,习近平总书记在党的十九大报告中明确指出:“实施健康中国战略,要完善国民健康政策,为人民群众提供全方位全周期健康服务。坚持预防为主,深入开展爱国卫生运动,倡导健康文明生活方式,预防控制重大疾病。”2019年,《国务院关于实施健康中国行动的意见》再次明确指出,吸烟、过量饮酒、缺乏锻炼、不合理膳食等不健康生活方式比较普遍,由此引起的疾病问题日益突出。应当聚焦当前和今后一段时期内影响人民健康的重大疾病和突出问题,实施疾病预防和健康促进的中长期行动,健全全社会落实预防为主的制度体系,我国的公共卫生管理需要从当前的“重医疗”的事后诊疗转向“重预防”风险行为的事前防控。目前,我国公共健康领域仍然存在着较大的隐患,吸烟、饮酒、自杀、不健康性行为 and 传染病传播等诸多健康风险行为仍然会对我国居民的健康造成威胁。而适当的财政政策的制定和干预可以有效降低风险行为可能带来的健康成本,有助于我国总体健康水平的提高和居民生活质量的提升。此外,相关财政政策还会带来较好的正外部性,诸如为人力资本市场的平稳有序运行提供劳动力保障。

1.1.2 研究意义

本文基于公共健康视角探讨健康风险行为与公共健康水平的关系,并探讨财政政策制定和实施对于风险行为可能引发的公共健康危机的实质作用。在理论方面和实践方面都具有一定的研究意义。

在理论方面,本文在研究内容、研究对象、研究方法和数据来源方面具有一定程度的创新。从研究内容角度来看,以往的文献更多的聚焦在微观层面个人的健康风险行为可能带来的经济损失和健康损失,诸如个人收入下降、失业问题和相应的医疗支出增加,且主要应用个人层面的微观调查数据,少有文献从宏观角度入手探讨健康风险行为可能带来的社会损失。本文首先关注到健康风险行为可能对公共健康水平带来的安全隐患,对可能的健康损失进行了合理的评估,并对相应的财政政策进行成本收益分析。在此基础上,进一步从财政政策实施的视角入手,选取相应的财政政策进行健康效应评估,力图准确识别不同财政政策对于风险行为影响下的公共健康水平的影响程度。就研究对象而言,在考察健康风险行为可能带来的健康损失时,已有文献多集中在吸烟行为和糖摄入行为,少有文献进行饮酒行为所带来的健康损失评估。本文通过对于酒类消费数据的匹配,研

究了不同地区居民饮酒行为对于健康水平的影响，拓宽了这一领域的研究边界。从研究方法的角度来说，本文分别选取了新样本、新工具变量和新政策试验，同时引入空间计量回归模型，为该领域的未来研究提供了新思路参考。在数据来源方面，本文选取的地区层面加总的健康数据在该领域的以往研究中很少应用，为后来的研究起到了一定抛砖引玉的作用。

在实践方面，本文的研究结论为以减轻风险行为健康危害为目的的相关财政政策的进一步制定提供了理论指导和经验依据。首先，本文的实证研究结果表明，无论是吸烟、饮酒、艾滋病还是自杀行为和传染病传播，都会对公共健康水平造成负面的影响，具体表现为预期寿命损失、经济成本损失和潜在劳动力损失，这一研究结论可以支持中央和地方政府继续开展相关公共政策的制定和实施。其次，本文证实了诸如财政支出、税制改革和财政分权等财政政策对于改善风险行为背景下的公共健康水平具有较为理想的政策意义，并分析了财政政策是实施对于公共健康影响背后的作用机制，有利于各级当地政府因地制宜，结合当地居民的生活习惯和文化传统制定合适的公共政策，实现政策制定的精准性和有效性。

1.2 研究思路及方法

1.2.1 研究思路

本文的研究思路如图 1.1 所示，本文选取了健康风险行为中具有代表性的吸烟行为、饮酒行为、艾滋病感染、自杀行为和传染病传播五大类，立足于“健康中国 2030”战略的大背景，基于风险行为健康隐患和财政政策的健康效应两条主线，探讨了健康风险行为（吸烟行为和饮酒行为）对于居民健康的影响程度并估计出相应的弹性系数，以此为基础进行了风险行为与公共健康的成本收益分析，为以抑制健康风险行为为目的的财政政策实施提供了成本收益参考，并估算了潜在财政政策的健康效应。与此同时，本文从财政政策的角度入手，评估了财政支出、税制改革和财政分权三种典型财政政策的实施对于抑制风险行为导致的公共健康危机所发挥的作用。一方面证明了财政政策的推行可以有效降低风险行为（艾滋病感染、自杀行为和传染病传播）的健康危害和社会危害，促进社会公共健康水平的有序提升；另一方面明确了财政政策对于规避健康风险行为影响的传

导机制，探寻了公共政策对于不同地区、不同群体公共健康影响的异质性，为未来的政策推行提供一定的经验借鉴。

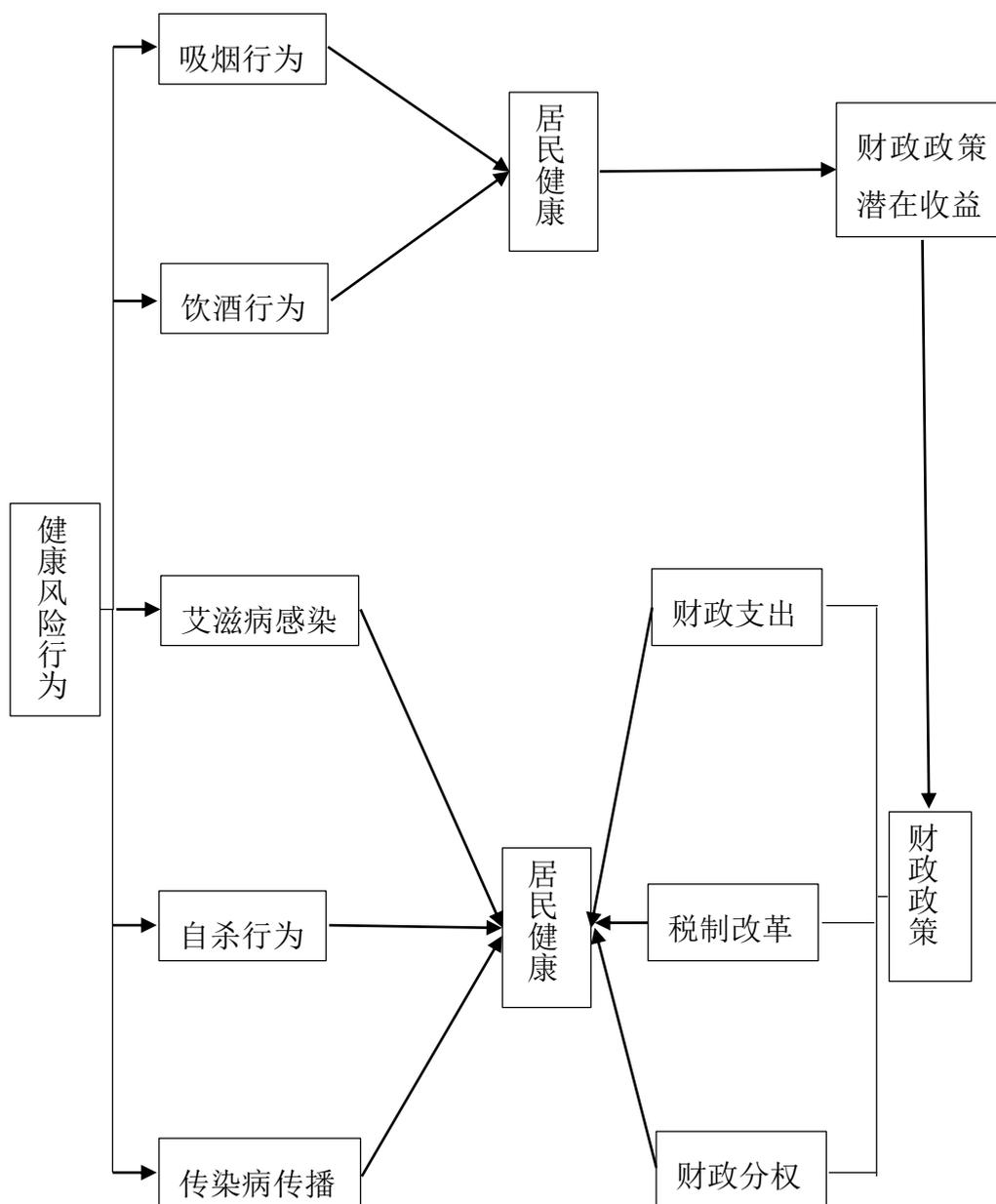


图 1.1 研究思路介绍

1.2.2 研究方法

本文基于经济学的研究视角，以卫生经济学、公共经济学、医学和社会学等学科理论为基础，研究风险行为与公共健康的关系，以及风险行为冲击下财政政策对于公共健康的影响。在具体的研究过程中，我们采用了定性分析法、定量分析法和归纳分析法相结合的研究方法。其中，定量分析中又使用了大量的统计学思维和计量经济学分析范式，具体的研究内容和研究方法之间的关系如图 1.2 所示：

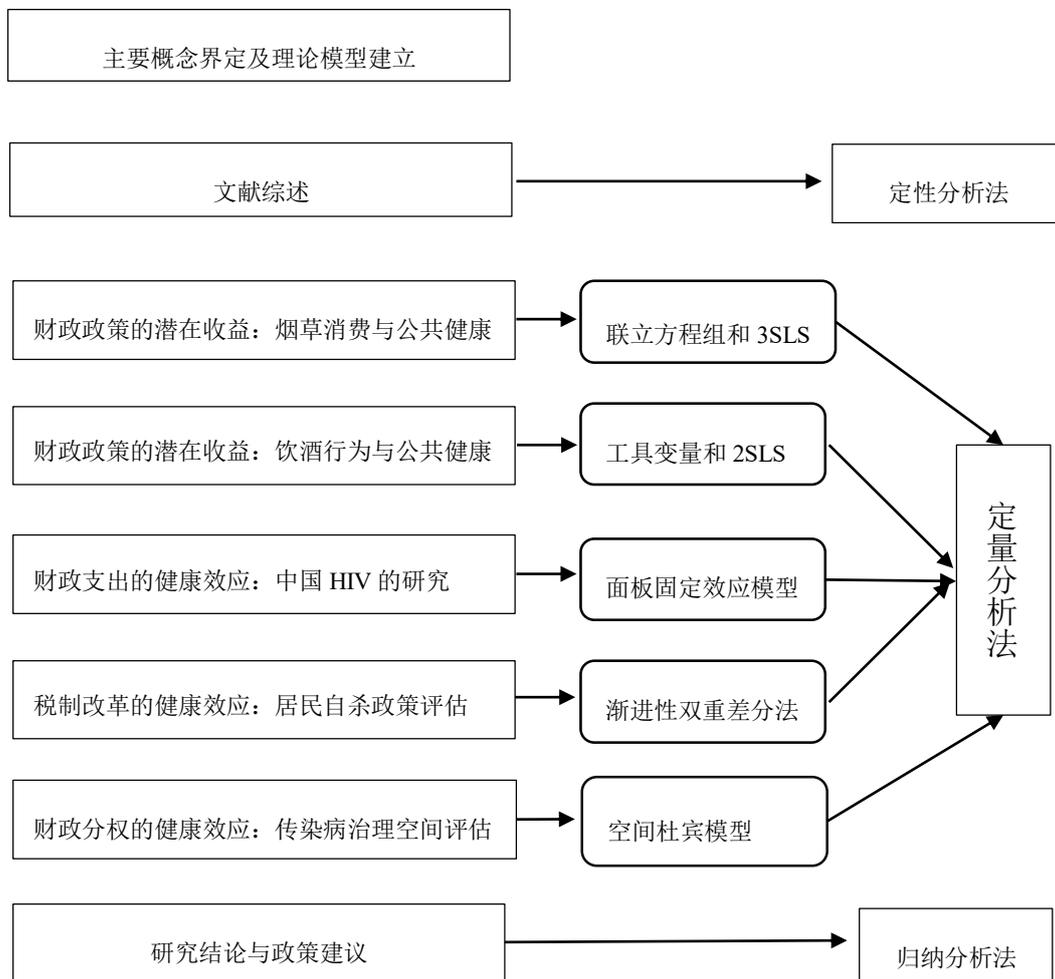


图 1.2 研究方法介绍

下文将分类介绍本文使用的各种研究方法：

定性分析法：定性分析法是一种探究研究对象本质的研究分析方法，主要采用文献收集整理、实地采访和田野调查等手段丰富研究材料，同时运用归纳演绎、综合分析和抽象概括等方法对已有研究素材进行加工和升级，以反映研究对象的内在关系和运行规律。本文采用该方法界定了健康风险行为和公共健康的主要内涵，并对前人的研究进行归纳整理，结合现实的实际情况，在此基础上归纳总结出二者的可能关系和作用机理。

定量分析法：该方法主要通过统计调查、实地试验和计量经济研究范式等研究方式，建立合理的研究假设并提出相应假说，并收集丰富的数据资料，然后进行统计性分析和实证检验。本文的实证研究部分主要采取了定量研究的方法，具体可以分为联立方程组和三阶段最小二乘法(3SLS)、工具变量和两阶段最小二乘法(2SLS)、面板固定效应模型、渐进性的双重差分法(DID)和空间杜宾模型(SDM)。具体来说：

(1)联立方程组和三阶段最小二乘法(Three Stage Least Square,3SLS)：三阶段最小二乘法是联立方程模型的一种完全信息估计方法，利用所有可用的信息，同时估计模型中的所有方程。基本思想在于，应用两阶段最小二乘法中的估计误差构造模型的随机扰动项协方差矩阵统计量，从而对整个模型进行广义最小二乘估计。其主要步骤为：首先，模型系统具有可识别性，并去除所有定义方程式；其次，对模型简化式进行最小二乘估计(OLS)；而后，把以上估计量作为工具变量对模型结构上再进行一次最小二乘估计，并计算估计误差；最后，以上一步的估计误差项构造扰动项方差的统计量，再进行广义最小二乘估计。该方法的估计结果，在一定条件下比两阶段最小二乘估计具有更好的渐进有效性。本文中采用了联立方程组和三阶段最小二乘法试图解决烟草销售量与公共健康指标之间可能存在的内生性问题，以实现实证估计的有效性。

(2)工具变量(Instrumental Variable, IV)和两阶段最小二乘法(Two Stage Least Square,2SLS)：工具变量法多用来解决模型设定中可能存在的内生性问题，当模型中的一个或多个解释变量与误差项相关时，产生的估计结果是有偏的，此时选取与误差项无关且与解释变量相关的代理变量替代模型中的内生变量，采用两阶段

最小二乘法估计可以得到对原模型一致的估计结果。两阶段最小二乘法的原理在于采用工具变量对内生变量的预测值代替内生变量本身，其具体分为两步：第一，在第一阶段回归中对只包含外生变量的方程进行回归；第二，用上一步产生内生变量的预测值代替内生变量，进而再进行一次最小二乘估计。本文在分析饮酒行为与公共健康关系的过程中，选取替代饮酒消费金额的工具变量，试图解决模型中可能存在的内生性问题。

(3)面板数据(Panel Data)的固定效应模型：基于面板数据模型的估计方法可以一定程度上解决遗漏变量的内生性问题。遗漏变量问题的产生主要归因于观测样本中不可观察的个体差异和异质性，若这种个体差异不随时间变化而改变，面板数据的固定效应模型则可以很好的解决这类遗漏变量问题。根据解释变量与随机扰动项是否相关，面板模型中又可以分为固定效应模型(Fixed Effects Model, FE)和随机效应模型(Random Effects Model, RE)，其中前者的应用场景更加广泛。本文在探讨风险行为和公共健康关系，以及评估公共政策影响的过程中多次采用了该模型。

(4)渐进性的双重差分模型(Time-varying Difference-in-difference, DID)：双重差分法的计量经济学原理在于通过构造受政策影响的“处理组”和未受政策影响的“控制组”，同时控制其他影响因素，识别政策发生前后处理组和控制组之间的差异，从而解释政策效果。标准双重差分模型的假设前提为政策实施时点为同一时期且接受干预的状态将一直持续下去，但现实世界中很多政策试点和时间都不尽相同，个体是否接受政策干预的状态可能不停发生改变，而渐进性双重差分模型（又称多期 DID 模型）的出现使得 DID 模型在政策分析中更加具有普适性。

通常来说，政策措施 (treatment)、政策结果 (outcome)、处理组 (treat group) 和控制组 (control group) 共同构成政策评估的几大要素，控制组作为评估政策措施效果的参照物，能够反映处理组遭遇的真实政策冲击程度。在双重固定效应 (Two-way Fixed Effects) 的估计框架下，标准双重差分的一般化方程为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Treat_i \times Policy_t + \theta X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it}, \quad (1.1)$$

其中， $Treat_i$ 是处理组虚拟变量 ($Treat_i = 1$ 表示处理组； $Treat_i = 0$ 表示控制组)， $Policy_t$ 是政策变化虚拟变量 ($Policy_t = 1$ 表示政策实施后的年份；

$Policy_t = 0$ 表示政策实施前的年份), X_{it} 为随时间和个体变化的控制变量, μ_i 为个体固定效应, φ_t 为时间固定效应, ϵ_{it} 为标准残差项。在渐进性双重差分模型中, 研究对象受到政策冲击的时间存在先后差异, 政策从试点地区开始, 进而逐步推广到更大范围, 所以需要标准双重差分模型进行多期的拓展, 具体模型设定为:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it}, \quad (1.2)$$

方程(1.2)与方程(1.1)的差别在于, 用一个随时间和个体变化的处理变量 $Treat_{it}$ 代替标准模型中常用的交互项 $Treat_i \times Policy_t$ 。本文在分析税制改革的健康效应过程中使用了渐进性双重差分的研究方法, 基本思路为选择税制改革作为渐进性双重差分法中的准自然实验, 以进行税制改革的地区作为实证估计中的处理组, 为进行税制改革的地区作为实证估计中的控制组, 并以此为基础进行实证研究。

(5)空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM): 空间计量模型是基于空间计量经济学发展而衍生出的研究如何在截面数据和面板数据的回归模型中处理空间相互作用(空间自相关问题)和空间结构问题(空间不均匀性)的计量分析框架。现阶段主流的空间面板模型主要分为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。其中, SDM模型实质上是SLM和SEM模型的综合, 同时考虑了因变量和自变量的空间相关性, 即因变量不仅受到本地区自变量的影响, 还受到其他地区自变量和因变量的复合影响。空间杜宾模型的基本形式为:

$$y = \rho W y + \alpha I_n + X\beta + W X \gamma + \varepsilon, \quad (1.3)$$

其中 $W y$ 为因变量的空间滞后项, $W X$ 为自变量的空间滞后项。

归纳分析法: 该方法是在对既有研究结论进行分类识别的基础上, 基于已有问题的现象进行归纳, 并总结出事物运行的基本规律。本文的政策建议部分使用归纳分析法, 通过对前文的研究结论进行归纳总结, 得到公共政策在促进国民公共健康水平, 降低风险行为危害方面发挥作用的一般规律, 并在此基础上提出了合理的政策建议。

1.2.3 数据来源

本研究中的数据来源主要分为以下几类: 中国烟草年鉴、《中国城市统计年鉴》

和中国各地市县国民经济和社会发展统计公报、全球疾病负担数据库以及中国居民死因监测数据集。

《中国烟草年鉴》作为中国烟草总公司和中国烟草专卖局的官方数据统计刊物可以作为判断我国各个地区香烟经营销售行为的官方权威资料。《中国烟草年鉴》统计了我国地级市层面的烟草生产、经营和销售的全链条数据，其中包括各地市烟草部门的机构设置情况（烟草部门的管理体系设置、销售体系设置和从业人员数量）、资本情况（烟草部门的总资产、资产负债率和新增资本）、生产状况（烟叶种植面积、烟叶收购量和烟农户数）、经营情况（烟草的销售量、烟草的销售收入和烟草的税利情况）以及监管状况（涉及烟草违法案件数和涉及烟草违法案件案值），可以准确具体的概括我国烟草行业的发展情况。

地级市和县區层面的统计数据来源于《中国城市统计年鉴》和中国各地市县国民经济和社会发展统计公报。本文根据数据需要从中国城市统计年鉴和各地市县国民经济和社会发展统计公报中提取效应地区层面的数据，并结合《统计年鉴》对其中存在的一些明显的统计错误进行校正。另外，对于个别地市县存在的数据缺失问题，本文将其定义为缺失值。

全球疾病负担数据库（Global Burden of Disease Study, GBD），GBD 数据库是由世界银行（World Bank, WB）组织发起，世界卫生组织（World Health Organization, WHO）规范制度化，比尔及梅琳达盖茨基金会（Bill & Melinda Gates Foundation）资助的旨在评估上百种疾病的发病分布、流行趋势、造成伤害程度和疾病负担的大型人口健康状况数据库。自上世纪 90 年代建立以来，经过二十多年的发展，已经成为了涵盖 291 种疾病、67 种患病风险、1160 种后遗症、21 个区域、20 个年龄组和 187 个国家的公共健康数据统计库，为世界的公共健康和经济领域的研究提供了有效的数据支持。以 GBD 数据库为依托，公共健康领域的研究者在学术权威期刊《Lancet》上发表多篇论文，经济领域的研究者在诸如《Journal of Health Economics》、《Health Economics》等核心期刊上发表多篇论文，其关注角度涵盖了癌症、心理健康、糖尿病和慢性病等诸多领域，为医学和经济学的研究发展提供了极强的数据支持。在数据收集方面，该数据库通过 IHME（Institute for Health Metrics and Evaluation）贡献的全球数据调查网络，通过调查的方式，在美国、中

国、英国等全球 100 多个国家进行健康数据的收集，使用综合检测系统汇总各方面的健康数据。本文使用的中国大陆地区 HIV 发病和死亡的数据是由 GBD 和中国大陆地区官方的卫生统计机构合作，获得了 HIV 发病和死亡的系统登记数据，数据来源真实且可靠。

中国居民死因监测数据集来源于中国疾病预防控制中心（Chinese Center for Disease Control and Prevention, CDC），该数据集基于全国 31 个省级行政区 161 个区县观测点（分布如图 1.3 所示）所采集的死因数据，全面详实的调查了全国范围内居民死亡原因及死亡数量，为研究我国居民健康问题和健康风险提供了权威可靠的数据支撑。本文所采用的数据集囊括了全国所有监测点县区层面的居民死亡情况统计，可以系统反映我国居民公共健康水平的发展趋势和分布状况。



图 1.3 死因监测抽样城市分布图

1.3 主要研究内容及框架

基于上文的研究背景、研究意义、研究思路和研究方法，本文的研究内容和研究框架如下文所述：

1.3.1 研究内容

本文聚焦新时代中国特色社会主义发展过程中的国民公共健康问题，希望探究健康风险行为和国民健康水平之间的关系，并对相应公正政策在应对风险行为背景下的国民健康危机时所发挥的作用进行合理评估。本文的研究结论可以为“健康中国 2030”战略的实施和推进提供理论依据和实证证据，也有利于国民健康水平的提升和国民幸福感的增强。本文的研究内容主要分为以下几个部分：

第一部分是绪论。该部分主要总括全文，点明了本文的研究背景和研究意义；介绍本文所采用的主要研究方法和数据来源；展示了本文的主要研究内容和研究框架；并对文章的创新点和不足之处进行总结和概括。

第二部分是文献综述。本部分从主要概念涵义界定、公共健康的理论基础、风险行为的研究回顾和财政政策的健康效应三个角度入手，梳理并评述了相关文献。具体来说，从健康经济学的研究视角概括总结了健康经济学的理论发展过程，其学术理论的沿革与演变，进而讨论了公共健康对于经济发展、个体福利变化和社会进步的影响；从成本收益分析和效率公平角度探讨了健康风险行为可能带来的公共健康隐患及其已经造成的危害；从财政政策评估角度总结了已有公共政策对于国民健康水平提升，风险行为隐患规避的作用。通过对既有文献研究结论的总结和概述，引入本文实证研究的主要内容。

第三部分是主要经济健康经济学理论模型回顾、理论模型建立和相关政策梳理。本部分首先回顾了相关经典健康理论模型；其次，从个人效用角度和多部门宏观模型角度建立了相关理论模型，探究风险行为冲击的大背景下个人健康需求模型的均衡和多部门宏观政策模型的均衡解；最后，梳理了建国以来我国的公共卫生政策和医疗卫生财政政策。

第四部分基于烟草消费与公共健康的视角探究了财政政策的潜在健康收益。在推进健康中国战略的背景下，探索烟草消费对公众健康的影响程度并实施有效

的控烟等公共卫生政策具有重大意义。本部分构建了消费者吸烟对于健康影响的决策模型，并基于烟草销售、癌症发病人数等城市层面数据，利用实证模型评估烟草对健康的直接影响。结果显示，烟草消费对健康存在显著的负向影响。卷烟销售数量每增加 1%，全国肺癌死亡人数将增加 0.247 万人，新发肺癌人数将增加 0.309 万人，肿瘤科门急诊人次数会增加 8.322 万人。本研究控制了空气污染的负向效应，使用工具变量缓解内生性问题，并进行了多项敏感性分析，但烟草的显著负向健康效应依然是稳健的。当前我国消费者吸烟行为每年造成的经济净损失增量超过 1000 亿元，因而实施控烟政策符合成本收益效率原则。

第五部分基于饮酒行为与公共健康的视角探究了财政政策的潜在健康收益。饮酒作为一种影响范围极广、影响程度极深的健康风险行为，在我国导致了极大的健康成本。通过对中国居民死因监测数据集和城乡家户调查微观数据的匹配，本部分采用实证模型研究了中国居民饮酒消费行为导致的致病风险和健康成本问题。本研究选取交通事故数作为饮酒消费的工具变量，两阶段最小二乘法的回归结果显示，居民饮酒量越大，心脑血管疾病和癌症死亡人数就越高，即居民的健康水平越低。异质性分析表明，男性和中老年人对于饮酒行为造成的危害更敏感，即其饮酒致病死亡的可能性更高；北方地区和农村地区的人群受饮酒行为的危害也相对更大。进一步的健康成本测算显示，饮酒对我国造成的生命健康成本和劳动力年损失超过 2200 亿元。本研究表明，健康的生活方式和以预防为主的卫生政策是保障公共健康的有效方式，我国应该从杜绝饮酒这类健康风险行为开始，建设“健康中国”。

第六部分评估了财政支出的健康效应。近年来，中国面临着艾滋病(HIV/AIDS)日益流行的挑战。本部分以全球疾病负担数据库(GBD)为基础，探讨 1990-2015 年中国大陆地区 HIV/AIDS 流行状况，并研究公共政策对降低 HIV/AIDS 死亡率的影响。首先，通过空间计量分析发现，艾滋病的死亡和致病危害具有很强的空间集聚效应。进而，实证模型估计结果也证实了财政支出对艾滋病死亡率和伤残调整寿命年的影响。医疗卫生财政支出对 HIV 死亡率和伤残调整寿命年的影响系数分别为-0.12 和-0.15，说明公共干预可以显著改善我国的公共健康状况。异质性分析部分根据性别、年龄和致病原因分别评估财政支出在不同情况下对于艾滋病致

病危害的弹性。此外，预防母婴传播方案的公共预算对艾滋病毒死亡率有负面但不显著的影响也被证实。最后，我们计算了中国增加艾滋病防治公共卫生支出所带来的损失和经济收益。

第七部分评估了税制改革的健康效应。税制改革是调整宏观经济并刺激或抑制企业、居民各类经济活动的重要手段。本部分利用中国取消农业税政策分批分次、逐步推广的特点，采用渐进性的双重差分法估计农业税的减免对居民自杀行为的影响及其作用机制。模型结果显示，取消农业税这一税制改革显著抑制了所在地区中老年人自杀数量的增长，而这种抑制作用主要通过增加农村居民福利水平和改善地方政府行为能力两个传导路径来实现。同时，取消农业税对中老年人自杀行为的抑制影响也表现出一些异质性特征：中部地区的抑制作用最明显，西部次之，东部最弱；农村地区居民自杀行为的变化对于农业税改革的反应更加敏感；男性和 65 岁以上的老年人是税制改革健康效应的最大受益群体。进一步的分析也显示前两批农业税改革试点地区产生的中老年人自杀抑制作用要大于第三批地区，反映了税制改革的效果存在边际递减趋势。

第八部分评估了财政分权的健康效应。本部分从理论层面建立政府间事权配置模型对传染病治理事权划分进行论证，基于 2003-2018 年中国传染病发病和死亡数据构建空间杜宾模型，揭示财政分权下各地区传染病发病致死现象的差异。进而分析中央和地方政府在传染病治理中的财政效率，并引入门限模型探寻中央和地方政府传染病治理事权的边界。结果显示，财政分权对传染病致病影响存在明显的空间相关性，财政分权度的提高会降低本省及周边的传染病发病率，提高传染病死亡率。这表明传染病防治事权划分中，防控责任归地方、治理支出责任归中央更有效。进一步分析发现，财政分权对于北方、沿边沿海地区及乙肝、艾滋病等慢性传染病的治理效果更好。本文的结论对传染病治理的支出责任划分具有重大的政策意义。

第九部分为结论部分，概括了本文的主要研究结论，并以此为基础提出了相应的政策建议。

1.3.2 研究框架

本文的主要研究框架如图 1.4 所示。

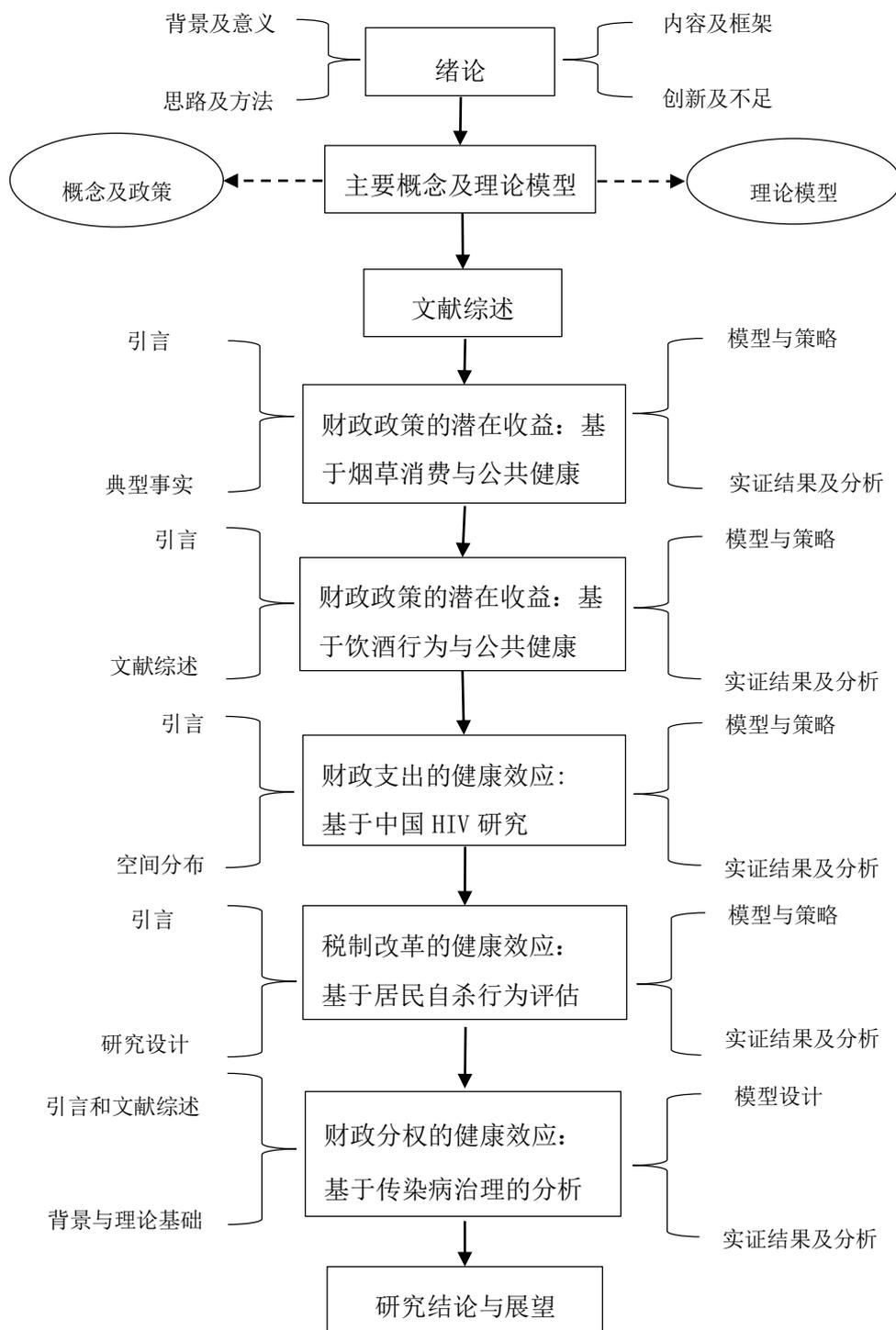


图 1.4 研究框架结构图

1.4 研究创新点与不足

研究风险行为与公共健康水平的关系，以及风险行为隐患下财政政策对于公共健康的干预作用对于实践健康中国战略具有重大理论价值和实践意义。本文立足中国实际，在借鉴前人已有研究方法的基础上另辟新的研究角度，力图寻找中国问题的中国答案。在研究过程中，存在以下创新点及不足之处：

1.4.1 本文的创新点

第一，本文的研究对象创新。国内既有文献对于健康风险行为的影响以及合理的政策规避评估存在一定程度的空白，截至本文写作之前，我们尚未见到国内经济学领域的文献对健康风险行为的影响及应对策略做出系统性的考察和论述。本文选择健康风险行为作为研究对象和切入点，弥补了国内该领域研究的空白。

第二，本文的理论模型构建创新。国内已有研究鲜有关注到健康风险行为在理论层面对于个人效用和社会效用的影响，同时以后公共政策评估很少注意到政策的风险行为危害规避效应。本文从风险行为的健康危害角度入手，在理论模型构建方面，将风险行为纳入居民的效用函数，利用生命周期框架和效用最大化函数构建居民的跨期效用模型，并通过求解汉密尔顿方程，得出风险行为与健康水平之间作用关系，该理论模型的构建思路可以推广到所有健康风险行为（诸如吸烟、饮酒或糖上瘾问题等）危害程度的研究当中。另外，本文在多部门决策的公共政策评估模型中引入风险行为冲击的外生变量，力图得到公共政策实施的最优政策解。

第三，本文的研究策略创新。从实证策略的角度出发，本文基于我国不同层面的面板数据，采取合理的统计学方法和计量经济学范式解决模型设计中可能存在的内生性问题，力图保证实证估计结果的无偏性和有效性。研究结果方面，本文较早考虑到风险行为对于公共健康的影响，并得出准确的影响系数和成本收益结果；同时，本文对于公共政策的风险行为抑制效应做出了精准评估，并探究了该政策抑制风险行为危害的传导机制，弥补了我国健康风险行为领域研究的不足。

第四，本文的实际意义创新。本文的研究具有显著的学术价值和政策意义。随着健康问题越来越受到社会和公众的重视，我国的公共健康管理需要从当前的

“重医疗”的事后诊疗转向“重预防”风险行为的事前防控。本文对于健康风险行为负面影响公共健康的事实量化分析并进行了公共政策的成本收益核算，为中央政府制定新的健康政策和新一轮改革提供了精准的科学依据。在“健康中国”战略日益深入人心的大背景下，本文的估计参数可以为决策者的公共政策制定提供参考。

1.4.2 本文的局限性

第一，本文的主要研究基于地区层面的宏观数据统计，较少涉及微观层面的调查数据。本文衡量公共健康的指标主要集中在生命损失和生命调整寿命年损失，较少涉及调查数据中所谓的自评健康、患病情况等数据，虽然微观调查数据中由于受调查者的公共卫生知识专业性缺陷其进行的自评健康评价未必可靠，但微观数据的加入无疑可以丰富本文的研究视角。

第二，受限于现有数据的不足和国内相关政策的缺失，本文对于吸烟行为和饮酒行为并未进行基于准自然实验视角的政策评估和分析。待到日后政策实施前后区间的数据完善，我们会进一步对该类政策评估进行补充研究。

上述的研究局限性需要在后续的研究中不断结合数据的更新进行进一步的补充细化研究，通过发现更多的研究切入视角和数据对本文所探讨的问题进行进一步的补充和完善。

第 2 章 文献综述

2.1 概念界定

2.1.1 健康

居民健康作为衡量一个国家综合实力的重要指标，是事关国家安全和国计民生的要义。从微观角度来说，健康首先代表生理层面没有疾病的状态，健康的体魄是个人发展和劳动力供给的基础，是人类社会的基本需求。其次，在生理健康基础上衍生出来的心理健康概念是健康领域研究的一次飞跃，生理和心理健康的同步发展对于居民健康的重要性被反复论证。在此基础上，世界卫生组织(World Health Organization, WHO)将健康定义为身体上没有疾病或损伤，且在心理、生理和社会交往的各个方面呈现出良好的状态。近年来，现代的健康观点认为，道德上的完满状态和幸福感也应该被列入健康定义的范畴(Evans 和 Stoddart, 1990)。

“健康中国”的国家战略要求，以全民健康为建设健康中国的基本目的，健康素质的提升一方面反映在人均寿命的增加上，另一方面也反映在道德和幸福感的呈现中。微观层面上，健康的主要度量指标为个体自评健康状况(Self-Rated Health, SRH)、健康调整生命年(Health-adjusted Life Years, HALY)、健康调整预期生命年(Health-adjusted Life Expectancy, HALE)、质量调整生命年(Quality-adjusted Life Years, OALY)、伤残调整生命年(disability-adjusted Life Years, DALY)和身体密度(BMI)等。

就宏观角度而言，健康被视为衡量人力资本的重要指标，从由遗传因素决定的健康资本存量到由个人选择而决定的健康资本折旧程度，进而衍生出关于维持和提升现有健康水平进行的健康投资。在经济学范畴内，健康既是一种消费，也是一种投资。在消费品角度，健康作为一种个体需求可以提升效用水平；在投资品角度，健康的投资有利于劳动时间的增加，进而提高劳动生产力水平和人力资本水平。所以，健康作为一种重要的生产要素对于劳动力和资本的投资效率起到决定性作用。宏观层面上，衡量健康的主要指标有人均预期寿命、死亡率、发病率、死亡数和发病数等。

2.1.2 健康风险行为

健康风险行为(Risky Health Behavior), 从广义的角度来说泛指个人实施的危害自身或他人健康水平的一切风险行为或健康不作为(Cawley 和 Ruhm,2012), 例如吸烟、饮酒、吸毒、自杀、传染病传播、不合理膳食结构导致的肥胖和无保护措施性行为等。McGinness 和 Foege (1993)的研究表明, 1990 年代美国有一半的居民死亡是源自于健康风险行为导致的不良后果, 健康风险行为会造成居民的过早死亡和伤残调整寿命年数的增加, 进而降低居民的个人效用和社会的总福利水平。就目前中国的现状而言, 风险行为对于居民健康水平的危害效应正在逐年显现并呈现扩大趋势。健康风险行为的成瘾特性及其后续影响、健康风险行为与收入、就业、教育和医疗卫生政策的关系、风险致病商品的价格弹性、广告效应和消费偏好问题以及抑制健康风险行为蔓延扩散的相关政策研究逐渐引起了学术界、政府和社会各界的广泛关注和高度认可。

本文主要从健康风险行为的两个层面进行深入的研究和探讨: 一方面, 健康风险行为作为对居民健康水平的负面外向冲击, 会对居民个人和社会发展造成极大的成本, 评估和测算这些负向成本对于规避健康风险行为具有很强的警示意义; 另一方面, 现行的医疗卫生财政政策和公共政策对于健康风险行为的危害会有一定的阻滞作用, 基于健康风险行为视角的相关政策评价有利于明晰政策指向性, 进而在下一步的政策制定过程中最大化上述避险效应。另外, 健康风险行为是解释国民发病率和死亡率问题的重要影响因素。随着目前研究健康风险行为的数据越来越丰富, 以及相关研究问题具有很强的政策相关性, 使得健康风险行为研究的前景十分明朗, 本文希望通过有益的基础性探索, 为未来研究人员和政策制定者提供一定的研究基础和文献参考。

2.1.3 财政政策

西方经济学的研究体系下, 财政政策被赋予了不同的解释。埃科斯坦认为, 财政政策是政府为实现稳定物价和保障就业等短期经济社会目标进行的各种财政和税收政策变; 格劳斯维认为, 财政政策主要研究国家资源分配和物价变动, 强调整体的宏观调控目标; 阿盖笛提出, 财政政策是集税收、公共支出和举债等

措施为一体，通过上述手段直接或间接影响私人投资的政策方式。总的来说，西方财政学家认为，财政政策是促进经济发展的间接控制手段，本质上是国家为实现宏观经济目标采用的一系列政策工具。

在我国的财政学研究范畴内，财政政策被定义为国家根据一定时期政治、经济、社会发展的任务而规定的财政工作指导原则，通过借助财政支出和税收政策的调整来调节社会总需求进而影响社会就业和国民收入水平。我国财政学家陈共认为，财政政策是我国宏观调控政策的重要手段和组成部分，以经济增长、促进就业、稳定物价和国际收支平衡为目标，在国民经济中扮演着重要的角色。

传统的财政政策工具包括财政支出、税收政策、财政分权、转移支付和公债。其中，财政支出是财政政策的重要组成部分，是政府履行资源配置职能、弥补市场失灵的主要方式。从政策效果角度分析，财政支出主要其诱导作用，通过财政支出为市场行为提供物质保障进而引导社会投资的进入。财政支出主要分为投资性支出和保障性支出：投资性支出主要以基础建设支出为主，而保障性支出主要集中在科学、教育、文化和卫生等社会基本公共服务的供给方面，以改善社会基本公共服务水平，提高社会福利水平为目的。税收政策主要是通过政府增加或减少税收，或提高或降低税率来调控经济社会中各个主体的运行行为，进而调控经济体系中各主体的投资行为和消费行为。财政分权主要指通过对中央政府和地方政府的财权和事权的合理划分，充分发挥中央政府统筹兼顾的比较优势和地方政府的信息对称优势，提高公共物品和公共服务的供给效率，进而提升整体社会的宏观经济效率和社会总福利水平。转移支付则主要指各级政府之间解决财政失衡而进行的一定形式和途径的财政资金调配和转移，是用来补充公共物品和公共服务供给的一种无偿的支出，通常体现了一种非市场性的分配关系，用以减少区域间差异，促进政府间和区域间的公平。

2.2 公共健康的理论基础：基于健康经济学研究视角

2.2.1 健康经济学的理论发展：沿革与演变

健康经济学作为现代主流经济学的一个重要应用分支，起源于 20 世纪初的美国。健康经济学主要采用经济学的基本原理和计量经济学方法研究医疗卫生领

域的一系列相关问题，主要研究领域集中在健康不平等性、医疗政策、微观个体的经济行为分析和医疗服务供给几个方面。健康经济学具有鲜明的学科交叉属性，涉及的相关学科和领域也非常广泛，除了经济学以外，还包括了管理学、社会学、医学、传染病学和心理学等诸多学科。在此基础上，经过近一个世纪的发展，健康经济学逐渐形成了一整套规范的研究思路和范式。尤其是进入 21 世纪以来，对更高质量生活和更长寿命的健康需求的拉动，以及医疗和生命科学技术持续发展的推动，使得人类社会倾向于把资源向医疗卫生和健康需求领域倾斜。因此健康经济学领域的研究愈发方兴未艾，并引起世界各国政府和社会的广泛关注和高度重视。

我国的健康经济学研究兴起时间相对较晚，起源于 20 世纪 70、80 年代，研究深度和广度较之欧美发达国家来说尚有差距。承袭国外成熟的研究思路和方法并结合中国经济和社会发展实际，我国的健康经济学研究主要围绕健康的公平与效率、医疗卫生制度改革、医疗费用支出效用、医疗保险与保障以及健康产业发展等方面，致力于以实际问题为导向研究和解决国家和社会关心的健康问题，并日益发展成为一个独立且重要的研究门类。

基于经济学的人力资本理论模型，并结合前人观点和研究结论，本文将健康经济学做如下定义：健康经济学是在社会发展进程中，通过对社会健康资源进行最优配置进而实现人类群体的人力资本最大化的学科（温煦等，2017）。任何一个经济学门类的发展都离不开基本概念和基本理论的支撑，健康经济学作为“引发了一轮经济学革命的富有致知性、创新性和创造性的研究成果”（Arrow 等,2011）主要有三大理论基石，这些理论基石构成了健康经济学形成和发展的理论基础和动力源泉。

首先，Arrow (1963)开创性地将经济学思维方法运用于健康医疗市场研究，研究指出，医疗服务的供需双方都存在的不确定性是健康行业的显著特征。该文章是健康经济学起源和发展的开山之作，在学术领域和健康产业领域都产生了巨大的影响，标志着健康经济学作为经济学研究的独立门类的诞生。其次，Grossman(1972)首次建立了健康经济学的分析框架。该研究以人力资本理论（Becker 和 Tomes,1986）为基础，将健康作为能提高消费者效用满足程度的耐用

品，将医疗保健需求归为一种派生需求，并将家庭生产函数引入健康效用函数，首创性的推导出健康资本需求模型。最后，Mushkin (1962)从经济学视角界定了健康的概念，该文首次将教育和健康并列为人力资本框架下的重要概念，提出死亡(death)、残疾(disability)和衰弱(debility)为人力资本和劳动生产率造成损失的三大元凶，把健康定义为“人力资本的重要构成部分”，开启了以经济学视角、思维方式和研究方法研究健康问题的先河。“需求-供给-市场均衡”的经济学分析研究框架中正式引入健康这一变量，博弈论（纯策略均衡、混合博弈、广延性博弈）、公共物品理论（公共物品、税收制度、投票、外部效应）、不确定性理论（保险、投资、风险评估）、信息经济学（信息不对称、逆向选择、道德风险、委托-代理问题）、新制度经济学（企业性质、法经济学、契约理论）、市场理论（寡头、垄断、完全竞争、垄断竞争）等研究范式都被纳入健康经济学的研究，对健康经济学的起源和发展具有非凡的理论和现实意义。

2.2.2 健康经济学的实证研究现状

1.公共健康与经济发展。公共健康问题无论是在经济学领域还是在政策研究方向都受到全球广大经济学学者的高度重视，其中很多学者关注了公共健康水平与经济发展之间的关系：基于 Johansen 多元协整分析法的技术手段，有学者检验了 13 个 OECD 国家过去两个世纪以来，公共健康水平和经济发展情况的关系，研究表明，预期寿命越高的国家，GDP 和人均 GDP 发展水平越高，公共健康水平对于经济发展和经济增长有着显著的正向影响(Swift,2011)。理论层面的研究也证实了健康水平与经济增长有着密切的关系，王弟海(2012)基于 Arrow-Romer 生产函数和 Grossman 人力资本健康需求模型，探究了健康投资和人力资本积累对于经济增长和物质资本积累的影响。研究结论表明：短期来看，健康投资与经济增长存在正相关关系，健康水平越高，经济发展水平和资本存量水平越高，即富国具有高健康、高资本和高消费的显著特点。长期来看，由于经济特征的不断增长趋势，其对于经济增长可能存在一定的抑制作用。

2.公共健康与收入消费。改革开放以来，随着经济的发展，我国公共健康领域出现了区域不平衡和城乡差距大的问题。因此，收入差距与健康之间的关系一直以来都是健康经济学研究领域的重要课题之一。目前，该类研究主要分为两条

路径：其一，研究关于健康决定的收入差距假说，即个人收入、社会平均收入和社会收入差距对于个人健康的影响；其二，收入差距对于健康水平的影响路径分析，该路径可以具体表述为：收入差距导致了居民在获得和享受医疗基础设施和卫生公共服务的过程中存在差距，且这种差距对健康的影响存在滞后效应，即在收入差距较高时，收入差距与健康呈负相关关系，收入差距的扩大会进一步加强收入效应。收入的差距直接导致了健康水平不平等和医疗服务利用不平等，通过中国健康与营养调查(CHNS)微观数据的实证分析，高收入者的健康状况和享有医疗服务水平普遍高于低收入者（解垚，2009），而基于 Grossman 健康需求模型和我国农村医疗消费变迁的研究发现，随着市场化程度的不断加深，收入差距的扩大同时会造成健康不平等问题的加剧和城乡健康差异水平的扩大(封进和余央央，2007)。与之相反的是，基于人力资本角度的研究并没有得出收入和工资对健康影响显著的结论，与收入不平等形成鲜明反差的是，城镇居民的健康分布状况比较均衡(赵忠和侯振刚，2005)；同样，由于高收入者生活条件较好，适用不健康生活方式的风险反而较高，从而使得高收入者的健康受损程度反而高于低收入者(齐良书和李子奈，2011)。由此可见，提高公共健康水平仅仅依靠提高收入是不够的。

而健康水平对于收入和消费的负向影响结果却空前一致。相较于农村家庭，城市家庭的收入受到健康冲击的影响程度更大(Wagstaff, 2006)。基于全国农村固定观察点微观住户数据的研究表明，健康水平的下降对于农村返贫现象的影响十分显著(程名望等，2014)，从而进一步拉大了城乡间收入差距，由此形成恶性循环。同时，微观数据领域的研究也证明了健康水平对于工资水平和家庭收入的影响十分显著(魏众，2004)，刘国恩等(2004)分析了具体健康与家庭收入的关系，研究发现个人健康是决定中国家庭人均收入的重要因素，异质性分析也证明了相对于城市地区和男性，农村地区和女性群体两类健康收入回报更为突出。张车伟(2003)基于效率工资理论分析了健康与劳动生产率之间的关系，研究结果表明影响和健康水平都可以影响劳动生产率，且营养摄入和疾病的影响最为显著，因而加大对于居民营养和健康的资金投入对于农户增收脱贫会产生较好的作用。王引和尹志超（2009）同样从效率工资理论的视角切入，研究了健康人力资本积累和农民收入增长之间的关系，发现了营养结构改善可以显著提升农民的收入水平，

从营养摄入的视角再一次证明了人力健康资本的积累对中国农民增收具有重要贡献，并从实证角度成功验证了效率工资模型的有效性。高梦滔等(2006)分析了突发健康风险冲击对于农民收入稳定性的影响，证实了大病冲击无论是短期还是长期都会对农民收入产生不利影响，而且这种影响对于贫困农民更为显著，该研究从一个新的角度进一步丰富了健康与劳动生产率的关系。而健康水平对于消费的影响也被实证研究证实，疾病冲击对于家庭消费具有显著负影响（Gertler 和 Gruber,2002），中国的实证研究也证明，健康风险的存在会显著影响家庭消费(陈玉宇和行伟波，2007)，何兴强和史卫（2014）发现，家庭成员的健康程度对于家庭消费有着显著的影响，拥有较高健康风险成员的家庭往往会选择较低的总消费和非食品消费。

3.公共健康与教育。健康水平和教育水平共同组成了人力资本的核心部分(Grossman,1972)，健康和教育之间的互补关系引起了经济学家的高度关注。基于 OECD 国家数据的研究结果表明，教育和健康之间存在着正向的因果关系(Grossman,2004)，而这种正向的影响也被欧美各国的实证研究证实：Kitagawa 和 Hauser（1973）与 Meara 等（2008）基于对美国人群的研究，Marmot 等（1984）基于对英国人群的研究，Munstard 等（1997）与 Kunst 和 Mackenbach（1994）分别对加拿大和北欧样本的研究都证实了这一结果。同时，中国学者基于中国视角也对教育和健康相关问题进行了研究：赵忠(2006)基于 Grossman 模型和 CHNS 数据库的实证研究证实了中国教育水平对于健康的显著正效应；程令国等(2015)利用中国老年健康影响因素跟踪调查 (Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)的微观数据进行实证研究，发现教育会显著提高中国老年人的健康水平和预期寿命，进一步证实了教育对健康水平干预正向效应的持久性和跨过普适性。

2.3 风险行为的研究回顾

2.3.1 风险行为的健康影响

在提高中国公民公共健康水平被上升到国家层面战略的背景下，人们更加注重对于自身健康的投资（Grossman, 1972），而风险行为对于公共健康水平的影响

也受到了更大的关注。《国务院关于实施健康中国行动的意见》(2019)表明,工业化、城镇化和人口老龄化进程加快,改变了我国居民生产生活方式和疾病谱,吸烟、饮酒、不合理膳食等健康风险行为造成的心脑血管疾病、癌症、慢性呼吸系统疾病等非传染性疾病引发了 88%的疾病死亡并带来了超过 70%的疾病负担。健康风险行为长期来看是造成可预防性死亡的主要因素(Cawley 和 Ruhm, 2011),美国超过一半的居民死因是健康风险行为所引发的各种疾病(McGinnis 和 Foege,1993)。由此可见,风险行为与公共健康关系的研究十分必要。

1.吸烟行为与公共健康。吸烟行为作为一种影响范围极广,危害极大的个人风险行为,且具有成瘾性(Becker et al., 1994)和持久性(Christelis and Galdeano, 2011)的特征,对于公共健康水平的负面影响不言而喻(Cutler and Glaeser, 2005)。经医学研究表明,吸烟行为和因此导致的二手烟问题是引发肺癌发病率和死亡率增长的重要因素(Khuder, 2011; Kim 等, 2014)。除此之外,吸烟还会导致诸如胰腺癌、膀胱癌等其他癌症的多发(Inoue-Choi, 2017)。同时,吸烟行为也会提高心脑血管疾病和呼吸系统疾病等慢性病的患病风险和死亡率(Babizhayev 和 Yegorov, 2011)。研究证实,禁烟令可以有效降低地区层面上的心肌梗死死亡率,禁烟与否能够带来 8%左右的死亡率差异(Mazzonna 和 Salari, 2018)。另外,吸烟行为会导致身体自然机能紊乱,进而带来戒烟过程中的肥胖问题。戒烟行为预估会带来 12-13 磅的体重上升,对心肺功能造成较大负担(Courtemanche 等, 2018)。吸烟行为对于婴儿成长也有不利影响。根据美国独立辖区的研究表明,未采取控烟政策辖区的烟雾环境使得该区域的婴儿猝死综合症死亡率显著高于有控烟政策实施的辖区(Markowitz, 2008)。

2.饮酒行为与公共健康。饮酒行为对于公共健康的影响也经历了长足的发展过程。尽管受限于当时的医疗条件和科研水平,早期的医学研究曾认为适量饮酒有益于身体健康(Baum-Baicher,1985;Shaper,1988),但最新的医学研究表明,饮酒的安全剂量为零,基于全球 195 个国家 1990-2016 年的饮酒数据得出的医疗统计结论,饮酒行为的致死人数和致病伤残调整寿命年数(Disability Adjusted Life Year, DALY)均位列健康风险行为的第七位,而在控制自然老龄化现象对于公共健康水平的影响之后,饮酒行为在 15-49 岁的青壮年人口中则成为头号致死风险

(Griswold 等,2018)。而近些年来发表在《自然》等权威杂志上的研究成果也从医学角度论证了饮酒导致癌症 (Allen 等,2005; Bagnardi 等,2015; Connor,2016) 和引发心脑血管疾病命题的科学性 (Garaycoechea 等,2018),而戒酒药物通过减少酒精摄入量而产生的抗癌效果也已经得到验证 (Skrott 等,2017)。而饮酒行为对于不同群体的居民产生的健康危害也被充分论证: Fertig 和 Watson(2009)关注法定最低饮酒年龄对于新生儿健康的影响问题,通过对母婴分娩数据的实证检验,发现最低饮酒年龄的上调会增加新生儿先天缺陷的风险; Conover 和 Scrimgeour(2013)聚焦新西兰地区最低酒精购买年龄的政策调整,通过双重差分的方法进行识别,证实最低酒精购买年龄的下调增加了未成年人与酒精相关疾病的发病率和住院率; Cook (2005)使用个人层面的微观调查数据,发现酒税增加这一政策冲击通过价格传导机制影响到了酒类消费,从而降低了中年饮酒者的死亡率。

3. 艾滋病感染与公共健康。艾滋病的传播极大的影响了疾病活跃时间周期内居民的健康水平,造成了巨大的疾病累计负担和人力资本损失,且这种潜在健康危害具有持续性。Ferreira 等(2011)使用代际交叠模型 (Overlapping Generation Model, OLG) 研究了艾滋病流行的长期健康影响,结果显示艾滋病的流行程度与居民预期寿命和生产率水平呈显著负相关关系。艾滋病的流行导致了代际更迭过程中未来成员的预期寿命缩短,教育投资回报降低,代际人力资本积累水平下降。Fox 等. (2004) 通过实证方法分析了艾滋病流行对于肯尼亚采茶工人的健康影响,与健康工人相比,受艾滋病流行影响的患病工人旷工率较高且预期寿命更短,此类工人丧失了积累更多工作经验的机会,从而造成人力资本的流失。同时,艾滋病的流行还可能引发流行区域妇女生育意愿的下降,从而造成未来人力资本的潜在损失。来自南非的研究证据显示 (Kaida 等,2011),与健康女性相比 HIV 检查结果呈阳性的女性生育意愿降低了近 60%。艾滋病的流行可能会减少社会理想家庭规模,并降低个体妇女对子女的生育需求,进而影响目前的家庭收入和成年人的劳动参与率,造成既有和潜在的人力资本损失。艾滋病的流行和传播同样对于人力资本投资具有极为不利的负面冲击: 艾滋病流行造成的人力资本投资损失也会持续到下一代,基于超过 20000 名肯尼亚儿童的成长追踪数据的研究显示,由传染病导致的父母去世引发了学龄儿童的大规模失学,小学入学率急剧下降,其

中母亲因艾滋病去世的儿童辍学比例更高(Evans 和 Miguel, 2007), 且未来艾滋病的肆虐对教育的发展可能会产生更大的影响(Anne 和 Ardington, 2006)。而上述实证研究结果也在代际交叠模型(OLG)中得到了验证(Corrigan 等, 2005), 艾滋病的传播通过破坏代代相传的人力资本投资(长期经济增长的主要驱动力), 产生高额的经济成本: 在没有干预的情况下, 经济可能会在四代人的时间内缩小到目前规模的一半(Bell 等, 2006)。

4. 自杀行为与公共健康。国际上关于自杀问题的研究体系比较成熟, 但绝大多数研究集中在医学(精神科领域)和心理学领域, 社会科学方向的研究主要通过社会整合和社会失范理论解释西方社会自杀率的上升问题(Durkheim, 1951)。而关于自杀行为动机及危险因素的经济学研究主要分为两类: 即心理因素和社会因素(Zhang 和 Thomas, 1999)。其中, 心理因素主要通过“心理压力”(Mann 等, 1999)和“心理状态”(Heeringa, 2003)两个渠道影响自杀行为。收入不稳定(Suzuki, 2008)和失业风险(Noh, 2009; Luo 等, 2011)将对自杀决定产生极大的不利影响, 而究其背后的根源, 个人的预期收入过低和未来收益的不确定性引发的持续心理压力才是导致自杀行为选择的真正原因(Hamermesh 和 Soss, 1974)。近年来, 网络欺凌引发的心理脆弱问题(Nikolaou, 2017)和诸如滥用大麻等激进行为造成的精神健康风险(Van Ours 等, 2013)造成青少年自杀率的显著上升, 心理因素造成的自杀风险不容忽视。中国的自杀研究起步较晚, 且已有研究成果主要集中在社会学和医学领域。张杰等(2011)依据 1987-2008 年全国加总数据进行了自杀率的下降趋势分析, 并以时间序列分析的方法探究和解释了中国自杀率与经济发展和人口流动之间的关系, 这是国内首篇从经济学视角出发, 研究自杀行为诱因的文章。杨华和欧阳静(2013)通过对我国中部地区的八个村庄进行田野调查, 以案例分析的方法解释农村中老年人的自杀现象及其背后的动因, 发现城乡二元制加剧导致的阶层分化、代际剥削和社会化竞争是农村自杀集中在中老年人群体的根源。谢立中(2015)对中国自杀率估算的研究文献进行了系统综述, 证实了我国自杀率数据的合理性和可靠性。

5. 传染病传播与公共健康。传染病的爆发极大影响了疾病活跃时间周期内居民的健康水平, 造成了巨大的疾病累计负担和人力资本损失, 且这种潜在健康危

害具有持续性。世界卫生组织(WHO)的研究报告量化了传染病传播的健康危害：在世界范围内，传染病造成的健康生命年(years of life lost, YLL)损失占健康生命年总损失的 51%，而非流行性疾病造成的损失仅占 34%。同时，各地区之间的传染病死亡占比存在很大差异，高收入国家因传染病而丧生的人数占总死亡人数的比例约为 8%，而低收入国家该比例却高达 68% (WHO,2009)。

例如，流感作为世界上主要的传染病之一对人类健康水平产生了巨大危害(Doherty 等,2006;Ahmed 等,2007)。据统计，在非大流行的年份，流感通常造成的世界人口死亡高达数十万；其中，死亡率最高的是老年人，其次是婴儿和儿童(Nicholson 等,2003)。而关于流感影响人力资本发展的命题也为劳动经济学领域中著名的“胎儿起源假说”提供了一个全新的切入视角(Almond 和 Currie,2011;Kelly,2011;Neelsen 和 Stratmann,2012;Myrskylä 等,2013)。以 1918 年“西班牙流感”的爆发为自然实验，经济学家们对传染病可能造成的未来人力资本损失风险进行了定量研究：基于 1960 年、1970 年和 1980 年美国三次人口普查的微观数据，研究者发现流感大爆发时期出生的胎儿，与其他时期的对照组新生儿相比，成年后受教育程度降低、收入减少、社会经济地位降低且从政府获取的转移支付数量增加，传染病在个人社会发展层面造成显著的负面影响(Almond,2006)。基于 1984-1996 年间美国居民收入调查数据库(Survey of Income and Program Participation, SIPP)的实证研究表明，在“西班牙流感”疫情期间出生的人群死亡率是非流感期间出生人群的 7 至 10 倍，且“流感新生儿”群体成年后在听说能力、运动能力等方面显著弱于非流感期间出生人群，同时该群体成员身体残疾、糖尿病和中风患病的风险更高，整体健康水平更差(Almond 和 Mazumder,2005)。通过对“西班牙流感”爆发期间台湾省孕妇群体的跟踪调查，研究者们发现疫情期间处于胎儿状态的人群日后患肾脏疾病，循环系统和呼吸系统问题以及老年糖尿病的风险更高，证实了子宫暴露于传染病的潜在持续性危害(Lin and Liu,2014)。而来自日本的实证研究证据则关注到大流感对于新生儿日后发育状况的影响：基于全国性的多维体格检查微观数据集，研究者发现流感大爆发严重影响了胎儿日后的身体发育，使男孩和女孩的身高分别降低了约 0.3 cm 和 0.1 cm。而异质性分析的结果显示，无论是精英阶层还是普通民众，都无法避免传染病对于新生儿发

育的持续负面影响。相比女孩而言，男孩发育状况受到的影响更严重(Ogasawara, 2018)。来自发展中国家样本的研究也证明了相似的结论(Richard 等, 2009)。Nelson(2010)利用巴西劳动力市场调查(Pesquisa Mensal de Emprego, PME)的混合截面数据检验传染病对于巴西新生儿未来发展的影响，发现“流感新生儿”群体日后的个人发展普遍受约束，主要表现在识字率低、受教育年限较短和时薪水平较低。上述的研究选择传染病爆发这一自然实验，从经济学视角对于胎儿起源假说进行了验证，得到了一致的结论。由此可见，传染病的爆发和传播对居民健康造成了巨大的负面冲击。削弱了人力资本的积累。

2.3.2 风险行为的社会影响

1.吸烟行为的社会影响。吸烟行为对经济社会的发展也会产生极大的负面作用。吸烟行为可能导致贫穷，吸烟带来的直接开销和由此引发疾病带来的间接花费会导致严重的贫困问题(Ciapponi 等, 2011)。吸烟对于收入有着长期的负向影响，研究发现吸烟引起的收入损失在过去三十年中一直在上升，吸烟者与非吸烟者的收入差距也在持续扩大，吸烟者的收入水平比非吸烟者低 24%以上(Auld, 2005; Lang 和 Nystedt, 2018)。吸烟导致的身体健康水平下降和劳动力水平降低是引发收入和工资下降的直接因素(Levine, 1997)。吸烟导致的预期寿命缩短和过早死亡产生的巨额生命损失，会对劳动力供给市场造成极大不利冲击。长期来看，烟草消费的增加会导致劳动力市场产出下降(Böckerman 等, 2015)，同时，吸烟行为造成的失业率上升问题也不容忽视(Viscusi 和 Hersch, 2008)。基于以上吸烟行为对于公共健康和社会发展造成的巨大危害，社会各界都提出可以通过增加烟草税的方式来控制烟草消费量(Adda 和 Cornaglia, 2006)。但是也有实证研究发现，增加烟草税对控烟产生的效果并不明显，烟草税增加 100%的情况下，成人吸烟量仅下降 5%(Callison 和 Kaestner, 2014)。

关于我国吸烟行为和烟草消费的研究数量不多，且主要集中在烟草的价格弹性和控烟政策造成的烟草消费变化方面。基于我国城市地区香烟消费者的价格弹性测算结果为-0.5(Bishop 等, 2006)，与 Deaton(1997)利用消费价格弹性模型测算的-0.35 到-0.7 结果较为吻合。而 Chen 和 Xing(2011)基于我国北方八个省份的家庭层面微观调查数据的实证研究发现，在个人消费层面卷烟的价格弹性约为

-0.82, 说明中国消费者对于卷烟价格的变动较为敏感。另一方面, 基于我国卷烟销售微观数据的研究表明, 品牌层面的卷烟消费价格弹性在-0.81 左右, 但同时烟草税造成了低价烟和高焦油烟的替代品出现 (Liu 等, 2015)。目前, 关注我国吸烟者健康水平的文章较少, 仅 Yen 等 (2010) 基于中国健康与营养调查数据的研究指出, 吸烟者普遍高估自己的健康水平, 这对公共健康带来极大的隐患。

2. 饮酒行为的社会影响。该类文献主要关注饮酒行为带来的负向社会影响。饮酒行为带来的最直观社会危害体现在酒后驾车带来的恶性后果上, 以提升法定最低饮酒年龄为代表的酒精管制政策促成了青少年交通事故数量的降低和车祸死亡人数的减少 (Dee, 1999; Young 和 Likens, 2001; Dee 和 Evans, 2001; Lovenheim 和 Slemrod, 2010)。酒精消费量的增长会滋生犯罪率上升这一严重的社会问题, 酒后暴力犯罪、酒后驾驶伤人等恶性违法事件层出不穷, 对社会稳定造成了极大危害 (Joksch 和 Jones, 1993; BJS, 1998; Carpenter, 2005; French 和 Maclean, 2006)。饮酒行为同样会对女性的安全造成负面影响, 基于印度家户健康调查和国家犯罪记录的实证研究发现, 禁酒令的颁布显著降低了家庭暴力和危害女性的犯罪案件数量 (Luca 等, 2015)。酒精消费量的增加会引起青少年性行为次数的增长和风险的加剧, 酒后滥交带来的意外怀孕、艾滋病传播和非婚生子问题造成了恶劣的社会影响 (Sen, 2002; Grossman 等, 2004; Markowitz 等, 2005); 同时, 饮酒行为会导致青少年学习成绩显著下降 (Carrell 等, 2011) 和延期毕业问题 (Renna, 2007) 也已经被证实。饮酒行为还会造成经济问题, 饮酒人数的上升会带来劳动力市场生产率的下降和工资的降低 (Mullahy 和 Sindelar, 1996), 从而产生失业问题。来自英国健康调查数据的实证结果表明, 饮酒者的失业可能性往往偏高 7%-31% (Macdonald 和 Shields, 2004)。

3. 艾滋病传播的社会影响。艾滋病的爆发和传播对于经济增长会产生显著的负面冲击, 经济学家们从理论和实证角度充分证实了传染病对宏观经济增长的影响及其作用机制: McDonald 和 Roberts (2006) 发现艾滋病的传播会导致经济衰退、人均收入下降和资本的边际收益递减, 具体来说艾滋病的流行率每增加 1%, 对人均收入的边际影响为-0.59%, 对资本边际收益的影响为-0.05%--0.08%; Kambou 等 (1992) 发现艾滋病的流行导致喀麦隆的经济增长速度减 50%; Dixon 等 (2001)

通过分析 1960-1998 年间 41 个非洲经济体艾滋病流行与经济增长的关系,证明了传染病对于经济增长率和收入水平的负向影响。Fimpel 和 Stolpe (2010) 对 1995-2001 年间东欧 25 国的样本进行测算得出, 艾滋病导致的总福利损失占到了该区域年均 GDP 的 10%。Azemar 和 Desbordes (2009) 研究了传染病传播对于 65 个撒哈拉以南非洲国家国际直接投资的影响, 文章首先估计了艾滋病病毒和疟疾对于健康(以预期寿命衡量)影响的弹性系数, 然后使用这些估计值间接衡量其对国际直接投资的影响。研究结果发现, 成年人中艾滋病毒的流行率每增加 1%, 国际直接投资的净流入量就会减少 3.5%; 而相对于无疟疾传播的国家, 疟疾传播风险较高国家的国际直接投资流入量要低 16%。

艾滋病的传播扭曲了就业市场, 并通过降低劳动生产率和人力资本投资的渠道对收入产生影响(Bloom 和 Canning, 2000)。Chicoine (2012)探讨了艾滋病流行对南非劳动力市场的影响, 该研究将南非劳动力调查数据(Labor Force Survey, LFS)与艾滋病患病和死亡数据匹配进行实证分析, 结果表明艾滋病的流行会造成失业率升高和工资率降低; 其中, 传染病的爆发对于受教育水平较低的群体和黑人群体的影响更大, 艾滋病的累积危害导致南非黑人群体的工资下降了 3%-6%。Levinsohn 等(2011) 基于南非家户调查微观数据, 采用倾向得分匹配的计量方法提供了第一个具有全国代表性的关于艾滋病病毒传播状况对南非劳动力市场影响的估计, 在控制 HIV 阳性和阴性个体系统差异的条件下, 实证结果表明: 感染艾滋病会导致失业率增加 6%-7%; 其中, 受教育程度低于中学的艾滋病感染者, 失业率会增加 10%-11%; 且艾滋病感染者会受到歧视, 这也使得南非现有的不平等现象有所加剧。

4. 自杀行为的社会影响。社会因素对于自杀行为的影响也得到了不同研究的充分证实: 基于 26 个国家抗抑郁药品销售情况面板数据的研究指出, 不同国家和地区之间药品管制制度的差异造成了自杀率的不同, 抗抑郁药物 SSRI (Selective Serotonin Reuptake Inhibitor) 销售量的增加可以带来自杀率的下降(Ludwig 等, 2009); 来自瑞士枪支管控政策的实证研究表明, 私人枪支保有量的下降抑制了当地自杀行为的发生, 枪支流行率与居民自杀率呈显著负相关关系(Balestra, 2018); 关于印度各州财产所有制改革的研究发现, 妇女财产所有权的合法化造成了严重

的家庭内部冲突，从而引发印度自杀率的上升和女性自杀人数占比的下降 (Anderson 和 Genicot,2015)。而自杀行为也会给社会带来巨大损失，自杀和自杀未遂降低了年轻人接受教育和就业的可能性(Tekin 和 Markowitz,2005)，由此造成生命周期内健康和个人福利的持续损失(Cutler 等,2001)，所以预防自杀行为的发生具有延长预期寿命和节省不必要医疗费用的双重效用(Heckman,2012)。

5.传染病传播的社会影响。传染病的爆发和传播对于经济增长会产生显著的负面冲击，经济学家们从理论和实证角度充分证实了传染病对宏观经济增长的影响及其作用机制 (Cuddington, 1993)，并估计出传染病爆发对于人均国内生产总值和人均增长率负向影响的弹性系数 (Cuddington 和 Hancock, 1994)。Brainerd 和 Siegler (2003) 分析了 1918 年“西班牙流感”对经济增长的影响，指出大流感的流行导致了经济的衰退，流感死亡率和同期企业倒闭率呈显著正相关关系；但从长期来看，受大流感影响相对较重的地区的收入增长率反而更高。来自瑞典的研究证据表明，“西班牙流感”对于瑞典经济造成了不利的中短期影响，具体表现为劳动力供给下降、贫民窟规模扩大和资本收益率降低 (Karlsson 等, 2014)。Gallup 和 Sachs(2001) 将 1965-1990 年间世界各国疟疾的传染病学数据与国民收入的数据匹配，发现了疟疾流行水平与国家经济增长之间存在的负相关关系，而异质性检验结果表明，非疟疾流行国家的人均收入是疟疾高发国家的五倍，超过三分之一的疟疾流行国家经济负增长。基于 2003 年爆发的“非典肺炎”(SARS) 对于英国、法国、比利时和荷兰四国的经济冲击，经济学家们测算了传染病爆发对于宏观经济的影响程度，结果表明现代传染病大流行可能造成的潜在经济损失可以达到该国当年 GDP 的 0.5%-2%(Keogh-Brown 等, 2010)。Jonung 和 Roeger (2006) 使用决策树模型 (quick unbiased efficient statistical tree, QUEST) 估算了 2006 年 H5N1 禽流感对欧洲经济的影响，得到的结论与上述研究相似：禽流感爆发造成欧洲生产总值损失 1.6%，消费降低 4%，旅游业和娱乐业需求减少 80%。而来自澳大利亚的证据也进一步印证了传染病与经济增长的关系，H1N1 流感造成了澳大利亚短期宏观经济受到影响，生产总值损失超过 7.3% (Verikios 等, 2012)。Atkeson (2020) 也在上述研究的基础上基于 SIR 模型 (Susceptible Infected Recovered Model) 得出了此次新冠肺炎疫情爆发会给美国未来 12-18 个月的经济

带来衰退风险的结论。

传染病对于宏观经济的冲击落实到实体经济中就成为了对于产业发展的负面影响。Barro 等 (2020) 研究发现西班牙流感的爆发造成了疫区国家投资金额下滑超过 8%，较高的流感死亡率造成的社会恐慌进一步拉低了金融行业所投资股票的实际回报率，同时造成短期政府债券的实际回报率快速下降。而传染病对于消费行业的影响也基本相同，疫情期间居民个人消费大幅下降 (Sadique 等, 2007)，而诸如零售业、旅游业、餐饮酒店业和航空运输业等行业受到传染病爆发波及营业额也下降明显 (Keogh-Brown 和 Smith, 2008)。Hai 等(2004) 通过调查数据估算了“非典疫情”(SARS)流行对于中国服务业产生的冲击，结果显示旅游业受疫情影响最大，行业总损失将达到 168 亿美元；其中，国外游客收入下降约 50%-60%，国内游客收入下降 10%。同时，疫情的持续还将通过乘数效应对其他相关服务业产业造成超过 253 亿美元的净损失。Rassy 和 Smith (2013)利用国家移民局的出入境数据分析了 2009 年 H1N1 型流感大流行对于墨西哥旅游业的影响，结果显示流感传播导致墨西哥入境游客人数减少超过 100 万，由此产生的旅游业收入损失超过 2.8 亿美元；Ritchie 等(2010) 更是证实了此次流感大流行对于墨西哥旅游产业造成的危害甚至超过了 2008 年的金融危机。Ambrus 等(2020) 通过分析 19 世纪霍乱流行对伦敦附近房价和房地产行业产生的影响，使用断点回归 (regression discontinuity design, RDD) 的实证方法证明了传染病的爆发会导致与发病社区共用给水系统的社区房屋销售量大幅下滑，房价明显走低；房地产行业短期内受到较大冲击进而对城市空间格局分布产生长期影响。

2.4 财政政策的健康效应

2.4.1 财政支出的健康效应

公共卫生支出作为一种财政支出，会产生经济效应和社会效应，但这些效应的具体影响，在理论上仍然存在巨大争议。新古典主义者坚持认为公共卫生支出也具有公共支出的通病——“挤出效应”，即增加公共卫生支出也会增加居民的税负，从而导致其可支配收入和消费水平的下降(Barro, 1981)。而凯恩斯主义者则持相反观点，认为公共支出具有“挤入效应”，即公共卫生支出的增加通过提高公

共健康水平促进经济总产出的增长，进而带动居民收入水平和消费水平的上升(Amano and Wirjanto,1997)。公共卫生支出在理论方面的效应研究依然存在争议，而大量的实证研究通过数据的分析给出了公共卫生支出带来的经济效应和社会效应的估计结果。

公共卫生支出的增加对于人民公共健康水平的提高有着显著的正向效应。国外学者已经持续跟进这方面的研究很长时间：关于公共卫生支出水平与穷人健康的研究表明，公共卫生支出对于提高贫困人口的健康状况有着重要影响(Sanjeev等,2003)，而基于撒哈拉以南非洲国家的研究也表明，通过分发健康保健产品的途径增加公共卫生补贴可以显著提高当地居民的健康水平(Dizon-Ross等,2017)。而基于发达国家样本的研究也得出了相同的结论：公共卫生支出的增加有利于促进婴儿死亡率的降低(Mayer和Sarin,2005)。基于荷兰老龄化调查数据的研究发现，老年人的健康水平与医疗保健支出存在动态相关关系，该研究使用马尔可夫(Markov)模型估计了这组关系，得出医疗保健支出的增加可以显著改善老年人健康状况的结论(Wouterse等,2013)；而且医疗保健支出会随着年龄的增加而不断增长(Lubitz,2005)。较大规模的公共卫生支出可以改善慢性病的治疗情况，以美国糖尿病患病情况为例的研究表明，糖尿病人的病情改善情况与公共支出的规模大致相符(Eggleston和Steven,2011)。

中国学者的研究也验证了这种关系：宋璐和左冬梅(2010)分析了医疗财政支出对于农村老年人群的健康需求行为的影响，研究发现，享受医疗卫生支出的农村女性老人比例高于男性老人，但女性的支付水平较之男性偏低。基于不同年龄队列的异质性检验的结果表明，农村老年人医疗卫生支出存在明显的性别差异，而医疗卫生支出的性别差异可以归因于低龄老年阶段住院支出的性别差异；其中，男性老人医疗卫生支出的决定因素在于自身潜在因素，女性老人则更多依赖于家庭和子女支持等诱发因素。李华和俞卫(2013)通过对全国30省“千村”现场调查数据的实证检验，发现公共卫生支出的增加可以通过改善生活环境和改善医疗服务可及性两种路径影响农村地区的居民健康问题；公共卫生支出的增加可以优化常见病和慢性病的治疗条件并强化健康保健的教育和管理，对于农村地区居民健康状况的改善有着显著影响。

2.4.2 税制改革的健康效应

税收政策作为政府调节经济社会发展的一种政策手段，对于经济行为主体人和经济市场的调节作用具有强制性和刺激性的特征。税收政策，尤其是特定时期的税制改革可以起到引导市场资源配置、优化居民生活方式和促进进行平稳合理发展的政策作用。其中，税收制度和设立和改革对于规范居民行为和减小健康风险行为危害起到了较好的作用。

烟草税的开征以及相关改革与健康的关系一直是国外健康经济学领域研究的热点。烟草税提高的税制改革已经被多项实证研究证明可以抑制青少年(Carpenter 和 Cook, 2008)和老年人(Decicca 和 Mcleod, 2008)的香烟消费量，进而减少吸烟行为带来的负面健康效用。上述研究分别基于全国青少年风险行为调查数据(YRBS)和风险行为因素监测的系统数据，以烟草税的提高作为准自然实验的政策冲击，得出该项税收改革可以降低青少年和老年人的吸烟参与率，其中，低受教育群体和低收入群体受益更大。该类研究证实了烟草税的税制改革可以促进戒烟率的提升，降低因烟致病疾病的发病率，提高人均预期寿命；也从税收诱发的视角为烟草税诱发戒烟者健康方面的可观收益提供了实证注脚。Colman 等(2003)则分析了烟草消费税改革对于孕妇与胎儿健康的影响，文章发现，香烟消费税降低了产前吸烟率，产前戒烟和产后复发的价格弹性绝对值接近于一，即在怀孕期间和生育后的香烟消费税改革有利于激励孕妇的戒烟行为，进而提高产妇和胎儿的健康状况。

税制改革对于饮酒行为的监管作用以及产生的附加健康效应同时被西方主流研究所证实。Cook 和 Tauchen(1982)首先证明了酒精消费税的健康效应，文章选取来自美国 30 个州 16 年的面板数据进行协方差分析，估计结果显示酒类消费税每提高 1 美元/1 加仑，短期的肝硬化死亡率会降低 5.4%，长期的健康效应则是短期健康效应的两倍。Johansson 等(2014)从酒精税的跨境健康影响入手，分析了芬兰酒精税改革对于瑞典居民健康的影响。研究发现芬兰的酒精税削减政策引发了两国的酒精饮料价格差异扩大，造成了跨境酒精消费量的大幅增加，从而引发了瑞典的酒精消费量增加，健康水平滑坡和劳动力产出下降。Cook 和 Durrance(2013)分析了 1991 年美国联邦酒精消费税改革的附加作用，该研究在控

制了州际异质性的基础上估算了联邦税制改革对于酒类消费以及居民意外伤害死亡情况的总体影响。文章以酒精消费导致暴力犯罪从而引发意外伤害为研究思路，发现联邦酒精消费税 6% 的增长使得人均酒精消费量下降，居民受伤害死亡人数减少了 4.5%；酒精消费税的改革可以有效减少居民受到意外伤害的频率，同时遏制暴力犯罪的增长。而来自英格兰和威尔士的研究也证实了上述观点，研究表明啤酒税的开征降低了当地强奸和人身攻击等暴力犯罪事件的发生率，提高了居民的健康保障水平(Matthews 等, 2006)。

税制改革的健康红利也进一步发展到了糖类摄入领域。Cawley 等(2019)评估了美国费城地区开征含糖饮料税的政策效果，研究运用准自然实验的实证方法对含糖饮料税开征前和实施后的调查数据进行处理，得出了含糖饮料税可以降低居民糖摄入这种风险行为造成的健康危害。具体来说，每盎司 1.5 美分的含饮料税使得该地区成年人的汽水消费频率降低了 31%，同时减少了儿童含糖饮料消费。Dharmasena 和 Capps (2012)选用美国 1998-2003 年间的月度调查数据分析了糖税的开征对于公共健康水平的影响，结果显示糖税的施行降低了软饮料和果汁饮料的消费量，使得政策期内的人均体重下降 1.54-2 磅，对于居民健康水平有显著的正向效应。

而税制改革对于居民养成健康的生活习惯也具有较好的引导作用。Nordstroem 和 Thunstroem (2009)基于瑞典的市场研究机构 GFK 的家庭鼓舞消费数据集，模拟分析了旨在鼓励谷物消费的税收改革的政策效果。通过引入居民行为参数对税制改革和居民消费行为之间的关系进行合理估算，研究者发现对于谷物商品的减税政策以及相关价格补贴对谷物价格产生了较大影响，进而促进了居民日常谷物消费量的提升，优化了居民的饮食结构，进而有利于培养居民的健康生活习惯形成。Cash 等(2005)分析了关于水果和蔬菜的税收补贴的健康效用，发现通过税收补贴使居民养成消费水果和蔬菜的生活习惯，可以降低当地冠心病和缺血性心脏病的发病率，成本收益分析结果显示，税收补贴额每增加 1%上述病例发病数减少 9680 例。

我国以税制改革为视角研究该政策冲击的健康效应的文献相对较少。陈素梅和何凌云（2017）在世代交叠模型(OLG)的基础上引入了环境污染、健康和税制

改革的因素，系统的分析了在既定税率情形下能源税收入在居民收入和减排活动之间的最有比例，以降低“环境-健康-贫困”陷阱的风险，结合中国实际的研究结论发现，我国能源税收入分配政策难以同时满足上述两者最优的目标，即能源税的收入分配政策可能产生的健康效应是有条件的。

2.4.3 财政分权的健康效应

以政治分权、财政分权和管理分权为主的分权理论在当代政府治理和行政管理理论中占据重要的地位。其中，财政分权是中央政府与地方政府及地方政府间财政分工的方式，是释放财政压力的体制变革，财政分权方式可以分为立宪性一致同意型财政分工和行政性一致同意型财政分工。具体到公共健康治理的领域，当前主流的财政分权理论认为医疗卫生服务的筹资责任和决策权力应当划拨地方政府。

传统经典的财政分权理论认为，相较于中央政府，地方政府得益于信息不对称的比较优势，更能够了解当地居民的偏好和需求，所以财政分权能够发挥地方执政者的优势，提高决策透明度和施政效率，提高公共物品和公共服务供给的可达性和有效性(Oates,1972;Oates,1999)。世界银行的研究报告也指出，医疗保健的公共服务应当由最低层级的政府提供(World Bank,2004)。具体分析财政分权的健康效应传导机制可知，财政分权主要通过以下两种方式影响居民健康水平：其一，财政分权通过充分释放地方政府对于居民偏好和需求的比较优势，避免了中央政府“自上而下”式政令的无效性，缩短了政策执行者与受益者的距离，有利于医疗卫生政策精准靶向性的实现(Mills, 1994; Agrawal and Ribot, 1999)。其二，财政分权明确了地方政府的事权和行政责任，提高了地方政府施政效率，有利于促进医疗服务直接供给数量增加和可达性提高(Khaleghian,2004)。

近年来，采取实证研究方法分析财政分权健康效应的文献数量开始增加。其中，主流的研究都证实了财政分权对于居民健康水平的正向作用。例如，Asfaw 等(2007)选择印度 1990-1997 年的农村调查数据进行实证研究，结果显示财政分权水平的提高显著降低了印度农村儿童的死亡率。Jimenez-Rubio(2011)以 20 个 OECD 国家 1970-2011 年的数据为基础，证实了地方行政权力达到一定临界水平的情况下，财政分权会显著降低婴儿的死亡率；同时，医疗支出占 GDP 的比例和

当地居民的受教育程度也会对降低婴儿死亡率产生冲击。相反，也有少部分文献发现了不同的结论。例如，Standing(1997)基于赞比亚分权改革的研究甚至发现财政分权增大了地区间的医疗服务供给水平差距，加剧了医疗资源分布的不平等属性。Bossert 和 Beauvais(2002)也通过发展中年国家的数据证实了这一观点，该研究发现了财政分权与居民健康水平之间的反向相关关系。

基于中国式财政分权的研究都主要集中在财政分权与经济增长、公共服务供给和环境保护等领域，涉及到财政分权与公共健康的研究数量较少。Zhang 和 Kanbur(2005)研究发现，中国式财政分权削弱了中央政府的再分配能力，地方政府的财力不足引发了被动的公共教育和公共医疗支出的缩减，进而对于居民健康水平造成了负向的影响。盘宇章(2010)选取我国 1997-2007 年的省级面板数据，考察了中国式财政分权对公共医疗服务供给的影响，研究结果证明了财政分权对于公共医疗服务供给的负向作用。储德银等(2015)基于理论和实证视角全面系统分析了财政分权与医疗卫生公共服务供给之间的关系，借助 Malmquist 生产率指数方法，全面测度了我国地方政府医疗卫生服务供给的三种效率指数，证实了财政分权与医疗卫生服务供给的倒“U”型关系，进而通过选择财政分权作为门限变量构造门槛面板回归模型，证实了财政分权的不同水平对于医疗卫生服务供给效率的不同影响并验证了财政分权通过影响医疗卫生服务供给的技术进步进而提高供给效率这一传导路径。彭冲和汤二子(2018)从地方政府卫生支出竞争的视角出发，选择了 2007-2013 年中国 283 个地级市的面板数据，运用动态空间面板模型检验了中国式财政分权体系下地级市政府的卫生支出策略博弈。研究发现，财政分权确实促进了政府的卫生服务供给，但是地级市政府间的策略博弈对政府卫生支出产生了明显的一直作用。

2.4.4 医疗卫生政策的健康效应

医疗卫生政策的实施和推行对于公共健康的作用已经被许多研究证实。封进和李珍珍(2009)分析了新型农村合作医疗制度对于居民健康的影响程度，研究发现通过补偿住院费用而产生的减轻医疗负担和医疗支出的作用十分有限，只有将医疗支出补偿范围扩大到门诊费用才能给为有效的抵御健康风险。张广科和黄瑞芹(2010)核算评估了新型农村合作医疗制度对于疾病风险的抵抗能力，核算

结果表明，新农合建立后使得农户的灾难性疾病风险和“因病致贫”风险分别下降了 33.3%和 24.2%。俞乔等(2013)分析了医疗保健制度对于公共健康的实际影响，该研究基于全病种范围资源配置的分析框架，选择我国东西部两个典型城市的超大样本病例数据集进行实证检验，结果证实增加医疗支出可以显著改善几乎所有疾病类别的治疗效果；其中，医疗支出对于不同疾病类别的边际效用有显著差别；农村患者的边际医疗支出效用高于城市患者；基本医疗保险的缺陷降低了医疗支出的健康效应。由此可见，较大幅度的增加面向人民群众的基本医疗保健支出，并对增量支出进行跨病种的合理资金配置，可以实现基本医疗保险制度对于资源配置的显著正向影响。

王俊等(2008)使用 Gertler 卫生医疗需求模型，基于三个省的实地调研数据进行实证分析，证明了卫生规避现象在城市地区更为普遍，不同因素对于居民公共卫生需求行为的影响存在明显的异质性，所以适当的卫生医疗政策可以更好的满足个人的健康需求。王翌秋和张兵（2009）同样基于 Gertler 的卫生医疗需求模型研究了农村地区居民选择就诊单位的影响因素。结果发现，医疗服务价格的上涨引发了患者就医率的降低和基本医疗服务的缺位，医疗转诊制度和合作医疗定点制度可以在一定程度上限制农村居民的医疗服务过度利用现象，从而发挥基层医疗机构和医疗制度的最大效用。黄枫和甘犁（2010）通过卫生医疗模型研究了老年人群体的医疗需求，分析了医疗保险制度对于老年人健康的影响。研究发现，享有医疗保险的老年人群体较之无医疗保险的老年人群体具有更高的平均医疗支出；但该医疗支出的健康边际效用较高，即有医疗保险的老年人群体的预期寿命比无医疗保险的老年人高 5 年；这也证明了参保老年人群体的医疗支出为有效需求而非过度需求。

2.5 文献评述

回顾既有文献研究，第一，从研究对象来看，一方面来说，现有的研究主要集中在对吸烟行为、饮酒行为和糖过量摄入导致的肥胖行为等几类健康风险行为的分析，经济学领域并未深入涉足自杀行为这类健康风险行为的相关研究。尤其是国内从经济学视角切入分析自杀问题的文章数量更少，同时西方已有的社会学范畴的自杀理论和实证研究难以充分解释中国人的自杀行为。而自杀行为作为风

险行为的重要组成部分之一，其对于经济和社会发展具有极为不利的影响，分析自杀行为的现状并评估相关公共政策作用在自杀行为的健康效应对于构建完整的风险行为健康经济学架构体系具有十分重要的理论意义和现实作用。另一方面，先前的风险行为研究更多的是从医学和社会学的角度切入，都致力于风险行为和主流疾病的致病路径和致病结果，基于病患个体层面探索风险行为对于相关疾病的诱导引发作用，极少关注地区层面的影响因素，特别是地区间自然环境、经济发展、卫生政策等的差异。因此，已有文献虽然可以有效解释个体风险行为致病现象的概率差异，却无法解释发病的空间差异，即在相同条件下，不同地区间风险行为致病现象的差异为何存在，治病现状和风险行为之间是否存在区域上的关联；而经济学领域以风险行为为主体视角站在相对宏观的角度上，对风险行为进行成本收益的分析和对相关风险行为规避政策进行的潜在政策效益分析并不完善。而本文对于风险行为负面影响公共健康的事实进行了量化分析，为中央政府制定新的相关引导性公共政策和新一轮改革提供了科学依据。在“健康中国”战略日益深入人心的大背景下，本文的估计参数可以为决策者的公共政策制定提供参考。

第二，从研究内容的角度来说，在讨论风险行为对于公共健康水平危害的过程中，已有文献大多选择基于个人和家庭层面的微观调查数据，即相对主观性更强的研究素材，极少使用政府官方渠道发布的地区层面的加总数据。个人和家庭层面的微观调查数据在很多地方具有独特的优越性，但是也存在一定程度的弊端，一方面，被调查者的医疗知识享有度对于其自评健康选项的影响程度非常大，且关于风险行为的调查问题本来就是主观性较强的问题，受访者在填写调查问卷时极可能出现自选择问题和隐瞒真实偏好的问题，这样就使得估计结果会受到影响；另一方面，现有的很多微观数据库由于开源性有限的问题并不能很好的控制地区性的异质性，对于此类研究来说不得不说是一种短板和缺陷。而本文采取的宏观层面的加总数据刚好就可以克服微观调查数据的这方面缺陷，在当前健康经济学领域微观数据大行其道，相关论文如汗牛充栋的现实情况下，可以很好的丰富整个风险行为健康经济学的研究体系。

最后，从时政识别机制的角度来说，现有很多文献主要基于倾向值匹配的方

法构造处理组和实验组进而进行因果关系分析和政策冲击评估，就实证识别策略来说结构基本完整但不是很有开创性。本文在已有研究的基础上，通过尝试构造新的工具变量的方法为以后的研究提供了一点新的思路；同时，本文又通过寻找现有的政策冲击并构造准自然实验的双重差分法有效降低回归中可能存在的内生性问题，进而力图保障实证结果的无偏性和有效应。

第3章 理论回顾、模型构建及政策梳理

3.1 健康理论模型回顾

3.1.1 健康需求理论模型

基于人力资本研究的角度, Becker(1964)首先提出了健康需求理论模型。该模型在消费者行为理论的基础上, 引入健康人力资本的因素, 在假定时间限制和预算收入限制两大约束条件的基础上建立了某一时期内消费者的效用最大化函数。具体消费者效用函数、消费者生产函数如下:

$$U = U(H, Z), (2.1)$$

$$H = f_1(M, T_h, e_h), (2.2)$$

$$Z = f_2(X, T_z, e_z), (2.3)$$

其中, U 为消费者的总效用水平, H 为消费者的健康水平, Z 为消费者除去健康之外的其他效用水平, M 表示消费者的医疗服务购买数量, X 表示消费者的其他消费品购买数量, T_h 和 T_z 分别代表消费者投入于健康的时间和投入于其他消费品的时间, e_h 和 e_z 为随机项。其效用最大化的约束条件为:

$$p_m M + p_x X = N + W T_w, (2.4)$$

$$T = T_h + T_z + T_w, (2.5)$$

方程 2.4 为消费者的收入预算约束方程, p_m 为每单位医疗服务的价格, p_x 为每单位其他消费品的价格, N 为除工资外的其他收入, W 为消费者的小时工资率, T_w 为消费者的正常工作时长, T 为总时间。在 Becker 健康需求模型中, 健康被设定为一种消费品, 居民消费健康从而实现效用最大化, 该模型模拟了一个特定时期的效用水平情况。但考虑到健康具有长期性的特征, 即居民在特定时间点的行为选择, 既会影响当期的效用水平, 又会影响未来各期的效用水平, Grossman(1972)在此基础上提出了新的健康需求模型。该健康需求模型从消费者一生的效用出发, 假定健康具有消费和投资双重属性并建立考虑消费者一生效用最大化水平的跨期选择模型, 消费者的效用函数为:

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n), (2.6)$$

上式为居民的总效用函数，其中 U 为消费者的总效应水平，假定消费者生活的时期为 t ， H_t 表示消费者在第 t 期所积累的健康资本， ϕ_t 表示第 t 期每一个单位的健康存量的收益（即产生的健康时长），则总的健康存量（健康时长） $h_t = \phi_t H_t$ ； Z_n 表示消费者第 t 期除去健康之外的其他消费数量； n 为消费者寿命。在该方程中，健康存量为外生变量，消费者寿命为内生变量，健康资本在 t 时期的净投资（健康资本增量）可以视为居民健康总投资与健康折旧的差额，即：

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t, (2.7)$$

其中 I_t 代表消费者在第 t 期的健康总投资， δ_t 代表折旧率，则健康投资 I_t 和其他消费 Z_t 可分别表示为：

$$I_t = I_t(M_t, TH_t, E), (2.8)$$

$$Z_t = Z_t(X_t, T_t, E), (2.9)$$

其中 M_t 为消费者购买的医疗卫生服务， TH_t 为消费者用于提高健康人力资本的时间投入； X_t 为消费者购买的其他消费品， T_t 为消费者用于其他消费品的时间投入； E 为消费者的其他投入。基于健康人力资本投资可以改变劳动力生产率的假定，在消费者具有相同生产函数的前提下，总投资函数为：

$$I_t = M_t(TH_t/M_t; E), (2.10)$$

设 $t_t = TH_t/M_t$ ，对上式分别求偏导可得消费者健康总投资的边际时间成本和消费者健康投资的边际医疗保健成本：

$$\frac{\partial I_t}{\partial TH_t} = \frac{\partial g}{\partial t_t} = g', (2.11)$$

$$\frac{\partial I_t}{\partial M_t} = g - t_t g', (2.12)$$

由此设置 Grossman 健康需求理论的消费者收入预算约束条件：

$$\sum \frac{P_t M_t + Q_t X_t}{(1+r)^t} = \sum \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0, (2.13)$$

上式中的 P_t 和 Q_t 分别为消费者购买的医疗卫生服务和其他消费品的价格， W_t 为消费者的工资率， $T W_t$ 为消费者用在工作上的时间。据此设置消费者的时间预算约束条件：

$$T W_t + TH_t + T_t + TL_t = \Omega, (2.14)$$

式 2.14 中 Ω 为消费者可支配的总时间，其由工作时间 $T W_t$ 、投资健康花费的

时间 TH_t 、购买其他消费品花费的时间 T_t 和健康状况受损造成的时间损失 TL_t 构成。其中，假定消费者健康受损的时间损失 TL_t 和消费者健康资本存量 H_t 为负相关关系，即 $\partial TL_t/\partial H_t < 0$ ，且 h_t 为消费者健康总天数，则消费者的健康时间损失 TL_t 表示为：

$$TL_t = \Omega - h_t, (2.15)$$

在此基础上将式 2.13 代入式 2.14，得消费者行为选择约束方程为：

$$\sum \frac{P_t M_t + Q_t X_t + W_t(Q_t X_t + TH_t + T_t)}{(1+r)^t} = \sum \frac{W_t \Omega}{(1+r)^t} + A_0 = R, (2.16)$$

上式表示消费者所有的财富，即消费者将时间投入工作收获的收入现值和消费者初始财富现值之和构成消费者的总财富，按用途可以分为消费者对于健康进行投资所使用的财富、消费者购买其他消费品而分配的财富和消费者因健康受损而导致的财富损失。

基于 Grossman 对健康消费品和投资品双重属性的定义，在上述约束条件的基础上进行效用最大化求解，得消费者所需的健康 H_t 和其他消费品 Z_t 的均衡数量。在健康存量和折旧率既定的前提下，求解总投资边际成本现值和总投资边际收益现值相等状况下的均衡解，结果为：

$$\frac{\Omega_{t-1}}{(1+r)^{t-1}} = \frac{W_t G_t}{(1+r)^t} + \frac{(1-\delta_t)W_{t+1}G_{t+1}}{(1+r)^{t+1}} + \dots + \frac{U h_t}{\lambda} G_t + \dots + (1 - \delta_t) + \dots + (1 - \delta_t) \frac{U h_n}{\lambda} G_n, (2.17)$$

$$\Omega_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{g-t_{t-1}g'} = \frac{W_{t-1}}{g'}. (2.18)$$

式 2.17 表示消费者在第 t-1 期总投资的边际成本现值与消费者总投资的边际收入现值相等， $U h_n = \partial U/\partial h_n$ 代表消费者在健康存量上每增加一个单位引起消费者效用水平的增量； λ 代表消费者财富带来的边际效用； $G_t = \partial h_t/\partial H_t = -(\partial TL_t/\partial H_t)$ 代表第 t 期消费者对健康进行投资的边际产出； π_{t-1} 表示第 t-1 期消费者健康总投资的边际成本； $G_t[W_t G_t/(1+r)^t + U h_n/\lambda]$ 为健康总投资的边际收益。所以，通过式 2.17 得以得到消费者的最佳健康投资数量，式 2.18 则得出了消费者投资一定的前提下，投资成本最小化的满足条件。

Grossman 健康需求模型是健康经济学在理论层面上的一次创新。首先，该模型将健康需求作为消费需求的一种引入消费者效用最大化函数，并赋予健康消费

品和投资品的双重属性，即健康既可以提升消费者的效用水平，又可以相应的增加健康时间，进而增加劳动力水平，从而提高消费者的收入水平。其次，提出了健康随着时间不断折旧的观点，为消费者维护和提高自身健康水平进行的时间和资本的投资提供理论基础。最后，以健康存量的形式衡量健康水平，并适当的分析了收入、教育等外生冲击对于健康需求的影响。

3.1.2 健康生产函数

健康生产函数主要表达了健康投入与健康产出之间的关系，基于 Grossman 的健康需求模型推导而得，可以分为微观健康生产函数和宏观健康生产函数。

微观健康生产函数是在 Grossman(1972)的微观健康需求模型基础上建立的，Grossman 认为居民具有一定的初始健康禀赋，但这一禀赋有边际时间递减效应；同时，健康投入可以生产健康来补充健康禀赋的消耗。其中，健康生产函数的投入要素分别为收入水平、受教育程度、医疗服务水平、生活方式、饮食结构、锻炼习惯、居住条件和环境质量等非医疗因素。微观健康生产函数可以表示为：

$$H = F(X), (2.19)$$

其中，H 为个人健康状况，X 为个人健康状况的影响因素，具体包含个人特征变量（年龄、性别、遗传信息和婚姻状况等）、收入水平、受教育水平、医疗卫生服务水平、增加健康的时间投入、生活方式、居住条件和环境污染水平。

宏观健康生产函数是 Filmer 等(1999)在 Grossman 理论模型的基础上构建的。宏观健康生产函数广泛的应用于政府医疗卫生财政支出、医疗保险等宏观因素对于健康影响的研究之中，具体方法是讲微观健康生产函数中的个人健康投入 X 由个人变量替换为一组代表经济、社会、医疗卫生和教育水平的变量，具体健康生产函数的形式为：

$$H = A \prod S_i^{\alpha_i} \prod Y_j^{\beta_j} \prod E_k^{\lambda_k} \prod M_g^{\gamma_g} \prod Z_f^{\delta_f}, (2.20)$$

其中， S_i 表示社会变量投入， Y_j 表示经济变量投入， E_k 表示教育变量投入， M_g 表示医疗卫生变量投入， Z_f 表示其他变量投入。 α_i 、 β_j 、 λ_k 、 γ_g 、 δ_f 分别为各变量的系数。A 为社会初始健康水平，即没有社会变量、经济变量、教育变量、医疗卫生变量和其他变量干预情况下的健康状况， $(\prod S_i^{\alpha_i} \prod Y_j^{\beta_j} \prod E_k^{\lambda_k} \prod M_g^{\gamma_g} \prod Z_f^{\delta_f} -$

1) * 100%是随着社会、经济、教育、医疗卫生和其他因素变化导致的健康状况改善情况。对式 2.20 取对数得：

$$\ln(h) = \ln(A) + \sum \alpha_i \ln(S_i) + \sum \beta_j \ln(Y_i) + \sum \lambda_k \ln(E_k) + \sum \gamma_g \ln(\gamma_g) + \sum \delta_f \ln(Z_f), (2.21)$$

而在具体实证研究过程中，不同国家和地区的社会、经济、文化等诸多因素存在明显的差异性，所以其对健康状况的影响也就不同，各个国家和地区应该因地制宜，综合考虑自身的情况选择合适的模型。

3.1.3 医疗卫生需求模型

基于 Grossman 模型架构推演的健康需求模型和健康生产函数对于健康经济学的理论分析框架做出了卓越的贡献，但是此类模型存在一定的缺陷，即忽略了医疗服务质量在健康需求中发挥的作用，进而导致在研究范式中没有涉及需求个体对于医疗机构选择的问题。在此背景下，Gertler 等(1987)和 Mwabu 等(1993)在 Grossman 人力资金健康需求模型的基础上构造了医疗卫生需求模型，对于健康经济研究领域的理论模型进行了有益补充。

该模型首先提出以下假设。假设 1：居民自身状态由健康转为疾病时，其本人或亲属会理性选择向医疗卫生机构寻求治疗服务；假设 2：患者或其亲属在选择不同医疗卫生服务机构寻求治疗的过程中会遵从效用最大化原则；假设 3：居民的个人效用由健康和私人物品决定，而不是医疗卫生服务本身；假设 4：居民进行医疗卫生服务消费的目的在于改善自身健康水平，个人医疗卫生服务的减少可以增加私人物品的消费。在满足上述假设的前提下，居民个人在收入和价格的约束条件下将选择能够使其效用最大化的医疗服务供给者。基准模型设置如下：

$$u_{ij} = h(h_{ij}, c_{ij}), (2.22)$$

$$h_{ij} = h(x_i, z_{ij}), (2.23)$$

$$c_{ij} = y_i - e_{ij}, (2.24)$$

其中，i 为居民消费者个体，j 为供给服务的医疗卫生机构， u_{ij} 为居民 i 从医疗卫生机构 j 获取卫生服务的直接效用， h_{ij} 为居民 i 接受医疗卫生机构 j 的服务后获取的期望健康增量， c_{ij} 为居民消费者的非医疗卫生消费。 x_i 代表一组可以观测的个人经济社会特征向量，例如年龄和受教育程度； z_{ij} 代表居民 i 在医疗卫生

机构 j 获得的医疗治愈或者康复理疗服务，例如药物治疗和医疗器械辅助。 y_i 为居民消费者的个人年收入， e_{ij} 是居民自身从医疗机构获得的健康收益加成。

在此基础上，继续构造居民消费者个人的间接效用函数：

$$V_{ij} = V_{ij}(X_i, Z_j, Y_i, R_{ij}, A_i), (2.25)$$

该模型演示了居民个人医疗卫生需求的行为机制， X_i 为居民 i 一组可以观测的个人特征向量，包含年龄、职业、健康状况、婚姻情况、受教育程度和疾病严重程度； Z_j 为居民个体 i 在选择医疗卫生服务机构 j 时该卫生服务机构的特征向量，包含药品的疗效、医疗器械的功效和医务人员的业务水平等； Y_i 为个人收入水平的特征向量； R_{ij} 为居民 i 给医疗卫生机构 j 支付的价格； A_i 是居民消费私人物品时所支付的价格。式 2.25 表明了个人禀赋 X_i 、收入水平 Y_i 、医疗卫生服务价格 R_{ij} 、医疗卫生机构特征 Z_j 和私人物品价格 A_i 的预算约束条件下，医疗卫生服务的最大效用。在对私人物品价格 A_i 进行标准化的情况下，为式 2.25 进行随机处理得：

$$V_{ij} = V_{ij}^* + u_i, (2.26)$$

其中， V_{ij}^* 为系统内变量决定的效用水平， u_i 为随机误差项。进一步两边取对数，可得：

$$v_{ij}^* = \beta' G_{ij} + \alpha' S_i, (2.27)$$

其中， G_{ij} 为居民 i 在接受医疗卫生机构 j 服务后显现的特质变量的对数形式，包含 Z_j 、 R_{ij} 等，该变量随着 i 和 j 的变化而变化； S_i 为居民 i 个人特征向量的对数形式，包含 X_i 、 Y_i 等，该变量不随 j 的变化而变化； α' 和 β' 为估计参数。

进一步估算居民 i 选择医疗机构 j 进行治疗的概率，若 i 选择 j ，则 j 在医疗卫生服务机构的集合 J 中产生的效用最大，则该概率可表示为：

$$\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik}), (2.28)$$

其中， $k \neq j$ 。假设 u_i 服从 Weibull 分布且独立，则能够推导得到居民个人 i 选择医疗卫生服务供给方 j 的概率 P_{ij} 为：

$$P_{ij} = \exp(\beta' G_{ij} + \alpha' S_i) / \sum \exp(\beta' G_{ik} + \alpha' S_i), (2.29)$$

鉴于 S_i 不随着 j 的变化而变化，故而不影响概率的选取。为了将个人特征变量纳入模型，该方法设置了一组代表不同阶层个人居民的虚拟变量，引入该虚拟

变量与代表个人特征变量的交互项,使得变量产生阶层异质性,进而进行下一步的讨论。在具体估计过程中,常用最大似然估计法,对 2.29 式进行似然值的最大化求解参数,解得 α' 和 β' :

$$L = \sum_i \sum_j G_{ij} \log P_{ij}, (2.30)$$

其中, L 为概率函数的对数形式, 如果居民 i 选择医疗卫生服务供给 j , 则 $G_{ij} = 1$, 否则, $G_{ij} = 0$ 。 α' 和 β' 的估计值表示社会经济因素和医疗卫生供给方的因素在居民个人选择医疗卫生供给方时产生的边际效用,在这种情况下选择 MNL 模型对方程 2.30 进行参数估计。假设居民个人的医疗卫生决策是相互独立的,且居民每次选择医疗卫生服务具有唯一性,即居民获得治疗效果独立且不相关。该参数估计结果可以为政策制定者的医疗卫生管理工作提供参考依据。

3.1.4 健康行为模型

健康行为被定义为居民为改善身体健康状况(疾病恢复或者体质增强)而采取的一系列行为,同时也涵盖了健康损害行为和健康无益行为。健康行为被许多客观因素所影响和制约,例如居民的年龄、职业、受教育程度、医疗卫生服务水平和可及性、居住环境和生活方式、社会保障水平等等。在传统的健康行为理论框架中,纳入了自评健康因素、人口学特征、个体异质性和卫生服务供给水平,在假定社会环境水平的大背景下,上述因素共同作用于个体意识进而影响到健康行为的发生和转变。

健康行为模型架构中,以 Aday 和 Andersen(1974)提出的健康行为模型应用最为广泛。该模型由三方面因素构成,分别为潜在因素、诱发因素和需求因素。其中,潜在因素为居民个人的社会人口学特征,例如年龄、性别、民族、职业、受教育程度和健康知识¹;诱发因素为影响个人实现医疗服务可及性的相关因素,例如居民收入、医疗保险以及医疗服务价格等;需求因素为个人寻求医疗服务的状态,包括自评健康程度、医护人员的健康诊断等。以上三方面因素遵从潜在因素影响诱发因素,诱发因素决定需求因素的逻辑关系,最终引致健康行为的发生。

在上述基础模型的研究框架背景下,健康行为模型中又相继引入了健康结果

¹ 健康知识包括个人对健康的认知、理解以及相应的价值观念,决定了居民个体对于健康的不同需求和重视程度。

因素（例如就医满意度等）、自评健康和诊断健康因素、医疗卫生体制因素（医疗卫生政策、资源和组织能力）、个人健康习惯因素（饮食习惯、健身习惯和生活习惯等）和遗传环境因素。总的来说，健康行为模型正逐渐发展为健康需求影响健康行为最终导致健康结果的逻辑链条，而健康结果也反向影响健康行为，进而引导下一阶段的健康需求。Aday & Andersen 健康行为模型兼顾了理论研究的完整性和实证研究的可行性，将可能影响医疗卫生服务可及性的因素系统理论化，为居民个体医疗卫生服务供给的研究提供了完整的指标体系和理论框架，该模型框架已经被国内外的研究广泛应用(Evashwick 等, 1984; Phillips 等, 1998; 阎萍, 2008; 宋璐和左冬梅, 2010)。

3.2 理论模型构建

3.2.1 健康需求模型：基于风险行为视角

本节基于 Grossman(1972)和 Muurinen(1982)的健康需求基准模型设置，以居民个人效用最大化为假设前提，探究风险行为作为一种外生冲击对于居民生命周期效用函数的影响程度，推导健康风险行为对于居民个人的影响结果。

首先，本节设置居民个人的跨期效用函数。假设每个居民个体都是理性的经济人，以追求整个生命周期的效用最大化为目标。本节与 Grossman 健康需求模型保持一致，认为个人效用取决于健康资本存量和其他消费品的拥有量。其中，将健康资本存量定义为健康时间的多少 $h(t)$ ，更多的健康时间保有量会导致个人效用的增加，健康状况的改变（由健康状态转为生病状态）会导致个人效用的减少；其他消费品的拥有量为 $Z(t)$ 。则跨期效用函数的基本形式为：

$$\int_0^T \alpha(t)U[Z(t), h(t)]dt, (2.31)$$

其中，效用函数 $Z(t)$ 和 $h(t)$ 的一阶偏导皆为正，即 $U_Z > 0$ 且 $U_h > 0$; $\alpha(t)$ 为一个折现因子。 $K^h(t)$ 为健康时间的健康资本存量，具体形式如下：

$$h(t) = \phi[K^h(t)], (2.32)$$

其中， $\phi' > 0$ ， $\phi'' < 0$ ，据此 $h(t)$ 随着时间 t 的推移呈倒 U 型分布，即随着健康资本存量的增长，健康资本产出的健康时间边际递减。此时，假设 \bar{K}^h 为死亡时居民个体的健康资本存量，依据健康存量定义死亡时间 T 为：

$$T = \min\{t: K^h(t) \leq \bar{K}^h\}, (2.33)$$

其次，本模型设置第一个动态约束条件，在健康总投资不等于健康折旧的前提下，健康存量随时间的变化 $\dot{K}^h(t)$ 可表示为：

$$\dot{K}^h(t) = f[t, edu(t)]M(t) - \delta[t, X(t)]K^h(t), (2.34)$$

其中， $edu(t)$ 表示受教育水平， $M(t)$ 为医疗服务水平， $f(\cdot)$ 为基于上述因素产生的新健康资本。此时，我们假设 $f(\cdot) > 0$ 时，对于所有 t 满足 $\partial f[t, edu(t)]/\partial edu(t) > 0$ ，表明受教育程度和医疗卫生服务水平的提高都可以改变健康资本的生产率。

在第一个动态约束条件的基础上，本文引入模型中关键的健康风险行为因素。在本模型构建中，我们主要考虑两种类型的健康风险行为：成瘾风险行为和传染性风险行为。其中，成瘾风险行为主要指吸烟、饮酒、吸毒和无安全措施性行为等健康风险行为，该行为的特点是在时间维度具有成瘾特质，但在空间维度不具有传播属性；传染性风险行为主要指艾滋病、传染病传播等健康风险行为，该类行为的特点是在时间维度不具有前后影响，但在空间维度具有传播特性。本模型借鉴 Cropper(1981)健康模型的做法，将健康风险行为纳入健康资本折旧的定义中，健康折旧率 $\delta(\cdot)$ 为：

$$\delta(\cdot) = \delta_0 \exp(\bar{\delta}t) e_t^{\varphi_1} Epidemic_t^{\varphi_2} Risky_t^{\varphi_3} PublicService_t^{\varphi_4} Habit_t^{\varphi_5} (\varepsilon_t^\sigma)^{\varphi_\sigma}, (2.35)$$

式 2.34 中， e 代表工作努力程度， $Epidemic$ 代表传染病危害程度， $Risky$ 代表成瘾风险行为危害程度， $PublicService$ 代表公共服务供给水平， $Habit$ 代表生活习惯， ε^σ 代表其他影响健康折旧率的因素， δ_0 、 $\bar{\delta}$ 、 φ 等为常数，且满足 $\delta_0 > 0$ ， $\bar{\delta} > 0$ ， $\varphi_1 > 0$ ， $\varphi_2 > 0$ ， $\varphi_3 > 0$ ， $\varphi_4 < 0$ 。

由于成瘾性健康风险行为的发生往往和工作强度和社会压力呈正相关关系，工作强度的提升和社会压力的增加会提高吸烟、饮酒或吸毒等成瘾性风险行为发生的概率，结合方程 2.35 我们进一步定义成瘾性风险行为，模型如下：

$$Risky_t = \delta_2 \exp(\xi t) e_t^{\lambda_1} Addict_t^{\lambda_2} (\varepsilon_t^s)^{\lambda_3}, (2.36)$$

其中， e 为工作辛苦程度， $Addict$ 为风险行为成瘾程度， ε^s 为其他一些同样影响成瘾性风险行为的因素， δ_2 、 ξ 、 λ 等为常数，且满足 $\lambda_1 > 0$ ， $\lambda_2 > 0$ 。

最后，本模型设置第二个动态约束条件，财富存量等于静态预算约束，财富

存量随时间的变化 $\dot{K}^w(t)$ 可表示为:

$$\dot{K}^w(t) = rK^w(t) + Y[h(t), M(t), W(t)] - [P^z(t)Z(t) + P^M(t)M(t)], \quad (2.37)$$

其中, r 为利率; $W(t)$ 为工资率; $P^z(t)$ 和 $P^M(t)$ 分别为其他消费品和医疗卫生服务的价格, 且 $P^z(t) \geq 0$ 、 $P^M(t) \geq 0$; t 为一个连续时间变量。劳动收入 Y 基于 Muurinen(1982)和 Berkowitz 等(1983)的研究取决于工资率 $W(t)$ 和劳动时间 $T_w[h(t), M_t]$, 是接受医疗服务旷工的收入损失、健康存量产生的健康时间的函数, 由下式所定义:

$$Y(t) = W(t)T_w[h(t), M_t], \quad (2.38)$$

式 2.38 满足下列条件:

$$\frac{\partial Y}{\partial h} = Y_h = W(t) \frac{\partial T_w[h(t), M(t)]}{\partial h(t)} \geq 0, \quad (2.39)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial M} = Y_M = W(t) \frac{\partial T_w[h(t), M(t)]}{\partial M(t)} \leq 0, \quad (2.40)$$

即健康可以通过增加劳动时间供给进而增加收入, 而医疗卫生服务本身并不能直接增加收入。

基于以上目标函数和动态约束条件, 我们根据动态最优控制理论的思想, 在连续时间 $[0, T]$ 上实现个体效用最大化。具体而言, 依据极大值原理和动态优化原理设置如下汉密尔顿方程:

$$H = \alpha(t)U[Z(t), \varphi(K^h(t))] + y^h(t)\{f[t, edu(t)]M(t) - \delta[t, X(t)]K^h(t)\} + y^w(t)\{rK^w(t) + Y[\varphi(K^h(t)), M(t), W(t)] - [P^z(t)Z(t) + P^M(t)M(t)]\}, \quad (2.41)$$

上式中 $y^h(t)$ 和 $y^w(t)$ 分别为 $K^h(t)$ 和 $K^w(t)$ 的共态变量。根据库恩塔克形式求解汉密尔顿方程最大化的必要条件:

$$\frac{\partial H}{\partial Z(t)} = \alpha(t)U_z - y^w(t)P^z(t) = 0, \quad (2.42)$$

$$\frac{\partial H}{\partial M(t)} = y^h(t)f[t, edu(t)] - y^w(t)[P^M(t) - Y_M] = 0, \quad (2.43)$$

$$\frac{\partial H}{\partial K^h(t)} = \alpha(t)U_h \varphi' - y^h(t)\delta_0 \exp(\bar{\delta}t)e_t^{\varphi_1} Epidemic_t^{\varphi_2} [\delta_2 \exp(\xi t)e_t^{\lambda_1} Addict_t^{\lambda_2}]_t^{\varphi_3} PublicService_t^{\varphi_4} Habit_t^{\varphi_5} + y^w(t)Y_h \varphi' = 0, \quad (2.44)$$

$$\frac{\partial H}{\partial K^w(t)} = ry^w(T), \quad (2.45)$$

$$y^w(T)K^w(T) = 0, (2.46)$$

$$y^h(T)[K^h(T) - \bar{K}^h] = 0, (2.47)$$

由式 2.43 可得：

$$y^h(t) = y^w(t) \frac{P^M(t) - Y_M}{f[t, edu(t)]}, (2.48)$$

将式 2.48 代入式 2.44 并与式 2.45 联立得：

$$\left[\frac{\alpha(t)}{y^w(t)e^{-rt}} U_h + Y_h \right] \varphi' = \left\{ \varphi_1 e_t + \varphi_4 PublicService_t - \varphi_2 Epidemic_t - \delta_2 \lambda_2 \varphi_3 Addict_t - \varphi_5 Habit_t + r - \frac{P^M(t) - Y_M}{f[t, edu(t)]} \right\}, (2.49)$$

此处假定居民个人的医疗卫生服务消费量 $M(t) > 0$ ，设 $\alpha(t)/y^w(t) = 1/\lambda$ ，此时健康的边际收益最大化条件为：

$$[U_h/\lambda + Y_h] \varphi' = \left\{ e_t(\varphi_1 - \lambda_1) + \varphi_4 PublicService_t - \varphi_2 Epidemic_t - \delta_2 \lambda_2 \varphi_3 Addict_t - \varphi_5 Habit_t + r - \frac{P^M(t) - Y_M}{f[t, edu(t)]} \right\}, (2.50)$$

其中， $[U_h/\lambda] \varphi'$ 为健康边际消费收益， $Y_h \varphi'$ 为健康边际产出收益，等式 2.50 左边即为健康的边际收益； $P^M(t) - Y_M/f[t, edu(t)]$ 为健康的边际成本，即医疗服务价格与享受医疗服务机会成本除以医疗卫生服务产出健康资本的边际生产力，等式 2.50 右侧实则为健康正向收益（诸如工作收入、医疗卫生服务水平、资本收益）与健康风险损耗（诸如传染性风险行为影响、成瘾性风险行为影响和不良生活习惯影响）的差值。方程 2.50 即为本模型的基本均衡条件。

本模型基于 Grossman 的健康需求模型，引入健康风险行为因素作为健康折旧的一部分。通过对居民个人效用函数求汉密尔顿动态最优均衡解，基本均衡条件显示，无论是传染性风险行为还是成瘾性风险行为，都会对健康边际产出的收益产生负向的影响；从理论模型层面证明了健康风险行为确实会对居民的总效应产生负向影响并推导出了这种影响的弹性系数，为后文的实证分析和政策建议提供了理论依据。

3.2.2 风险行为、宏观经济增长与财政政策模型

在上一节关于风险行为背景下个人健康效用函数和需求模型推导结果的基础上，本节继续基于宏观视角评估风险行为冲击下财政政策在以经济增长为目标

的多部门决策模型中对于居民健康的影响程度。根据 Blankenau 等(2007)世代交叠模型的思想启发, 本节假设居民个人的生命分为无风险行为期 t 和风险行为为干扰期 $t+1$, 所有居民生活在同一时代、个体同质且消费单一商品, 则各部门的决策模型如下。

1. 居民家庭部门

假设居民无风险行为期的存活率为 1, 此时居民个人的工资率和个人所得税率分别为 w_t 和 τ , 则无风险行为期的税后收入 I_N 由消费 c_t 和储蓄 s_t 组成:

$$I_N = (1 - \tau)w_t = c_t + s_t, (2.51)$$

假设居民风险行为为干扰期的存活率为 ϕ , 利率为 r , 则风险行为为干扰期的居民收入为 I_R :

$$I_R = (1 - \tau)r_{t+1}s_t + s_{t+1}, (2.52)$$

在将式 2.51 和式 2.52 列为约束条件的基础上, 假设 $\rho \in (0,1)$ 为跨期时间偏好, 设置个人跨期效用函数为:

$$U(c_t, c_{t+1}) = \ln c_t + \rho\phi \ln c_{t+1}, (2.53)$$

此时构建拉格朗日函数, 求 $U(c_t, c_{t+1})$ 的最大值可得最优储蓄率 s_t^* 为:

$$s_t^* = \frac{\phi\rho}{1+\phi\rho} (1 - \tau)w_t, (2.54)$$

2. 企业部门

在企业部门的模型设定中, 本节引入“干中学”模型, 假定企业可以在运行过程中提高技术水平。假设完全竞争市场上有 N 个同质化的企业, 每个企业 i 的初始禀赋为实物资本 K_{it} 和劳动力 L_{it} , 假定健康资本 H_i 为技术进步的保障, 所以劳动生产率的增长水平 h_t 取决于健康资本和实物资本, 则定义 h_t 为:

$$h_t = \frac{K_{it}^\beta H_i^{1-\beta}}{L_t}, (2.55)$$

则企业的产出 Y_{it} 为:

$$Y_{it} = K_{it}^\omega (h_t L_{it})^{1-\omega}, (2.56)$$

此处定义 $\beta \in (0,1)$ 为实物资本和劳动力资本对于劳动力增长水平的贡献份额, $\omega \in (0,1)$ 为实物资本和劳动力资本在生产函数中的份额。引入企业追求利润最大化的条件: 实物资本的边际生产率等于实物要素的价格, 健康资本的边际生产率等于健康要素的价格, 对生产函数求一阶导数得:

$$r_{it} = \omega K_{it}^{\omega-1} (h_t L_{it})^{1-\omega}, (2.57)$$

$$w_{it} = (1 - \omega) K_{it}^{\omega} h_t^{1-\omega} L_{it}^{-\omega}, (2.58)$$

3.政府部门

为了衡量财政政策对于风险行为的影响，本节在多部门模型中引入政府部门的决策行为。考虑到影响风险行为决策的财政支出主要包括公共教育支出和公共医疗卫生支出，在该模型中我们暂且忽略其他性质的财政支出。假设公共教育支出为 H_t^E ，公共医疗卫生支出为 H_t^M ，其中公共医疗卫生支出又细分为普通医疗支出和风险行为因素专项转移支付。此次设 τ 为税率， ψ 为风险行为专项转移支付占财政支出的比例。假设政府部门在预算收支平衡的硬性约束下运行，则政府财政收入 I_G 可定义为：

$$I_G = \tau Y_t = H_t^E + H_t^M, (2.59)$$

在式 2.59 定义的模型背景下，面对风险行为的冲击，政府可以通过两种财政政策手段干预健康风险行为，从而影响健康风险行为对于居民健康的危害程度。第一，可以通过调整税率 τ 来影响财政支出规模；第二，可以通过改变风险行为专项转移支付比例 ψ 来调整财政支出结构。相应的模型设定为：

$$H_t^E = (1 - \psi)\tau Y_t, (2.60)$$

$$H_t^M = \psi\tau Y_t, (2.61)$$

假定健康资本 H_{t+1} 受到前期健康资本存量 H_t 和前期公共教育支出 H_t^E 的影响，公共教育能对下一期的健康资本增量产生影响，即产生一种“健康增量效应”；同时，设定健康资本存在一定程度的折旧 δ_t ，此时公共医疗卫生支出 H_t^M 通过影响健康资本折旧速度的方式间接影响健康资本的存续，即存在一种“健康存量效应”。此时，公共教育支出、公共医疗卫生支出和健康资本的关系为：

$$H_{t+1} = vH_t^E + (1 - \delta_t)H_t, (2.62)$$

其中， $v \in (0,1)$ 代表公共教育支出向健康资本的转换率。另外，定义折旧系数 δ_t 为：

$$\delta_t = \varepsilon \frac{H_t^M}{Y_t} + \eta\phi, (2.63)$$

其中， $\varepsilon < 0$ 为医疗卫生支出对健康资本折旧率的影响系数， $\eta > 0$ 为风险行为对于健康资本折旧率的影响系数。在此基础上，将式 2.55 和式 2.56 代入式 2.63

得:

$$\delta_t = \varepsilon\psi\tau + \eta\phi, (2.64)$$

由此可知, 公共教育支出和公共医疗卫生支出的健康增量效应和健康存量效应成立, 即前者增加健康资本的流量而非存量; 后者降低健康资本的存量(折旧)而非流量。

4. 市场出清的动态均衡解

在完全竞争市场上, 居民数量为 N , 求个人跨期效用最大化、企业利润最大化且市场出清时的均衡解。此时,

$$K_{t+1} = s_t N_t, (2.65)$$

$$\sum_1^{L_t} L_{it} = L_t = (1 - \delta)N_t, (2.66)$$

根据式 2.54、式 2.58 和式 2.65 推导得式 2.67, 根据式 2.60 和式 2.62 推导得式 2.68, 实物资本和健康资本的增长速度 g_K 和 g_H 分别为:

$$g_K = \frac{K_{t+1} - K_t}{K_t} = \frac{\phi\rho(1-\omega)(1-\tau)}{1+\phi\rho} \left(\frac{H_t}{K_t}\right)^{(1-\alpha)} - 1, (2.67)$$

$$g_H = \frac{H_{t+1} - H_t}{H_t} = v(1-\psi)\tau \left(\frac{H_t}{K_t}\right)^{-\alpha} - \varepsilon\psi\tau - \eta\phi, (2.68)$$

其中, 设 $\alpha = \omega + \beta(1 - \omega)$ 。为了消除实物资本和健康资本的回报率差异, 我们假设经济增长速度 $\tilde{g} = g_K = g_H$, 此时经济处于稳态的均衡增长路径。根据式 2.67 和式 2.68 可知, 经济增长受到健康资本与实物资本之比和财政政策的影响, 进一步推导可得:

$$\partial g_K / \partial \phi > 0, (2.69)$$

$$\partial g_H / \partial \phi < 0, (2.70)$$

式 2.67 和式 2.70 反应了健康风险行为对经济增长的两方面影响: 第一, 健康风险行为一定程度上促进了实物资本的积累(例如带动风险行为商品上下游产业的发展), 带动经济增长; 第二, 健康风险行为会阻碍健康资本的积累, 从而抑制经济增长。

5. 财政政策的健康效应评估

假设多部门模型中政府通过财政政策对于风险行为冲击下的市场均衡进行宏观调控, τ 和 ψ 作为两大重要的政策调节工具, 在保障经济均衡增长的前提下, 总目标函数为:

$$\max \tilde{g} \left(\tau, \psi, \frac{H_t}{K_t} \right) = \frac{\emptyset \rho (1-\omega)(1-\tau)}{1+\emptyset \rho} \left(\frac{H_t}{K_t} \right)^{(1-\alpha)} - 1, (2.71)$$

约束条件为:

$$\frac{\emptyset \rho (1-\omega)(1-\tau)}{1+\emptyset \rho} \left(\frac{H_t}{K_t} \right)^{(1-\alpha)} - 1 = v(1-\psi)\tau \left(\frac{H_t}{K_t} \right)^{-\alpha} - \varepsilon \psi \tau - \eta \emptyset, (2.72)$$

构建拉格朗日方程, 分别对 τ 、 ψ 、和 H_t/K_t 求一阶导得:

$$-(1+\lambda) \frac{\emptyset \rho (1-\omega)}{1+\emptyset \rho} \left(\frac{H_t}{K_t} \right)^{(1-\alpha)} = \lambda \left[v(1-\psi) \left(\frac{H_t}{K_t} \right)^{-\alpha} - \varepsilon \psi \right], (2.73)$$

$$\left(\frac{H_t}{K_t} \right)^{-\alpha} = -\frac{\varepsilon}{v}, (2.74)$$

将式 2.74 代入式 2.73 得:

$$H_t = \frac{v \varepsilon \psi \tau (1+\emptyset \rho)}{\rho (1+\lambda)(1-\omega)} K_t, (2.75)$$

由式 2.75 可知, 公共教育支出和公共医疗卫生支出的增加会提高健康资本水平, 特别是公共医疗卫生支出中的风险行为专项转移支付可以显著提升健康资本水平; 另外, 风险行为干扰期的存活率提高也能提升健康资本水平。由此可知, 风险行为对于公共健康水平的负向影响被理论模型推导结论所证实; 同时, 诸如教育和医疗卫生方面的财政支出对于改善居民公共健康水平具有显著效果, 特别是关于风险行为的专项转移支付更是具有直接的作用。因而, 在多部门决策模型中, 面对风险行为的冲击, 采取适当的财政政策(例如财政支出和专项转移支付)对于抑制风险行为危害, 提升公共健康水平具有正向的影响。该理论模型证明了财政政策在面对健康风险行为冲击时的有效性, 也为后文章节的实证研究部分奠定了理论基础。

3.3 我国健康政策梳理

3.3.1 我国公共卫生政策梳理

1. 新中国初创期的公共卫生政策

新中国成立后, 公共卫生事业被列为重要的执政领域。1950年8月召开的第一届全国卫生会议确立了“面向工农兵, 预防为主、团结中西医”的工作方针, 把提高人民群众的公共卫生水平作为重要工作目标。1951年9月由毛泽东主席起草的《中共中央关于加强卫生防疫和医疗工作的指示》为医疗卫生工作提供了纲

领性的指导意见。1952年12月的一次全国卫生会议提出了“卫生工作与群众运动相结合”的总方针，在全社会范围内积极推进公共卫生运动，进行主动预防，将传染病预防工作列为主要抓手，同时辅以医疗卫生工作者的积极治疗，在公共健康改善方面取得了伟大的成就。1954年2月的《第一届全国卫生行政会议决议》提出，加强对工业的卫生监督，逐步建立国家卫生监督制度，进一步完善了卫生监督体系。1956年，进行医疗卫生机构改革，学习前苏联模式，在全国各省、地级市、县区三级全面设立了卫生防疫站和专业的预防机构（例如黑热病、鼠疫和疟疾专职防疫机构，肺结核防疫所和传染病医院），构建起了新中国最初的疾病预防体系。1965年，毛泽东主席发表“六二六”指示，号召“把医疗卫生工作的重点放到农村去”，各地将资金、人力、物力集中调拨到农村地区，有效缓解了农村地区医疗卫生资源匮乏的现状。

2. 改革开放以后的公共卫生政策

改革开放以来，我国公共医疗卫生事业蓬勃发展，不断完善。1979年卫生部颁布的《全国卫生防疫站工作条例》对卫生防疫站人员、机构和设备进行了原则性的规定。1982年，中国与预防中心（后改称中国预防医学院）的成立标志着我国从国家层面到省、地级市以及区县的一整套卫生防疫疾病预防控制体系的建成。

改革开放以来，我国公共卫生领域另一个重要的成就是法制逐步健全，形成了与公共医疗卫生事业相配套的公共卫生法律体系和卫生监督体系。这期间，全国人大常委会和国务院通过了《传染病防治法》、《国家卫生检疫法》、《食品卫生法》、《母婴保健法》、《执业医师法》、《献血法》、《职业病防治法》、《公共卫生场所管理条例》、《艾滋病监督管理的若干规定》、《尘肺病治理条例》、《放射性同位素与射线装置放射防护条例》、《化妆品卫生监督条例》、《食盐加碘消除碘缺乏危害管理条例》和《学校卫生工作条例》。这些法令和规定设计食品安全、劳动安全、化妆品卫生检疫、饮用水安全等居民生活的方方面面，基本满足防疫工作和卫生监督的要求。

90年代以来，卫生工作又有了新要求。1991年第七届人大第四次会议通过的《国民经济和社会发展十年规划和第八个五年规划纲要》提出，医疗卫生工作的新指导方针为“预防为主、依靠科技进步、动员全社会参与、中西医并重、为人

民健康服务”；在具体贯彻落实的过程中，卫生部坚持以农村为主的行动方针，在此基础上将卫生保健和中西医相结合，取得了显著的成果。1997年1月，中共中央和国务院颁布的《关于卫生改革与发展的决定》修订颁布了新的全国卫生工作方针，“以农村为重点，预防为主，中西医并重，依靠科技与教育，动员全社会参与，为人民服务，为社会主义现代化建设服务”。2001年卫生部进一步颁布《关于卫生监督体制改革实施的若干意见》和《关于疾病预防控制体系改革的指导意见》，明确提出了疾病预防控制的改革目标，推进全国卫生监督体制和疾病预防控制体制改革，形成了由疾病预防控制体系、卫生监督体系、妇幼保健体系、爱国卫生和食品药品监督体系构成的新的公共医疗卫生体系。2002年中共中央和国务院颁发的《关于进一步加强农村卫生建设的决定》进一步加强了公共医疗卫生投入；同时，中国疾病预防控制中心的重组标志着我国新型疾病预防控制体系的形成。2006年卫生部、国家发改委等部门联合发布《农村卫生服务体系建设规划》，提出应健全农村三级卫生服务体系，搭建基本医疗服务和公共卫生服务平台。

3.新时期的公共卫生政策

新时期以来，在以习近平同志为核心的党的新一代领导集体的带领下，我国的新时期中国特色社会主义公共卫生政策取得了卓越的成就。2016年10月中共中央、国务院印发《“健康中国2030”规划纲要》，建国以来首次在国家层面提出健康领域的中长期战略规划，使得“健康中国”成为重要的国家战略，为今后15年公共医疗卫生事业提供了行动纲领。该纲领突出强调了三方面内容：第一，将医疗卫生工作的重点前移，将“重治疗”转变为“重预防”，推行健康的生活方式，减轻风险行为的危害，减少疾病发生；第二，调整优化医疗健康服务体系，强化早诊断、早治疗、早康复的观念，积极促进健康产业的发展，更好地满足人民群众的健康需求；第三，将“共建共享全民健康”作为战略主题，坚持政府主导，动员全社会参与，推动社会共建共享，人人自律，实现全民健康。

2017年10月，“十九大”报告指出，实施健康中国战略，要完善国民健康政策，为人民群众提供全方位全周期健康服务。深化医药卫生体制改革，全面建立中国特色基本医疗卫生制度、医疗保障制度和优质高效的医疗卫生服务体系，健全现代医院管理制度。加强基层医疗卫生服务体系和全科医生队伍建设。全面取

消以药养医，健全药品供应保障制度。坚持预防为主，深入开展爱国卫生运动，倡导健康文明生活方式，预防控制重大疾病。实施食品安全战略，让人民吃得放心。坚持中西医并重，传承发展中医药事业。支持社会办医，发展健康产业。促进生育政策和相关经济社会政策配套衔接，加强人口发展战略研究。积极应对人口老龄化，构建养老、孝老、敬老政策体系和社会环境，推进医养结合，加快老龄事业和产业发展。

2019年7月，国务院颁布《关于实施健康中国行动的意见》，指出人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志，预防是最经济最有效的健康策略。为加快推动从以治病为中心转变为以人民健康为中心，动员全社会落实预防为主方针，实施健康中国行动，提高全民健康水平提出了具体工作方针和指导意见。

3.3.2 我国医疗卫生财政政策梳理

1. 新中国初期的医疗卫生财政政策

新中国建立初期也是医疗卫生财政政策及体制的构建时期，在传统计划经济主导的经济体制背景下，由国家层面主导建立了以低层次、不同体制不同制度和城乡差异化为特点的横向均等医疗政策，居民所有医疗卫生支出由财政支出负责。

具体来说，该阶段我国医疗卫生体制经历了由无到有、由点到面的发展过程。1951年政务院颁布《劳动保险条例》，标志着政府对职工健康提供公共财政支持，这一条例从住房、医疗和退休等方面做出了公共性的制度保障，也奠定了财政医疗卫生支出在医疗卫生筹资体系中的主导和核心地位；1952年，政府正式建立公费医疗制度和劳保医疗制度，并与1959年建立农村医疗合作制度。该时期的医疗卫生服务供给被视为一种国家福利，公共卫生和医疗服务都免费推行，政府医疗卫生财政支出由增加补助转为差额预算管理。

计划经济时期，医疗卫生财政政策促进了健康人力资本迅速积累，且医疗卫生支出基本由财政支出负担，形成了广覆盖的居民基本公共医疗服务体系。但是国家财政日积月累的承担医疗卫生支付责任，也造成了财政压力过大、医疗卫生系统效率偏低和城乡健康人力资本差距拉大等一系列问题。

2. 改革开放以来的医疗卫生财政政策

改革开放以来，医疗卫生体系经历了市场化改革，财政医疗卫生支出占卫生

总费用的比例锐减；同时，市场化改革的弊端也逐渐显露，迫使政府对医疗卫生事业的性质和地位进行了重新规划，财政医疗卫生支出由从属地位重新回归主导，我国基本医疗卫生服务实现全覆盖。

1985年国务院《关于卫生工作改革若干政策问题的报告》(国发[1985]62号)拉开了以“放权让利”为特点的卫生体系改革和全面医改的大幕。1992年9月国务院《关于深化卫生医疗体制改革的几点意见》提出医疗卫生改革需要引入市场机制的力量。1998年国务院颁布《关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》(国发[1998]44号)在全国范围内全面推行职工医疗保障制度改革，开始由公费劳保医疗的单位福利转向社会保险制度的社会保障体系。2000年国务院颁发《关于城镇医疗卫生体制改革的指导意见》(国发[2000]16号)，将医疗卫生体制改革的基调定位为市场化和商业化。同时，提出农村合作医疗制度的构想，推进农村多种形式的医疗保障制度构建。此轮“医改”的主要特征是将市场力量引入了医疗卫生体系，将医疗卫生费用由财政支付为主改为个人筹资为主，全面提升了医疗卫生服务效率，建成了多层次医疗保障筹资体系，完成了医疗费用控制机制。但是过于激进的市场化运作也造成了医疗卫生事业的公益性质背离和城乡、区域、中西医等治疗手段的矛盾。

为了着力解决上述问题，新一轮医疗卫生体系改革拉开帷幕。2003年，新型农村合作医疗制度开启试点。2006年10月，《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》要求推进覆盖城乡居民的公共卫生保健制度建立。2007年，财政部提出医疗卫生财政支出要向农村地区倾斜，向医疗救助制度倾斜，同时加大医疗卫生事业的改革力度。2007年7月，国务院颁布《关于开展城镇居民基本医疗保健试点的指导意见》(国发[2007]20号)，进一步强调政府在医疗卫生服务供给中的主体地位。2007年10月的“十七大”报告进一步明确了建立健全突发公共卫生事件应急处理体系、城市基本医疗服务体系、卫生科普宣传体系和财政经费保障体系。新一轮医疗卫生改革明确了政府财政支出是全民基本医疗服务主体的地位，提升了医疗卫生财政支出的“质”与“量”，使得医疗卫生领域的财政事权和支出责任更加明晰，行政效率更上一层。

3.新时期的医疗卫生财政政策

新时期的医疗卫生财政政策伴随着新医改方案的出台持续推进，医疗卫生财政支出的主导性地位进一步确立，医疗卫生财政政策通过公共卫生和医疗服务两方面共同作用，通过不同机制准确引导公共健康事业蓬勃发展。

2009 年中共中央、国务院发布《关于深化医疗卫生体制改革的意见》(中发[2009]6 号)，该意见成为我国“新医改”的纲领性文件，其核心思想在于健康公共卫生和基本医疗公共服务的公益性，并明确了基本医疗保障制度建设、建立国家基本药物目录、健全基层医疗卫生服务体系、促进基本公共卫生服务均等化和推进公立医院改革五大工作重点。2012 年 8 月，国家发展改革委员会联合 6 部门出台了《关于开展城乡居民大病保险工作的指导意见》(发改社会[2012]2605 号)，为我国大病医保专项支出提供了政策依据。2012 年 10 月，国务院发布《卫生事业发展“十二五”规划》(国发[2012]57 号)，为将来的医疗卫生体系改革和指标制定提供了明确的目标。2013 年 10 月，国务院 40 号文《关于促进健康服务业发展的若干意见》发布，医疗健康成为各个地方政府的施政要点，基层医疗卫生服务能力的提升和地方医疗卫生资源的整合被高度重视。2016 年 8 月，国务院发布《关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》(国发[2016]49 号)，规定基本医疗保障和基本公共卫生服务事权由中央与地方共同承担支出责任。2018 年 8 月，国务院颁布《关于印发医疗卫生领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案的通知》(国办发[2018]67 号)，进一步明确了中央政府和地方政府在医疗卫生服务领域事权和支出责任的划分，为医疗卫生服务供给的权责划分提供了参考依据。“十三五”时期是新一轮深化医疗卫生体制改革的决胜阶段，截至 2020 年，我国已建成覆盖城乡居民的基本医疗卫生制度，实现居民人人享有安全、有效、方便、廉价的医疗卫生服务和分级诊疗体系，并以此为基础继续巩固完善全民医疗保障体系，建立以基本药物为基础、药品研发与创新为龙头、药品流通体系为保障、药品使用为落地政策的一整套医药服务体系。

新时期的医疗卫生财政政策，秉持了政府在医疗卫生领域的主导地位，确立医疗卫生财政支出作为医疗卫生经费的主要资金来源的地位。具体来说，医疗卫生财政支出规模不断扩大，占财政支出的比重也持续上升，实现了“医改”公益性的目标；同时，全民医疗卫生服务质量显著提升，医疗卫生财政支出效率显现；

城镇居民医保和新农合补助标准逐年提高，医疗卫生服务的城乡差距被逐步弥合。

第 4 章 财政政策的潜在收益评估：基于烟草消费与公共健

康视角

4.1 引言

在习近平新时代中国特色社会主义思想的指引下，我国经济快速稳定增长，社会发展水平不断提高，人民生活幸福感持续上升。公共健康水平作为衡量一个国家发展程度的重要指标，也越来越受到政府和社会的重视：“推进健康中国建设，是全面建成小康社会、基本实现社会主义现代化的重要基础，是全面提升中华民族健康素质、实现人民健康与经济社会协调发展的国家战略。”¹

公共健康水平作为衡量一个国家发展程度的重要指标，越来越受到政府和社会的重视：推进健康中国建设，是全面建成小康社会、基本实现社会主义现代化的重要基础，是全面提升中华民族健康素质、实现人民健康与经济社会协调发展的国家战略。在提高中国公民公共健康水平被上升到国家层面战略的背景下，人们更加注重对于自身健康的投资（Grossman, 1972），而风险行为对于公共健康水平的影响也受到了更大的关注。吸烟行为作为一种影响范围极广，危害极大的个人风险行为，且具有成瘾性和耐久性的特征，对于公共健康水平的负面影响不言而喻（Cutler 和 Glaeser, 2005）。截至 2016 年，我国吸烟人口超过 3 亿，另有 7.4 亿人不同程度的受到二手烟的危害，每年因吸烟相关疾病所致死亡人数超过 100 万，造成了巨大的经济损失²。在这样的背景下，我国于 2003 年签署并加入了世界卫生组织《烟草控制框架公约》（Framework Convention on Tobacco Control, FCTC），控制烟草流行成为了政府支持的健康行动，得以在全国范围内以各种形

1 《“健康中国 2030”规划纲要》，2016。

2 《2017 中国成人烟草调查报告》，中国疾病预防控制中心。

式展开¹，但时至今日，控烟政策的效果仍不明显²。

吸烟行为对于人体健康会产生极大的危害。根据医疗统计，全球每年会有超过 700 万人死于吸烟引起的各种疾病，并产生高达 1 万亿美元的健康花费³。经医学研究表明，吸烟行为是引发肺癌发病率和死亡率增长的重要因素 (Khuder, 2011)。除此之外，吸烟还会导致诸如胰腺癌、膀胱癌等其他癌症的多发 (Inoue-Choi, 2017)。同时，吸烟行为也会提高心脑血管疾病和呼吸系统疾病等慢性病的患病风险和死亡率 (Babizhayev 和 Yegorov, 2011)。吸烟行为对于婴儿成长也有不利影响，根据美国独立辖区的研究表明，未采取控烟政策辖区的烟雾环境使得该区域的婴儿猝死综合症死亡率显著高于有控烟政策实施的辖区 (Markowitz, 2008)。

吸烟行为对经济社会的发展也会产生极大的负面作用。吸烟行为可能导致贫穷，烟草的直接开销和由此引发疾病带来的间接花费会导致严重的贫困问题 (Ciapponi 等, 2011)。吸烟对于收入有着长期的负向影响，研究发现吸烟引起的收入损失在过去三十年中一直在上升，吸烟者的收入水平比非吸烟者低 24% 以上 (Auld, 2005)。吸烟导致的身体健康水平下降和劳动力水平降低是引发收入和工资下降的直接因素 (Levine, 1997)。长期来看，烟草消费的增加会导致劳动力市场产出下降和失业率上升问题 (Viscusi 和 Hersch, 2008)。基于以上吸烟行为对于公共健康和社会发展造成的巨大危害，社会各界都认为可以通过增加烟草税的方式来控制烟草消费量 (Adda 和 Cornaglia, 2006)。但是也有实证研究发现，增加烟草税对控烟产生的效果并不明显，烟草税增加 100% 的情况下，成人吸烟量仅下降 5% (Callison 和 Kaestner, 2014)。

关于我国吸烟行为和烟草消费的研究数量不多，且主要集中在烟草的价格弹

1 加入《烟草控制框架公约》后，我国积极推进控烟行动：2011 年 3 月，“十二五”规划明确提出“全面推行公共场所禁烟”；2012 年 10 月，国务院印发《卫生事业发展“十二五”规划》，清楚阐明“要加强控烟宣传，建立免费戒烟热线，全面推行公共场所禁烟，积极创建无烟医疗卫生机构、无烟学校、无烟单位、建立完整的烟草流行监测体系”；2016 年《“健康中国 2030”规划纲要》提出“到 2030 年，15 岁以上人群吸烟率降低到 20%”控烟目标。

2 中国疾病预防控制中心 (CDC) 在全国范围开展的成人烟草调查 (2016) 显示：“十二五”期间，我国烟草销售量持续上升，烟民增长 1500 万人，吸烟者日平均吸烟量较之 2010 年增加 1 支；15 岁及以上人群吸烟率为 27.7%，与 2010 年基本持平；吸烟者总数为 3.16 亿人，没有实现“十二五”规划控烟目标。

3 World Health Organization, 2017. WHO report on the global tobacco epidemic, 2017: Monitoring tobacco use and prevention policies. Geneva: World Health Organization URL https://www.who.int/tobacco/global_report/en/.

性和控烟政策造成的烟草消费变化方面。基于我国城市地区香烟消费者的价格弹性测算结果为-0.5 (Bishop 等, 2006)。而 Chen 和 Xing (2011) 基于我国北方八个省份的家庭层面微观调查数据的实证研究发现, 在个人消费层面卷烟的价格弹性约为-0.82, 说明中国消费者对于卷烟价格的变动较为敏感。另一方面, 基于我国卷烟销售微观数据的研究表明, 品牌层面的卷烟消费价格弹性在-0.81 左右, 但同时烟草税造成了低价烟和高焦油烟的替代品出现 (Liu 等, 2015)。目前, 关注我国吸烟者健康水平的文章较少, 仅 Yen 等 (2010) 基于中国健康与营养调查数据的研究指出, 吸烟者普遍高估自己的健康水平, 这对公共健康带来极大的隐患。

综合上述文献, 我们发现: 第一, 当前的研究很少关注并系统识别吸烟行为带来的健康损失。医学领域的研究大都基于死亡数据统计或是个体样本汇总, 且没有实证策略验证, 无法量化吸烟和健康损失二者之间具体的因果关系; 第二, 大多数研究都致力于探究吸烟行为的致病路径和致病结果, 基于病患个体层面探索吸烟行为对于癌症和其他疾病的诱导引发作用, 极少关注地区层面的影响因素, 特别是地区间自然环境、经济发展、卫生政策等的差异。因此, 已有文献虽然可以有效解释个体吸烟者患病的概率差异, 却无法解释发病的空间差异, 即在相同条件下, 不同地区间癌症发病率的差异为何存在, 癌症发病率和吸烟量之间是否存在区域上的关联。

本文的贡献主要集中在以下三方面: 第一, 本文从吸烟行为的健康危害角度入手, 在理论模型构建方面, 将吸烟行为纳入居民的效用函数, 利用生命周期框架和效用最大化函数构建吸烟者的跨期效用模型, 并通过求解汉密尔顿方程, 得出吸烟行为对健康水平的负向影响关系, 该理论模型的构建思路可以推广到其他健康风险行为 (诸如饮酒危害或糖上瘾问题等) 危害程度的研究当中。第二, 从实证策略的角度出发, 本文基于我国地级市层面¹的面板数据, 选取涉烟违法案件数量作为工具变量, 并利用联立方程组和 3SLS 的实证方法克服了卷烟销售行为的内生性, 发现吸烟行为对于公共健康水平存在显著的负向影响。卷烟销售数量

1 关于数据选取方面, 本文在设计之初也考虑过选取微观层面的健康调查数据, 但目前可得的微观数据库对于烟草消费量的调查过于宽泛, 导致吸烟量无法准确量化; 调查数据中存在因烟致病疾病的问题的设置缺失现象, 使得个人层面的模型设计存在天然的缺陷。在未来的研究中, 我们会继续进行微观层面的尝试。

每增加 1%，肺癌死亡人数将增加 0.247 万人，新发肺癌人数将增加 0.309 万人，肿瘤科门急诊人次数会增加 8.322 万人。从医疗成本和生命损失角度来看，吸烟行为的蔓延每年导致的肺癌致病人数量超过 5000 人，每年因吸烟行为而额外产生的肿瘤患者超过 15 万人，造成的经济净损失增量超过 400 亿元。第三，本文的研究具有显著的学术价值和政策意义。随着健康问题越来越受到社会和公众的重视，我国的公共卫生管理需要从当前的“重医疗”的事后诊疗转向“重预防”风险行为的事前防控。本文对于吸烟这种风险行为负面影响公共健康的事实量化分析并进行了控烟政策的成本收益核算，为中央政府制定新的控烟政策和烟草税的新一轮改革提供了精准的科学依据。在“健康中国”战略日益深入人心的大背景下，本文的估计参数可以为决策者的公共政策制定提供参考。

4.2 烟草制度及典型事实

我国是世界上最大的烟草生产国和消费国，拥有超过 3 亿的吸烟者，每年烟草消费量占到世界烟草消费总量的 30%以上¹。我国的烟草行业在世界上独树一帜，由政府严格监管，所有的烟草和烟草制品在中国的种植、生产、运输、分销和营销均由国有垄断企业中国烟草总公司（China National Tobacco Corporation, CNTC）负责运营；同时，我国烟草和烟草制品的相关政策由国家烟草专卖局（State Tobacco Monopoly Administration, STMA）负责执行监管。需要指出的是，中国烟草总公司和国家烟草专卖局在事实上是同一家机构，在我国各个省份和地区都设有分支机构，并作为我国境内香烟生产和销售的唯一合法渠道。因此，在烟草专卖制度下，我国烟草行业经营制度具有“政企合一”的特点，国家烟草专卖局和中国烟草总公司既有行政管理权也有经营权，总揽我国烟草行业的所有相关事务，这与世界其他国家的烟草管制制度具有较大差异。例如，美国在烟草行业采取管制竞争制度，即在生产经营环节采取民间资本市场竞争制度，在监管环节采取政府管制制度²；日本采取政府监管下的部分专卖制度；欧盟实行开放竞争制度，烟

1 World Health Organization, 2017. WHO report on the global tobacco epidemic, 2017: Monitoring tobacco use and prevention policies. Geneva: World Health Organization URL https://www.who.int/tobacco/global_report/en/.

2 例如食品和药品监督管理局（FDA）负责制定烟草制品的技术标准；酒精烟草税收和贸易局（TTB）负责烟草制品经营许可证发放；烟酒和火器管理局（ATF）负责查处烟草非法贸易。

草市场由四大寡头跨国公司垄断经营；俄罗斯则采取自由竞争制度，烟草行业的经营完全由市场决定。

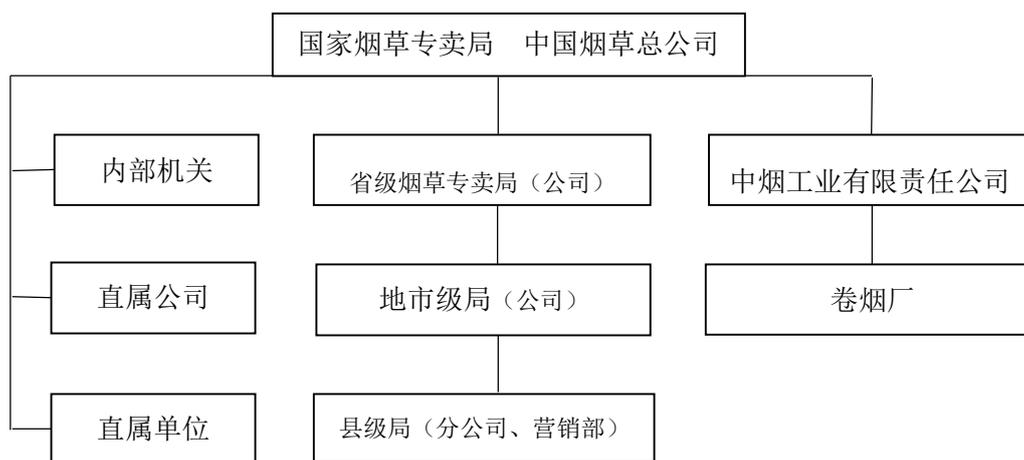


图 4.1 烟草行业组织结构图

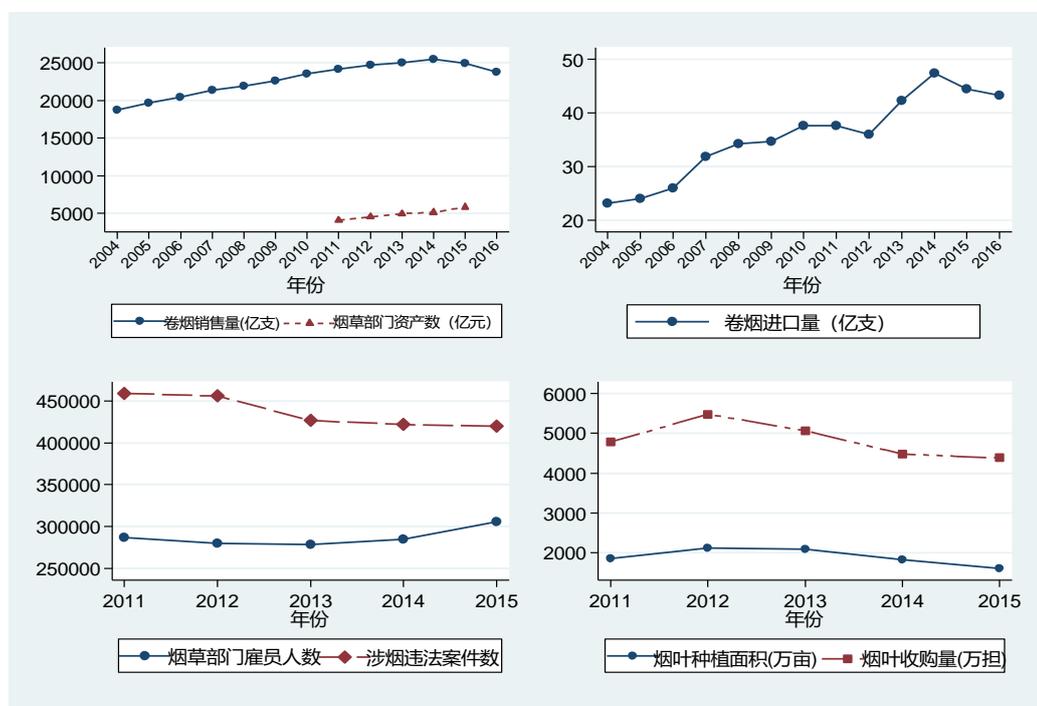
本文的主要数据来自历年的《中国烟草年鉴》。该年鉴系列是中国烟草总公司和中国烟草专卖局历年的官方数据统计汇编，是反映我国各地区香烟经营销售活动的权威统计资料。《中国烟草年鉴》统计了我国地级市层面的烟草生产、经营和销售的全链条数据，其中包括各地市烟草部门的机构设置情况（烟草部门的管理体系设置、销售体系设置和从业人员数量）、资本情况（烟草部门的总资产、资产负债率和新增资本）、生产状况（烟叶种植面积、烟叶收购量和烟农户数）、经营情况（烟草的销售量、烟草的销售收入和烟草的税利情况）以及监管状况（涉烟违法案件数量和涉烟违法案件案值），能够准确的反映我国烟草行业的发展情况。需要指出，由于长期形成的经营传统¹，烟草销售市场可以被视为完美的独立分割市场，本地烟草专卖局对于当地的烟草销售具有绝对垄断地位，跨地区的烟草销售情况几乎不存在。同时，本地烟草公司作为地市级烟草唯一销售机构，其卷烟销售量几乎等价于本地区的烟草消费量。最后，由于我国卷烟的国际进口量占比

¹ 中国烟草行业经过多年发展形成了各地区间的中烟公司分支机构和烟草专卖局全权负责辖区内的一切烟草事宜的行业传统，跨区域间的烟草交流合作行为极为罕见。

极小¹，故在衡量地区居民吸烟量的过程中忽略不计。

我国烟草行业的经营发展情况呈三个典型事实。第一，我国的卷烟销售量从2004年后逐年上升，但在2014年达到顶峰，随后稍有下降。截至2016年，我国卷烟年销售总量维持在24000亿支上下。近年来的消费下降可能是由于2009年和2015年两次烟草税改革的影响，以及我国加入《烟草控制框架公约》后消费者对自身健康的关注度更高了。在种植和生产方面，从2011年到2015年，烟叶种植量和烟叶收购量的总体规模呈小幅下降趋势。同时，我国的卷烟进口量则持续增长，从2004年的23.2亿支增长到2016年的43.3亿支，但与国内卷烟销售量相比仍然规模甚小。

第二，我国烟草部门的经营规模保持稳定，部门的资产数量和雇员数量都稳中有升。2015年，烟草部门的总资产金额超过5000亿元，雇员人数超过28万人。与此同时，由于信息化程度增加和烟草专卖监管技术的改善，各地区的涉烟违法案件数稳中有降。在2011年，全国涉烟违法案件达到45万起，而2014年则降到了42万起。



1 我国卷烟国际进口量占比仅为卷烟销售量的0.1%左右。

图 4.2 我国烟草销量及发展情况（2011-2014）

第三，我国的烟草销售量在地区分布上呈现出了极为明显的集聚特点。首先，从整体上来看，我国烟草销售量的地区分布和胡焕庸线¹（黑河-腾冲线）基本一致，即东南部地区烟草销售量较高，西北部地区烟草销售量较低。其次，烟草销售量的大小与区域经济发展水平有着直观的联系，经济发展水平较高的东部地区烟草销售量明显高于经济发展水平较低的中西部地区。最后，从区域内部分布情况来看，同省内，省会城市和计划单列市的烟草销售量明显高于一般城市，这也符合我国区域内的人口和资源集聚的现状。有趣的是，对比烟草消费量地区分布和烟草种植地区分布，可以发现我国烟草销售量的大小与是否是烟叶种植区有很大联系，即烟叶种植区的烟草销售量普遍较高，这也反映出烟草文化传统和吸烟习惯对于吸烟消费行为的影响十分显著。

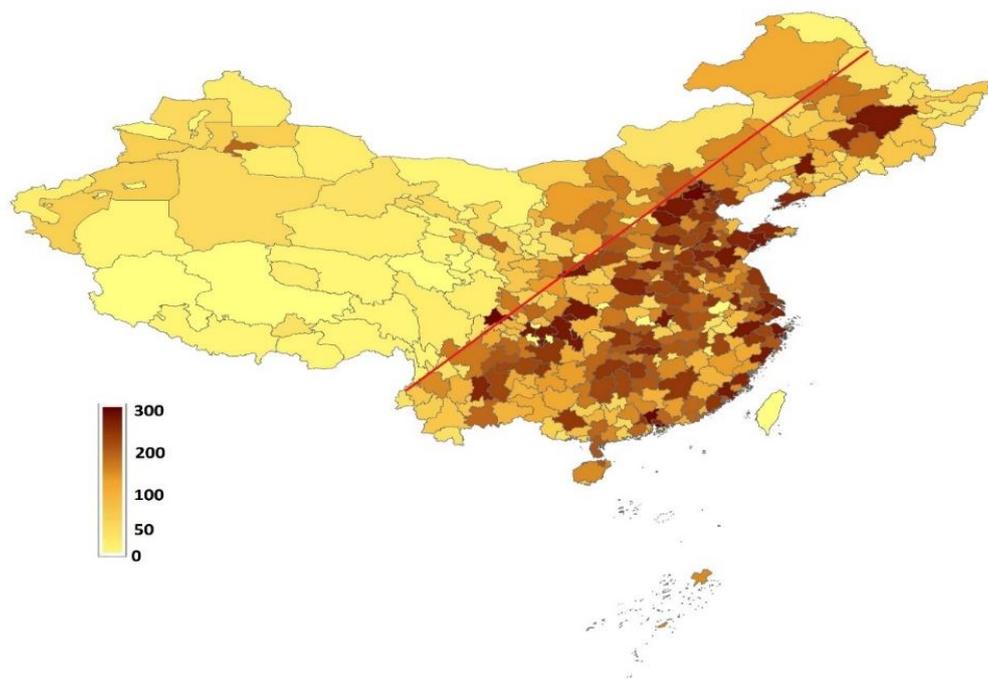


图 4.3 我国烟草消费量的区域分布（亿支）

¹ 胡焕庸线(Hu Line, 或 Heihe-Tengchong Line), 我国人口密度分布线, 即中国地理学家胡焕庸(1901-1998)在 1935 年提出的划分我国人口密度和城镇化水平的分割线, 该分割线东南人口密度高, 西北人口密度低, 最初称“瑗瑛—腾冲一线”, 后因地名变迁, 改称“黑河—腾冲一线”。



图 4.4 我国烟草种植的区域分布

注：散点分布区域为我国烟草种植区，分布越密烟草种植面积和产量越大，反之则越小。

4.3 模型构建和数据说明

4.3.1 模型构建

为了从理论上论证吸烟行为对于公共健康水平的影响程度，本文在 Chen 等（2017）的基础上构建了以生命周期框架和效用最大化函数为基础的理论模型。假设行为主体为理性的经济人，生命时间 t 具有连续性，生命始于时间 t_0 ，终于时间 t_n ，生命周期为区间 $[t_0, t_n]$ 。同时假设消费为 c ，健康水平为 h ，吸烟量为 s ，同时考虑到吸烟行为具有成瘾性的特征（Becker 和 Murphy, 1988），该理性经济人在时间 t 的线性效用函数为：

$$u(c, s, h, t) = \ln c(t) + \alpha \ln s(t) + \beta \ln s(t-1) + \gamma \ln h(t) \quad (4.1)$$

其中， $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 且 $\gamma > 0$ ，代表吸烟者对于吸烟和健康的偏好都为正，且对于烟草的成瘾性也为正，但对于三者偏好会存在不同。同时，假设 σ 为折现率，则可以得到吸烟者一生的效用函数为：

$$U = \int_{t_0}^{t_n} e^{-\sigma(t-t_0)} [\ln c(t) + \alpha \ln s(t) + \beta \ln s(t-1) + \gamma \ln h(t)] dt \quad (4.2)$$

同时，假设吸烟者的工作效率为 θ ，每单位时间工资为 w ， k 为工作经验水平且 $k > 0$ ，代表工作经验和收入水平成正比，则基于 Grossman (1972) 健康人力资本模型，则吸烟者在健康状况下的收入为：

$$y(t) = \theta w(t)h(t)k(t) \quad (4.3)$$

本文为吸烟者的效用函数设置两个约束条件。第一，假设吸烟者拥有的资产为 a 且市场利率为 r ，在同一时间内，吸烟者的收入分别用于消费、购买香烟和支付与健康相关的支出，健康相关支出为 x^1 ，每支香烟的价格为 p ，则效用函数的第一个约束条件，即吸烟者资产变化量为：

$$\dot{a} = r(t)a(t) + y(t) - c(t) - p(t)s(t) - x(t) \quad (4.4)$$

第二，吸烟者的健康状况会受到健康相关支出、吸烟量的增长和年龄的增长等多重因素影响，考虑到这些因素，效用函数的第二个约束条件，即吸烟者健康变化量为：

$$\dot{h} = [\Omega x(t)^\varepsilon - (\delta + \lambda(t)s(t))]h(t) \quad (4.5)$$

其中， $\Omega > 0$ 表示对于健康的相关支出对于健康水平是有正向作用的， ε 为健康支出的边际消费倾向且 $\varepsilon > 0$ ， δ 为健康水平的自然衰退且 $\delta > 0$ ； $\lambda(t)$ 为 t 的增函数以保证吸烟者的健康状况随年龄增长和吸烟量的上升而下降。

基于以上吸烟者的效用函数和两个约束条件构建汉密尔顿方程，得：

$$H(c, s, x, t) = \ln c + (\alpha + \beta) \ln s + \gamma \ln h + \tau_1 (ra + \theta whk - c - ps - x) + \tau_2 \{[\Omega x^\varepsilon - (\delta + \lambda s)]h\} \quad (4.6)$$

采用动态最优理论求解上述汉密尔顿方程，基于 t 对参数 c 、 s 和 x 求偏导，得到动态最优解为：

$$\frac{s}{c} = \frac{\alpha + \beta}{p + \lambda(t) / (\Omega \varepsilon x^{\varepsilon - 1})} \quad (4.7)$$

$$(1 - \varepsilon) \frac{\dot{x}}{x} = r - \Omega \varepsilon x^{\varepsilon - 1} h \left(\frac{\gamma c}{h} + \theta w \right) \quad (4.8)$$

$$h = \frac{c}{\theta w} \left\{ \left[r - (1 - \varepsilon) \frac{\dot{x}}{x} \right] \left(\frac{\alpha + \beta}{s} \right) \lambda(t)^{-1} - \gamma \right\} \quad (4.9)$$

由上述最优解可知，在考虑年龄增长对于健康水平的负向影响的前提下（ $\lambda(t)$ 为 t 的增函数）：相对于香烟消费 s 而言，吸烟量 s 随着对于烟草的偏好 α 和对于

1 假设健康支出 x 只与生命时间 t 有关。

香烟的成瘾性 β 的增加而增加，但是随着烟草价格 p 和健康成本 $\lambda(t)/(\Omega\epsilon x^{\epsilon-1})$ 的增加而减少；而对于健康水平 h 而言，健康水平 h 与香烟消费量 s 呈反向变动关系，健康水平 h 随着香烟消费量 s 的增加而下降；但是与健康相关的支出 x 呈同向变动关系，健康水平 h 随着健康相关支出 x 的增加而增加；另外，消费 c 和市场利率 r 对于健康水平有正向影响，工作量 θw 对于健康水平有负向影响。

4.3.2 数据介绍及变量选取

本文选取的核心解释变量为卷烟销售数量，该数据来自《中国烟草年鉴》¹。年鉴中卷烟销售量为各地级市区域内的卷烟销售数量²，可以作为各地区居民吸烟量的替代。首先，由于中国烟草总公司是中国大陆地区唯一合法的烟草经营销售单位，且我国各地方烟草专卖局对于辖区内的烟草销售渠道形成垄断，造成我国各地方烟草销售市场互相分割且相互独立，可以保证各地市辖区内销售的香烟都在本地被吸食。同时，进口香烟销售也不会干扰估计，由于我国卷烟进口量仅占卷烟销售量的 0.1%左右，故而在考虑居民吸烟量问题时可以忽略不计。其次，为了避免烟草销售中会存在的礼品赠与问题，本文选取了地级市层面的烟草销售数据而非个人层面的烟草消费数据，最大限度的保障了在地级市区域内烟草销售量和吸烟量的匹配程度³。最后，考虑到香烟的保质期一般约为 1 年左右，且由于吸烟行为的成瘾性极强，使得烟草囤积行为极为少见，所以本文把各地区的当年烟草销售量视同各地区的当年烟草消费量。

本文选择肺癌死亡人数、新发肺癌人数和肿瘤科门急诊人次数来衡量被解释变量“公共健康水平”，所用数据来自于全国肿瘤登记中心⁴的统计普查数据。肺癌死亡人数和新发肺癌人数作为被解释变量，可以估计吸烟行为对于肺癌发病的影响程度。选择肺癌作为研究重点的原因在于，肺癌在中国是发病率及死亡率最高

1 该年鉴是中国烟草总公司和中国烟草专卖局历年官方数据统计汇编，是反映我国各地区香烟经营销售活动的权威统计资料。

2 该销售量表示当地烟草专卖局在本地所有烟草销售量，包括本省烟直供和外省畅销烟搭售。

3 绝大多数礼品赠与都集中在地级市区域内，跨市赠与数量极小，可以忽略不计。

4 全国肿瘤登记中心（National Committee for Clinical Research, NCCR），成立于 2002 年，专门负责收集、评估和发布我国全国范围内各地区的癌症数据，数据收集范围包括各地区医院、社区卫生服务中心以及城镇居民基本医疗保险和新农合覆盖的医疗服务范围，是我国目前最权威的官方癌症统计发布单位。

的癌症种类，截至 2014 年，全国肺癌死亡人数和新发肺癌人数分别超过 62 万和 78 万，在我国危害严重且对经济发展和公共健康水平具有显著的负面影响（Chen 等, 2016），并且医学上已经证明吸烟行为是肺癌发病和死亡的重要致病诱因（Khuder, 2011）。同时，鉴于吸烟行为会导致多种癌症的高发，本文还选择肿瘤科门急诊人次数来估计吸烟行为对于一般性癌症发病情况的影响程度。我国的吸烟致病情况和烟草销售量则呈同步上升态势，烟草销售量和肿瘤致病情况呈明显正相关关系。而我国烟草销售地区分布与我国肿瘤疾病发病地区分布基本一致，这些一致性都从现实情况中佐证了烟草消费与吸烟致病存在很强的相关性。最后，考虑到癌症致死排在当前中国人疾病死亡数和死亡率的第一位¹，导致我国人均预期寿命降低，且癌症的患病负担极高，癌症的高发对于国家财政和家庭收支来说都是巨大的负担（于保荣等, 2018）。因此，本文所选的三个指标可以较为准确的衡量公共健康水平，同时刻画吸烟行为对于公共健康的影响程度，通过量化吸烟行为造成的生命损失和社会经济损失，从宏观层面来估计吸烟所产生的巨大危害。

为了避免 2009 年烟草税改革²和 2015 年烟草税改革³对于烟草销售量产生外生冲击从而导致估计有效性下降⁴，本研究选取了全国 333 个地级市 2011-2014 年的烟草消费和公共健康数据，消除了税收政策改变对于回归方程的外生影响，保证了估计的有效性。同时，经过对 2011-2014 年间我国突发公共卫生事件的汇总得出，该时段我国并未发生可以大规模诱发癌症发病的地方公共卫生事件，进而排除了突发公共卫生事件可能对样本估计产生的影响。此外，空气污染也会对公共健康水平造成极大的不利影响（陈硕和陈婷, 2014），特别是空气污染会对本文的被解释变量肺癌死亡人数、新发肺癌人数和肿瘤科门急诊人次数估计造成影响。2011 至 2014 年间，虽然中央政府进行了多次的环境污染整治活动，但我国

1 中国卫生和计划生育统计年鉴, 2017。

2 2009 年 6 月, 财政部和国家税务总局联合下发了《关于调整烟产品消费税政策的通知》(财税[2009]84 号), 对卷烟产品消费税政策进行了调整: 甲类卷烟 (价格 70 元/条 (含) 以上的卷烟) 税率调整为 56%, 乙类卷烟的消费税税率调整为 36%, 雪茄烟的消费税税率调整为 36%。

3 2015 年 5 月, 财政部和国家税务总局联合下发了《关于调整卷烟消费税的通知》(财税[2015]60 号), 将卷烟批发环节从价税率由 5%提高至 11%, 并按 0.005 元/支加征从量税。

4 鉴于我国特有的加税不加价的“烟草税怪相”导致了烟草税政策改革并未产生实效, 且进行的双重差分可行性检验未通过, 故本文未选择以两次烟草税改革作为外生冲击并基于双重差分识别策略进行研究设计。

的烟（粉）尘排放量仍持续上升；氮氧化物和二氧化硫排放量随略有下降，但排放总量巨大。上述空气污染物排放量与肺癌致病人数之间呈明显正相关关系，这对于肿瘤发病，特别是肺癌的发病情况会造成极大干扰。因此，为了控制空气污染对于被解释变量的影响，本文选择“二氧化硫排放量”、“氮氧化物排放量”和“烟（粉）尘排放量”分别作为解释变量¹，来控制空气污染因素的影响。

最后，已有的文献重点考察了其他几个影响公共健康水平的重要因素，例如公共卫生水平（Cremieux 等,2005）、公共教育水平（Grossman 等,2006）、人口密度和经济社会发展水平（Marmot,2005）。本研究选取了人均医疗支出、万人拥有病床数量、人均教育支出、每平方公里人口数量、人均 GDP 和人均可支配收入等变量来反映如上因素。另外，为了确保估计中卷烟销售量是随机分布的，本文分别选取男女人口比和失业率来控制当地居民性别结构与工作状态和生活压力²。综上所述，各变量的数据来源及统计性描述见表 4.1。

表 4.1 变量统计描述

	数据来源	均值	方差	最小值	最大值	观测值
被解释变量：						
肺癌死亡人数（万人）	全国肿瘤登记中心	0.17	0.14	0.007	1.37	1332
新发肺癌人数（万人）	全国肿瘤登记中心	0.22	0.17	0.009	1.72	1332
肿瘤科门急诊人次（万人）	中国卫生统计年鉴	6.37	13.03	0.042	168.6	1332
关键解释变量：						
卷烟销售量（亿支）	中国烟草年鉴	73.87	60.91	2.35	568.95	1314
烟草部门雇员人数	中国烟草年鉴	845.52	955.26	26.82	12225	1314
烟草部门资产数量（万元）	中国烟草年鉴	137703.6	167668.6	1621	1276800	1314
工具变量：						
涉烟违法案件数	中国烟草年鉴	1324.61	1755.27	6	15000	1314

1 其他与空气质量相关的控制变量例如空气质量指数（AQI）、PM2.5 指数、PM10 指数均由中国环境监测总站（China National Environmental Monitoring Centre, CNEMC）自 2013 年 12 月开始监测发布，与本文选取的其他相关变量时间存在不一致性，故没有选取作为控制变量。

2 十分感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

其他控制变量:						
人均医疗支出 (元)	中国财政税收 年鉴	581.90	295.15	214.41	4547.11	1316
人均教育支出 (元)	中国财政税收 年鉴	1370.44	984.92	347.22	12228.3	1316
人口密度(人/平 方公里)	中国区域经济 数据库	392.43	377.13	0.87	3826	1332
人均 GDP(元)	中国县市统计 年鉴	44131.33	28409.39	6172	200152	1327
人均可支配收入 (元)	中国县市统计 年鉴	22517.4	5908.29	11548	46594	1316
二氧化硫排放量 (吨)	中国城市统计 年鉴	58379.5	54560.16	0.061	531300	1231
氮氧化物排放量 (吨)	中国城市统计 年鉴	62118.94	59924.57	341.38	435400	1197
烟(粉)尘排放量 (吨)	中国城市统计 年鉴	35320.62	43147.99	150	536092	1166
万人病床数量 (张)	中国县市统计 年鉴	45.38	15.49	14.37	1139.53	1332
男女人口比	中国人口统计 年鉴	1.05	0.056	0.39	1.48	1320
失业率(%)	中国县市统计 年鉴	3.19	0.78	0.48	8.3	1328

注:上表报告的为变量的绝对值,在回归中,卷烟销售量、人均 GDP、人均可支配收入、人均医疗支出、人均教育支出、人口密度、二氧化硫排放量、氮氧化物排放量和烟(粉)尘排放量采用对数形式。

4.4 卷烟销量对公共健康的影响:实证检验

4.4.1 基准回归

本文设定卷烟销售数量和公共健康之间的线性关系如下:

$$\text{Health}_{it} = \alpha_1 \text{Sale}_{it} + x' \beta_1 + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4.10)$$

其中 i 代表地级市, t 表示年份, Health 为被解释变量公共健康水平, Sales 为核心解释变量“卷烟销售数量”。向量 x' 表示所有上文介绍的其他影响公共健康水平的变量。 μ_i 表示时间不变情况下的地级市固定效应,用来控制那些同时影响卷烟销售数量和公共健康水平且不随时间变化的因素,如地方控烟政策等。 μ_t 为地级市不变的时间效应,用来控制那些影响所有样本的因素,诸如经济周期、全国

医疗卫生政策变动等等。 ε_{it} 表示其他可能起作用但没有被模型控制的随机因素。

最小二乘法的估计结果¹见表 4.2，其中被解释变量为肺癌死亡人数、新发肺癌人数和肿瘤科门急诊人次数。从结果来看，卷烟销售量对于公共健康水平具有显著的不利影响。就其他控制变量来说，公共卫生水平的变化对于癌症发病具有负向影响，而公共教育水平和人口密度则具有正向影响；经济社会发展水平对于癌症病亡具有负向相关关系，且失业率增加会带来癌症病亡的显著增加。然而，表 2 中的回归可能存在遗漏变量的内生性问题。为了解决这些问题，下面将进一步控制更多的解释变量并进行敏感性检验。

表 4.2 卷烟销售量和公共健康 (OLS)

解释变量:	肺癌死亡人数		新发肺癌人数		肿瘤科门急诊人次数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log(卷烟销售量)	0.171*** (0.004)	0.171*** (0.005)	0.214*** (0.005)	0.214*** (0.006)	10.353*** (0.585)	7.452*** (0.639)
Log(人均医疗支出)		0.004 (0.014)		0.005 (0.017)		-3.698** (1.864)
Log(人均教育支出)		0.037*** (0.012)		0.046*** (0.014)		12.713*** (1.564)
Log(人均 GDP)		0.020** (0.008)		0.026** (0.011)		1.496 (1.149)
Log(人均可支配收入)		-0.099*** (0.024)		-0.124*** (0.030)		-2.829 (3.289)
Log(人口密度)		0.032*** (0.005)		0.040*** (0.006)		4.274*** (0.624)
Log(万人拥有床位数)		-0.085*** (0.011)		-0.106*** (0.013)		-11.787*** (1.443)
男女人口比		0.019 (0.052)		0.024 (0.065)		13.362* (7.086)
失业率		0.014*** (0.004)		0.018*** (0.005)		1.195** (0.541)
市固定效应	有	有	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	1077	1067	1077	1067	1077	1067

1 由于中国西部地区地广人稀，存在大量的人口密度的异常值，会影响估计结果，所以本文删除了人口密度 ≤ 100 人/平方公里的值，保证了估计的有效性。

R2	0.618	0.663	0.618	0.663	0.233	0.380
----	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著，下同。

4.4.2 环境污染效应分析

由于空气污染与公共健康水平的下降密切相关，特别是会对基准回归中被解释变量的估计产生干扰，本节重点考察控制空气污染因素后公共健康水平变化状况以及这种变化是否稳健。首先，为控制空气污染水平，在回归中选择与肿瘤和肺癌发病关系极为密切的二氧化硫排放量作为解释变量。估计结果如表 4.3 第(1)、(3)、(7)列所示，二氧化硫排放量每增加 1%，肺癌死亡人数和新发肺癌人数分别增加 0.01 万人和 0.012 万人。同时，卷烟销售量每增加 1%，肺癌死亡人数会增加大约 0.168 万人，新发肺癌人数会增加 0.21 万人。这些估计系数与基准回归相比略小，可见空气污染水平对于癌症发病的影响得到证实，加入该控制变量有效。

为继续检验空气污染对于肿瘤和肺癌致病情况的影响是否稳健，本文又选取与肿瘤致病相关的氮氧化物排放量和烟（粉）尘排放量作为解释变量，估计空气状况在不同衡量指标情况下对于公共健康的影响程度。估计结果如表 4.3 其余各列所示，估计系数并未产生大的波动。因此，在控制空气污染状况的情况下，卷烟销售量对于肺癌致病情况和肿瘤致病情况的影响也是显著且稳健的，从而本文的实证结果可信度更高。

表 4.3 卷烟销售量和公共健康：控制空气污染水平

解释变量	肺癌死亡人数			新发肺癌人数			肿瘤科门急诊人次		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log(卷烟销售量)	0.168*** (0.005)	0.172*** (0.005)	0.168*** (0.005)	0.210*** (0.006)	0.195*** (0.005)	0.211*** (0.007)	7.320*** (0.686)	6.649*** (0.707)	7.098*** (0.709)
Log(二氧化硫)	0.010*** (0.003)			0.012*** (0.003)			0.776** (0.352)		

排放量)									
Log (氮氧化物排放量)		0.008*** (0.003)			0.010*** (0.004)			1.841*** (0.389)	
Log (烟/粉尘排放量)			0.019*** (0.003)			0.024*** (0.004)			2.222*** (0.426)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有
市固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
观察值	1058	1018	1022	1058	1018	1022	1058	1018	1022
R2	0.668	0.671	0.674	0.669	0.673	0.675	0.387	0.397	0.404

4.4.3 内生性问题的讨论

考虑到被解释变量和卷烟销售量可能存在内生性问题，即烟草销售量和公共健康水平可能存在反向因果关系，本节采用工具变量和三阶段最小二乘法(3SLS)解决烟草销售带来的内生性问题。首先，卷烟的销售量会受到各地市烟草部门规模的影响，所以各地烟草部门规模是本地区烟草销售量一个潜在的替代。然而，烟草部门的规模仍然是内生于当地的烟草消费习惯和文化，故而会影响估计的结果。因此，本节继续选择外生的涉烟违法案件¹数量作为本地区烟草部门规模的工具变量²，需要注意的是，涉烟违法案件数量本质是属于司法冲击范畴的“自然实验”，同时受到当地社会民风和历史沿革的影响，代表的是犯罪频率和犯罪惯性，相对于烟草部门规模和烟草销售量属于外生变量，和当地烟草行业发展情况相关

1 涉烟违法案件，涵盖与烟草行业相关的制假售假、非法经营、烟叶走私等相关违法案件，其中制假售假案占比较低，其对估计可能的干扰已被排除。

2 涉烟违法案件数与烟草部门规模不存在反向因果关系，由于涉烟案件的查处归由公安部门负责，故而涉烟案件多少不会影响到烟草部门自身规模；为了进一步检验工具变量的稳健性，我们还选择了涉烟违法案件数的滞后一期、人均涉烟违法案件数和涉酒案件数作为工具变量，实证结果都较为稳健，限于篇幅，未提供回归结果，如有需要，请想作者索要。

但不直接影响公共健康水平¹，是较为合适的工具变量。在确保前两阶段工具变量随机性的前提下，我们将上述影响过程分为三个阶段，具体的估计方程如下：

$$\text{Health}_{it} = \alpha_2 \text{Sale}_{it} + x' \beta_2 + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{2it} \quad (4.11)$$

$$\text{Sale}_{it} = \alpha_3 \text{Scale}_{it} + x' \beta_3 + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{3it} \quad (4.12)$$

$$\text{Scale}_{it} = \alpha_4 \text{Crime}_{it} + x' \beta_4 + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{4it} \quad (4.13)$$

其中，Sale 代表地区销量的烟草数量，Scale 代表地区烟草部门的规模，Crime 为该地区涉烟违法案件数量。第一步，在估计的第一阶段（方程 4.13），使用涉烟案件的数量估计烟草部门的规模（用部门雇员人数和部门资产数量这两个指标来代理烟草部门规模）。第二步，将上述方程估计值代入第二阶段的回归（方程 4.12），即烟草部门规模和卷烟销售量的关系式中。此时，卷烟部门规模的方差来自于外生的涉烟违法案件数量。第三步，将方程 12 中得到的卷烟销售数量估计值作为方程 11 的关键解释变量以获得一致性的估计值。由于以上估计涉及到两个工具变量，因此本文采用了 3SLS 的估计方法进行估计。三阶段最小二乘法属于系统估计方法，可以充分利用三个方程之间残差项的相关关系，一定程度上可以看作是两阶段最小二乘法（2SLS）和似不相关估计方法（Seemly Unrelated Regression, SUR）的综合应用，可以使估计结果更有效率。对方程 4.13 的一致性估计取决于涉烟案件数可以通过且仅通过该渠道影响烟草部门的卷烟销售²。由于涉烟违法案件数量可能存在与经济发展水平的相关关系，而经济发展水平可以通过地方财政支出和医疗服务水平的高低来影响公共健康水平，因此本文在方程中控制经济发展水平和医疗支出水平，来解决此问题。

表 4.4 卷烟销售量与公共健康（3SLS：第一阶段和第二阶段）

解释变量	一阶段回归			
	Log（烟草部门雇员人数）	Log（烟草部门资产数量）	Log（烟草部门雇员人数）	Log（烟草部门资产数量）
涉烟案件数	0.0001*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)

1 需特别指出，涉烟违法案件数量不等于涉烟违法案件案值。涉烟违法案件案值与当地烟草部门的规模和烟草销售量密切相关，而涉烟违法案件数量与涉烟违法案值不存在正向相关关系，涉烟违法案件数量高的地区不一定违法案值大，归根结底涉烟违法案件数量属于司法范畴的外生变量。

2 为了验证工具变量影响渠道的唯一性，我们进行了相关验证，限于篇幅，如有需要，请向作者索要。

	二阶段回归			
	被解释变量: Log (卷烟销售量)			
Log (烟草部门雇员人数)	1.085*** (0.354)		1.023*** (0.029)	
Log (烟草部门资产数量)		0.936*** (0.027)		0.924*** (0.026)
人口密度控制变量	有	有	无	无
其他控制变量	有	有	有	有
市固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有
观察值	1058	1058	1209	1209

第一阶段和第二阶段回归结果如表 4.4 所示, 其中上半部分是第一阶段的回归结果, 下半部分是第二阶段的回归结果。可以看出, 涉烟违法案件数量对两组烟草部门规模的代理变量都有很强的解释力, 其显著性水平 (p 值) 大于 5%。同时, 单变量的 F 值远远大于 10, 证明该工具变量不存在弱工具变量问题; 且将工具变量作为外生变量加入基准回归的结果并不显著, 证明了工具变量符合严格外生假定。第二阶段的回归方程将预测烟草部门规模作为核心解释变量来估计解释卷烟销售数量。根据估计结果表明, 烟草部门规模显著影响卷烟销售数量, 烟草部门规模每增加 1%, 卷烟销售数量增加大约 0.9%-1.1%。

基于上文的分析, 第三阶段回归将采用外生变量解释过了的卷烟销售数量作为核心解释变量去估计公共健康水平。通过上文的三阶段最小二乘法和工具变量处理, 卷烟销售数量中的内生性部分已经被排除, 剩下的外生部分可以保证其估计结果的一致性。如表 4.5 所示, 卷烟销售数量对于公共健康水平有显著的不利影响: 卷烟销售数量每增加 1%, 肺癌死亡人数将增加 0.247 万人, 新发肺癌人数将增加 0.309 万人, 肿瘤科门急诊人次数会增加 8.322 万人。该结果显示上节中的 OLS 估计结果低估了卷烟销售数量对于公共健康的影响。就其他控制变量来看, 估计结果显示人均医疗支出水平、人均拥有床位数和人均可支配收入对于提高居民公共健康水平具有显著的正向作用。可见, 经济增长、医疗服务质量的提高和人均医疗财政支出水平的提高可以显著的提高居民公共健康水平, 减少死亡人数。

表 4.5 卷烟销售量与公共健康（3SLS：第三阶段）

解释变量	肺癌死亡人数		新发肺癌人数		肿瘤科门急诊人次	
Log(卷烟销售量)	0.246*** (0.009)	0.247*** (0.014)	0.308*** (0.011)	0.309*** (0.018)	10.912*** (1.102)	8.322*** (1.608)
Log(人均医疗支出)		-0.010 (0.015)		-0.013 (0.018)		-5.110*** (1.882)
Log(人均教育支出)		0.054*** (0.012)		0.067*** (0.015)		12.409*** (1.550)
Log(人均GDP)		0.026** (0.011)		0.033** (0.013)		1.889 (1.334)
Log(人均可支配收入)		-0.146*** (0.031)		-0.183*** (0.039)		-2.169 (3.832)
Log(人口密度)		0.027*** (0.006)		0.033*** (0.008)		4.401*** (0.461)
Log(二氧化硫排放量)		0.005 (0.003)		0.006 (0.004)		0.431 (0.419)
Log(万人拥有床位数)		-0.111*** (0.012)		-0.139*** (0.014)		-12.471*** (1.467)
男女人口比		0.014 (0.057)		0.017 (0.071)		12.696* (7.306)
失业率		0.011** (0.004)		0.013** (0.005)		1.205** (0.538)
市固定效应	有	有	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	1077	1058	1077	1058	1077	1058
R2	0.501	0.561	0.500	0.560	0.232	0.382

4.4.4 稳健性检验

1. 区域差异

考虑到医疗水平、经济发展水平和烟草消费习惯具有区域性差异，为了更好的解释健康水平和吸烟行为的地域性差异特点，本文使用分区域回归来控制卷烟销售量对于致病死亡数、发病数和就诊数的地域异质性。表 4.6 结果表明，与基准回归相比，估计系数略有变化但总体稳健，卷烟销售数量对于吸烟致病情况的

影响存在地域差异：即在西部地区的负面影响最大，东部地区次之，而中部地区最小。究其原因，西部地区由于经济发展水平落后，医疗条件有限，财政支持不足，抵抗吸烟行为这种不良外生冲击的能力最弱；同时，西部地区作为传统的烟草种植区，吸烟传统和烟草文化最为盛行，吸烟人群基数大，这也就造成了该区域对吸烟的危害敏感性最强；东部地区由于经济发展迅速、人均收入较高加之工作压力较大，对于烟草的消费量和需求量也最高，间接引发了吸烟带来的健康危害。而中部地区的烟草销售量相对较少，居民吸烟率较低，故而吸烟行为造成的健康危害相对较低。

表 4.6 稳健性分析：分区域的卷烟销售量

解释变量	肺癌死亡人数			新发肺癌人数			肿瘤科门急诊人次		
	Log(卷烟销售量)* 东部地区	0.248*** (0.252)			0.310*** (0.032)			16.877*** (4.169)	
Log(卷烟销售量)* 中部地区		0.171*** (0.012)			0.213*** (0.015)			4.397*** (0.458)	
Log(卷烟销售量)* 西部地区			0.308*** (0.026)			0.385*** (0.033)			8.379*** (0.876)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有
固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
观察值	404	424	381	404	424	381	404	424	381
R2	0.641	0.736	0.202	0.642	0.737	0.203	0.438	0.600	0.315

注：为节省篇幅，本表并未汇报除了卷烟销售量之外的其他控制变量的系数，下同。

2. 城市类型

我国目前存在着医疗资源和精英医生的高度集聚问题，直辖市、省会城市和计划单列市的医疗资源密集度和医疗服务水平远胜于一般城市，会对周边省份和省内的患者造成虹吸效应。因此本文按照医疗资源和医疗服务水平的分布把样本分为大城市¹和一般城市进行分类回归，以控制医疗资源分布可能存在的异质性。回归结果如表 4.7 所示，估计结果与基准回归相比有所变化。在大城市，卷烟销售量对于致病死亡数、发病数和就诊数的影响较之基准回归结果显著增大，这也印证了大城市中由于外来人员就医行为所造成的估计偏差，即优质医疗资源产生的虹吸效应确实存在。而在样本量最大的一般城市，吸烟行为对于癌症发病的影响略低于基准回归结果，这也是一般城市存在一定程度病人流失情况下的真实反应，从而印证了基准回归的稳健性。

表 4.7 稳健性分析：分城市类型的卷烟销售量

解释变量	肺癌死亡人数		新发肺癌人数		肿瘤科门急诊人次	
Log(卷烟销售量)*大城市	0.382*** (0.087)		0.478*** (0.109)		27.356* (15.346)	
Log(卷烟销售量)*一般城市		0169*** (0.012)		0211*** (0.016)		4.413*** (0.691)
控制变量	有	有	有	有	有	有
固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	135	1070	135	1070	135	1070
R2	0.724	0.657	0.725	0.656	0.698	0.457

3. 烟草种植区

吸烟行为具有历史传承性和区域分布差异性的特点。由于烟叶种植区的烟草文化盛行且历史上具有悠久的吸烟传统，烟草消费量较之其他地区会更高（班凯乐，2018）。本节通过对比烟草消费量对于致病死亡数、发病数和就诊数在烟叶种

1 大城市包括北京、上海、天津、石家庄、南京、杭州、福州、济南、广州、海口、沈阳、长春、哈尔滨、太原、合肥、南昌、郑州、武汉、长沙、呼和浩特、南宁、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐、大连、青岛、宁波、厦门、深圳。

植区和非烟叶种植区的不同影响，检验烟草销售对于公共健康水平的稳健性水平。结果如表 4.8 所示，在非烟叶种植区，烟草销售对于公共健康水平的影响程度较之基准回归结果偏小，说明非烟叶种植区的烟草消费和吸烟行为较少，从而产生的公共健康危害较小；同时，在烟叶种植区，烟草消费对于公共健康水平的不良影响程度较之基准回归结果偏大，且烟叶收购量对致病死亡数和发病数有显著的正向影响，说明烟叶种植区的烟草消费和吸烟习惯更加严重，产生的健康负效应更大。

表 4.8 稳健性分析：卷烟种植区与非种植区的卷烟销售量

解释变量	肺癌死亡人数		新发肺癌人数		肿瘤科门诊人次	
Log(卷烟销售量)*非烟叶种植区	0.238*** (0.014)		0.298*** (0.018)		6.105*** (0.727)	
Log(卷烟销售量)*烟叶种植区		0.308*** (0.011)		0.385*** (0.013)		8.675*** (1.155)
Log(烟叶收购量)*烟叶种植区		0.006** (0.002)		0.007** (0.003)		0.818*** (0.108)
控制变量	有	有	有	有	有	有
固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	815	351	815	351	815	343
R2	0.430	0.306	0.431	0.307	0.421	0.287

4.肺癌发病周期

考虑到肺癌一般具有约 12.74-13.65 个月的发病周期（王媛媛等，2018），吸烟行为导致肺癌进而产生健康危害可能存在 1-2 年的时滞效应。基于此点考虑，本节分别选取肺癌死亡和新发肺癌当年之前 1-2 年的烟草消费量进行估计，检验选取本年度的烟草消费量是否高估吸烟行为带来的危害。检验结果如表 4.9 所示，t-1 年和 t-2 年的烟草消费量对公共健康水平的危害都是显著的，且估计系数较之基准回归结果差别不大，可以基本排除癌症形成的累计效应可能造成的估计偏误。总之，吸烟行为对于公共健康危害的时滞效应并不明显，基准回归的估计结果是可信的。

表 4.9 稳健性分析：t-1 年和 t-2 年的卷烟销售量

解释变量	肺癌死亡人数		新发肺癌人数	
	Log(卷烟销售量)_{t-1}	0.246*** (0.013)		0.308*** (0.017)
Log(卷烟销售量)_{t-2}		0.237*** (0.014)		0.296*** (0.017)
控制变量	有	有	有	有
固定效应	有	有	有	有
观察值	1046	1046	1046	1046
R2	0.514	0.552	0.515	0.551

4.4.5 医疗成本测算和控烟政策收益分析

基于上文回归系数结果和历年卷烟销售数量，本节对因吸烟行为造成肺癌（或肿瘤门诊）的公共健康损失进行了医疗成本和经济成本的增量测算¹。测算方法如下：

导致肺癌死亡人数/导致肺癌新发人数/导致肿瘤科门急诊人数 =

$$\frac{sales_t - sales_{t-1}}{sales_{t-1}} \times \alpha_1 \quad (4.14)$$

治疗肿瘤相关费用 = (导致肺癌死亡人数 + 导致肺癌新发人数) × 治疗肺癌人均医药费 + 导致肿瘤科门急诊人数 × 治疗肿瘤人均医药费² (4.15)

间接损失 = (导致肺癌死亡人数 + 导致肺癌新发人数 + 导致肿瘤科门急诊人数 + 陪护亲属数³) × 当年人均 GDP (4.16)

表 4.10 展示了 2011-2014 年间吸烟致癌在全国范围内造成的生命健康损失、间接损失及相关医疗费用的增长情况。结果显示，每年因吸烟导致的肺癌以及肿瘤门诊的医疗花费增长超过 280 亿元，间接损失增长 160 亿元，而因吸烟行为致病造成的总损失的增长更是超过了 447 亿元，对人民健康水平提高和社会发展都

1 增量成本测算计算吸烟行为导致的新增肺癌死亡人数、新增肺癌新发人数和新增肿瘤科门急诊人数。

2 治疗肺癌人均医药费和治疗肿瘤科人均医药费来自中国卫生统计年鉴。

3 根据中国卫生年鉴统计，肿瘤患者平均需要的陪护者数量为 1 人左右，所以计算间接损失时按照肿瘤患者数量的 2 倍进行计算。

造成了极大的危害。需要特别指出的是，肿瘤由发病到死亡会存在一个滞后区间，本文暂不考虑这种滞后效应。但由于肿瘤的死亡率很高，因此不考虑滞后效应对估计健康损失和医疗费用影响不大。

表 4.10 卷烟销售的生命损失及治疗费用估计：肺癌以及肿瘤门诊

年份	卷烟销售量（亿支）	导致肺癌死亡人数	导致肺癌新发人数	导致肿瘤科门急诊人数	治疗肿瘤相关费用（亿元）	间接损失（亿元）	费用总计（亿元）
2011	24125	5928	7416	199728	320.75	149.99	473.21
2012	24725	6143	7685	206972	333.84	169.66	506.07
2013	24998	2727	3412	91887	151.07	84.93	237.16
2014	25495	4911	6143	165455	280.53	164.61	447.24

由于烟草行业对于我国财政收入的贡献较大，全行业每年上缴国家财政的税利总额是国家公共财政收入的重要组成部分，衡量吸烟行为健康成本与烟草行业税利贡献的大小就成为了判断控烟政策潜在收益的重要指标。实际上，世界各国的控烟政策有很多种，包括禁止烟草广告、征收高额烟草税收、工作场所禁烟、采用烟草危害标识等。为简单起见，我们不具体评估各类控烟政策的禁烟效果，而是比较吸烟给全国带来的成本收益，即烟草消费带来的政府财政收入能否弥补烟草导致的健康损失。而由此得出的净收益量即为控烟政策的潜在收益，进而根据该潜在收益可以反推并制定合理的烟草税税率，实现控烟政策的效果精准化。这就为我国实施积极的控烟政策提供了坚实的论证基础。

由于吸烟不仅会引发肺癌及各类肿瘤，还会导致一系列的呼吸疾病和心脑血管疾病，因此吸烟带来的健康损失和经济损失将会远大于表 4.10 的估计数值。基于此，我们从全国层面计算我国烟草行业给国家带来的总的成本收益效率（即控烟政策潜在收益），具体测算公式如下：

$$\text{烟草消费的成本收益/控烟政策潜在收益} = \text{吸烟致病肿瘤花费增长额} + \text{吸烟致病呼吸系统疾病花费增长额} + \text{吸烟致病心血管疾病花费增长额} - \text{烟草行业上缴税利增长额}^1 \quad (4.17)$$

1 吸烟致病呼吸系统花费和吸烟致病心血管疾病花费的计算方法来自杨练等人在《中国卫生经济》中的研究。

表 4.11 展示了 2011-2014 年我国全国吸烟致病经济损失和烟草行业上缴税利总额的差值。在不考虑“二手烟”造成的危害和烟草消费自身的经济净损失的情况下，控烟政策的潜在收益已经远远大于烟草行业的税利总额，这也充分证明了吸烟行为对于社会公共健康的危害远大于烟草销售对于财政收入的贡献，从数据上支持了控烟政策的必要性和合理性。

表 4.11 控烟政策的潜在收益分析 单位：亿元

年份	烟草行业上缴税利增长额	吸烟致病肿瘤花费增长额	吸烟致病呼吸系统疾病花费增长额	吸烟致病心血管疾病花费增长额	控烟政策收益
2011	896.39	473.21	327.84	413.27	317.93
2012	1165.44	506.07	366.76	450.06	157.45
2013	994.6	237.16	413.57	428.04	84.17
2014	949.08	447.24	334.78	324.38	157.32

4.5 结 论

本研究估计烟草制品对中国居民健康造成的健康损失和经济损失。本文不仅建立了理性经济人的吸烟决策模型，而且基于 333 个地级市 2011-2014 年的面板数据，构建了实证方程来检验我国烟草消费行为导致肺癌的健康损失效应。在控制了外生的污染水平以及内生性问题之后，本研究还进行了各类敏感性检验，发现吸烟显著地降低公民健康水平这一结果是稳健的。一般来说，卷烟销售数量每增加 1%，肺癌死亡人数将增加 0.247 万人，新发肺癌人数将增加 0.309 万人，肿瘤科门急诊人次会增加 8.322 万人。

本研究所获得的结论具有较强的学术价值和现实意义。目前，大多数公共卫生和医疗研究领域的研究都致力于探索肺癌和癌症的致病因素，且主要关注层面都集中在研究肺癌和癌症的患病个体在医学层面的原因，极少有文献关注健康风险行为的影响因素。因此，本文探索的吸烟这种健康风险行为及烟草消费的潜在健康成本及影响可以有效弥补前人研究的不足。其次，长期以来，由于烟草行业的特殊性，烟草行业的相关政策往往主要以经济效益为出发点和侧重点，却忽视了对于公共健康的影响。随着近年来公共健康问题越来越成为社会重要话题，中央政府多次上调烟草税以抑制烟草消费，各地方政府的控烟政策（例如公共场所

禁止吸烟)也相继出台,对于烟草销售及烟草消费和公共健康关系的实证考察也可以为烟草税征管的力度加强和地方控烟政策的收紧实施提供理论依据和数据支撑,从而响应我国“健康中国”政策的核心精神和世界卫生组织《烟草控制框架公约》的履约责任。

第 5 章 财政政策的潜在收益评估：基于饮酒行为与公

共健康视角

5.1 引言

公共健康问题成为国际社会关注的热点问题由来已久，但以往的研究多集中在发达国家层面。近年来，随着我国经济发展和社会进步，人民群众的健康问题被更多的提及和重视。《“健康中国 2030”规划纲要》（2016）的提出，标志着“健康中国”已经成为指导我国新时期发展的国家战略，公共健康问题和健康经济学也开始成为我国学术界研究的热点问题之一。纲要指出，工业化、城镇化和人口老龄化进程的加快，改变了我国居民生产生活方式和疾病谱，吸烟、饮酒、不合理膳食等健康风险行为造成的心脑血管疾病、癌症、慢性呼吸系统疾病等非传染性疾病引发了 88% 的疾病死亡并带来了超过 70% 的疾病负担。卫生经济学的大量研究认为，健康行为作为一种现阶段的持续投资，可以带来未来的健康产出和福利改善（Grossman, 1972），而健康风险行为长期来看是造成可预防性死亡的主要因素（Cawley 和 Ruhm, 2011）。例如，美国超过一半的居民死因是健康风险行为所引发的各种疾病（Mcginnis 和 Foege, 1993）。饮酒行为作为一种十分常见且影响广泛的健康风险行为所造成的巨大危害理应得到关注（Cutler 和 Glaeser, 2005）。世界卫生组织的评估报告指出，全球每年因酒精摄入造成的死亡人数超过 300 万，每分钟因饮酒行为死亡 6 人，产生超过 5% 的疾病负担¹。鉴于上述状况，2010 年以来世界各国实施合理的控酒政策使得全球人均酒类消费量下降超过 10%。而我国作为拥有庞大酒类消费人群的大国，人均酒精消费量却一路攀升，戒酒率持续下降。截至 2016 年，死于饮酒行为引发的相关疾病的人数更是超过 70.9 万²。同

1 World Health Organization, 2018. Global status report on alcohol and health 2018. Geneva: World Health Organization URL https://www.who.int/substance_abuse/publications/global_alcohol_report/en/.

2《全球酒精与健康状况报告 2018》指出，我国人均酒精消费量从 2005 年的 4.1 升上升到 2016 年的 7.2 升，

时,我国每年仅死于酒精中毒的人数就超过 11 万,由酒后驾车引发的交通事故有数十万起¹,造成了巨大的人员和财产损失。

探究近年来中国人均酒精消费量不断上升背后的动因,可以从影响居民进行饮酒行为决策的因素方面入手。首先,饮酒行为具有极强的成瘾性(Becker 和 Murphy,1988),随着居民人均收入的不断增长,酒精消费的经济门槛越来越低,我国现有数量巨大的饮酒者为酒精消费提供了稳定的市场基础。其次,鉴于我国的历史文化传统和社会风俗习惯,除去饮酒行为的自身效用,酒文化还一直作为社会中一种重要的社交载体在人际交往和工作应酬过程中发挥着重要的作用。饮酒行为带来的人际关系促进、职位晋升和工资收入增加等社会效应又反向刺激酒精消费量,以此形成恶性循环。最后,改革开放以来,我国实行“酒类暂停专卖管理”的制度²,此后虽然出台了一些税收政策等³政策法规以加强酒类的管理工作,但国家一直没有统一的酒类管理法律、法规和执法主体⁴。较为宽松的酒类经营销售环境,为我国居民的酒类消费提供了较大的便利,也从客观上刺激了我国人均酒类消费量的上涨。综合以上几点原因,我国的酒精消费体量一直居高不下,与全球控制酒类消费的大趋势和联合国可持续发展目标背道而驰。

饮酒行为对于健康水平的负向影响已经从病理学角度和医疗统计角度被证实,基于发达国家“控酒政策”冲击的实证检验也验证了这种关系。但是由于酒文

增幅 76%; 终身戒酒率从 2005 年的 50.9% 下降到 2016 年的 42.1%; 饮酒致死人数超过 70.9 万,其中男性 65 万人,女性 5.9 万人,饮酒死亡数量全球第一。

- 1 《中国的饮酒危情: 每年超 11 万人死于酒精中毒》,《新世纪周刊》,2008 年 3 月 10 日, <http://health.sohu.com/20080319/n255796345.shtml>.
- 2 1979 年,经商业部建议,中央决定实施“酒类暂停专卖管理”的政策; 1982 年,国家物价部、商业部和轻工业部下达《关于调整部分酒价的通知》,适当降低部分地方名酒的价格。
- 3 1983 年财政部发布《关于加强酒税征收管理的通知》,规定日常用粮酿酒按 60% 的税率征税,议价粮酿酒按 40% 的税率征税,有一定幅度减税; 1984 年财政部(84)财税字第 165 号文进一步对议价粮和加价粮酿酒进行减税; 1988 年名酒提价以后,审计署审工字(1989)36 号文规定“新老差价作为提价收入,按规定征收专项收入和各种税收”。2001 年,国家对酒类消费税政策进行调整,对粮食白酒、薯类白酒计税办法由《中华人民共和国消费税暂行条例》规定的从价定率调整为从量定额和从价定率相结合。这就是沿用至今的白酒计税标准: 酒类产品不含税销售收入×税率+0.5 元/500ml。
- 4 1991 年,国务院法制局、轻工业部和商业部共同起草的《中华人民共和国酒类管理条例》(草案)报送国务院审议未通过; 2004 年,财政部起草的《中华人民共和国酒类专卖管理条例》(草案)报送国务院审议未通过。

化在中国社会的双重属性，饮酒行为作为一种健康风险行为在中国的影响显然更为特殊。以往的研究受限于数据缺失问题，无法掌握饮酒致病疾病的危害情况，故而无法对饮酒行为的危害进行估计。本文尝试对现有研究进行拓展，通过选取中国居民死因监测数据集的样本，克服了饮酒危害行为后果不可得的问题：一方面，该数据集选取的分布全国所有地区的 161 个死亡监测点可以全面客观的反映中国人致病死亡情况；另一方面，各区县详细的死因监测可以同步匹配当地饮酒行为的致病疾病，使得饮酒行为的致病风险估计更为准确。由于我国历史悠久、幅员辽阔，各地区形成了不同的传统文化和生活风俗，“酒文化”对于各地区的影响程度分化较大。而本文通过选择官方统计部门住户调查数据¹中的年人均酒类消费量并进行地区层面的加权平均核算，同时引入县区层面的其他控制变量，可以较为准确的控制“酒文化”差异对于各地区人均饮酒量不同的影响。

通过对中国居民死因监测数据集与城镇住户调查数据（UHS）、农村住户调查数据（RHS）的匹配，本文对饮酒行为带来的致病风险和健康成本进行了实证研究。为了保证饮酒行为对健康影响的因果关系成立，本文选择了工具变量回归的方法，采用交通事故数量作为饮酒消费量的工具变量。一般来说，该地区的人均饮酒量越大，交通事故数量越多，即交通事故数量与饮酒消费量正相关。作为事故统计指标，交通事故数量满足工具变量的外生性要求，同时该变量在理论上又不直接影响饮酒行为的致病致死人数，是比较理想的工具变量。一阶段回归结果表明，年人均酒精消费量越大，交通事故数量越多；进一步的二阶段结果表明，人均饮酒量越大，饮酒致病致死人数越多，该地区的居民健康水平越差。安慰剂检验的结果排除了家族遗传疾病基因等因素作为遗漏变量造成估计偏误的可能性。异质性分析的结论表明，男性和中老年人对于饮酒行为造成的危害更敏感，饮酒致病死亡的概率更高；而北方地区和农村地区的人群受饮酒行为的危害更大。在对饮酒消费致病风险的估计基础上，本文进一步具体核算了饮酒行为带来的健康成本并提出相关控酒政策建议。需要特别说明的是，本文核算的饮酒所致的健康成本，具体定义为饮酒行为引发的生命价值损失、医疗花费和以劳动力损失为

1 本文住户调查样本选择了国家统计局的中国城镇住户调查数据（Urban Household Survey, UHS）和农业部的中国农村住户调查数据（Rural Household Survey, RHS）。

代表的潜在社会成本。

本文的贡献有如下几点：第一，受限于数据的可获取性，基于中国国情的对于饮酒致病健康成本研究不够充分，目前国内的文献还没有涉及到该类问题，本文较早的关注到饮酒致病健康成本问题，丰富了健康风险行为对于公共健康影响的研究文献，与我国实施“健康中国”战略的初衷相吻合。第二，本文从实证角度完成了一整套健康风险行为影响居民健康的研究路径设计，通过选取合适的工具变量估计风险行为的致病系数，进而设计合理的风险行为健康成本核算，对日后的多类型健康风险行为影响路径研究提供了参考。第三，基于中国国情的研究使得本文结论对我国政策制定具有一定参考价值。本文结论表明，饮酒行为可能带来较为严重的心脑血管疾病和癌症致死并产生巨大的健康成本，据此建议各地区政府应高度重视倡导健康文明的生活方式，对于健康风险采取预防这一经济有效的健康策略。

5.2 文献综述

饮酒行为造成的影响主要分为致病风险和健康成本两大类研究，不同学科的相关研究基于不同角度得到了相对一致的结论。在致病风险方面，目前的研究认为饮酒行为存在显著致病风险，会对健康水平产生负向影响。在健康成本收益方面，相关研究主要从生命价值损失、医疗成本花费和社会间接成本三个方面衡量和估算了饮酒致病可能带来的健康成本。故而本节以此为依据对主要的文献进行分类综述。

最新的医学研究表明，饮酒的安全剂量为零。基于全球 195 个国家 1990-2016 年的饮酒数据得出的统计结论，饮酒行为的致死人数和致病伤残调整寿命年数（Disability Adjusted Life Year, DALY）均位列健康风险行为的第七位，而在控制自然老龄化现象对于健康水平的影响之后，饮酒行为在 15-49 岁的青壮年人口中则成为头号致死风险（Griswold 等, 2018）。具体来说，饮酒行为的致病风险已经被不同学科的研究所证实，医学和病理学角度的研究成果论证了饮酒导致癌症¹（Allen 等, 2005; Bagnardi 等, 2015; Connor, 2016）和引发心脑血管疾病命题的科

¹ 2017 年，世界卫生组织和美国临床肿瘤学会分别在致癌物清单中将酒精表为一级致癌物和重要致癌因素，即使少量饮酒也会增加癌症风险。

学性 (Garaycoechea 等, 2018), 而另一类的研究则基于反证法发现戒酒药物通过减少酒精摄入量而产生较好的抗癌效果 (Skrott 等, 2017)。饮酒行为对于不同群体居民产生的致病风险和健康危害也得到了诸多经济学领域实证研究的支持: Fertig 和 Watson (2009) 关注法定最低饮酒年龄对于新生儿健康的影响问题, 通过对母婴分娩数据的实证检验, 发现最低饮酒年龄的上调会减少新生儿先天缺陷的风险; Conover 和 Scrimgeour (2013) 聚焦新西兰地区最低酒精购买年龄的政策调整, 通过双重差分的方法进行识别, 证实最低酒精购买年龄的下调增加了未成年人与酒精相关疾病的发病率和住院率; Cook (2005) 使用个人层面的微观调查数据, 发现酒税增加这一政策冲击通过价格传导机制影响到了酒类消费, 从而降低了中年饮酒者的死亡率。

关于饮酒行为产生的健康成本问题, 既有研究主要从饮酒行为的生命价值损失、医疗成本花费和社会间接成本三个方面进行衡量和核算。关于饮酒行为生命损失和医疗花费: Salomaa (1995) 选取 1980-1990 年间芬兰的酒精消费数据, 从成本收益分析角度估计得出饮酒致病引发过早死亡而丧失的生命价值约为 9918.1 亿芬兰马克。Neramitpitagkul 等 (2009) 基于泰国的饮酒人群调查数据从卫生系统的角度对饮酒行为的医疗花费成本进行了估算, 结果显示饮酒消费量与医疗保健总费用 (即门诊费用和住院费用) 呈显著正相关关系, 归因于酒精摄入的医疗保健成本高达 54.91 亿泰铢, 其中住院费用占到了酒精致病医疗花费的 55%。Rayner 和 Chetwynd (2010) 估计了新西兰与滥用酒精有关的额外医疗保健成本, 估计结果证明该国医疗保健支出的 7.8% 归因于饮酒行为, 饮酒致病健康损失占该国国民生产总值的 0.4%。Lai 等 (2007) 基于爱沙尼亚的酒精干预政策评估了限制酒精消费的潜在健康收益, 该研究以成本收益分析框架和伤残调整寿命年指标 (DALY) 为基础, 得出增加消费税可以为每一个酒精消费致病伤残调整寿命年挽回 49 欧元的健康成本, 而酒类广告禁令则可以挽回 85 欧元的伤残调整寿命年健康成本。

另外一类文献主要关注饮酒行为带来的间接社会成本。饮酒行为带来的最直观社会成本体现在酒后驾车引发的恶性后果上, 以提升法定最低饮酒年龄为代表的酒精管制政策促成了青少年交通事故数量的降低和车祸死亡人数的减少 (Dee,

1999; Young 和 Likens, 2001; Dee 和 Evans, 2001; Lovenheim 和 Slemrod, 2010), 这在一定程度上减轻了饮酒产生的负面社会成本。而酒精消费量的增长会滋生犯罪率上升这一严重的社会问题, 酒后暴力犯罪、酒后驾驶伤人等恶性违法事件层出不穷, 对社会稳定造成了极大危害(Joksch 和 Jones, 1993; Carpenter, 2005; French 和 Maclean, 2006)。饮酒行为同样会对女性的安全造成负面影响, 基于印度家户健康调查和国家犯罪记录的实证研究发现, 禁酒令的颁布显著降低了家庭暴力和危害女性的犯罪案件数量(Luca 等, 2015)。酒精消费量的增加会引起青少年性行为次数的增长和风险的加剧, 酒后滥交带来的意外怀孕、艾滋病传播和非婚生子问题造成了恶劣的社会影响(Sen, 2002; Grossman 等, 2004; Markowitz 等, 2005); 同时, 饮酒行为会导致青少年学习成绩显著下降(Carrell 等, 2011)和延期毕业问题(Renna, 2007)也已经被证实。饮酒行为还会造成经济领域的劳动力成本损失, 饮酒人数的上升会带来劳动力市场生产率的下降和工资的降低(Mullahy 和 Sindelar, 1996), 从而产生失业问题。来自英国健康调查数据的实证结果表明, 饮酒者的失业可能性往往偏高 7%-31%(Macdonald 和 Shields, 2004)。

就本文关注的饮酒行为带来致病风险进而产生健康成本的逻辑链条, 上述文献并没有进行完整的实证分析和成本核算。关于饮酒行为致病风险的文献主要从病理学、医疗统计和因果识别角度出发, 论证了饮酒行为致病风险和健康危害的存在性; 关于饮酒行为健康成本分析的文献则主要分为两类: 第一类文献主要是采用调查数据, 在成本收益分析框架下简单核算饮酒行为的生命价值损失和医疗花费; 第二类文献主要选取与饮酒行为相关的社会问题, 进行因果分析和相关性实证检验, 从而得到饮酒行为的间接社会成本。上述文献都是从单一的方向考虑饮酒行为的致病危害或进行健康成本收益分析, 没有把饮酒行为致病风险的估计结果合理运用到健康成本的核算过程中, 故而无论是致病风险评估还是健康成本核算都显得相对孤立, 没有形成该问题逻辑分析的完整链条。本文在上述研究的基础上, 对饮酒行为可能带来的致病风险进行实证分析, 并以此结果为基础进一步对饮酒致病的健康成本问题进行了深入探讨。首先, 通过对于饮酒行为致病风险的实证检验, 估计出饮酒行为带来的健康风险系数; 同时, 以此估计系数为基础, 对于饮酒致病在生命价值损失、医疗成本花费和潜在社会成本方面的进行健

康成本核算；最后，根据饮酒致病健康成本的核算结果，为未来我国的控酒政策提出合理建议。

5.3 数据来源和背景分析

5.3.1 心脑血管疾病和癌症危害分析

本文选取心脑血管疾病死亡数和癌症死亡数作为被解释变量，数据来源于中国疾病预防控制中心（Chinese Center for Disease Control and Prevention, CDC）发布的死因监测数据集，该数据集基于全国 31 个省级行政区 161 个区县观测点（分布如图 5.1 所示）所采集的居民死因数据，全面详实的概括了全国范围内居民死亡原因及死亡数量，为研究我国居民健康风险提供了权威可靠的数据支撑。本文所采用的数据集涵盖了 2004、2005、2008 和 2010 四个检测年份的心脑血管疾病和癌症的死亡情况统计，可以系统反映我国居民心脑血管疾病和癌症危害的发展趋势和分布状况。



图 5.1 死因监测抽样城市分布图

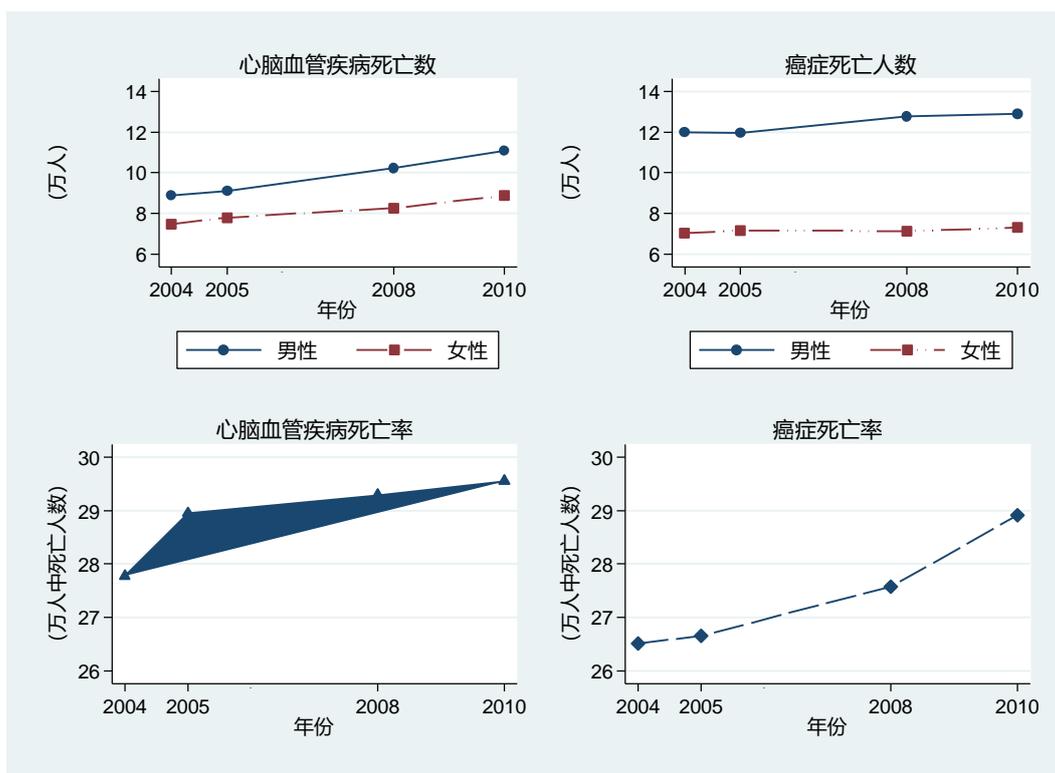


图 5.2 监测点心脑血管疾病和癌症死亡情况趋势（2004-2010）

本文之所以选择心脑血管疾病和癌症的死亡情况来衡量我国居民健康水平，是基于以下几点原因考虑：首先，心脑血管疾病致死和癌症致死是目前中国人各种死亡原因的前两位，占到我国疾病致死人数的 69.69%¹。其次，上述两种疾病的死亡率分列各类疾病致死死亡率的第一位和第二位，这直接增加了我国居民人均预期寿命降低的风险²。第三，医学领域的研究已经证实了饮酒行为对于心脑血管疾病致死和癌症致死都具有直接的影响（Allen 等, 2005; Bagnardi 等, 2015; Garaycochea 等, 2018），本文的模型因果估计机制具有医学学科的已知研究结论作为基础。最后，上述两种疾病的高发对经济发展造成极大的阻碍作用，产生巨额的医疗成本和持续性的财政压力（田虹等, 2014；林坚等, 2011；黄韵宇等, 2011）。如图 5.2 所示，我国心脑血管疾病和癌症的死亡数持续攀升，且男性死亡数较之女性更高；同时，心脑血管疾病和癌症的死亡率均已超过 26.5/1 万且仍在

1 《中国卫生健康统计提要》，国家卫生健康委员会，2018。

2 国务院关于实施健康中国行动的意见，2019。

不断上涨，远远超出了我国防控重大疾病风险的目标¹。而就上述两种疾病的致死年龄分布来看（见图 5.3），心脑血管疾病的致死年龄主要分布在 50 岁以上的中老年居民，且男性致死数量略高；而癌症的致死人群则出现了年轻化趋势，主要集中在 35 岁以上的人群，且男性致死数量明显高于女性。较之女性而言，男性沾染饮酒、吸烟和不合理膳食等健康风险行为的可能性更大，加之现代社会男性压力过大，引发上述两种疾病的风险更高。总体而言，心脑血管疾病和癌症作为疾病致死因素的主要组成部分，对居民健康水平产生了巨大的危害，该两种疾病的死亡数可以很好的衡量我国居民的公共健康水平。

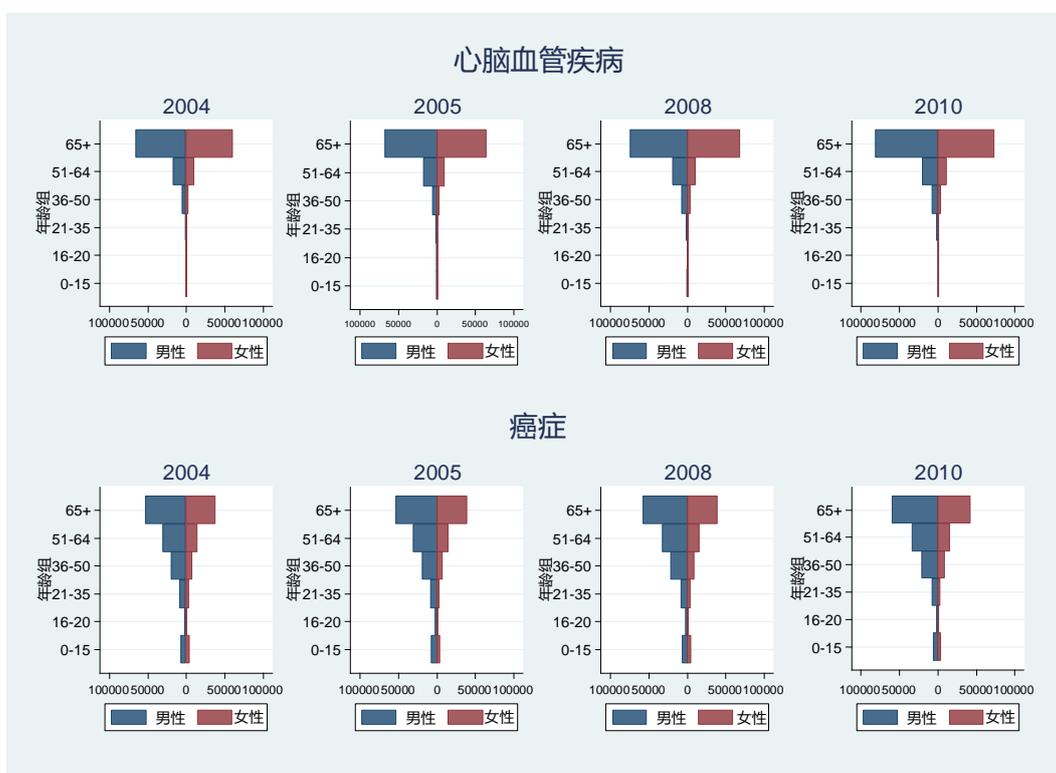


图 5.3 监测点心脑血管疾病和癌症死亡年龄分布图

说明：该年龄分组是依据《中国居民死因监测数据集》的官方年龄分组标准而来。

1 实施心脑血管疾病防治行动和实施癌症防治行动是我国卫健委防控重大疾病任务的重要组成部分，到 2022 年和 2030 年，心脑血管疾病死亡率分别下降到 20.97/1 万及以下和 19.07/1 万及以下；总体癌症 5 年生存率分别不低于 43.3%和 46.6%。

5.3.2 饮酒行为及统计

众所周知，由于历史文化遗产和社交需求的影响，我国一直拥有数量庞大且不断增长的饮酒人群。数据显示，我国成年男女中饮酒者的比率分别高达 84.1% 和 29.3%¹，因此全国饮酒者的数量超过 5 亿²；而且我国人均酒类消费量位居世界第三，饮酒人群中超过 40% 的饮酒者每天饮酒超过一次，65% 的饮酒者存在过量饮酒行为³。本文的饮酒消费数据来自国家统计局中国城镇住户调查数据和农业部中国农村住户调查数据。这两类调查数据都采用了分层随机抽样的方法，从每个区县的城镇和农村家庭中抽取代表性样本，记录了被调查家庭每个成员的基本特征和收入信息，并采用记账方式汇总了详细的家庭支出情况，其中涵盖了家庭消费支出，包括食品类、衣着类、居住类、交通类、医疗保健类、教育类等八种中国家庭主要消费支出类别。食品类消费支出中，详细统计了居民家庭中糖类、油脂、香烟、酒类、肉类和蔬菜的支出金额，我们可以从中归纳和分析家庭消费中各类食品消费的数量和结构，从而通过加权平均的方法得到具有代表性的人均酒类消费金额等数据⁴。同时，由于抽样设计决定了该两类数据库均为轮换面板数据，每年轮换 1/3 的家庭，这也就避免了被抽中家庭永久固定可能产生的样本代表偏误问题。所以，鉴于 UHS 和 RHS 数据的分层随机抽样、大样本、轮换面板数据的优良属性，由此构造的人均消费数据具有区县层面的代表性，可以成为本研究的基础数据。

图 5.4 展示了我国居民家庭食品类消费的金额和结构。其中，就时间趋势来看，居民家庭中香烟和酒类消费金额持续快速上升，而油脂和糖类消费金额则保

1 《中国饮酒人群适量饮酒状况白皮书》，2017。

2 以 2010 年为例，我国成年男性数量 4.98 亿 \times 84.1% + 我国成年女性数量 4.75 亿 \times 29.3% = 5.5 亿饮酒者，其中过量饮酒者为 5.5 亿 \times 0.65 = 3.57 亿人。

3 《中国慢性病及其危险因素监测报告 2007 标准》规定，过量饮酒为男性一次喝酒超过 5 个标准饮酒单位（即 125 毫升高度白酒，或 175 毫升低度白酒，或 3 瓶/5 听啤酒，或 375 毫升黄酒，或 750 毫升葡萄酒），女性一次喝酒超过 4 个标准饮酒单位（即 100 毫升高度白酒，或 150 毫升低度白酒，或 2.5 瓶/4 听啤酒，或 300 毫升黄酒，或 600 毫升葡萄酒）。

4 考虑到酒类消费可能存在的礼品赠送和宴请等情况，本文根据赠礼和宴请行为大多发生在本县区内部的现实，采用了县区层面所有样本的加权平均算法核算人均酒类消费金额，以县区层面的酒类消费平均金额代替家庭/个人层面，由此解决上述两种情况可能造成的测量误差。

持平稳小幅提升的趋势。酒类消费更是在 2008 年以后超过香烟消费，成为中国家庭副食消费中消费金额最高的项目，这也符合我国近二十年来人均酒类消费量持续上升的现状。从居民家庭食品消费结构来看，我国居民饮食结构存在营养转型（多肉油脂少蔬菜）趋势，但各项食品消费金额占比变化幅度不大，这也基本符合我国居民长久以来形成的饮食和生活习惯。但值得注意的是，居民家庭酒类消费占比有一定程度的上升，饮酒这一健康风险行为对于中国居民健康问题的影响也愈发严峻。

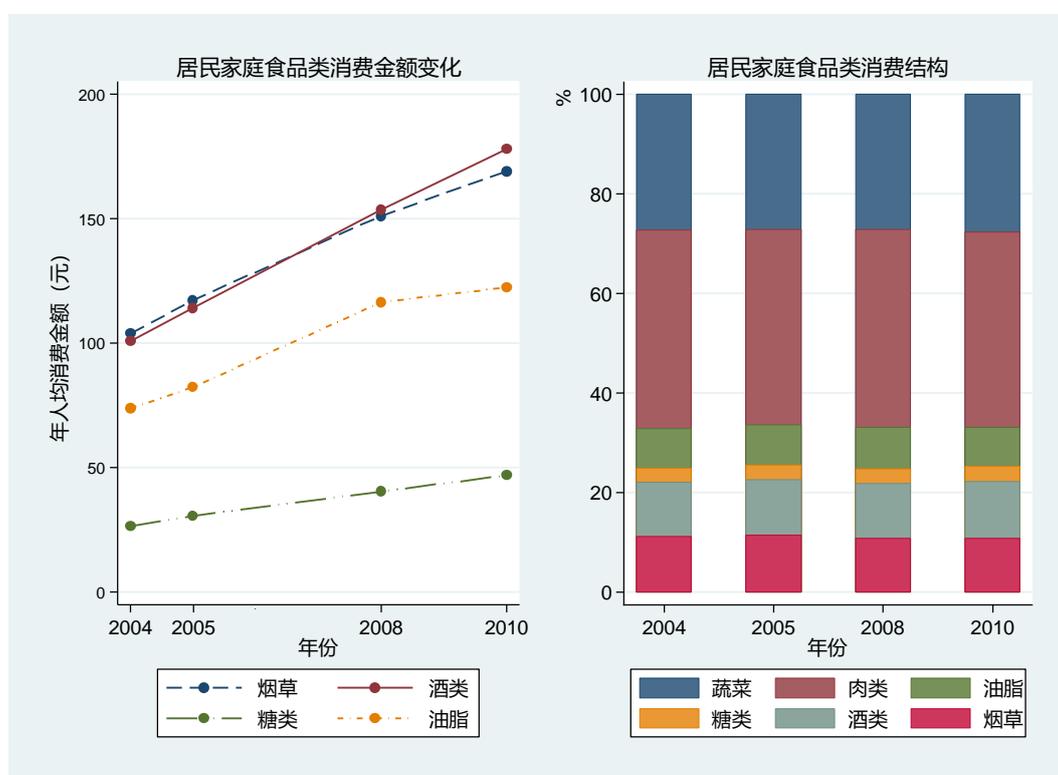


图 5.4 中国家庭酒类消费情况

我国酒类消费量的分布也具有鲜明的地域特点。如图 5.5 所示，总体来看，北方地区的饮酒量远远高于南方地区，这也符合我国传统的饮食习惯和社会风俗。具体来说，以山东、江苏为代表的沿海地区和以黑龙江、内蒙古为代表的东北地区饮酒量相对较高，而华南地区和西北地区饮酒量相对较少。

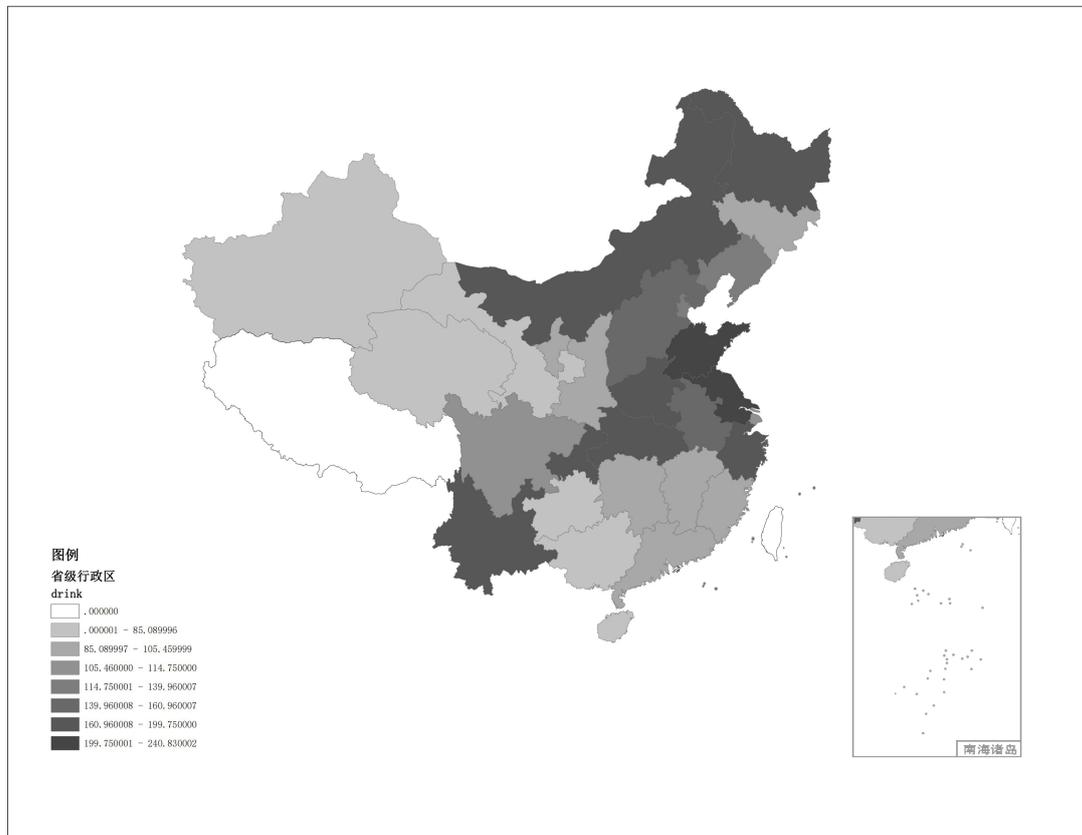


图 5.5 中国酒类消费分布图（单位：元）

5.3.3 数据的整合与描述性统计

由于本文选取的被解释变量是来自中国死因监测数据集的心脑血管疾病死亡数和癌症死亡数，数据结构是以县区为单位的宏观面板数据，而主要的解释变量人均酒类消费金额则来自调查数据库中国城镇/农村住户调查数据，属于家庭/个人层面的微观数据。为了使二者数据结构匹配，我们对现有数据进行合并和整合。第一步，按照死因监测点选择的 161 个县区进行匹配，筛选出城镇/农村住户调查数据中对应县区的家庭调查问卷。第二步，分别提取两类问卷中城镇/农村住户家庭的酒类、烟草、糖类、油脂等消费金额并在县区层面进行加总平均得到各地区上述类别商品的城镇人均居民消费金额和农村人均居民消费金额；进而以各

地区城乡人口比例¹为权重进行加权平均,计算出各县区年人均酒类消费金额等一系列食品消费金额。第三步,考虑到通货膨胀因素和物价变动带来的影响,以2004年为基期,参照各地区物价变动指数对年人均酒类消费金额等加权平均数据进行通货膨胀调整和物价变动调整,保证了年人均酒类消费金额可以代表该地区人均酒类消费量。第四步,以上述161个县区为样本,建立死因监测数据与家庭住户调查数据宏微观匹配的面板数据库,并加入相应县区的其他解释变量。

表 5.1 主要变量统计性描述

变量名	变量含义(单位)	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
heartdis	心脑血管疾病死亡数(人)	644	1116.9	863.0	4354	31
cancer	癌症死亡数(人)	644	1218.2	814.9	4515	30
drink	年人均酒类消费金额(元)	624	137.1	83.7	638.2	9.3
drink _{t-3}	t-3年人均酒类消费金额(元)	624	110.78	62.31	415.2	8.8
drink _{t-5}	t-5年人均酒类消费金额(元)	624	96.68	53.63	332.2	8.1
wine	年人均白酒消费金额(元)	624	38.66	24.17	190.18	2.49
beer	年人均啤酒消费金额(元)	624	93.6	55.56	426.08	6.53
spirits	年人均烈酒消费金额(元)	624	4.31	2.69	21.94	0.29
winevol	年人均白酒消费量(千克)	624	1.53	0.56	2.99	0.18
beervol	年人均啤酒消费量(千克)	624	12.61	4.78	26.57	1.66
agdp	人均国民生产总值(元)	643	23745.1	23001.3	168002	1471
averedu	人均教育支出(元)	641	486.9	412.9	3578.2	30.4
avermed	人均卫生支出(元)	639	164.7	169.7	1202.4	2.7
averpop	人口密度(人/平方公里)	644	1926.8	5643.2	40248	2
bed	每万人拥有病床数(张)	624	31.2	24.7	188.1	2.9
astuc	人口老龄化指数	624	0.0905	0.0153	0.1328	0.0567
smoke	年人均烟草消费金额(元)	624	135.3	65.9	451.9	11.5
sugar	年人均糖类消费金额(元)	624	36.1	19.8	140.2	5.6
oil	年人均油脂消费金额(元)	622	98.7	52.1	361.6	8.9
meat	年人均肉类消费金额(元)	624	484.2	197.0	1771	119.4
vegetable	年人均蔬菜消费金额(元)	622	336.6	122.7	755.4	22.7
stadium	每万人运动场馆面积(平方米)	624	2516.5	636.3	5159.8	1088.7
temperature	年平均气温(摄氏度)	627	13.8	5.2	25.3	1.8
sunshine	年日照时长(小时)	632	917.5	513.5	2404.6	28.4
traaccident	交通事故数(起)	644	136.7	143.9	1866	5
winery	酒厂数量(个)	644	1.8	1.6	14	0

1 数据来自历年《中国人口年鉴》、《中国人口抽样调查数据2005》、《中国人口普查数据2010》。

drudri	涉酒交通事故数（起）	348	36.3	36.7	237	1
--------	------------	-----	------	------	-----	---

数据来源：CDC 中国居民死因监测数据集，中国城镇居民住户调查（UHS），中国农村住户调查（RHS），各区县统计年鉴，各区县国民经济和社会发展统计公报，Easy Professional Superior 数据平台。

上表展示了主要变量的统计性描述。总体来说，各死亡监测点所在区县年平均心脑血管疾病死亡数为 1117 人，癌症死亡数为 1218 人，但不同区县之间的疾病死亡情况存在较大差异。除饮酒行为以外，其他的健康风险行为也会引发心脑血管疾病和癌症的发病，为控制这一影响，本文定义了两类风险行为特征控制变量：其一是对两类疾病的发病都有直接影响的吸烟行为，用年人均烟草消费金额来表示；其二是我国居民营养转型（多肉油脂少蔬菜）过程中可能间接影响到上述疾病发病的居民饮食结构变化，实证中选用糖类、油脂、肉类和蔬菜的摄入量变化来衡量，分别用年人均糖类、油脂、肉类和蔬菜消费金额的对数来代表。另外，经济发展水平（Marmot, 2005）、公共教育水平（Grossman 等, 2006）和医疗卫生水平（Cremieux 等, 2005）也会影响公共健康水平。例如，经济发展水平较高，公共教育和医疗卫生资源较为优质的地区，公共健康水平往往较高，心脑血管疾病和癌症的死亡数通常较低。为此，选取人均国民生产总值来衡量地区经济发展情况，选择人均教育支出代表地区的教育水平，采用人均医疗支出和每万人拥有床位数分别代表地区的医疗水平和卫生服务供给能力。同时，疾病死亡数的多少也与该区域的人口老龄化程度（王俊等, 2012）和人口密度（Levy 和 Herzog, 1974）密切相关，人口老龄化严重和人口密度较大的地区，相应的上述两种疾病的死亡数也较高，模型中使用人口老龄化指数，即该县区 65 岁以上人口数占总人口数的比例衡量地区老龄化程度，使用人口密度来表示单位区域人口多少程度。最后，本文把上述其他控制变量归纳为经济社会特征。

5.4 实证策略与基准回归

5.4.1 计量模型

本文基于方程（5.1）设定基准模型，考察饮酒行为对于心脑血管疾病和癌症

死亡情况的影响，同时进一步探讨饮酒行为是否危害了居民健康¹。

$$\text{health}_{it} = \alpha + \beta \text{drink}_{it} + \delta \cdot X' + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

方程(5.1)中的 $health$ 代表居民健康风险，用心脑血管疾病死亡数和癌症死亡数表示， $drink$ 代表了饮酒行为，用年人均酒类消费金额来表示， X' 是一系列控制变量。其中，下标 i 表示区县， t 表示年份。系数 β 描述了饮酒行为对于健康风险的影响，若其估计是显著为正，表明饮酒行为会带来疾病死亡数的上升，即饮酒行为对健康水平会产生危害。另外， u_i 控制了县区固定效应， u_t 控制了时间固定效应，通过控制面板的固定效应，可以减少不随时间变化的城市区域特征和影响所有样本的宏观经济因素带来的干扰，以保证估计的无偏性和有效性； ε 为随机误差项。

直接估计方程(5.1)式可能存在内生性风险。其一，该方程在估计过程中会存在居民健康水平与饮酒行为的反向因果关系，即饮酒行为影响健康水平的同时，健康水平也会对饮酒量的多少产生影响，从而导致出现内生性的偏误。具体来说，宏观层面上各县区的居民健康水平会一定程度上影响到该地区的健康文化建立和健康知识宣传，进而影响到饮酒这类风险行为的发生概率；微观层面上健康水平较高的人群往往具有较为丰富的健康知识和更为健康的生活习惯，其考虑到饮酒带来的健康风险会减少甚至停止酒精的摄入。其二，可能存在遗漏变量进入残差项从而引发内生性偏误，即控制变量中可能遗漏了一些同时影响健康水平和饮酒行为的因素。这就使得方程(5.1)中的 β 在实际估计中会产生低估的偏误，而豪斯曼检验结果的 p 值为 0，也验证了解释变量具有内生性。基于上述问题，本文尝试寻找饮酒指标的工具变量，并基于方程(5.2)和(5.3)采用两阶段最小二乘法(2SLS)解决内生性问题。

$$\text{二阶段: } \text{health}_{it} = \alpha + \beta \widehat{\text{drink}}_{it} + \theta \cdot X' + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

$$\text{一阶段: } \text{drink}_{it} = \vartheta + \gamma \cdot \text{traaccident} + \delta \cdot X' + u_i + u_t + v_{it} \quad (5.3)$$

已有文献已经证实，采取酒精管制的地区交通事故数量明显较低²，而酒精开

1 为了便于将回归系数用于后文饮酒行为的健康成本核算，模型中的变量采用绝对数表示。为了保证稳健性，我们也采用了对数模型进行回归，得到的回归结果是稳健的。为节省篇幅，此处未汇报对数模型结果，如有兴趣可向作者索取。

2 关于酒精管制政策在我国的影响问题，《中华人民共和国刑法修正案(八)》(2011)规定醉酒驾驶作为危险

放的地区酒后驾车等交通事故数量较高（Mast 和 Rasmussen, 1999; Lovenheim 和 Slemrod, 2010），行为经济学的相关文献已经表明了饮酒会引发个体行为冲动，进而增加酒后驾驶和交通事故的发生概率（Sloan 等, 2014）。基于上述文献中关于饮酒行为与交通事故发生概率的正相关性论述，本文沿用该思路，选择交通事故数量作为工具变量。依据是，一个地区的饮酒量与该地区交通事故数量相关，该县区人均饮酒数量越多，其酒后驾车进而产生交通事故的可能性就越大¹，进而交通事故的数量也会相应上升。具体来说，一方面饮酒数量与交通事故发生数的正相关性满足了工具变量的相关性要求；另一方面，交通事故发生与否属于随机事件，满足外生性要求。基于以上考虑，本文手工收集各县区社会发展统计公报中该县区本年度交通事故数，与上文中 161 个死因监测点所在县区数据库合并，进而进行实证分析。图 5.6 展示了本文工具变量交通事故数与核心解释变量人均酒类消费金额之间的相关性，从线性拟合程度来看，二者呈正相关趋势，与预期相符。

驾驶罪入刑，《道路交通安全法》（2011）规定酒后驾驶机动车暂扣 6 个月机动车驾驶证并处罚金。由于本研究可获得的死因监测数据均为 2011 年以前，故无法评估酒精管制法令在我国的政策效果。

¹ 《道路交通事故统计年报》指出，以 2008 年为例，酒后驾驶机动车造成交通事故 7518 起，死亡人数 3060 人，直接经济损失 2825 万元；酒后驾驶的肇事率与人体血液酒精浓度存在正相关关系。

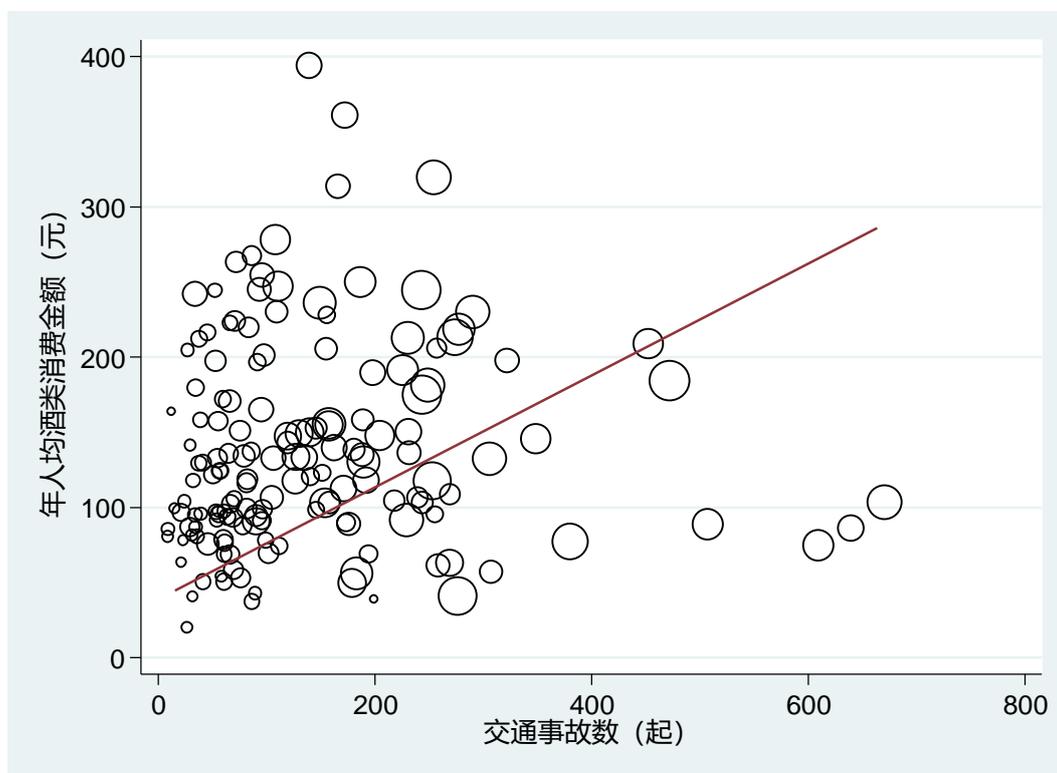


图 5.6 交通事故数与饮酒消费金额相关性

说明：气泡半径反映样本区县内心脑血管疾病和癌症死亡人数。

5.4.2 基准回归结果

本文使用全国所有省级行政区 161 个死亡监测点在 2004、2005、2008 和 2010 年的面板数据，在区县层面进行聚类回归。作为基准参照，首先采用普通最小二乘法（OLS）对方程（5.1）进行估计，表 5.2 展示了估计结果。其中，第（1）、（3）列是仅加入区县经济发展和公共服务水平等经济社会特征控制变量的结果，饮酒行为解释变量的系数显著，但数值较小。公共教育水平系数显著为负，表明公共教育资源丰富的地区，居民患病死亡数较低，公共健康水平较好；医疗卫生水平和人口特征变量的回归系数均不显著。第（2）、（4）列的估计根据疾病致病因素加入了吸烟、糖类、肉类和油脂摄入等风险行为特征控制变量，饮酒行为估计系数的显著性有所下降。其他解释变量的系数符号及显著性与第（1）、（3）列相似，新加入的风险行为特征控制变量的影响结果并不显著。

表 5.2 基准回归结果 (OLS)

被解释变量	heartdis		cancer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
drink	0.490** (0.206)	0.441* (0.239)	0.538*** (0.206)	0.406 (0.314)
lnagdp	60.720* (34.417)	29.704 (33.179)	-0.700 (44.642)	-15.935 (45.921)
lnaveredu	-104.401*** (36.786)	-124.439*** (37.401)	-29.579 (31.594)	-39.208 (32.285)
lnavermed	52.917* (31.739)	45.027 (30.157)	-6.993 (34.978)	-16.288 (35.924)
lnaverpop	134.026 (106.979)	132.835 (105.611)	254.589* (140.638)	251.041* (145.134)
lnbed	220.293* (128.619)	207.341* (120.817)	-4.934 (85.680)	-19.434 (86.616)
astuc	2322.424 (2648.544)	2347.222 (2610.459)	2747.379 (2435.935)	2746.360 (2397.804)
smoke		-0.194 (0.563)		0.197 (0.911)
lnsugar		140.296** (65.939)		75.276 (72.319)
lnoil		7.226 (53.232)		22.319 (63.193)
lnmeat		184.236 (124.269)		212.911** (95.209)
lnvege		35.913 (49.044)		-42.835 (62.596)
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	622	618	622	618
R2	0.302	0.329	0.268	0.289

说明：括号中的数值为 Robust 稳健标准误，估计方程残差项允许在同县区内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。上述指标样本在回归前均以 2004 年为基期进行通货膨胀平减。下表同。

尽管上述基准回归控制了各地区间的城市经济和公共服务差异及相关健康

风险行为，但由于可能的反向因果和遗漏变量问题带来的内生性，估计仍然出现偏误。为此，本文进一步选取交通事故数量作为饮酒行为的工具变量估计方程(5.2)和(5.3)。表3展示了回归结果，第(5)和(7)列是仅加入各县区经济社会特征控制变量的估计结果，一阶段回归结果显示，交通事故数量(traaccident)的系数在5%以内的显著性水平上显著为正，这表明饮酒行为与交通事故数量呈显著正相关关系。且F值(14.48和17.95)均大于10，表明不存在弱工具变量问题，工具变量选取过程中的相关性假定得到证明。为了证明工具变量选取的外生性假定，我们参照Acemoglu等(2001)的方法把心脑血管疾病和癌症死亡人数分别同时回归于人均酒类消费金额和交通事故数，若此工具变量仅通过酒类消费金额的唯一渠道影响致病死亡数，那么在上述回归方程中，在控制人均酒类消费金额的情况下，工具变量应当对被解释变量不显著。回归结果验证了上述分析¹，交通事故数对致病死亡人数不显著，而人均酒类消费金额依然显著；且致病死亡人数与二者分别回归时候结果都很显著。这证明了该工具变量并不直接影响致病死亡人数，而仅仅通过饮酒行为影响致病死亡人数，工具变量选取的外生性得到了证明。总体来看，本文工具变量的选取是合理的。

二阶段回归结果中，饮酒行为的估计系数依然为正，但与采取普通最小二乘法的估计结果(第1、3列)相比，系数的绝对值明显变大，考虑到基准回归中可能存在同时影响饮酒量和疾病死亡数的因素(例如家族疾病遗传基因等)，引入工具变量后摒除了该因素的污染，也印证了OLS结果存在低估现象的假设。第(6)、(8)列与第(2)、(4)列相对应，是依次加入风险行为控制变量得到的结果。其中，二阶段回归结果显示，饮酒行为的系数由不显著变为显著，从边际效应来看，每个县区年人均饮酒消费金额每增加1元，该县区内心脑血管疾病和癌症的死亡人数分别增加10.481人和7.686人²，这也证实了饮酒这一健康风险行为对居民健康存在极大的危害。同时，值得注意的是，控制变量中人均烟草消费金额对于心脑血管疾病和癌症死亡人数的影响也是显著的，这也符合已有文献的研究结果。

1 需要指出，工具变量选取的外生性检验中加入了具体区县层面的特征变量；为节省篇幅，此处未汇报外生性检验结果，如有兴趣可向作者索取。

2 关于估计系数的解释：截至2019年，我国共计2851个县级行政区，区县平均人口为49.1万人，人均酒类消费每增加1元，致病死亡人数增加11人和7.8人是较为合理的水平。

一阶段回归结果表明，交通事故数量对于饮酒消费量的预测较为显著。其他各控制变量估计情况与 OLS 结果基本一致。

表 5.3 基准回归结果 (2SLS)

被解释变量	heartdis		cancer	
	(5)	(6)	(7)	(8)
drink	8.334** (3.724)	10.481** (5.220)	6.509** (3.099)	7.686** (3.216)
lnagdp	13.266 (89.462)	183.396 (123.783)	-17.788 (74.443)	103.755 (99.964)
lnaveredu	-346.825** (139.203)	-223.939** (93.907)	-197.983* (115.833)	-105.086 (75.837)
lnavermed	66.086 (45.229)	102.667* (57.355)	12.292 (37.636)	31.098 (46.318)
lnaverpop	-169.915 (268.671)	296.573 (250.236)	60.865 (223.565)	388.055 (202.085)
lnbed	-107.455 (216.803)	77.779 (160.728)	-240.383 (180.405)	-109.139 (129.799)
astuc	693.399 (3975.83)	7825.668 (5535.329)	2752.27 (3308.348)	2107.826 (4470.203)
smoke		10.534* (5.398)		7.222* (4.359)
lnsugar		153.038 (135.941)		88.852 (109.783)
lnoil		112.282 (132.615)		116.767 (107.097)
lnmeat		-208.841 (248.781)		-54.262 (200.909)
lnvege		-315.096 (222.793)		-293.719 (179.923)
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	622	618	622	618
R2	0.407	0.628	0.408	0.608
一阶段结果				
traaccident	0.064** (0.027)	0.047** (0.022)	0.064** (0.028)	0.047** (0.021)
F	14.48	12.84	17.95	16.92

观察值	622	618	622	618
-----	-----	-----	-----	-----

5.4.3 安慰剂检验

在实际估计过程中，为了应对模型可能存在的由遗漏变量或测量误差带来的内生性威胁，例如可能存在一些同时影响饮酒量和疾病死亡的因素（家族疾病遗传基因）进入残差项，本文借鉴沈坤荣等（2017）、丁从明等（2020）的思路设计了安慰剂检验（placebo test）。

本节安慰剂检验的基本思路是，如果是其他遗漏因素而非饮酒行为导致心脑血管疾病和癌症死亡人数的上升，那么，该遗漏变量作为关键解释变量也会对心脑血管疾病和癌症死亡人数产生系统影响，则该两种疾病的死亡人数与饮酒行为此类个人日常行为无关。因此，本文采用与风险行为同为个人日常行为的锻炼行为、生活习性和饮食习惯作为主要解释变量重新进行基准回归，其估计系数也应该显著。反之，如果确实是饮酒行为而非其他遗漏因素影响了心脑血管疾病和癌症的致死情况，则锻炼行为、生活习性和饮食习惯等代理变量的估计系数将不再显著，表明上述逻辑得到了支持，即潜在遗漏变量或测量误差并不会对基准回归构成重大威胁。具体实证检验过程中，我们选择每万人拥有运动场地面积（stadium）作为锻炼行为的代理变量，选择年平均气温（temperature）和年日照时长（sunshine）作为生活习性和饮食习惯的代理变量。

表 5.4 报告了安慰剂检验的结果，第（1）、（2）、（3）列展示了心脑血管疾病作为被解释变量的检验结果，选择年每万人拥有运动场地面积、年平均气温和年日照时长三类日常行为变量的代理变量作为主要解释变量，与基准回归结果相比，解释变量系数并不显著。第（4）、（5）、（6）列同样显示了癌症作为被解释变量的检验结果，相关变量的系数同样不显著。实证结果也支持了上述分析，表明遗漏变量和测量偏误发生的可能性较低，基准回归结果稳健。

表 5.4 安慰剂检验结果

被解释变量	heartdis			cancer		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
stadium	-5.511			-4.041		

	(7.239)			(5.387)		
temperature		-4064.435 (9671.923)			-2975.337 (7126.322)	
sunshine			0.798 (4.901)			0.585 (3.594)
经济社会特征	有	有	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	618	617	618	618	617	618
R2	0.130	0.128	0.125	0.131	0.110	0.178

5.4.4 稳健性检验

1. 更换核心解释变量

以年人均酒类消费金额作为核心解释变量，可能存在“混淆谬误”。即由于不同酒类酒精含量存在较大差异，笼统计算均值无法分辨不同酒类对于不同疾病产生的影响是否相互干扰，导致回归结果产生谬误。鉴于此，本文通过将核心解释变量分别替换为年人均白酒消费金额（wine）、年人均啤酒消费金额（beer）和年人均烈酒¹消费金额（spirits），重新进行回归检验，考察饮酒行为中不同酒精含量的酒类对于心脑血管疾病和癌症的死亡人数影响是否稳健。

稳健性检验的结果如表 5.5 所示，前三列和后三列分别展示了饮用不同种类的酒对居民健康产生的影响：从第一阶段回归结果来看，交通事故数量和三种酒类消费量仍然呈显著正相关。二阶段回归结果显示，三类核心解释变量的估计系数都显著为正，其中酒类对于心脑血管疾病发病致死的影响显著性更强。以第（1）列为例，年人均白酒消费金额每增加 1 元，心脑血管疾病死亡人数增加 33.027 人。而就三种不同酒精含量的酒类危害程度而言，烈酒的危害致死系数最高，白酒次之，啤酒最低。综上所述，改变核心解释变量后，估计结果仍然显著，这也证明了实证结果具有稳健性。

1 本文中的烈酒为除白酒以外的其他烈性酒和高度酒。

表 5.5 稳健性检验结果（更换核心解释变量）

被解释变量	heartdis			cancer		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
wine	33.027** (15.404)			24.219* (12.625)		
beer		16.326** (8.341)			11.972* (6.697)	
spirits			292.650** (140.574)			214.602* (115.659)
经济社会特征	有	有	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	618	618	618	618	618	618
R2	0.214	0.128	0.270	0.255	0.143	0.273
一阶段结果						
traaccident	0.015** (0.006)	0.030** (0.014)	0.002** (0.001)	0.014** (0.006)	0.030** (0.015)	0.002** (0.001)
F	14.45	12.11	13.59	18.57	16.17	17.37
观察值	618	618	618	618	618	618

2. 更换解释变量计量方式

选择年人均酒类消费金额作为核心解释变量，存在解释变量衡量误差的风险。即由于不同酒类价格存在较大差异，选取人均酒类消费金额可能对居民实际饮酒量的衡量产生影响，特别是高价酒的存在可能导致实际饮酒量的高估，进而产生估计偏误。考虑到上述风险，本文同时选取年人均白酒消费量（winevol）和年人均啤酒消费量（beervol）作为核心解释变量，替换基准回归中的酒类消费金额，从而更加精确的衡量居民的实际饮酒量，以验证基准回归结果的稳健性。

表 5.6 展示了更换解释变量计量方式以后的稳健性检验结果：第（1）、（3）列汇报了人均白酒饮用量对于心脑血管疾病和癌症死亡情况的影响结果，第（2）、（4）列则报告了人均啤酒饮用量的影响结果。从结果来看，四列系数都显著为正，其中，饮用白酒对于健康的危害更大，年人均白酒饮用量每增加 1 千克，心脑血管疾病死亡人数增加 1012 人，癌症死亡人数增加 742 人。上一节更换核心解释变量的回归结果也再次得到了印证：白酒的健康危害程度远高于啤酒。总的来说，更换解释变量计量方式以后，基准回归结果依然稳健。

表 5.6 稳健性检验结果（更换解释变量计量方式）

被解释变量	heartdis		cancer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
winevol	1012.437*** (359.17)		742.426** (316.672)	
beervol		226.698* (117.182)		166.239** (97.430)
经济社会特征	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	618	618	618	618
R2	0.259	0.128	0.260	0.129
一阶段结果				
traaccident	0.001*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.002** (0.001)
F	26.10	12.10	29.55	15.41
观察值	618	618	618	618

3. 控制疾病发病周期

由于饮酒行为引发的心脑血管疾病和癌症从发病到死亡存在一定的时间周期，即饮酒行为的健康危害存在时滞效应，本节从控制疾病发病周期的角度对基准回归进行稳健性检验。鉴于饮酒行为造成心脑血管疾病和癌症种类较多，发病周期差异较大，本节选取心脑血管疾病和癌症死亡发生当年之前 3-5 年的酒精消费金额数据¹进行估计，检验基准回归中选取本年度酒精消费量是否存在估计偏误。

稳健性检验结果如下表所示，t-3 年和 t-5 年的酒精消费对于心脑血管疾病和癌症的发病和致死具有显著的负向影响，估计系数较之基准回归结果偏大且随时间推移显著增加。该结果证明饮酒行为对于心脑血管疾病和癌症发病致死的时滞效应确实存在，即饮酒对于居民健康会产生持续的累积损害。具体而言，第（1）、（2）列的回归系数较大，是由于心脑血管疾病往往存在急性发病的特征且致死时

1 为保证估计的准确性，本文将工具变量（交通事故数量）等相关变量也进行了相应的年份调整，与酒精消费金额变量做到时间上的一一对应。此处感谢审稿专家的宝贵意见。

间较短(谭斌等,2017),饮酒行为作为心脑血管疾病的重要发病诱因短期内会产生更为严重的健康危害。同时,考虑到癌症机体病变属于慢性过程,其发病周期往往较长,而饮酒行为作为癌症诱发因子估计系数短期内相对较小较为合理。总的来说,与基准回归结果相比,饮酒行为对于心脑血管疾病和癌症发病致死的长期负面效应十分显著。

表 5.7 稳健性检验结果(控制疾病发病周期)

被解释变量	heartdis		cancer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
drink_{t-3}	16.983* (9.635)		12.453* (7.545)	
drink_{t-5}		19.259* (10.055)		14.138* (7.918)
经济社会特征	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	618	618	618	618
R2	0.311	0.238	0.312	0.237
一阶段结果				
traaccident	0.036* (0.019)	0.037** (0.017)	0.036* (0.019)	0.037** (0.018)
F	12.38	15.43	13.57	16.31
观察值	618	618	618	618

4. 更换工具变量

由于本文采取工具变量和两阶段最小二乘法(2SLS)来解决估计方程中可能存在的内生性问题,工具变量的选择就显得尤为重要。在基准回归中,本文从饮酒行为引发后果的角度出发,选择交通事故数作为酒精消费量的工具变量,得到了预期的结论。为了验证不同工具变量选取条件下模型设计中预期因果关系结果的稳健性,本节分别从诱发饮酒行为的原因和饮酒行为的后果两方面出发,选择了当地酒厂数量(winery)和涉酒交通事故数¹(drudri)作为工具变量,补充验证

1 该工具变量的数据获得是基于手工查阅样本县区报纸和网站的新闻报道而进行的人工统计,故而并非所有

饮酒行为会带来健康风险的结论是可信的。

首先，本地酒类企业和酒厂具有一定的区位优势，且本地居民对于本地酒的认可度较高，故而本地人消费本地酒的现象较为广泛。地区内酒厂数量越多，本地居民的饮酒量相应越大，且本县区内酒厂数量与相关疾病的发病情况无关。其次，饮酒行为会直接推高酒后交通事故隐患¹，涉酒交通事故数量与饮酒消费量呈显著正相关关系；同时，涉酒交通事故数不会影响本地居民的相关疾病发病情况。上述两种工具变量的选择均满足相关性和外生性假定，所以本文选取当地酒厂数量和涉酒交通事故数作为工具变量进行稳健性检验。

下表展示了更换工具变量以后的估计结果，除第（3）列结果外，选取当地酒厂数量和涉酒交通事故数作为工具变量，饮酒消费金额的估计系数始终显著为正，且变化不大。综上所述，更换工具变量得到的实证结果是稳健的，由此可见，饮酒行为引致健康风险的结论是可信的。

表 5.8 稳健性检验结果（更换工具变量）

被解释变量	heartdis		cancer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
工具变量名称	winery	drudri	winery	drudri
drink	11.871** (5.836)	10.309** (4.082)	1.966 (1.599)	7.525** (3.221)
经济社会特征	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	618	345	618	345
R2	0.317	0.359	0.410	0.352
一阶段结果				
工具变量系数	4.526** (2.131)	0.458*** (0.168)	7.398*** (2.615)	0.457*** (0.169)
F	11.25	18.81	17.33	15.20

样本县区都可以获得完整的涉酒交通事故数据，样本观测量受到了一定程度的损失，所以无法作为基准回归的工具变量。在本节中，采用该变量来具体证明工具变量选取的合理性和稳健性。

1 《中华人民共和国刑法修正案(八)》(2011)和《道路交通安全法》(2011)规定酒后驾驶作为危险驾驶罪入刑，而本文样本数据期均在“酒驾入刑”规定颁布之前，故而当时的饮酒行为与涉酒交通事故的发生还存在极强的相关性。

观察值	618	345	618	345
-----	-----	-----	-----	-----

5.4.5 异质性分析

1. 分性别和年龄组差异

考虑到心脑血管疾病和癌症发病与死亡现象具有性别差异和年龄群体差异，本文重点关注饮酒行为对于不同性别组和不同年龄组人群发病致死现象的影响。从疾病高发人群角度考虑，心脑血管疾病多发于 65 岁以上的老年群体，而癌症多发于男性群体和 35 岁以上的中年人和老年人，我们通过对被解释变量的分组回归检验饮酒行为对于不同性别组和不同年龄组人群健康水平产生的危害差异。

分性别组的分析结果如表 5.9 所示，总体来看，饮酒行为对于心脑血管死亡数和癌症死亡数的影响较为显著。同时，男性饮酒行为的回归系数明显大于女性，这也印证了前文中男性酒类消费量更高，造成健康风险的几率更大的论证。而疾病间比较来看，饮酒行为对于心脑血管疾病的危害更大，且男性饮酒致癌的风险更值得关注。

表 5.9 异质性分析：分性别组的影响

被解释变量	heartdis		cancer	
	male	female	male	female
drink	5.504** (2.798)	5.028** (2.471)	5.392** (2.525)	2.449* (1.362)
经济社会特征	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	618	618	618	618
R2	0.157	0.156	0.202	0.201
一阶段结果				
traaccident	0.047** (0.022)	0.046** (0.021)	0.052** (0.022)	0.052** (0.021)
F	14.26	11.28	16.99	18.67
观察值	618	618	618	618

表 5.10 展示了分年龄组别的异质性分析结果，0-15、16-20 和 21-35 这三个年龄组别中，饮酒行为对于心脑血管疾病和癌症致死风险的影响并不显著，考虑的青少年饮酒量较低且青年人处于身体机能最健康的时期，其患病风险相应较低。而 36 岁以上人群组的回归结果显示，饮酒行为对于上述两类疾病的致死影响较为显著，特别是 50 岁以上的中老年人组，回归系数较之基准回归结果偏大，这也证明了饮酒行为对于中老年人的健康风险危害较大，中老年人的因酒致死正成为社会居民健康的重大隐患。

表 5.10 异质性分析：分年龄组的影响(a)

被解释变量	heartdis					
	0-15	16-20	21-35	36-50	51-64	65+
drink	0.101 (0.063)	0.058 (0.036)	0.183 (0.114)	9.344* (5.112)	12.404** (6.108)	15.371** (7.842)
经济社会特征	有	有	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	615	615	615	615	615	615
R2	0.260	0.261	0.260	0.264	0.273	0.286
一阶段结果						
traaccident	0.044** (0.022)	0.043** (0.022)	0.044** (0.022)	0.044** (0.006)	0.033** (0.015)	0.002** (0.000)
F	11.05	11.06	11.11	11.41	11.44	11.47
观察值	615	615	615	615	615	615

表 5.10 异质性分析：分年龄组的影响(b)

被解释变量	cancer					
	0-15	16-20	21-35	36-50	51-64	65+
drink	0.775 (0.535)	0.176 (0.121)	0.018 (0.246)	3.464** (1.525)	8.205** (3.981)	10.167** (5.064)
经济社会特征	有	有	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
观察值	617	617	617	617	617	617
R2	0.262	0.263	0.262	0.191	0.244	0.290

一阶段结果						
traaccident	0.044** (0.022)	0.044** (0.022)	0.044** (0.022)	0.070*** (0.026)	0.044** (0.022)	0.070*** (0.026)
F	11.03	11.03	11.03	10.15	11.01	11.15
观察值	617	617	617	617	617	617

2. 分地区差异¹

由于我国南北方经济发展水平、自然地理环境和社会风俗习惯存在巨大差异，饮酒消费水平也各不相同（如图 5.5 所示），这就造成了饮酒行为引发的健康风险存在一定的区域差异性。例如，自然环境偏寒冷、饮酒文化更加浓厚的北方地区，饮酒行为在居民的社交活动和商务应酬中出现的频率往往较高，这就导致了北方地区居民的人均酒类消费水平偏高，从而加剧了饮酒行为在北方地区的健康危害；相比之下，自然环境偏温暖、饮酒文化稍逊的南方地区，酒类消费水平偏低，加之收入水平和医疗服务供给能力相对较高，从而降低了饮酒行为带来的危害程度。

表 5.11 的分组回归结果也验证的上述分析，第（1）、（3）列表示的北方地区估计系数较为显著，证明了北方地区居民较高的人均酒类消费的确带来了严重的公共健康危害。而第（2）、（4）列代表的南方地区估计系数并不显著，这说明南方地区较低的人均饮酒水平产生的健康危害相对较低，且收入和医疗服务优势一定程度上抵消了饮酒行为带来的疾病风险。

表 5.11 异质性分析：分地区的影响

被解释变量	heartdis		cancer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
北方地区	9.139* (4.782)		4.543* (2.739)	
南方地区		15.584 (13.943)		12.489 (12.072)
经济社会特征	有	有	有	有
风险行为特征	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有

¹ 本文采用“秦岭-淮河”一线作为南北方地区分界线，北方地区包括北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、山西、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆，其他省份为南方地区。此处感谢审稿专家的宝贵意见。

省份固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	312	306	312	306
R2	0.128	0.362	0.177	0.287
一阶段结果				
traaccident	0.142** (0.068)	0.127** (0.058)	0.142** (0.067)	0.127** (0.055)
F	13.77	10.83	27.54	10.86
观察值	312	306	312	306

3. 分城乡差异

鉴于城乡之间的经济发展水平和医疗卫生服务供给能力存在明显的差异，本节着重考察饮酒行为在城市地区和农村地区对于居民健康水平影响的异质性。估计结果如表 5.12 所示，总体结果与基准回归结果基本一致，稍有差异的是，饮酒行为对于居民健康的影响系数表现出一定不同。具体而言，饮酒行为在农村地区产生的健康损害明显高于城市地区，造成这种差异的原因可能是，由于城市地区的人均收入和医疗服务水平相对较高，对于饮酒行为事后的医疗救助和保健一定程度上中和了饮酒带来的直接健康风险，从而使得城市地区的估计系数绝对值相对较小。

另外，考虑到城市地区与农村地区之间公路基础设施和天气恶劣程度的差异可能对交通事故数量产生冲击¹，进而影响工具变量选取的外生性假定。本节通过实证回归结果验证了城乡差异并不会影响交通事故数量，从而可以更好地检验交通事故作为工具变量的可行性。

表 5.12 异质性分析：分城乡的影响

被解释变量	heartdis		cancer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市地区	8.597** (4.342)		3.803* (2.237)	
农村地区		9.256*** (2.938)		5.019** (2.115)
经济社会特征	有	有	有	有

¹ 此处特别感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

风险行为特征	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观察值	260	358	260	358
R2	0.111	0.286	0.108	0.389
一阶段结果				
traaccident	0.038** (0.019)	0.123*** (0.032)	0.039** (0.019)	0.124*** (0.031)
F	10.84	26.83	10.56	26.99
观察值	260	358	260	358

5.5 饮酒行为的健康成本

鉴于上文的实证结果，饮酒行为对于社会公共健康水平确实存在显著负向冲击，且由此产生的生命损失、医疗花费和潜在社会成本对于居民个人和社会的发展都属于净损耗。因此，基于饮酒行为而进行的健康成本核算就显得十分必要。本节分为生命损失、医疗花费和潜在社会成本三个方面，结合前文实证模型的估计结果和相关生命损失和健康损失研究的既有思路，对饮酒行为进行健康成本核算，以期对相关公共政策的实施提供研究证据和数据支撑。

5.5.1 饮酒所致的生命损失测算

基于上文饮酒行为对于心脑血管疾病和癌症死亡人数的回归结果，本节对饮酒行为所致的生命损失进行成本测算。经济学中的生命价值理论立足于统计学生命价值(Value of Statistical Life, VSL)对理性经济人的生命价值进行货币估值测算，目前该理论已经被广泛应用于医疗卫生、环境保护及健康风险等领域的成本分析与政策评价中。其中，测算生命价值的主流方法分为以下三类。

第一，人力资本价值模型。该模型将个人的生命价值定义为人在一生时间中所能创造预期收入总和的现值，其测算模型为¹：

$$VSL = \sum_{t=1}^T L_t / (1 + i)^t \quad (5.4)$$

第二，风险交易理论模型。该模型认为个人生命价值等于经济人愿意为现实

¹ 其中，T为生命期限， L_t 为预期收入，i为贴现率。

中随时可能遭遇的死亡风险支付的预防成本，通常可表示为支付意愿与死亡风险的边际替代率。假设 φ_i 为死亡风险概率的边际变化， WTP_i 为经济人*i*的支付意愿，则测算方法为：

$$VSL = WTP_i / \varphi_i \quad (5.5)$$

第三，享乐主义工资理论模型。该理论认为劳动力市场的均衡工资水平与劳动者的工作伤亡风险呈正比，通过估算市场均衡状态下死亡风险的提高对工资率的边际影响可以间接估算劳动力市场中劳动者的生命价值。假设工资率和伤亡风险率分别为 w 和 p ，健康状态的个人效用为 $U(w)$ ，风险状态为 $V(w)$ ，则该模型可以表示为：

$$VSL = \frac{dw}{dp} = \frac{EU_p}{EU_w} = \frac{U(w)-V(w)}{(1-p)U'(w)+pV'(w)} \quad (5.6)$$

本文选择了生命价值系统性评估实证研究中主流的享乐主义工资理论，参照秦雪征等(2010)的生命价值估算方法，基于 2005 年全国 1%人口抽样调查和 2010 年全国人口普查数据估算了 2004、2005、2008 和 2010 年份的我国居民生命价值¹。具体来说，使用以下回归方程估计工资率与死亡风险的弹性系数，进而估算我国居民的生命价值：

$$\ln(w_i) = \tau_0 + \tau_1 H + \tau_2 p_i + \epsilon_i \quad (5.7)$$

其中， w_i 为居民*i*的小时工资率， p_i 为居民死亡风险， H 代表关于居民个人的一系列控制变量，例如性别、年龄、受教育年限、婚姻状况和自评健康等。根据方程(5.7)的估计系数²，本文采用 Aldy 和 Viscusi (2004)的生命价值估算方法，即 $VSL = \tau_2 \times \text{小时工资} \times \text{每年工作小时数} \times \text{估计风险单位}$ ，得到四个年度的 VSL 值分别为 178 万、181 万、204 万和 209 万，与张国胜等(2018)的测算结果基本一致。进而得到饮酒行为的生命损失为：

$$\text{饮酒行为生命损失} = \frac{\text{饮酒消费金额}_t * \beta * VSL_t}{\text{死亡监测点人口数占比}_t} \quad (5.8)$$

-
- 1 由于 2004 年和 2008 年没有全国性质的人口普查数据，上述两个年份的居民生命价值根据与其邻近的 2005 年和 2010 年测算结果进行相应物价和通货膨胀调整所得，最终结果以 2004 年为基期进行再次调整，与前文保持一致。
 - 2 估算过程完全参照秦雪征等(2010)的模型与方法，估计过程限于篇幅过长且与本文核心内容关联度不大，此处省略。
 - 3 考虑到本文中数据样本的选择范围是我国 161 个死亡监测点所设置的县区，总人口约 7300 万人，占我国

5.5.2 饮酒所致的医疗花费核算

考虑到居民个体饮酒致死产生的个人疾病医疗支出和公共财政医疗支出均为健康成本的净损耗，本节对饮酒致死人群的医疗花费进行了核算，饮酒行为带来的医疗花费成本为：

$$\text{饮酒行为医疗花费} = \frac{(\text{个人疾病医疗花费}_t + \text{人均公共财政医疗支出}_t) * \text{饮酒消费金额}_t * \beta}{\text{死亡监测点人口数占比}_t} \quad (5.9)$$

受限于本文样本的数据特点，本节仅能核算饮酒致死病人的医疗花费，对于饮酒致病但尚且存活病人医疗花费无从考证，故对于饮酒行为的医疗花费成本存在一定程度的低估。

5.5.3 饮酒所致的潜在社会成本分析

由于饮酒行为可能引发社会劳动力的提前死亡，进而造成潜在的社会生产损失，本节以劳动力成本为视角切入，对饮酒行为导致的潜在社会劳动力损失进行分析。传统的卫生经济学研究通常通过劳动力个体的风险行为伤残调整寿命年数（DALY）计算该劳动力的潜在社会成本损失，但受限于我国居民死因统计数据集的个人层面微观数据可得性问题，本节通过对不同性别年龄组死亡人群的分组核算，计算组别层面的伤残调整寿命年数，即饮酒行为诱发不同组别社会劳动力提早死亡而造成的社会劳动力损失和医护陪护人员的净劳动力损失。进而利用异质性分析的回归思路，结合不同性别年龄组饮酒行为对于心脑血管疾病和癌症死亡的估计系数，核算饮酒行为带来的潜在社会成本。核算方法如下：

$$\text{饮酒行为潜在社会成本} = \frac{[\sum_1^l \sum_1^m \sum_1^n \text{饮酒消费金额}_t * \beta'_{lmn} * (65 - \overline{\text{死亡年龄}}_{lmn}) + \text{陪护人员数}_t^2] * \text{人均 GDP}_t}{\text{死亡监测点人口数占比}_t} \quad (5.10)$$

上式中， β' 为在异质性分析基础上同时划分年龄组、性别组和区域组检验的估计系数， m 为年龄组别， n 为性别组别， l 为区域组别，死亡年龄取该年龄组别

总人口的 5.5%。样本数据相较于全口径人口的疾病死亡统计会低估饮酒行为带来的健康成本，故而在核算饮酒行为的健康成本时进行了全口径人口范围的数值比例调整，下式同。

- 1 依据《中国卫生统计年鉴》，设定饮酒行为产生的疾病花费为因酒致病排名前十的疾病花费平均值。
- 2 根据中国卫生年鉴统计，重病患者平均需要的陪护者数量为 1 人左右，所以计算劳动力社会损失需涵盖医护陪护人员的当年劳动力损失，本节定义当年陪护人员数为当年饮酒致病死亡数。

的中位数，t 为年份。考虑到青少年和老年人群体尚未进入或已经退出劳动力市场，本文结合数据情况，定义劳动力人群为 16-20、21-35、36-50 和 51-64 四个年龄组及男性和女性两个性别组。同时，考虑到不同区域饮酒行为的影响差异，定义了区域组为北方组和南方组。

表 5.13 饮酒行为的健康成本

年份	饮酒致死人数（心脑血管疾病）	饮酒致死人数（癌症）	饮酒生命损失成本（亿元）	饮酒医疗花费成本（亿元）	饮酒潜在社会成本（亿元）	健康总成本（亿元）
2004	20204.6	14816.6	622.68	38.13	262.55	923.36
2005	23015.5	16877.9	722.07	48.61	344.82	1115.50
2008	27488.2	20157.8	971.49	58.95	666.29	1696.74
2010	32048.8	23502.2	1161.71	87.28	996.49	2245.48

数据来源：中国卫生统计年鉴，中国宏观经济数据库。

表 5.13 展示了由于饮酒行为导致心脑血管疾病和癌症在全国范围内造成的生命损失、医疗花费和潜在社会劳动力损失的增长情况。经过对饮酒行为致死情况的估计测算，每年的饮酒所致生命损失超过 1100 亿元，产生相关心脑血管疾病和癌症医疗花费超过 87 亿元，潜在劳动力社会成本 996 亿元，而因饮酒行为致死造成的健康总成本更是超过了 2200 亿元，对社会发展和人民健康水平的提高都造成了极大的危害。

上文对饮酒行为致病产生的健康成本核算结果也具有显著的现实指向性，饮酒所致的巨额健康成本印证了《“健康中国 2030”规划纲要》中“加强限酒健康教育，控制酒精过度使用，减少酗酒”政策和《国务院关于实施健康中国行动的意见》中“戒烟限酒”基本原则的科学合理性，为上述政策意见提供了可靠的研究支撑。同时，基于饮酒致病健康成本危害，本文提出以下几点控酒政策建议：首先，需要在酒类产品消费过程中施加税收约束；其次，加强对于最低饮酒年龄的限制和酒类市场营销的管控；最后，增加对于酒精依赖和酒精使用障碍者的治疗和关怀措施。

5.6 结论

基于中国居民死因监测集与所对应的县区家户调查匹配的数据，本文采用交通事故数作为饮酒消费量的工具变量，选择两阶段最小二乘法，实证检验了饮酒行为对于居民健康风险的影响。研究发现，饮酒行为对于居民健康的负向影响较为显著。以工具变量基准回归为依据，年人均酒类消费金额每增加 1 元，心脑血管疾病死亡人数上升 10.48 人，癌症死亡人数上升 7.69 人。以死亡人群年龄、性别和地区、城乡类别为区分的异质性检验结果表明，男性和中老年人对于饮酒行为造成的危害更敏感，饮酒致病死亡的概率更高；而北方地区和农村地区的人群受饮酒行为的危害更大。这可能与男性和中老年人其自身心脑血管疾病和肿瘤疾病的发病概率高，北方地区饮酒文化盛行、饮酒量偏高和农村地区经济发展水平和医疗服务供给能力较差，应对饮酒行为造成的健康风险能力不足有关。而关于饮酒行为致病引发的健康成本核算结果显示，饮酒所致的生命损失、医疗花费和潜在社会劳动力损失成本超过 2200 亿元。

本文为饮酒行为的健康效应提供了来自中国的实证证据。同时，饮酒行为作为中国居民传统生活习惯和社交文化的一部分，其造成的健康危害与吸烟、过量糖摄入、过量盐摄入的健康风险行为具有相似性。在此基础上，未来能够很容易的将本文研究结论继续推广到其他居民健康风险行为的影响过程中，以得到丰富的公共健康政策启示。党的十九大作出实施健康中国战略的重大决策部署，强调坚持预防为主，倡导健康文明生活方式，预防控制重大疾病。预防为主的公共健康观和健康文明的生活方式依靠健康的生活习惯，而杜绝健康风险行为则成为了养成健康生活习惯的必要路径。本文研究结果表明，健康风险行为对于公共健康水平的提高具有巨大的潜在威胁，与“以治病为中心转变为以人民健康为中心”的《“健康中国”规划纲要》背道而驰，因此要从公共卫生政策上加强对于居民健康风险行为的重视，宣扬健康的生活方式，推动人民健康、民族昌盛和国家富强。

第6章 财政支出的健康效应：基于中国 HIV 的研究

6.1 引言

近几十年来，人类免疫缺陷病毒（HIV）的流行在全球和我国造成了巨大的发病致死危害。2017年，全球共有3690万艾滋病病毒携带者，其中2170万人接受了抗逆转录病毒疗法（ART），94万人死于获得性免疫缺陷综合征（AIDS）并发症¹。在中国大陆地区，艾滋病多年来一直是传染病致死的主要原因之一（中国死因监测数据集,2016）。2015年，中国艾滋病死亡人数高达4万人，占世界艾滋病死亡人数的4%。全球估计有180万年轻人（15岁以下）感染艾滋病病毒，占所有艾滋病病毒感染者的5%。在中国大陆，年轻感染者约占所有感染者的3%²。值得注意的是，艾滋病病毒的传播呈现出显著的空间集聚现象。例如，从全球角度看，艾滋病毒感染集中在撒哈拉以南非洲国家（Oster,2015）。在一个国家里，居住在离公路较近的人更容易感染艾滋病病毒(Djemai,2018)。此外，Zhang等(2013)指出，农村向城市的迁移促进了艾滋病病毒在中国城乡之间的传播。

现有研究表明，艾滋病的流行对公共健康、人力资本和经济增长是一种负面冲击。首先，艾滋病改变了个人的性行为习惯，增加了死亡率的风险，降低了预期寿命(Oster,2012; Wilson,2018)。第二，艾滋病减少了劳动力供给，增加了资本劳动比率，导致劳动力市场上的工资制度扭曲(Fortson,2011; Marinescu, 2014; Ochalek等,2017)。此外，艾滋病传播率高的地区通常具有低工资、高失业率和动荡的社会环境(Chicoine,2012)。最后，由于艾滋病的传播降低了物质资本和人力资本的边际回报，使得经济增长放缓(Corrigan等,2004; McDonald和Roberts,2006)。

艾滋病的诊断和治疗会产生巨大的个人医疗成本。鉴于这一负担，各国政府应安排大量医疗财政支出用于艾滋病的预防、控制、治疗和研究(Lambright和O'Gorman, 1992; Lakdawalla等,2006)。各国政府可以拨出更多的预算资源，提高人们对艾滋病病毒传播的认识，使个人能够了解自己的艾滋病感染状况

1 全球艾滋病数据库 2017, UNAIDS. URL <http://www.unaids.org/en/resources/fact-sheet>.

2 <http://www.unaids.org.cn/cn/index>.

(McPherson,2005; Thornton,2008)。各国艾滋病方面的大多数财政资金都用于支持减少性传播(Oster,2005;Pongou 和 Serrano,2013),提供财政补贴以降低治疗和药物的定价(Bhat 和 Saha,2005)以及推行减少母婴传播的预防方案(Wilson,2015)。根据2017年全球艾滋病统计数据,2017年中低收入国家用于控制艾滋病的专项资金为213亿美元。

本章利用全球疾病负担数据库(Global Burden of Disease ,GBD)的艾滋病死亡和伤残调整数据,研究1990-2015年中国大陆地区HIV/AIDS流行的纵向变化。空间计量的结果显示,艾滋病的传播和致病具有空间集聚效应,艾滋病集聚的省份多发男性吸毒成瘾或非法血液交易的现象。通过死亡率数据表明,这一时期重点省份艾滋病的传播迅速增长。在此基础上,我们建立实证模型,以检验财政医疗支出对中国大陆HIV/AIDS死亡率的影响。通过加入文献中提到的影响HIV/AIDS传播的大多数控制变量并选择带有双向固定效应的面板模型,本文的回归结果发现,医疗卫生财政支出的增加显著降低了HIV/AIDS死亡率和HIV诱导的残疾调整寿命年数(Disability Adjusted Life Year, DALYs)。医疗财政支出每增加1%,艾滋病死亡率降低0.12%,而艾滋病毒伤残调整寿命年减少0.15%。我们还评估了一个专项公共项目“预防母婴传播”财政支出对中国艾滋病死亡率的影响。最后,测算所得2015年中国艾滋病病毒死亡造成的经济损失约为960亿元人民币。

本研究的贡献如下:首先,本研究致力于阐明中国HIV/AIDS的流行状况,并有助于制定预防和控制HIV/AIDS传播的政策和干预措施。其次,由于当前关于我国财政政策干预艾滋病影响这一主题文献十分有限,本文通过控制影响艾滋病死亡率的社会经济决定因素来探究财政支出对于艾滋病治理的影响弹性来弥补这一领域的研究空白。值得注意的是,我们发现经济发展、人口密度和教育程度并不是中国艾滋病死亡率的显著决定因素,这一发现与其他研究不同。第三,异质性分析部分分别估计了性别、年龄和致病因素组的医疗财政支出系数。不同分组的系数表明,针对特定人群(如中年男性)的医疗财政支出政策可能比普遍政策更有效。因此,本研究有助于我国制定降低HIV/AIDS流行的公共政策。最后,我们发现医疗财政支出在很大程度上降低了中国的艾滋病死亡率。这表明政

策制定者可以增加医疗财政支出，以改善公共健康水平。

6.2 文献综述

艾滋病的爆发和传播对于经济增长会产生显著的负面冲击，经济学家们从理论和实证角度充分证实了传染病对宏观经济增长的影响及其作用机制: McDonald and Roberts (2006)发现艾滋病的传播会导致经济衰退、人均收入下降和资本的边际收益递减，具体来说艾滋病的流行率每增加 1%，对人均收入的边际影响为-0.59%，对资本边际收益的影响为-0.05%--0.08%；Kambou 等(1992) 发现艾滋病的流行导致喀麦隆的经济增长速度减缓 50%；Dixon et al. (2001) 通过分析 1960-1998 年间 41 个非洲经济体艾滋病流行与经济增长的关系，证明了传染病对于经济增长率和收入水平的负向影响。Fimpel 和 Stolpe (2010) 对 1995-2001 年间东欧 25 国的样本进行测算得出，艾滋病导致的总福利损失占到了该区域年均 GDP 的 10%。Azemar 和 Desbordes (2009) 研究了传染病传播对于 65 个撒哈拉以南非洲国家国际直接投资的影响，文章首先估计了艾滋病病毒和疟疾对于健康（以预期寿命衡量）影响的弹性系数，然后使用这些估计值间接衡量其对国际直接投资的影响。研究结果发现，成年人中艾滋病毒的流行率每增加 1%，国际直接投资的净流入量就会减少 3.5%；而相对于无疟疾传播的国家，疟疾传播风险较高国家的国际直接投资流入量要低 16%。

Becker(1962)的人力资本理论提出，健康对于生产力的发展起着重要的作用。而艾滋病的传播极大影响了疾病活跃时间周期内居民的健康水平，造成了巨大的疾病累计负担和人力资本损失，且这种潜在健康危害具有持续性。Ferreira 等(2011)使用代际交叠模型(Overlapping Generation Model, OLG)研究了艾滋病流行的长期健康影响，结果显示艾滋病的流行程度与居民预期寿命和生产率水平呈显著负相关关系。艾滋病的流行导致了代际更迭过程中未来成员的预期寿命缩短，教育投资回报降低，代际人力资本积累水平下降。Fox 等(2004)通过实证方法分析了艾滋病流行对于肯尼亚采茶工人的健康影响，与健康工人相比，受艾滋病流行影响的患病工人旷工率较高且预期寿命更短，此类工人丧失了积累更多工作经验的机会，从而造成人力资本的流失。同时，艾滋病的流行还可能引发流行区域妇女生育意愿的下降，从而造成未来人力资本的潜在损失。来自南非的研究证据显示

(Kaida 等,2011),与健康女性相比 HIV 检查结果呈阳性的女性生育意愿降低了近 60%。艾滋病的流行可能会减少社会理想家庭规模,并降低个体妇女对子女的生育需求,进而影响目前的家庭收入和成年人的劳动参与率,造成既有和潜在的人力资本损失。艾滋病的流行和传播同样对于人力资本投资具有极为不利的负面冲击:艾滋病流行造成的人力资本投资损失也会持续到下一代,基于超过 20000 名肯尼亚儿童的成长追踪数据的研究显示,由传染病导致的父母去世引发了学龄儿童的大规模失学,小学入学率急剧下降,其中母亲因艾滋病去世的儿童辍学比例更高(Evans 和 Miguel, 2007),且未来艾滋病的肆虐对教育的发展可能会产生更大的影响(Anne 和 Ardington, 2006)。而上述实证研究结果也在代际交叠模型(OLG)中得到了验证(Corrigan 等, 2005),艾滋病的传播通过破坏代代相传的人力资本投资(长期经济增长的主要驱动力),产生高额的经济成本:在没有干预的情况下,经济可能会在四代人的时间内缩小到目前规模的一半(Bell 等, 2006)。

艾滋病的传播扭曲了就业市场,并通过降低劳动生产率和人力资本投资的渠道对收入产生影响(Bloom 和 Canning, 2000)。Chicoine (2012)探讨了艾滋病流行对南非劳动力市场的影响,该研究将南非劳动力调查数据(Labor Force Survey, LFS)与艾滋病患病和死亡数据匹配进行实证分析,结果表明艾滋病的流行会造成失业率升高和工资率降低;其中,传染病的爆发对于受教育水平较低的群体和黑人群体的影响更大,艾滋病的累积危害导致南非黑人群体的工资下降了 3%-6%。Levinsohn 等(2011)基于南非家庭调查微观数据,采用倾向得分匹配的计量方法提供了第一个具有全国代表性的关于艾滋病病毒传播状况对南非劳动力市场影响的估计,在控制 HIV 阳性和阴性个体系统差异的条件下,实证结果表明:感染艾滋病会导致失业率增加 6%-7%;其中,受教育程度低于中学的艾滋病感染者,失业率会增加 10%-11%;且艾滋病感染者会受到歧视,这也使得南非现有的不平等现象有所加剧。

艾滋病病的爆发和传播在世界范围内造成了恐慌,并带来了持续的危害。为此,世界卫生组织(WHO)、各国政府和公共卫生专家都强调了公共政策在应对传染病流行过程中的重要作用。Djemai (2018)通过对 2000-2010 年间非洲五国的家庭健康调查数据和道路网络数据的分析,发现由于传染病传播途径更为畅通且

传播链条更短，因而居住场所靠近道路的家庭成员感染艾滋病的概率更高，该研究也具有相应的政策意义：即可以通过切断传播途径的方式（例如针对主要交通走廊沿线易感人群的适当迁徙控制政策）遏制诸如艾滋病等传染病在普通人群中传播。其他关于干预艾滋病传播途径的文献也发现，危险性行为的减少(Kremer, 1996; Auld, 2003; Pongou 和 Serrano, 2013)和安全套的普及(Ahituv 等, 1996;Galárraga 等, 2014)可以有效阻隔 HIV 病毒的传播途径，来自撒哈拉以南非洲的证据表明，将安全套使用率从 0%增加到 10%，可使艾滋病患病率降低近一半(Cuddington 等, 1994)，从而减少 HIV 病毒流行带来的危害。

6.3 数据来源及描述性统计

本文数据来自全球疾病负担数据库(Global Burden of Disease Study,1990-2015)¹, Global Burden of Disease Study (下文简称 GBD 数据库)是由世界银行(World Bank, WB)组织发起,世界卫生组织(World Health Organization, WHO)规范制度化,比尔及梅琳达盖茨基金会(Bill & Melinda Gates Foundation)资助的旨在评估上百种疾病的发病分布、流行趋势、造成伤害程度和疾病负担的大型人口健康状况数据库。自上世纪 90 年代建立以来,经过二十多年的发展,已经成为了涵盖 291 种疾病、67 种患病风险、1160 种后遗症、21 个区域、20 个年龄组和 187 个国家的公共健康数据统计库,为世界的公共健康和经济领域的研究提供了有效的数据支持。以 GBD 数据库为依托,公共健康领域的研究者在癌症、心理健康、糖尿病和慢性病等诸多领域为医学和经济学的研究发展提供了丰富的研究成果。

在数据收集方面,该数据库通过 IHME(Institute for Health Metrics and Evaluation)贡献的全球数据调查网络,通过调查的方式,在美国、中国、英国等全球 100 多个国家进行健康数据的收集,使用综合检测系统汇总各方面的健康数据。本文使用的中国大陆地区 HIV 发病和死亡的数据是由 GBD 和中国大陆地区官方的卫生统计机构合作,获得了 HIV 发病和死亡的系统登记数据,数据来源真实且可靠。

¹ <http://www.healthdata.org/gbd>.

本文使用省级面板数据,覆盖中国大陆地区 31 个省、市和自治区 1990、1995、2000、2005、2010 及 2015 年艾滋病引发的死亡和伤残调整寿命年数据;此外,艾滋病毒死亡率数据按年龄、性别、地点和致病因素分列。所有观察结果(包括国家一级和分类人口群体)加起来超过 5 万¹。本文最关心的公共健康水平由两个主要变量衡量:“艾滋病致病死亡数”和“艾滋病致病伤残调整寿命年数(DALY)”。根据本文获得的艾滋病致死率和伤残调整年率省级面板数据库,以下整理概括了中国大陆地区目前艾滋病患病和致死情况的描述性统计概况。

表 6.1 GBD 数据库描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
HIV 死亡数	186	505.75	1220.041	0.47	10155.04
HIV 死亡率	186	9.76e-06	0.0000196	5.63e-08	0.0001376
DALY	186	24313.96	56773.14	31.69	450785.5

数据来源: Global Burden of Disease Study,1990-2015.

鉴于艾滋病作为一种传播力度很大的新型病种,中国大陆相关卫生统计部门的统计工作时间并不是很长。具体统计从 1990 年开始进行,并以五年为一个周期进行普查,截止目前共形成了 31 个省级层面 6 个时间层面的面板数据。如图 6.1 所示,总体来看中国大陆地区艾滋病死亡率在过去的 25 年间呈不断上升趋势,并在过去的五年时间里死亡率增长速度有明显加快的现象。就发病患者性别分布而言,男性患者发病和死亡概率明显高于女性患者,在艾滋病防控和治疗方面,男性患者无疑应该受到更多的关注。

1 由于该数据库并未涉及个人微观层面的统计信息,因此本研究无法在微观层面进行进一步的分析。

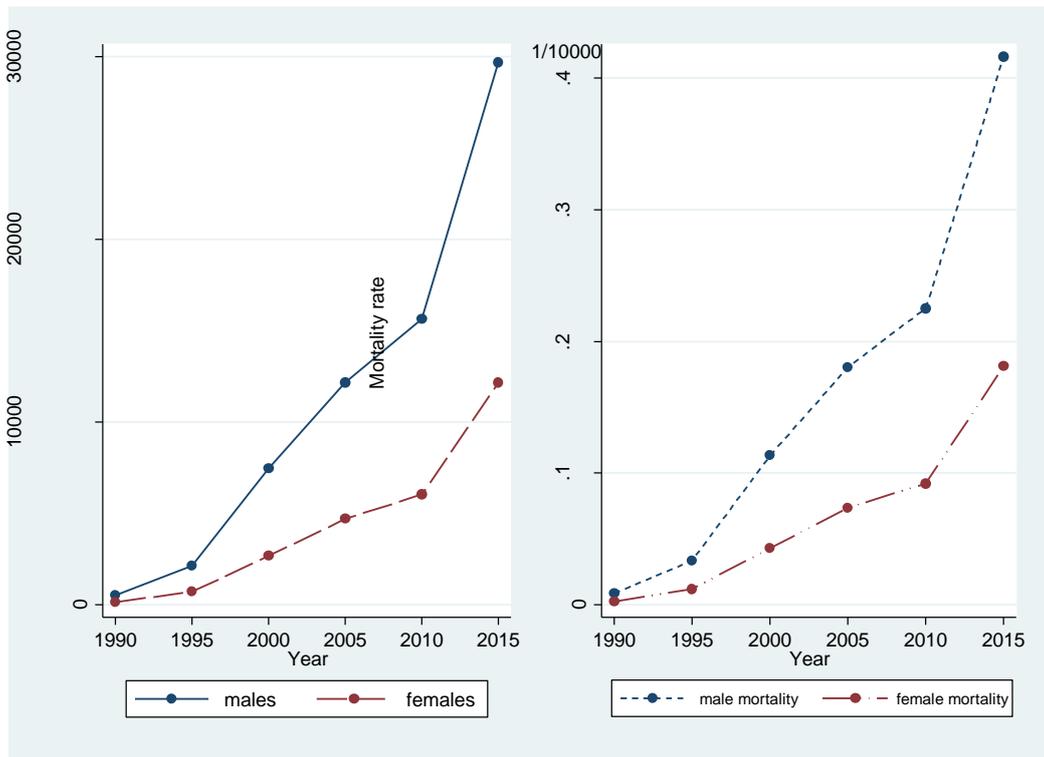


图 6.1 艾滋病死亡率性别分布和变化图

数据来源: Global Burden of Disease Study,1990-2015

图 6.2 展示了中国大陆地区艾滋病死亡数的分年龄变化和分布情况。就分年龄组的总体分布情况来看, 艾滋病各个年龄组别的死亡数都有显著增长, 尤其是 25-49 岁的青年人, 艾滋病死亡数一直居高不下, 其次是 55-69 岁年龄组的中老年人, 上述两个组别也是艾滋病发病的主体, 占到了艾滋病发病死亡数的 90% 以上。反之, 由于更年期导致的性欲下降和该年龄阶段生活稳定, 不良需求较少等原因, 50-54 岁年龄组的艾滋病死亡率存在一个断崖式的下降现象。另外, 值得注意的是, 5 岁以下艾滋病发病数也较高, 这反映了母婴渠道是导致艾滋病的传播和死亡的主要渠道, 母婴传播对于艾滋病发病率和死亡率的影响十分显著, 从母婴传播入手的政策干预对于防控艾滋病十分重要。

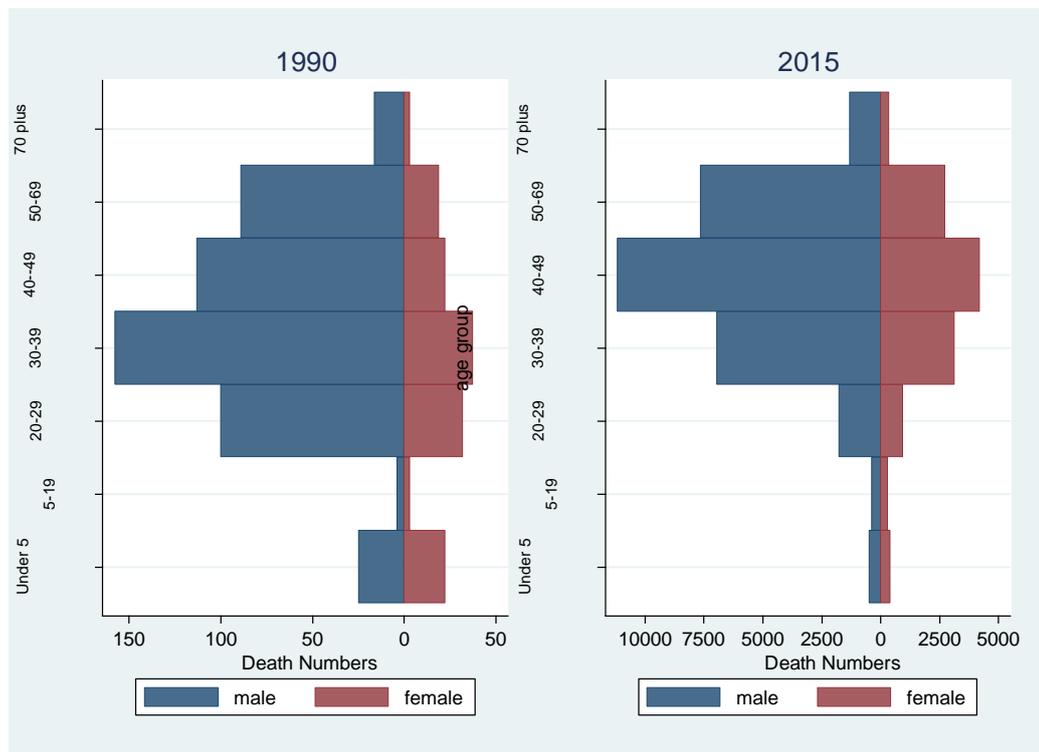


图 6.2 艾滋病死亡数年龄分布图

数据来源: Global Burden of Disease Study,1990-2015

本研究还试图找出影响 HIV 死亡率的因素，特别是探讨公共政策对 HIV 死亡人数的影响。因此，我们从其他几个来源收集数据来构建相关的解释变量。通过文献检索，我们确定了几类相关变量(Marmot,2005;Cremieux 等,2005)。前两项包括经济发展和人口密度。经济发展可以用人均 GDP 来衡量，人口密度可以用每平方公里人口来衡量。此外，受教育水平采用平均受教育年限来衡量；公共卫生基础设施的水平定义为每万人拥有的医院数量。最后，本文的关键变量为医疗财政支出，该指标被定义为各省的公共医疗卫生支出总额。以上变量均来自《中国统计年鉴 1990-2015》。此外，我们利用各省预防母婴传播的年度项目资金来衡量用于预防艾滋病毒的直接公共预算，该数据来自中国疾病预防控制中心(CDC)。表 6.2 报告了这些变量的汇总统计数据。

表 6.2 控制变量描述性统计

变量	观测值	均值	方差	最小值	最大值
人均医疗财政支出(元)	186	538.30	464.48	35.06	2327.60

每万人拥有医院数(个)	186	4.12	3.10	0.84	21.03
人均受教育年限(年)	186	7.48	1.49	2.12	12.15
人口密度(人/平方公里)	181	1414.52	1259.11	5	2504
人均 GDP(元)	186	19707.79	22219.19	810	107960.1
PMTCT 预算支出(元)	87	98.49	73.35	29.20	613.64

数据来源：中国统计年鉴，中国疾病预防控制中心(CDC)。

6.4 艾滋病发病空间分析

中国大陆地区幅员辽阔，人口众多，行政区划较为复杂，艾滋病发病致死情况的地区分布也存在着较大差异。本节以 GBD 数据为基础，分析了省级层面 HIV/AIDS 流行的空间分布特征，明确艾滋病在各个省级行政单位的发病和死亡情况，确定艾滋病的空间格局有助于制定有针对性的干预政策。

如图 6.3 所示，艾滋病死亡数较高的几个省份分别是四川省、广东省、广西、云南省和重庆市，这与艾滋病的传播途径也可以吻合。由于地理位置和区域文化差异影响，云南、广东和广西等省份毒品交易量和用量在中国大陆地区一直居于前列，而毒品注射又是艾滋病传播的主要途径之一，这就解释了上述省份的艾滋病发病和死亡率一直居高不下并显著增长的原因。而四川省 HIV 感染率较高的原因是凉山州的吸毒者人数较多(Liu 等,2013)。与此同时，四川省和重庆市是中国大陆同性恋的高发区域，同性恋发生率与艾滋病传染率一直呈显著的正相关，所以四川省和重庆市的艾滋病发病率和死亡率也一直较高。最后，血液传播也是艾滋病的主要传播途径之一，河南省的艾滋病发病和死亡率也曾一度较高，与一定时间区段内，该省份内部卖血现象的猖獗有着明显关系(Li 等,2010)，但随着政府监管力度的增加，河南省艾滋病发病和死亡率近年都有所回落。



图 6.3 艾滋病死亡数分省变化图

数据来源：Global Burden of Disease Study,1990-2015

图 6.4 显示了 1990 年和 2015 年中国艾滋病死亡的空间分布。艾滋病死亡数较高的省份中，广东省由于经济发达，人均收入较高且地方政府对于艾滋病的防控和治疗较为重视，每年地方财政对于艾滋病的防控和治疗投入力度较大，可以明显看出其艾滋病死亡率与上述其他省份相比明显较低。而广西、四川和云南等省份由于地方政府财力有限，对于艾滋病的财政投入力度不足，造成其艾滋病死亡率一直居高不下。经济发展好，地方财力有保障，医疗卫生支出较高的省市，诸如江苏省、山东省，艾滋病死亡率一直维持在一个极低的水平，反之，诸如新疆、贵州等经济发展水平和医疗支出意识不足的省份，在艾滋病感染绝对数量不高的情况下，死亡率却一直在显著增长，这就需要地方政府在政策方面的调控和倾斜。值得注意的是，艾滋病毒在中国西南部省份高度流行，而与艾滋病毒有关的死亡人数在华北和华东省份并不是很大。

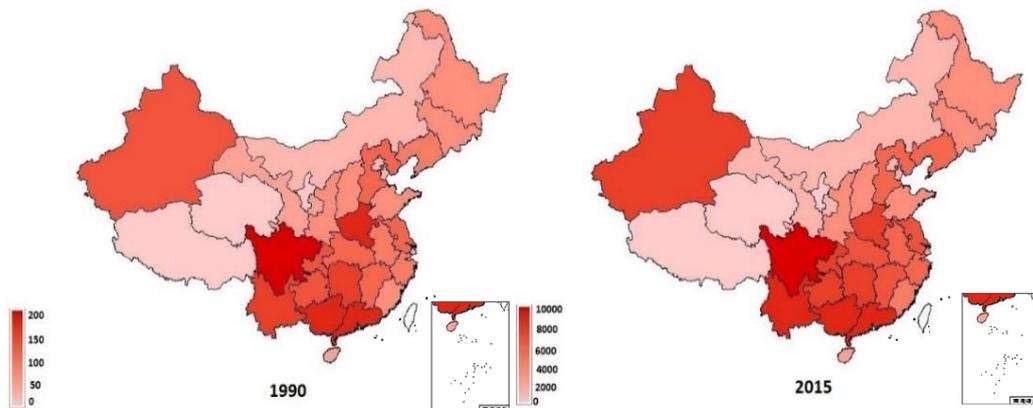


图 6.4 艾滋病死亡的空间分布

数据来源: Global Burden of Disease Study,1990-2015

由于艾滋病属于传染类疾病,地域的因素对于艾滋病的传播、感染和发病具有十分显著影响,地理上是否与艾滋病高发地区接壤与艾滋病的死亡率高低存在一定的相关性。为了衡量艾滋病分省死亡率分布是否受到省份空间分布的影响,本文采用 Moran's I 指数¹来测算艾滋病分省死亡率是否具有聚集效应。其中,全局空间相关指数 Moran's I 的表达式为:

$$\text{Moran's I} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}, \quad (6.1)$$

式 6.1 中, Y_i 、 Y_j 分别表示 i, j 省份的考察指标观测值,即分年度的分省艾滋病死亡数, n 为省际空间单元数, W_{ij} 为空间权重矩阵,用来衡量邻近省份的相互关系,一般定义相邻省份值为 1, 否则为 0。本文中由于海南省地理位置特殊,处理时将其与广东、广西接壤,经过数据处理,得表 6.3。

¹Moran's I 指数是由 Moran 在 1948 年提出的一种空间自相关分析的统计指标,分为 Global Moran's I 指数和 Local Moran's I 指数。Moran's I 取值范围为 $-1 \leq I \leq 1$, 趋向 -1 为空间负相关,趋向 1 为空间正相关,为 0 时不相关。局部空间相关指数用于分析局部地区某个考察指标与相邻地区的相关程度。

表 6.3 历年 HIV 死亡数的 Global Moran's I 指数

年度	1990	1995	2000	2005	2010	2015
全局 Moran's I	-0.037	0.005	0.046	0.070	0.096	0.103
E(I)	-0.033	-0.033	-0.033	-0.033	-0.033	-0.033
Z	-0.042	0.456	0.856	1.078	1.337	1.429

数据来源: National Center for Chronic and Non-communicable Disease Control and Prevention, Chinese Center for Disease Control and Prevention

1990-2015 年期间历年的全局 Moran's I 指数如上表所示, 除数据统计初期, 其余时期中国大陆地区的艾滋病死亡率呈现明显的空间正相关性, 即死亡数较高的省份可能呈聚集或相邻分布。从发展趋势来看, Moran's I 指数总体上呈上升趋势, 说明中国大陆地区艾滋病死亡率的聚集效应随着时间的推移逐渐增强, 艾滋病的发病和死亡存在集中发生在相邻省份的情况。但由于 Z 值为均小于 1.96, 并未通过 5% 的显著性检验, 所以不存在空间自相关, 即在全国范围内, 存在艾滋病死亡率的随机分布可能性, 全范围内的地理聚集效应不明显。

如 Moran 散点图 6.5 所示, 在给定的置信水平下, 若 $I_i > 0$ 且 $Z_i > 0$, 则得到 H-H 的第一象限, 即艾滋病死亡数高的地区被死亡数更高的其他地区相邻; 若 $I_i < 0$ 且 $Z_i > 0$, 则得到 L-H 的第二象限, 即艾滋病死亡数低的地区被死亡数高的地区相邻; 若 $I_i < 0$ 且 $Z_i < 0$, 则得到 L-L 的第三象限, 即艾滋病死亡数低的地区被死亡数更低的地区相邻; 若 $I_i > 0$ 且 $Z_i < 0$, 则得到 H-L 的第四象限, 即艾滋病死亡数高的地区被死亡数低的地区相邻。第一和第三象限属于 H-H 和 L-L 的正向空间自相关关联模式, 包含诸如广东、广西和重庆等具有聚集效应的艾滋病高死亡数地区, 即为艾滋病死亡热点地区 (hot spot), 和诸如上海、江苏和浙江等具有聚集效应的艾滋病低死亡率地区, 即艾滋病死亡的冷点地区 (cold spot); 第二和第四象限属于 L-H 和 H-L 的负向空间自相关关联模式, 表示空间异常关联模式, 包含诸如西藏和云南此类艾滋病死亡数低与高的相邻情况。

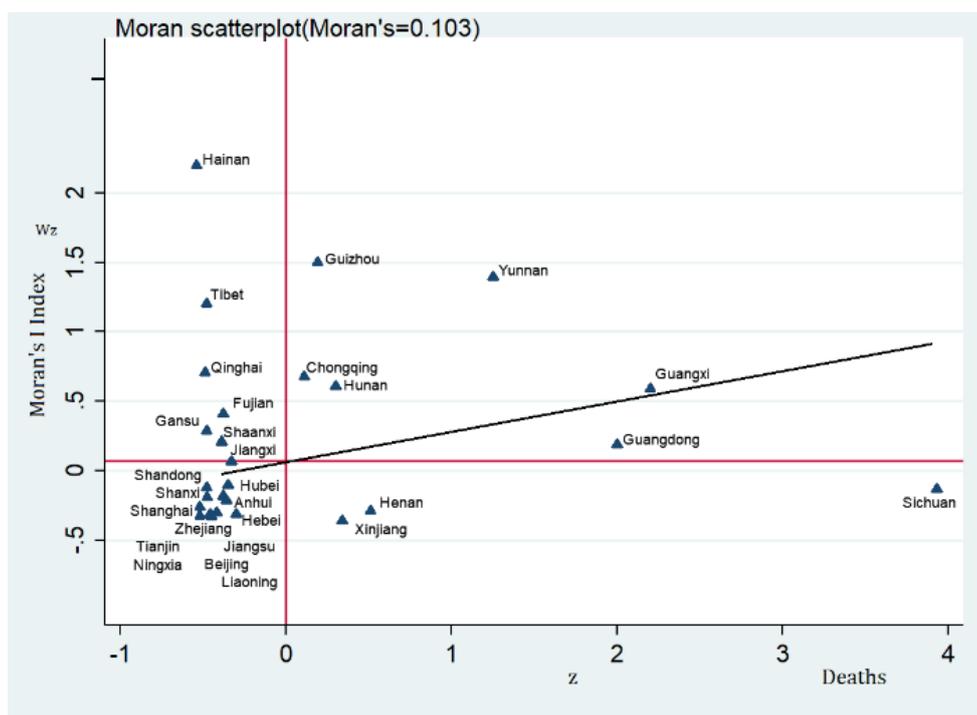


图 6.5 Moran 散点图 (MPS, Moran Scatterplot)

数据来源: National Center for Chronic and Non-communicable Disease Control and Prevention, Chinese Center for Disease Control and Prevention

我们进一步构建了泰尔(Theil)指数, 将全国 HIV 死亡率的空间格局分解为几个大的区域¹。这种分解可以揭示艾滋病毒死亡数在省际和省内的变化。我们构建了以下指数:

$$T = \sum_i \frac{X_i}{X} \ln\left(\frac{X_i}{P_i}\right), T_{ai} = \sum_i \frac{X_{ji}}{X_j} \ln\left(\frac{X_{ji}}{P_{ji}}\right), T_a = \sum_j \frac{X_j}{X} T_{ai}, T_b = \sum_j \frac{X_j}{X} \ln\left(\frac{X_j}{P_j}\right)$$

$$T = T_a + T_b, R_a = \frac{T_a}{T}, R_b = \frac{T_b}{T}, R_j = \frac{X_j}{X} \frac{T_{ai}}{T}$$

其中, T 、 T_a 、 T_b 、 T_{ai} 分别为总体、区域内、区域间、各个子区域内艾滋病死亡数的泰尔指数, 分别反映总体、区域内、区域间、子区域内差异。 X 、 X_a 、 X_b 、 X_{ai} 分别为全国艾滋病死亡数、 j 区域 i 省份的艾滋病死亡数、各省份艾滋病死亡数、各区域艾滋病死亡数。 P 、 P_i 、 P_j 分别为全国总人口数、各省份人口数、各区

¹ 中国可分为东北(黑龙江、吉林、辽宁)、东部(上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东)、北部(北京、天津、山西、河北、内蒙古)、中部(河南、湖北、湖南)、南部(广东、广西、海南)、西南(重庆、四川、贵州、云南、西藏)和西北(陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)。

域人口数。 R_a 、 R_b 、 R_j 分别为区域内贡献率、区域间贡献率、各子区域的贡献率，分别反映区域内差异对总体差异的影响、区域间差异对总体差异的影响、各子区域差异对总体差异的影响。

1990年到2015年，艾滋病死亡数的Theil指数一直很大。这表明各省之间的艾滋病死亡数存在空间差异（图6.6）。艾滋病死亡数的地区性Theil指数在地区间的差异大于在区域内的差异；且这种差异不是全国性的，而是集中在特定区域内的（图6.7）。其中，西北地区的Theil指数在研究期间有一定程度的增加，西南地区的Theil指数一直居高不下（尽管与1990年相比略有下降）。这也证实了组内Theil指数降低伴随着组间Theil指数增加这一现象。另外，我们还计算了每个地区的Theil指数的贡献率。贡献率最大的是西南和南部地区（总计70%以上），表明艾滋病死亡主要发生在这两个地区。同时，Theil指数对东部和东北部地区的贡献率一直较低，表明艾滋病没有向这些地区扩散的趋势。

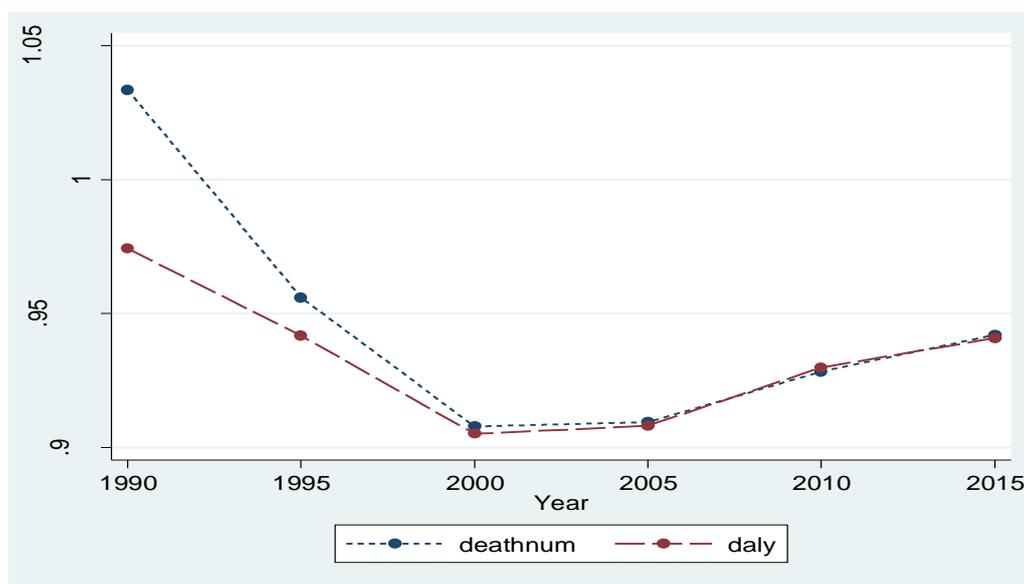


图 6.6 艾滋病死亡数的总体泰尔指数

数据来源：Global Burden of Disease, 1990-2015.

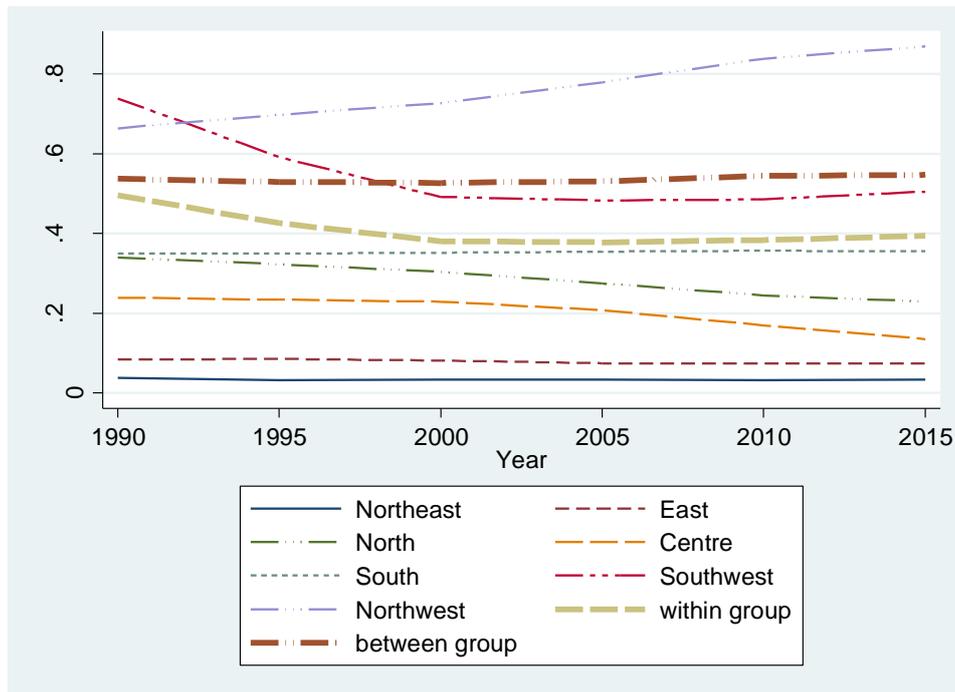


图 6.7 艾滋病死亡数的泰尔指数（按地区）

数据来源：Global Burden of Disease, 1990-2015.

6.5 实证模型：财政支出在多大程度上增进了健康？

6.5.1 实证模型

从理论上讲，有两种类型的决定因素会影响跨辖区的艾滋病死亡率。其中一个决定因素是一个管辖区的经济/社会/人口特征，另一个决定因素是该管辖区的遏制艾滋病的流行公共卫生政策。本文构建的基本模型如下：

$$HIV_{it} = \alpha PHE_{it} + X'\beta + Prov_i + Year_t + \varepsilon_{it}, \quad (6.2)$$

其中， i 表示省、直辖市和自治区， t 表示年份。 HIV 表示该地区的公共健康水平，即艾滋病的致死和危害水平； PHE 表示关键的解释变量——人均医疗财政支出。向量 X 表示其他控制变量，以描述影响公共健康的其他诸多因素。 $Prov_i$ 表示时间不变的省级固定效应，控制同时影响公共健康水平且不随时间变化的因素，如各省份地方医疗政策等。 $Year_t$ 表示省级不变的时间效应，控制影响所有样本的时间因素，如经济周期、医疗卫生政策变动等等。 ε_{it} 表示其他可能起作用但没有被模型控制的因素，假设其服从随机分布。

被解释变量 HIV 有两个指标测量：“艾滋病致病死亡数”和“艾滋病致病伤残

调整寿命年数”。已有的文献重点考察了其他几个影响公共健康水平的重要因素，例如公共卫生水平(Cremieux 等,2005)、受教育水平(Walque,2009)、人口密度(Levy 和 Herzog,1974)和经济发展水平(Marmot,2005)等。根据以上研究，本研究选取了“万人拥有医院数量”、“人均受教育年限”、“每平方公里人口数量”和“人均 GDP”等变量来反映如上因素。

核心解释变量“人均医疗财政支出”能够比较准确的衡量财政支出的力度和规模对于艾滋病死亡数和伤残调整寿命年数在各省份的影响¹，证明财政支出对于艾滋病的防控治疗和死亡率的降低存在重要影响作用。从理论上讲，一个省的医疗财政支出越多，其公共健康状况越好，艾滋病死亡数越低。如图 6.8 医疗财政支出的空间分布（1990-2015 年）所示，医疗财政支出与 HIV 致死情况呈负相关关系。这意味着增加公共支出可能会降低艾滋病的流行率。

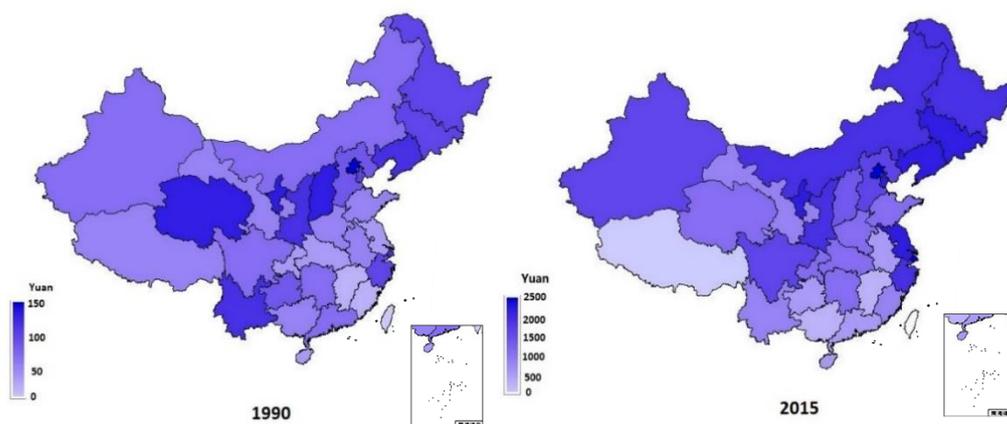


图 6.8 艾滋病死亡数的泰尔指数（按地区）

数据来源: <http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengshuju/>

为确定人均医疗财政支出对于艾滋病致病情况的弹性，本文选取了考虑面板固定效应的双对数模型。对方程（1）的 OLS 估计见表 6.4。其中模型（1）、（3）、（5）的被解释变量是“艾滋病致死死亡数”，模型（2）、（4）、（6）的被解释变量是“艾滋病致病伤残调整寿命年数”。表 6.4 的回归结果显示医疗财政支出对于公

¹ 由于无法获得省级艾滋病方面的公共财政医疗支出，所以我们用医疗财政支出代替。

共健康有着积极影响。简单的单元回归模型显著性不强，但是引入其他控制变量后，结果明显改善了。人均医疗财政支出每增加 1%，艾滋病致死死亡数减少 0.121%，艾滋病致病伤残调整寿命年数减少 0.177%，由此可见，人均医疗财政投入的增加，可以显著的降低艾滋病致死死亡数和艾滋病致病伤残调整寿命年数，财政投入对于艾滋病控制和治疗是有着积极的正向作用的。就其他控制变量的回归结果来看，经济发展水平以及人均医疗资源丰富程度的增加都能降低艾滋病的致死率和伤残调整寿命年率，人口密度的作用则正相反。进一步的，为了处理面板数据的固定效应和随机效应选择问题，对面板数据进行豪斯曼检验，得到 $\chi^2(5)=11.15$, $\text{Prob}>\chi^2=0.04$ 。所以上述模型选择使用固定效应模型和聚类稳健的标准差回归，可以有效的消除省际间不可观测的异质性问题，消除扰动项的自相关影响，避免伪回归的出现，从而使得上述估计有效。

表 6.4 人均医疗财政支出和艾滋病危害 (OLS)

被解释变量	死亡率	DALYs	死亡率	DALYs	死亡率	DALYs
Log (人均医疗 财政支出)	-0.095 (0.070)	-0.139** (0.068)	-0.121** (0.057)	-0.151** (0.058)	-0.133** (0.051)	-0.177*** (0.050)
每万人拥有医 院数			-0.025*** (0.007)	-0.024*** (0.007)	-0.028*** (0.007)	-0.031*** (0.007)
Log (人均 GDP)			-0.085 (0.072)	-0.115* (0.075)		
Log (人口密度)			0.026 (0.016)	0.018 (0.016)	0.028* (0.017)	0.021 (0.169)
平均受教育年 限					0.090 (0.062)	0.080 (0.066)
常数项	2.26*** (0.303)	6.547*** (0.290)	3.952*** (0.443)	7.448*** (0.444)	1.820*** (0.492)	6.205*** (0.508)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	186	186	181	181	181	181
R2	0.467	0.439	0.458	0.432	0.446	0.418

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著。

数据来源：Global Burden of Disease Study,1990-2015，中国财政税收数据库。

6.5.2 异质性分析

在异质性分析部分，我们通过将结果分解为性别、年龄和致病因素等不同组别，进一步检验了方程（1）的稳健性。结果发现，根据对艾滋病致死和诱导伤残调整寿命年的分组回归，不同的组别结果显示出了明显的异质性，但总体结果依然稳健。首先，医疗财政支出对不同性别群体的影响不同（表 6.5）。男性组的医疗财政支出估计系数大于的女性组，即降低艾滋病死亡和健康危害的医疗财政支出对男性更为有效。我们推测其原因是男性的 HIV 感染率远高于女性。

第二，医疗财政支出对年轻人的影响比对老年人更有效。表 6.6 和表 6.7 显示了各年龄组的艾滋病死亡数和艾滋病伤残调整生命年数的结果。我们发现，婴儿组和中年人组在回归中有较大的估计系数。婴儿艾滋病死亡数对医疗财政政策尤其敏感，这可能是近年来广泛使用的预防母婴传播项目的结果。而财政支出对中年人的巨大影响是由于他们的高患病率。相反，年龄最大的群体艾滋病毒感染率最低，同时对公共卫生支出不敏感。因此，根据我们的成本效益分析，政府应该优先投资于婴儿而不是成人的艾滋病预防和控制。

表 6.5 医疗财政支出和艾滋病死亡情况（按性别）

被解释变量	艾滋病				艾滋病 DALYs			
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
Log (人均医疗财政支出)	-0.123** (0.577)	-0.116** (0.056)	-0.138*** (0.052)	-0.128*** (0.049)	-0.153*** (0.059)	-0.145** (0.569)	-0.179*** (0.512)	-0.172*** (0.049)
每万人拥有医院数	-0.026*** (0.007)	-0.022*** (0.005)	-0.030*** (0.007)	-0.025*** (0.005)	-0.028*** (0.008)	-0.026*** (0.006)	-0.032*** (0.008)	-0.028*** (0.006)
Log (人均 GDP)	-0.091 (0.745)	-0.078 (0.069)			-0.116 (0.076)	-0.113 (0.075)		
Log (人口密度)	0.027 (0.017)	0.025 (0.016)	0.029* (0.017)	0.027 (0.016)	0.020 (0.017)	0.014 (0.015)	0.022 (0.172)	0.017 (0.016)
平均受教育年限			0.091 (0.063)	0.083 (0.059)			0.082 (0.067)	0.074 (0.063)
常数项	2.762*** (0.473)	1.361*** (0.403)	1.582*** (0.050)	0.319 (0.048)	7.185*** (0.460)	5.998*** (0.431)	5.921*** (0.513)	4.815*** (0.501)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	181	181	181	181	181	181	181	181
R2	0.448	0.485	0.436	0.474	0.423	0.455	0.409	0.441

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著。

表 6.6 医疗财政支出和艾滋病死亡情况（按年龄）

艾滋病死亡数	0-4	5-19	20-29	30-39	40-49	50-69	70+
Log (人均医疗财政支出)	-0.209** (0.103)	-0.251*** (0.079)	-0.066 (0.112)	-0.233*** (0.083)	-0.231*** (0.074)	0.061 (0.055)	-0.134** (0.624)
Log (人均 GDP)	-0.355* (0.201)	0.077 (0.130)	-0.402** (0.176)	-0.150 (0.140)	0.148 (0.119)	-0.203*** (0.077)	-0.094 (0.757)
Log (人口密度)	0.014 (0.027)	0.035* (0.018)	-0.024 (0.026)	0.064*** (0.021)	0.052** (0.026)	0.001 (0.011)	0.052*** (0.010)
平均受教育年限	-0.037*** (0.009)	-0.000 (0.006)	-0.037* (0.021)	-0.026*** (0.012)	-0.016** (0.008)	-0.023*** (0.007)	-0.023*** (0.008)
常数项	2.787** (1.266)	-2.339*** (0.865)	3.834*** (1.081)	2.536*** (0.896)	-0.046 (0.695)	1.386*** (0.524)	-2.020*** (0.494)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	181	181	181	181	181	181	181
R2	0.312	0.451	0.336	0.462	0.506	0.499	0.449

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著。

表 6.7 医疗财政支出和艾滋病死亡情况（按年龄）

艾滋病 DALYs	0-4	5-19	20-29	30-39	40-49	50-69	70+
Log (人均医疗财政支出)	-0.198* (0.103)	-0.298*** (0.081)	-0.100 (0.110)	-0.247*** (0.084)	-0.242*** (0.074)	0.050 (0.557)	-0.152** (0.069)
Log (人均 GDP)	-0.360* (0.199)	0.092 (0.154)	-0.396** (0.168)	-0.165 (0.136)	0.153 (0.121)	-0.216*** (0.074)	-0.109 (0.091)
Log (人口密度)	0.012 (0.027)	0.021 (0.018)	-0.034 (0.027)	0.056*** (0.020)	0.048* (0.025)	-0.008 (0.010)	0.048*** (0.012)
平均受教育年限	-0.037*** (0.009)	-0.005 (0.006)	-0.040* (0.021)	-0.028** (0.011)	-0.016** (0.007)	-0.025*** (0.486)	-0.022** (0.009)
常数项	7.220*** (1.253)	2.4331** (1.123)	8.347*** (1.016)	6.882*** (0.854)	3.885*** (0.734)	5.161*** (0.486)	0.996* (0.603)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是

年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	181	181	181	181	181	181	181
R2	0.311	0.424	0.319	0.450	0.496	0.495	0.429

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著。

艾滋病通过多种途径传播，包括性行为、吸毒、血液和母婴传播。图 6.9 显示了中国每五年新增艾滋病致病情况：行为是最大的感染途径，占 HIV 感染的 70% 左右，而其他几种传播渠道的份额相似。根据 HIV 死亡率的传播途径，将观察结果分为三类：血液/母婴传播、性行为和吸毒传播。我们使用类似于方程式 (6.2) 中的控制变量对三种类型的艾滋病死亡率进行回归分析（见表 6.8），医疗财政支出与 HIV 因血液/母婴传播致死的性行为呈负相关。这表明政府应该在公共卫生方面投入更多的资金，以降低 HIV 通过血液和性行为传播途径的感染率。中国政府已经启动了许多支持艾滋病防治的项目，包括母婴阻隔支出项目（PMTCT）。母婴阻隔支出项目（PMTCT）自 2001 年开始运作；与此同时，许多城市也开始实施免费提供避孕套项目。而对于吸毒导致的艾滋病，医疗卫生支出和医院数量的影响均不显著。这种类型的艾滋病患者通常不会需要公立医疗机构的服务，因为吸毒行为是非法的。因此，财政支出并没有降低通过吸毒引发的艾滋病流行率。

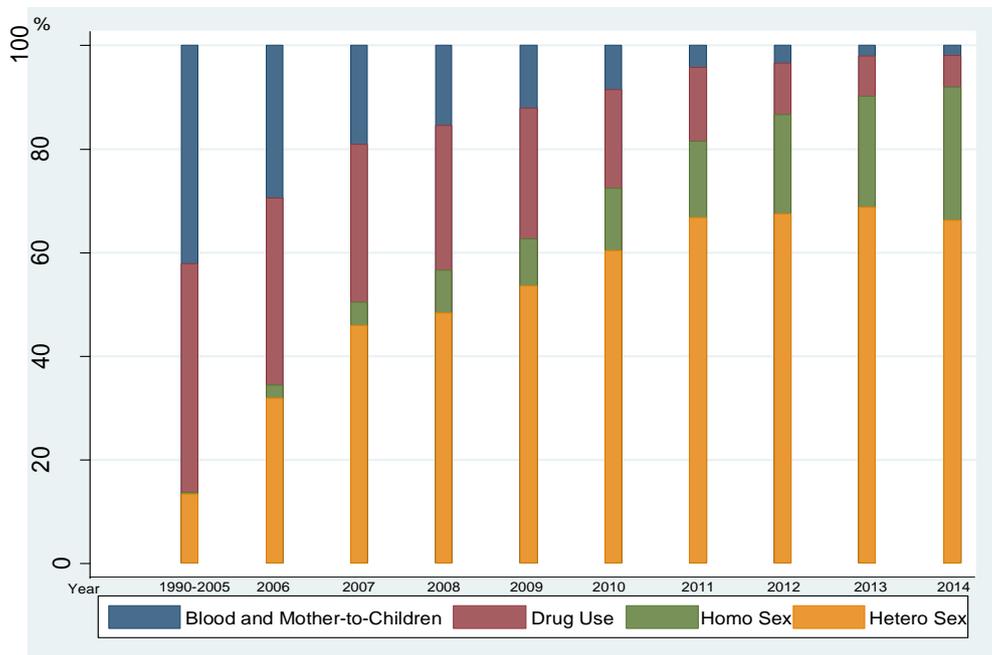


图 6.9 中国艾滋病新发病例原因分析

表 6.8 医疗财政支出和艾滋病死亡情况（按传播途径）

艾滋病致死	血液/母婴传播			性行为			吸毒行为		
Log (人均医疗 财政支出)	-0.106* (0.063)	-0.101* (0.053)	-0.114** (0.050)	-0.115* (0.062)	-0.104** (0.052)	-0.118** (0.051)	-0.252 (0.162)	-0.147 (0.158)	-0.108 (0.129)
每万人拥有医 院数		-0.147*** (0.040)	-0.154*** (0.036)		-0.156*** (0.040)	-0.163*** (0.035)		-0.057 (0.102)	-0.050 (0.096)
Log (人均 GDP)		-0.064 (0.061)			-0.071 (0.063)			-0.033 (0.170)	
Log (人口密 度)		0.029* (0.016)	0.031* (0.017)		0.028* (0.016)	0.029* (0.017)		0.137*** (0.035)	0.139*** (0.035)
平均受教育年 限			0.049 (0.058)			0.053 (0.059)			0.249 (0.154)
常数项	0.597* (0.272)	1.028*** (0.348)	0.298 (0.511)	2.126*** (0.267)	2.593*** (0.356)	1.798*** (0.520)	0.405 (0.685)	-0.510 (1.016)	-2.478** (1.235)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	186	181	181	186	181	181	186	181	181
R2	0.472	0.464	0.457	0.466	0.457	0.451	0.352	0.329	0.254

6.5.3 母婴阻隔支出 (PMTCT) 效用分析

中国大陆地区自 2003 年开始通过中央财政预算, 以人均拨款的形式实行艾滋病母婴筛查和防治项目 (PMTCT), 旨在通过提供财政资金, 用于免费筛查、检测试剂和抗病毒药物, 对母婴传播途径的控制和干预, 以降低新生儿的艾滋病感染率, 从而降低中国大陆地区的艾滋病死亡数和伤残调整寿命年数。预防母婴传播项目实施以来, 覆盖范围已从几个试点县扩大到全国所有孕产妇。以往的文献表明, 基于成本效益分析, 预防母婴传播在一定程度上成功地隔离了母婴之间的艾滋病传播(Owusu-Edusei 等,2014)。为了考察 PMTCT 项目的效果, 本文考察了该项目的人均财政预算拨款对于艾滋病死亡数和伤残调整寿命年数的影响。

我们使用各省预防母婴传播的财政资金来代替方程(6.1)中的医疗财政支出。PMTCT 指标定义为感染性母婴传播的预算支出除以预防母婴的数量。为了将 PMTCT 数据与艾滋病死亡数相匹配, 我们基于中国疾病预防控制中心国家妇女儿童健康中心收集了 2005 年、2010 年和 2015 年的省级预防母婴传播预算支出数。表 6.9 显示了预防母婴传播支出与艾滋病死亡数/伤残调整生命年数的回归结果。在大多数回归分析中, PMTCT 对 HIV 死亡率的影响都是负的, 因此 PMTCT 有助于降低中国各省之间的 HIV 流行率。然而, PMTCT 的某些系数不显著似乎表明这些负面影响并不明显。

表 6.9 PMTCT 对艾滋病死亡数和伤残调整生命年的影响

被解释变量	艾滋病死亡数			艾滋病 DALYs		
Log (PMTCT)	-0.016 (0.027)	-0.030 (0.030)	-0.029 (0.035)	-0.014 (0.025)	-0.027 (0.029)	-0.029 (0.035)
每万人拥有医院数		-0.008** (0.004)	-0.008* (0.005)		-0.007* (0.004)	-0.008 (0.005)
Log (人均 GDP)		-0.050 (0.073)			-0.058 (0.073)	
Log (人口密度)		0.042* (0.024)	0.042* (0.024)		0.039 (0.025)	0.039 (0.024)
平均受教育年限			-0.008 (0.080)			0.003 (0.080)
常数项	5.354*** (0.116)	5.619*** (0.653)	5.207*** (0.614)	9.259*** (0.109)	9.616*** (0.671)	9.052*** (0.617)

省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	87	87	87	87	87	87
R2	0.043	0.065	0.060	0.034	0.055	0.052

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的程度上显著。

数据来源：Global Burden of Disease Study,1990-2015，中国财政税收数据库, EPS。

为了进一步考察 PMTCT 项目的效果，考虑到 PMTCT 项目预算资金的投入主要是针对于艾滋病的母婴传播途径，为了避免计量回归估计口径的偏差，本文在稳健性检验中又以 0-1 岁婴儿的死亡数代替全口径的艾滋病死亡数；同时，考虑到 PMTCT 项目从投入到发挥作用可能出现的滞后效应，本文在回归中又选取了项目预算投入滞后一期的死亡数作为因变量重新进行估计。结果如表 6.10 所示，PMTCT 项目的财政预算投入对于滞后一期的婴儿死亡率仍然无法产生显著影响，这就进一步印证了上文中得出的结果，即 PMTCT 项目对于中国大陆地区的艾滋病死亡数的减少并没有显著性的效果。其中可能原因如下，首先，中国大陆地区艾滋病死亡数中由母婴传播途径导致的比重较低，该方面的财政干预政策无法显著影响到总体的艾滋病死亡情况；其次，财政预算性质的人均拨款模式效率不高，资金的在过程中存在大量的滥用和低效使用情况，财政资金的精准性达不到，这就导致了 PMTCT 项目的评估效果并不好。

表 6.10 PMTCT 对婴儿（0-1 岁）艾滋病死亡数和伤残调整生命年数的影响

被解释变量	艾滋病死亡数 (0-1 岁)			艾滋病 Daly (0-1 岁)		
	Log ($PMTCT_{t-1}$)	-0.056* (0.032)	-0.012 (0.039)	-0.018 (0.044)	-0.057* (0.032)	-0.016 (0.039)
每万人拥有医 院数		-0.078 (0.188)			-0.060 (0.181)	
Log (人均 GDP)		0.016 (0.024)	0.014 (0.026)		0.127 (0.024)	0.012 (0.026)
Log (人口密 度)		-0.023** (0.010)	-0.022** (0.011)		-0.021** (0.010)	-0.021* (0.106)
平均受教育年 限			0.013 (0.090)			0.001 (0.089)

常数项	0.031** (0.124)	-0.442 (1.812)	0.215 (0.702)	4.740*** (0.123)	4.155** (1.757)	4.724*** (0.696)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	87	87	87	87	87	87
R2	0.015	0.016	0.025	0.011	0.055	0.019

注：括号中的数值为 Robust 稳健标准误；估计方程残差项允许在同省内相关。*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的程度上显著。

数据来源：Global Burden of Disease Study,1990-2015，中国财政税收数据库, EPS。

最后，我们对 PMTCT 在母婴传播途径方面的影响进行回归分析（表 6.11）。与表 6.9 和表 6.10 的结果比较，结果是一致的。然而，母婴传播滞后的影响似乎与艾滋病死亡数呈正相关，这与表 6.10 的结果不同。关于此我们认为，观测值数量不足降低了结果的稳健性。在中国即使是 0-1 岁婴儿，预防母婴传播似乎也略微降低了艾滋病的死亡率。原因可能如下：首先，由于 PMTCT 项目自 2003 年以来才开始运作，导致了样本量太小引发回归结果可能非常敏感。第二，与其他传播途径相比，由于母婴传播导致的艾滋病死亡人数相对较少，因此对艾滋病总死亡率结果影响很小。

表 6.11 PMTCT 对血液/母婴传播艾滋病死亡数和伤残调整生命年数的影响

被解释变量	艾滋病死亡数					
Log (PMTCT)	-0.017 (0.028)	-0.032 (0.029)	-0.033 (0.035)			
Log (PMTCT _{t-1})				0.031 (0.028)	0.043* (0.023)	0.047** (0.020)
每万人拥有医院数		-0.009** (0.004)	-0.009* (0.005)		-0.009** (0.004)	-0.009*** (0.003)
Log (人均 GDP)		-0.033 (0.069)			-0.015 (0.070)	
Log (人口密度)		0.042* (0.024)	0.042* (0.023)		0.043* (0.023)	0.042* (0.024)
平均受教育年限			0.004 0.077			-0.021 (0.067)
常数项	3.747*** (0.119)	3.857*** (0.624)	3.522*** (0.597)	3.564*** (0.104)	3.396*** (0.752)	3.404*** (0.644)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是

年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	87	87	87	87	87	87
R2	0.032	0.053	0.052	0.027	0.044	0.040

6.5.4 艾滋病医疗费用成本测算

艾滋病给受感染者及其家庭造成了与健康有关的巨大经济损失。从长期来看，艾滋病流行会进一步导致劳动力短缺和经济衰退。各国和世界组织试图通过多种方式制定预防和控制艾滋病的措施。必须增加防治艾滋病的财政支出，以减轻艾滋病对家庭的负担，从而改善社会福利。

以上分析证明，财政支出干预可以在一定程度上降低 HIV 感染率。问题是，干预政策是否符合成本效益原则，即从拯救生命获得的收益可以抵消财政支出干预的成本。艾滋病在我国的传播给公共健康、人力资本、经济发展和社会稳定带来了严重的负面影响。首先，中国有大量的艾滋病感染者，艾滋病是死亡率最高的传染病之一。第二，艾滋病发病率的同比增长降低了中国人的预期寿命。最后，近年来 HIV 开始成为中国经济增长的障碍。

我们计算了增加医疗财政支出用于艾滋病预防和治疗的成本和效益。利用中国卫生数据库的平均医疗费用，我们可以计算得：艾滋病医疗支出=人均财政医疗支出×艾滋病致死死亡数，伤残调整寿命年生命损失=艾滋病致病伤残调整年数×当年人均 GDP（经过通货膨胀调整）。¹从 1990 年到 2015 年每年的损失计算结果见表 6.12，且损失在这段时间内迅速增加。2015 年，艾滋病造成的损失达到 960 亿元。

表 6.12 艾滋病造成的经济损失

年份	人均艾滋病医疗费用（元）	HIV 死亡数	艾滋病医疗损失（百万元）	人均 GDP（元）	HIV 伤残调整寿命年数	DALY 损失（百万元）	总损失（百万元）	通货膨胀调整损失总额（百万元）
----	--------------	---------	--------------	-----------	--------------	--------------	----------	-----------------

¹ 我们使用另一个数据源并得到类似的结果。2015 年，中央和地方政府用于艾滋病防治的专项经费达到 52 亿元(www.unaids.org.cn/cn/index/index.asp)。占当年医疗财政支出（12533 亿元）的 0.41%（2016 年 7 月 21 日 <http://www.zhu.htm/>）。艾滋病毒导致的死亡人数为 41822 人，伤残调整寿命年为 1911024 年。2015 年人均国内生产总值 50251 元。因此，艾滋病造成的损失达 960 亿元。

1990	n.a.	643	n.a.	1663	36482	60.67	60.67	172.48
1995	n.a.	2853	n.a.	5091	163379	831.76	831.76	1289.24
2000	5234.4	10123	52.99	7942	511015	4058.48	4111.47	5828.06
2005	5933.7	16878	100.15	14368	839409	12060.63	12160.78	16123.52
2010	6360.2	21661	137.77	39876	1068058	42589.88	42727.65	49031.99
2015	8545.8	41822	357.40	50251	1911024	96030.87	96388.27	96388.27

注：艾滋病医疗支出=人均财政医疗支出×艾滋病致死死亡数，伤残调整寿命年生命损失=艾滋病致病伤残调整年数×当年人均 GDP；上表中所有数据均以 2015 年为基期进行了通货膨胀调整；由于中国大陆地区对于艾滋病专项财政支出的统计从 2015 年左右才开始，核算中使用了人均财政医疗支出，可能导致艾滋病医疗支出的低估，特此说明。艾滋病数据来自 WHO 艾滋病数据库，其他数据来自中国财政税收数据库。
数据来源：Global Burden of Disease Study,1990-2015，中国财政税收数据库。

根据 OLS 估计的影响弹性，表 6.13 显示了自 1990 年以来医疗财政支出费用增加对艾滋病死亡数的影响。艾滋病医疗支出成本=(人均财政医疗支出+人均艾滋病医疗花费)×艾滋病致死死亡数× α ，艾滋病生命损失减少数=艾滋病致病伤残调整年减少数×当年人均 GDP× α ，医疗财政支出的经济效应=防治艾滋病的潜在收益-艾滋病医疗花费。2015 年，医疗财政支出（125 亿元）每增长 1%，艾滋病财政支出将增加 5200 万元。同时，按我国财政支出的估算系数-0.15%，可减少艾滋病相关损失 14.4 亿元。艾滋病的支出费用包括治疗艾滋病的医疗费用，该项支出是挽救生命和伤残调整生命年的重要举措。因此，2015 年艾滋病防治成果财政支出的成本效益比为 1.44/0.052=27.7。我们计算每年的成本效益比（表 6.13）。因此，公共资金在艾滋病防治中的多年来都符合成本效益原则。

表 6.13 医疗财政支出费用用于艾滋病防治的成本效益

年份	人均医疗费 用增长 (元)	艾滋病 死亡减 少数	艾滋病医 疗费用 (万元)	DALY 减少数	艾滋病损失减 少效益(百万 元)	医疗费用经 济效益(百 万元)	通货膨胀调整 损失总额(百 万元)
1990	48.6	8	n.a.	551	0.92	0.92	2.62
1995	88.6	35	n.a.	2467	12.56	12.56	19.47
2000	124.2	122	0.65	7716	61.28	60.63	85.94
2005	158.9	204	1.24	12675	182.11	180.87	239.81
2010	224.2	262	1.73	16128	643.12	641.40	736.04
2015	298.1	506	4.48	28857	1450.09	1445.62	1445.62

注：艾滋病支出成本=人均财政医疗支出增量×艾滋病致死死亡数× α_1 ，艾滋病生命损失减少数=艾滋病致病伤残调整年减少数×当年人均 GDP× α_1 ；上表中所有数据均以 2015 年为基期进行了通货膨胀调整；由于中国大陆地区对于艾滋病专项财政支出的统计从 2015 年左右才开始，核算中使用了人均财政医疗支出，可能导致艾滋病医疗支出的低估，特此说明。艾滋病数据来自 WHO 艾滋病数据库，其他数据来自中国

财政税收数据库。

数据来源: Global Burden of Disease Study,1990-2015, 中国财政税收数据库。

6.6 结论和政策建议

基于全国 31 个省份横跨 25 年的面板数据,研究了艾滋病死亡和伤残调整寿命年的空间分布,并采用考虑面板固定效应的最小二乘法解决医疗财政支出的内生性问题,本文试图用实证数据检验公共部门医疗财政支出对于公众健康的影响。本文发现,虽然在过去的 25 年里艾滋病死亡数迅速上升,但是 HIV 仍然集中在广东和云南等省份。这些省份通常都有很高的吸毒率和危险性行为。幸运的是实证分析结果表明,艾滋病的流行并没有蔓延到邻近省份。通过对于艾滋病这一具有显著特点的传染类疾病的数据分析,我们发现医疗财政支出对于公众健康水平有着显著的提高作用。一般来说,人均医疗财政支出量每增加 1%,艾滋病致死死亡数将降低 0.12%,艾滋病致病伤残调整寿命年数减少 0.15%。我们还进行了包括年龄、性别和致病因素在内的异质性回归分析,以探讨不同人口群体的艾滋病流行率与医疗财政支出之间的关系。我们发现公共干预对男性比女性更有效,而且相对于成年人,在年轻人中预防艾滋病的效果更好。应支持预防和治疗血液传播和性风险行为的公共卫生政策,而与吸毒有关的艾滋病毒几乎不受公共卫生政策的影响。

本研究为我国实施艾滋病干预措施提供了依据。2015 年,如果政府再投入 5200 万元,那么艾滋病防治工作就可获得 14.4 亿元以上的净收益。一些针对艾滋病的具体且有针对性的财政支出会产生更大的影响,这些政策包括预防母婴传播(PMTCT)、医疗补贴和免费治疗支持、提供避孕套以及对艾滋病患者的特别转移支付。因此,增加医疗财政支出可以降低艾滋病引起的死亡数和伤残调整寿命年数,改善我国的公共卫生状况。值得注意的是,HIV 患者在感染后大约能活 10 年左右。因此,今后的研究应超越静态分析,考虑卫生政策对艾滋病预防的动态影响。

本文的发现的学术价值和现实意义在于:就公共卫生及医学领域来说,虽然有一定体量的文献致力于研究艾滋病的干预对于致死率减少的影响,但现有研究

大都选择以微观艾滋病发病个体为研究对象，探究医学层面的干预对于艾滋病死亡率的影响，较少关注区域性的经济和政策影响因素。因此，本文研究的区域财政医疗支出政策及宏观领域的研究视角将有效弥补现有文献的不足。其次，艾滋病作为致死率极高的传染病，具有极高的社会影响力，长此以来对于艾滋病的专项医疗卫生财政支出不足造成了对公共健康极大的潜在威胁，近年来艾滋病感染率的上升引发的社会关注和社会恐慌已经威胁到基层社会稳定。对相关财政政策和公共健康关系的实证考察可以在此基础上估算特定政策的卫生健康成本及影响。将这些参数纳入政策决策者的考量范围无疑有助于提高公共政策的质量和效率，从而降低不稳定因素，提高居民基本福利水平和幸福感，促进社会持续健康稳定发展。鉴于此，本文提出以下合理政策建议：

(1) 增加艾滋病防治专项财政支出，诸如进一步增强关于母婴阻隔(PMTCT)等艾滋病防控的早期干预措施。(2) 增加艾滋病治疗专项药物财政补贴。目前，中国大陆地区对于艾滋病的防控和治疗主要实施“四免一关怀”政策。在确诊 HIV 抗体成阳性的情况下，中国公民可申请享受免费抗病毒治疗，治疗主要分为六种免费药物 (TDF、AZT、3TC、NVP、EFV、LPV/r)，可以组成完整的一线 and 二线治疗药物方案。2014 年 4 月更新的《国家免费艾滋病抗病毒药物治疗手册 (2012 年版)》更是将治疗标准放宽至 CD4 细胞低于 $500 \text{ 个}/\text{mm}^3$ ，基本和国际接轨。虽然政府提供免费的抗病毒治疗，但是目前药物种类相对有限，一线方案 7 个，二线方案 1 个，组合起来的治疗方案相对发达国家 6 大类各种制剂共计 30 多种药物而言，可谓捉襟见肘。根据最新研究结果表明，艾滋病感染者坚持治疗，可以有效减少伤残调整寿命年 (DALY)，提高预期寿命。此时，医疗卫生政策在财政领域的倾斜和适当的扩大艾滋病 (AIDS) 专项财政补贴就显得十分有必要性。具体来说，增加艾滋病的专项药物财政补贴，增加艾滋病抗病毒免费药品的供给。以目前的 6 大类药品为基础，增加药物群，形成更为完备的一线 and 二线方案群，互为补充，相互依托，为艾滋病的治疗提供更有力的财政资金保障。(3) 增加艾滋病预防专项政府采购。增加艾滋病预防专项政府采购，增加免费安全套的投放量。艾滋病的另一大传播途径在于性接触传播，根据近年来男男同性恋传播在艾滋病传播的占比日益提高的现象，应该增加对于安全套的政府支出，采用政府

采购的方式，加大安全套的供应量，对于重点区域，诸如高校，加大安全套的投放，减少通过性接触途径感染艾滋病的几率。(4) 增加对于艾滋病患者的专项转移支付。由于艾滋病疾病负担较重，患者及其家庭治疗经济压力极大，通过公共财政政策，减轻艾滋病患者的经济压力就显得十分重要。增加对于艾滋病患者的专项转移支付，可以设立“治疗券”制度。对于艾滋病患者发放“治疗券”，可以凭券获得艾滋病相关医疗机构的免费治疗。这样既保障了艾滋病患者得到及时的医治，又提高了财政转移支付资金的使用效率，对于降低艾滋病死亡率，提高社会公共健康社会平具有极大的益处。

第 7 章 税制改革的健康效应：基于居民自杀行为的政策评

估

7.1 引言

世界上每年大约有超过 80 万人死于自杀 (World Health Organization,2019), 自杀作为一种健康风险行为严重危害了社会稳定和公共安全¹。无论是发达国家还是发展中国家,自杀造成的社会问题都不容忽视:美国年自杀人数超过 45000 人,造成超过 2000 亿美元的直接经济损失²;印度自杀率持续上升,成年人自杀数超过 19000 人,自杀成为年轻人第二大死亡原因(Vijayakumar,2010)。中国年自杀人数约为 287000 人,自杀绝对数量全球最多;我国城乡总自杀率在 17-23/100000 之间,自杀位列中国居民死亡原因的第 5 位,更是年轻人的首要死亡原因³。《“健康中国 2030”规划纲要》(2016)的提出标志着“健康中国”已经成为指导我国新时期发展的国家战略,纲要指出,“提升心理健康素养,加强对抑郁症、焦虑症等常见精神障碍和心理行为问题的干预;加强老年人伤害预防和干预,预防和减少自杀”⁴。至此,改善人民群众精神卫生状况和关注“老龄健康”问题的诉求日益重要,自杀问题尤其是中老年人的自杀问题也得到了越来越广泛的社会关注。《国务院关于实施健康中国行动的意见》明确要求实施心理健康和中老年人健康促进行动,居民精神卫生问题和中老年人的心理健康更是被反复提及⁵。由此可见,中老年人自杀行为的预防和政策干预已经成为事关公共卫生、精神卫生和社会稳定的重要课题。

1 World Health Organization,2019,<https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/suicide>.

2 Web-based Injury Statistics Query and Reporting System(WISQARS), NCIPC (National Center for Injury Prevention and Control), 2018.

3 World Health Organization, 2014. Preventing suicide: A Global Imperative. Geneva: World Health Organization URL https://www.who.int/mental_health/suicide-prevention/world_report_2014/zh/.

4 《“健康中国 2030”规划纲要》, 2016。

5 国务院关于实施健康中国行动的意见, 国发〔2019〕13 号。

国际上关于自杀问题的研究体系比较成熟，但绝大多数研究集中在医学（精神科领域）和心理学领域，社会科学方向的研究主要通过社会整合和社会失范理论解释西方社会自杀率的上升问题(Durkheim,1951)。而关于自杀行为动机及危险因素的经济学研究主要分为两类：即心理因素和社会因素(Zhang 和 Thomas,1999)。其中，心理因素主要通过“心理压力”（Mann 等, 1999）和“心理状态”（Heeringen,2003）两个渠道影响自杀行为。收入不稳定(Suzuki,2008)和失业风险(Noh,2009; Luo 等,2011)将对自杀决定产生极大的不利影响，而究其背后的根源，个人的预期收入过低和未来收益的不确定性引发的持续心理压力才是导致自杀行为选择的真正原因(Hamermesh 和 Soss,1974)。近年来，网络欺凌引发的心理脆弱问题(Nikolaou,2017)和诸如滥用大麻等激进行为造成的精神健康风险(Van Ours 等,2013)造成青少年自杀率的显著上升，心理因素造成的自杀风险不容忽视。与此同时，社会因素对于自杀行为的影响也得到了不同研究的充分证实：基于 26 个国家抗抑郁药品销售情况面板数据的研究指出，不同国家和地区之间药品管制制度的差异造成了自杀率的不同，抗抑郁药物 SSRI 销售量的增加可以带来自杀率的下降(Ludwig 等,2009)；来自瑞士枪支管控政策的实证研究表明，私人枪支保有量的下降抑制了当地自杀行为的发生，枪支流行率与居民自杀率呈显著负相关关系(Balestra, 2018)；关于印度各州财产所有制改革的研究发现，妇女财产所有权的合法化造成了严重的家庭内部冲突，从而引发印度自杀率的上升和女性自杀人数占比的下降(Anderson 和 Genicot,2015)。而自杀行为也会给社会带来巨大损失，自杀和自杀未遂降低了年轻人接受教育和就业的可能性(Tekin 和 Markowitz,2005)，由此造成生命周期内健康和个人福利的持续损失(Cutler 等,2001)，所以预防自杀行为的发生具有延长预期寿命和节省不必要医疗费用的双重效用(Heckman,2012)。

中国的自杀研究起步较晚，且已有研究成果主要集中在社会学和医学领域。张杰等(2011)依据 1987-2008 年全国加总数据进行了自杀率的下降趋势分析，并以时间序列分析的方法探究和解释了中国自杀率与经济发展和人口流动之间的关系，这是国内首篇从经济学视角出发，研究自杀行为诱因的文章。杨华和欧阳静（2013）通过对我国中部地区的八个村庄进行田野调查，以案例分析的方法解释农村中老年人的自杀现象及其背后的动因，发现城乡二元制加剧导致的阶层分

化、代际剥削和社会化竞争是农村自杀集中在中老年人群体的根源。谢立中(2015)对中国自杀率估算的研究文献进行了系统综述,证实了我国自杀率数据的合理性和可靠性。总结上述文献可以发现,探究自杀行为的根本原因是经济学中一个重要但尚未被充分研究的领域(Chen 等,2012),尤其是国内从经济学视角切入分析自杀问题的文章数量较少,同时西方已有的自杀理论和实证研究难以充分解释中国人的自杀行为。鉴于此,本文选择以“准自然实验”(quasi-natural experiment)的思路结合中国实际情况,利用2003年之后我国农村地区农业税减免分批分次、逐步推广的方式,来考察取消农业税政策是否起到了抑制当地自杀行为发生的作用。具体来说,样本时期内某些区县取消了农业税,某些没有取消;或者一些城市取消农业税试点时间较早,另一些城市试点时间较晚,农业税在不同区县取消时间上的差异为我们研究税制改革与自杀行为之间的关系提供了机会。

分析我国目前自杀行为发生的总体情况可知,无论是从自杀率角度还是自杀绝对数量方面,中老年人自杀问题都是各个年龄群体中最为严重的,且作为“老龄健康”范畴内的重要分支,研究中老年人自杀问题具有较高的理论价值和现实意义。基于以下几点技术可行性方面的考虑,本文将自杀行为的关注对象确定为中老年人。首先,中老年人生活范围大多比较固定,群体人口流动性较差,可以避免移民和迁徙等问题导致的样本有偏。其次,中老年人受限于身体状况和劳动能力退化的现实,不被就业市场所欢迎,因而收入相对较低且不稳定,经济地位不高,所以对于减税改革效应更加敏感。最后,我国中老年人的自杀诱因主要分为两大类:第一,由于子女赡养老人耽误工作从而导致养老“机会成本”上升引发的孝道危机(颜廷健,2003)和家庭成员收入变化导致的家庭权力结构失衡(陈柏峰,2009),这类诱因的根源可以归结为收入因素的直观影响;第二,由生理疾病及收入差距引发的心理健康问题,中老年人的慢性病问题(Lei 等,2014)和贫富差距问题引发相对经济状况差异(Zhou 等,2020)会显著加剧精神抑郁风险、降低心理健康水平,进而加剧中老年人的自杀风险。以上两类自杀诱因在实证模型中均可以控制,在识别过程中具有先天优势。

为此,本文对中国居民死因监测数据集提供的自杀行为微观数据与各县区统计年鉴和经济发展公报提供的宏观层面的县区面板数据进行匹配,使用渐进性的

双重差分法估计了取消农业税政策对于中老年人自杀数量的影响，并同时考察了其作用机制。实证结果表明，农业税的取消确实扼制了所在区县的中老年人自杀数量；这种政策效果主要通过增加农村居民福利水平和改善地方政府行为能力两方面传导路径所实现。同时，取消农业税政策对中老年人自杀行为的影响也表现出一些异质性特征：首先，减免农业税对于中老年人自杀情况存在抑制作用，中部地区最明显，西部次之，东部最弱；其次，农村地区较之城市地区而言，自杀行为的变化对于农业税改革的反应更敏感；最后，男性和65岁以上的老年人是税制改革健康效应的最大受益群体。进一步的分析也显示前两批农业税改革试点地区产生的中老年人自杀抑制作用要大于第三批地区。

本文的贡献在于如下几点：一是对于国内关于自杀问题的经济学视角研究进行了有益的补充。受限于自杀数据的可得性，基于中国县区层面自杀样本进行的经济学实证分析还不够丰富，目前国内学者尚未关注到政策改革对于自杀行为选择造成的影响，本文较早的试图通过提供有关税制改革与自杀行为因果关系的新证据丰富我国经济学范畴下的自杀行为研究。二是利用取消农业税政策分批分次推广所提供的变异，缓解了研究税制改革的健康效应时可能存在的内生性问题。本文通过比较外生政策冲击产生的变异，巧妙地评估了取消农业税对自杀行为选择的影响，探索了税制改革的健康效应问题。三是选取县区层面的面板数据，研究了税制改革影响自杀行为选择的作用机制和传导路径，并设计了一整套政策改革冲击下的健康效应变化的研究路径，丰富了卫生经济学领域评估政策的健康影响的研究思路。四是通过实证分析为当前自杀行为的预防和政策干预提供了参考。本文的研究结论证实了政策改革可能存在的健康效应，为政策的制定和评估提供了新的切入视角。

本章的结构安排如下：第二部分是自杀状况和取消农业税改革的背景介绍；第三部分是研究设计，包括回归方法的介绍、回归模型的设定和数据描述；第四部分是实证分析，包括双重差分法的适用性检验、基准回归、外生政策冲击分析、机制分析、稳健性检验和安慰剂检验；第五部分是对取消农业税健康效应的进一步异质性分析；最后是结论。

7.2 研究背景

7.2.1 中国自杀问题背景

有研究表明,近三十多年来我国居民自杀率呈持续下降趋势(张杰和景军,2011),如图1所示,2002年以后的自杀率变化也印证了这一结论:我国居民自杀率持续下降,但自杀率变化的分布呈现出城乡差异和年龄差异的两大特点¹。首先,农村居民自杀率远高于城市居民,其中,受城市改造²影响2005年城市地区自杀率有小幅反弹(景军等,2011);而中老年人³自杀率远高于普通人群,值得特别注意的是,农村地区中老年人自杀率一直居高不下,成为十分严峻的社会问题。其次,图2展示了自杀情况的性别和年龄分布。其中,女性自杀数量较之男性下降更为迅速且各年龄段中男性自杀数量也略高于女性;65岁以上的老年人自杀数量最高,50-64年龄组的中年人次之,青少年自杀数量最低。由此可见,中老年人和农村居民应当成为自杀预防的重点关注人群。

1 与国际比较可知,早期我国自杀率较高,高于国际平均水平;但随着自杀率的不断下降,目前我国自杀率已经处于相对较低的水平。另外,农村女性自杀率原本较高,但是迅速下降,逐渐低于农村男性自杀率,城市男性自杀率稍高于女性,且缓慢下降。

2 2005年前后大批推进的城市棚户区改造工程造成了传统街巷的消失和原有居住格局的改变,拆迁补偿引发的老人与子女间房产所有权和继承权问题纠纷频发,同时新型居住格局削弱了老年人既有社会网络和邻里对于老人赡养问题的监督能力,从而造成老年人孤独感增加和自杀率上升。

3 联合国(UN)和世界卫生组织(WHO)将老年人定义为“65岁以上”,而我国《老年人权益保障法》规定老年人的起点标准是60周岁;而各个文化圈对于中年人的界定没有统一的标准,一般来说把45-59岁的人群定义为中年人。本文根据中国居民死因检测集的口径(50-64岁为中年人,65岁以上为老年人),把50岁以上的人群界定为中老年人,且全文统一口径。

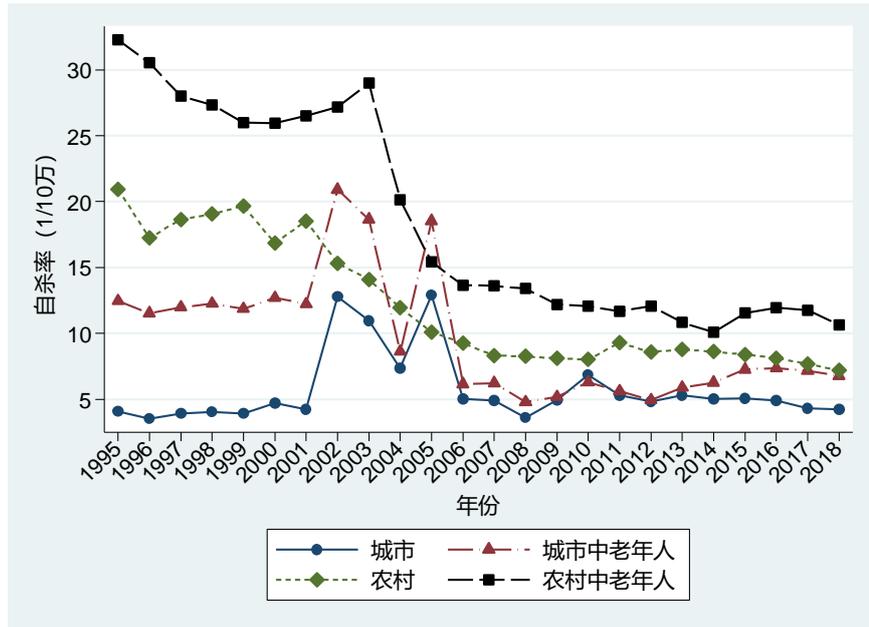


图 7.1 中国自杀率时间变化趋势图（1995-2018）

数据来源：中国卫生统计年鉴 1995-2018。

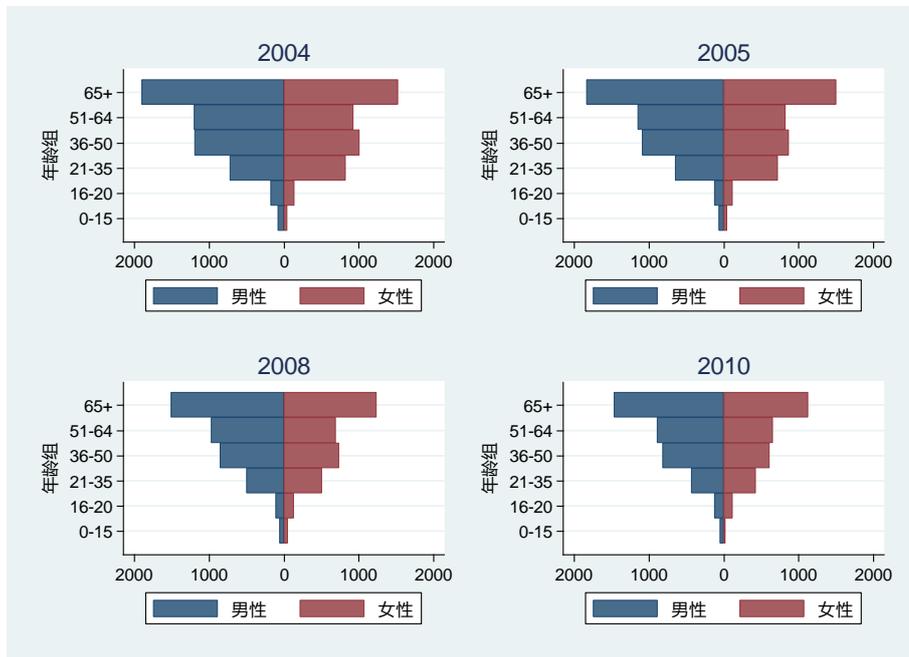


图 7.2 监测点自杀死亡年龄分布图

数据来源：中国居民死因监测数据集 2004、2005、2008、2010。

基于目前中国的自杀情况，本文选择将研究重点设定在中老年人自杀行为具有充分的理论价值和现实意义：首先，中老年人自杀率，尤其是农村中老年人自杀率一直较高，成为预防自杀行为工作的重点和难点，研究具有较高的实际意义。其次，中老年人自杀数量占据自杀总数的 60%以上，该群体在我国自杀研究中具有代表性；同时，老年人健康问题是社会发展进程中面临的重大议题(王俊等，2012)，是卫生经济学的重要研究领域，具有极高的研究价值。最后，在实证识别过程中中老年人自杀问题特别是农村中老年人自杀问题具有较强的技术可行性。

7.2.2 取消农业税改革背景

20 世纪 90 年代以来，我国经济和社会飞速发展的同时也面临着由城乡二元制结构加剧和农村发展陷入瓶颈而导致的“三农”问题。“三农”问题的核心在于农村税费负担日益加剧、农民收入增长迟缓和农民消费水平难以提高。而减轻农民负担、增加农民实际收入和激活农村消费就成为了党中央十分关注的问题。在此背景下，农村税费改革成为了继家庭联产承包责任制之后我国最重要的农村改革举措。

农村税费改革分为两部分，即 2000-2003 年实施的“正税清费”政策¹和 2004-2006 年推广的“取消农业税”政策。而本文选择的取消农业税政策作为农村税费改革的进一步深化，对于农村税费改革的成效具有重要意义。农业税减免与取消大致分为三批试点进行推广：2004 年国务院颁发通知，规定黑龙江、吉林两省率先实行免征农业税改革²，辽宁、河北、四川、山东、湖南、河南等 11 个粮食主产省份农业税税率各降低 3%，其余省份各降低 1%，农业附加和牧业税同步减免³；2005 年 1 月开始，广东、河南、江苏、浙江等 16 省份全面取消农业税⁴；2006 年 1 月 1 日起，全国范围内全面取消农业税⁵。图 3 展示了取消农业税的年份和批次

1 即费改税政策，主要内容包括：取消屠宰税、乡镇统筹款和教育集资款等行政事业收费和政府性基金；逐步取消劳动积累工和义务工；调整农业税税率和农业特产税征收办法；征收农业税附加以代替村提留。

2 其中，北京、上海和天津三个直辖市所辖县区也于 2004 年减免农业税。

3 《国务院关于做好 2004 年深化农村税费改革试点工作的通知》，国发〔2004〕21 号。

4 2005 年 1 月，广东、河南、江苏、浙江、重庆、贵州、安徽、山西、海南、四川、内蒙古、福建、宁夏、湖南、江西、青海等 16 省份取消了农业税。

5 全国人民代表大会常务委员会关于废止《中华人民共和国农业税条例》的决定，2005 年 12 月 29 日。

分布，可以看出，农业税的取消有明显的分批分次、逐步推广的特征，为下文的实证策略创造了条件。

作为一项革命性的农村制度改革，取消农业税对于农民减负、收入不平等改善和农村发展的促进作用已经被诸多既有研究证实（汪伟等，2013；王芳等，2018；陈斌开和李银银，2020）。但是取消农业税产生的健康效应作为一类及其重要的实证问题，却少有文献讨论。本文对取消农业税和中老年人自杀问题关系的验证，是对该类问题的有益补充。

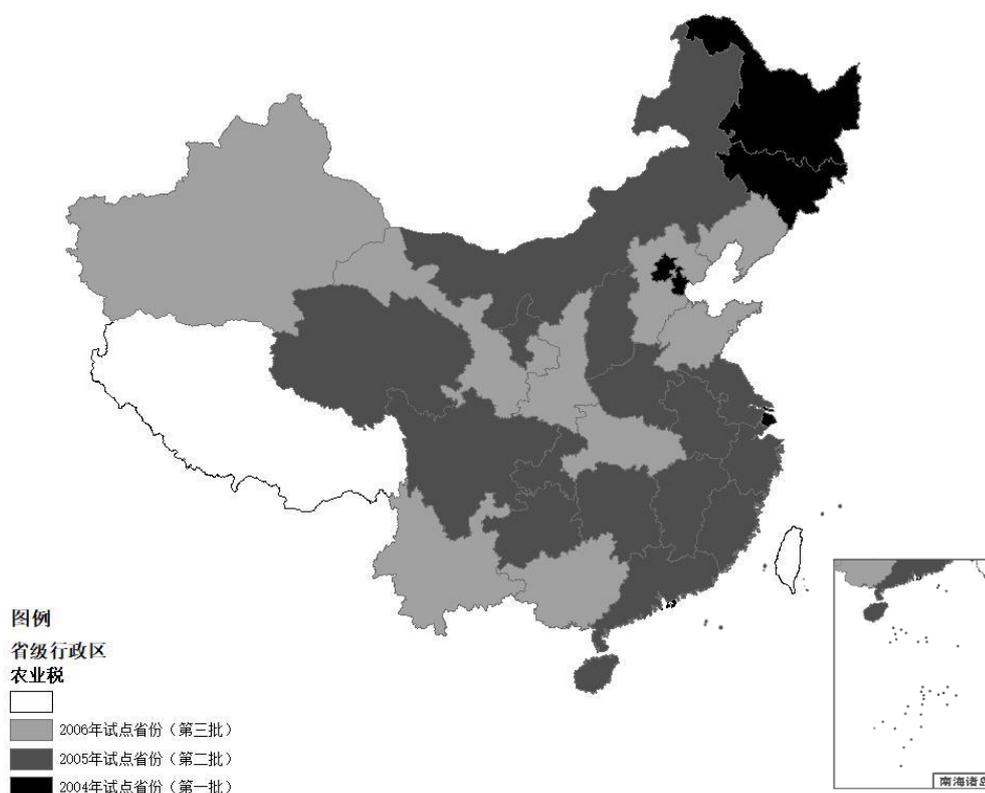


图 7.3 取消农业税年份分布

7.3 研究设计

本文通过比较不同县区在农业税取消前后中老年人自杀数的变化情况，探究税制改革是否起到了增进中老年人健康效应和改善地区公共健康水平的作用。然而，如上文分析所述，影响农业税取消前后各县区中老年人自杀数的因素有很多，

实证估计中存在内生性风险。若取消农业税后某县区的中老年人自杀数下降较快，背后的诱因可能并非农业税的取消，而是其他宏观经济、医疗政策变化的原因；而自杀数下降较慢也并非一定是征收农业税的后果，而可能是遭遇了其他负面健康冲击。鉴于此，本文采用双重差分法来考察农业税的取消是否引发了所在区县的中老年人自杀数下降。使用该方法的优势在于能够将影响中老年人自杀数的其他因素，诸如医疗卫生政策的变更和农村医疗合作体制的变迁等剔除，从而得到更可靠的实证估计结果。

7.3.1 渐进性双重差分法

双重差分法（difference-in-difference, DID）作为目前实证研究中的主流政策评估方法，广泛的应用在国内外各种政策效果评估的研究中（Beck 等，2010；Wang,2013）。双重差分法的计量经济学原理在于通过构造受政策影响的“处理组”和未受政策影响的“控制组”，同时控制其他影响因素，识别政策发生前后处理组和控制组之间的差异，从而解释政策效果。标准双重差分模型的假设前提为政策实施时点为同一时期且接受干预的状态将一直持续下去，但现实世界中很多政策试点和时间都不尽相同，个体是否接受政策干预的状态可能不停发生改变，而渐进性双重差分模型（又称多期 DID 模型）的出现使得 DID 模型在政策分析中更加具有普适性。

通常来说，政策措施（treatment）、政策结果（outcome）、处理组（treat group）和控制组（control group）共同构成政策评估的几大要素，控制组作为评估政策措施效果的参照物，能够反映处理组遭遇的真实政策冲击程度。在双重固定效应（Two-way Fixed Effects）的估计框架下，标准双重差分的一般化方程为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Treat_i \times Policy_t + \theta X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (7.1)$$

其中， $Treat_i$ 是处理组虚拟变量（ $Treat_i = 1$ 表示处理组； $Treat_i = 0$ 表示控制组）， $Policy_t$ 是政策变化虚拟变量（ $Policy_t = 1$ 表示政策实施后的年份； $Policy_t = 0$ 表示政策实施前的年份）， X_{it} 为随时间和个体变化的控制变量， μ_i 为个体固定效应， φ_t 为时间固定效应， ϵ_{it} 为标准残差项。在渐进性双重差分模型中，研究对象受到政策冲击的时间存在先后差异，政策从试点地区开始，进而逐步推广到更大范围，所以需要标准双重差分模型进行多期的拓展，具体模型设定为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (7.2)$$

方程(7.2)与方程(7.1)的差别在于,用一个随时间和个体变化的处理变量 $Treat_{it}$ 代替标准模型中常用的交互项 $Treat_i \times Policy_t$ 。国内外研究都表明渐进双重差分法对渐进性政策冲击而言都是一种有效的分析工具,并正在成为一种标准的研究方法。基于该思想,Beck等(2010)利用20世纪70-80年代美国各州先后实施的放松银行管制政策作为渐进政策冲击,解决了放松银行管制影响居民收入过程中存在的内生性问题,验证了该政策对于社会收入平等的正向效应。Wang(2013)以不同时间轮次的经济社区设立作为渐进政策冲击,评估了经济特区设立的经济影响。郭峰和熊瑞祥(2018)在研究地方融资机构对于地方经济增长的作用时,也利用了渐进性双重差分法的思想。作为一种典型的渐进性政策改革,农业税减免的效果也毫无疑问可以用该方法进行分析。¹特别是取消农业税政策实施以前的2003年底,全国范围内的农村“费改”已经完成,可以理解为所有样本地区在政策冲击前是同质化的样本。²

7.3.2 回归模型设定

本文的研究设计中,采用各县区中老年人自杀数量作为被解释变量;然后用处理变量 Tax_{it} 代替交互项 $Treat_i \times Policy_t$, 则 Tax_{it} 可以表示县区 i 在年份 t 是否取消了农业税: 该县区取消农业税的当年和此后各年 $Tax_{it} = 1$, 否则 $Tax_{it} = 0$, 由此自动产生了“处理组”和“控制组”, 以及“处理前”和“处理后”的双重差

1 虽然前期试点地区的情况可能会影响后续试点地区的预期,因而可能会改变后续试点地区的行为方式,进而“对冲”了试点效果,但是本研究在此问题上可能不会太严重。在2004-2010年,网络不是非常发达,信息扩散相对较慢,中老年人群体特别是农村中老年人群体获得其他省份农业税取消的信息是较为困难的,并且农村中老年人受教育程度相对较低,对于我国税收政策的跨省区调整未必会有准确的把握,也就很难形成合理的预期。中老年人特别是农村中老年人对自身经济状况的轻微改善都是非常敏感的,取消农业税之后中老年人的收入、补贴和救济水平以及获得公共服务的便捷程度这些直观的变化会直接影响其自杀行为的选择。即使农业税税率很低,但农业税改革的同时也取消了附着在农业税之上的各类附加,这些附加有时比农业税正税的负担还要重。因此农业税及附加的减免对农村中老年人的影响应该是较为明显的。

2 陈斌开和李银银(2020)分析了农村“费改”和“税改”对于农民负担和收入分配的影响,指出2003年前的“费改”对各地区农民负担影响差不多,并发现2004年以后取消农业税的地区农民负担进一步降低。由此可见,农村“费改”完成之后所有地区的同质性假设基本成立,具备使用双重差分方法的前提条件,后续采用该方法检验得出取消农业税政策对于中老年人自杀行为具有抑制作用是合理的。

异。

此外,考虑取消农业税改革在政策实施过程中存在一定特殊性:《关于做好年深化农村税费改革试点工作的通知》(2004)在规规定2004年免征农业税试点地区名单的同时,对辽宁、四川、山东、河南等11个粮食主产省份农业税税率降低3%,其余各省降低1%,为了控制此项税收减免政策对估计产生的影响,我们加入控制变量 $Tax3_{it}$,若该县当年享受3%的农业税税率降低,则 $Tax3_{it} = 1$,否则 $Tax3_{it} = 0$ ¹。最后,为了控制农业税取消后对中老年人自杀情况趋势的影响,本文依据Wang(2013)研究中的做法,定义趋势变量 $taxtrend_{it}$,当 $t > \hat{t}_i$ 时, $taxtrend_{it} = t - \hat{t}_i$,否则 $taxtrend_{it} = 0$,其中 \hat{t}_i 表示区县*i*完全取消农业税的具体年份。即 $taxtrend_{it}$ 代表取消农业税政策的持续作用时间,度量了该政策对中老年人自杀趋势的影响。

除税制改革这一政策冲击外,还存在许多可能诱发中老年人自杀情境的其他因素,因此在实证检验取消农业税对于中老年人自杀数的影响时,还需控制其他因素的干扰。依据卫生经济学的经典研究框架,经济发展水平(Marmot, 2005)、公共教育水平(Grossman等,2006)和医疗卫生水平(Cremieux等,2005)对于诸如自杀等公共健康问题具有显著影响,例如,经济发展水平较高,公共教育和医疗卫生资源较为优质的地区,公共健康水平往往较高,本文采用人均国民生产总值(agdp)反映地区经济发展状况,分别选取人均教育支出(averedu)和人均卫生支出(avermed)来代表地区教育和医疗卫生水平。同时,各地区的中老年人自杀数量差异还与地区人口密度相关(Levy和Herzog, 1974),因此,我们加入人口密度(averpop)作为控制变量。此外,鉴于自杀这类健康风险行为的特殊性,本文选择一并控制自杀行为的主要诱因。首先,在医学层面上精神疾病作为自杀行为的主要诱因已经被国内外的数篇研究所证实(Mann等,1999; Phillips等,2002),但考虑到无法直接获得县区层面的精神疾病患病指标或居民心理健康水平指标,我们选择利用气温与精神疾病患病率之间递增的拟线性关系²(Mullins和White,2019),即气温与精神疾病的发病率呈正比,使用各县区年平均气温作为精

1 其中,安徽省农业税税率降低2.2%,本文中该省也归为 $Tax3_{it} = 1$ 。

2 该研究结论表明,气温越高,精神疾病的就诊时间和就诊率越高,心理健康问题越高发。

神疾病患病率的代理指标，以控制精神疾病对于自杀行为的影响。第二，经济压力作为中老年人自杀的另外一个危险因素(Rich 等,1988; 景军等, 2011)同样值得重视，本文选取各地财政供养人数¹ (finsup) 来刻画中老年人的收入保障程度。综上所述，模型设定如公式 (7.3) 所示：

$$mortality_{it} = \alpha_i + \theta X_{it} + \beta Tax_{it} + \beta' Tax3_{it} + \gamma taxtrend_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (7.3)$$

其中，i 表示县区，t 表示年份， $mortality_{it}$ 为被解释变量，主要包括各县区中老年人自杀数。系数 β 表示取消农业税对中老年人健康水平的影响程度，系数 β' 表示农业税税率降低政策的影响程度，系数 γ 代表取消农业税政策对中老年人自杀的持续影响。 X_{it} 表示影响中老年人自杀数的其他控制变量，系数 θ 衡量了这些因素对于中老年人自杀情况的影响程度。考虑到模型中其他随地区和时间变化的因素，例如宏观经济波动、卫生政策调整等，对不同组别县区中老年人自杀行为产生的影响存在总体相似，个体略有差异的特点，本文设置县区固定效应 μ_i 和时间固定效应 φ_t 以控制该效应， ϵ_{it} 为随机扰动项。

7.3.3 数据来源和描述性统计

本文实证分析中选取的中老年人自杀数据来源于中国疾病预防控制中心 (chinese center for disease control and prevention, CDC) 发布的死因监测数据集，该数据集基于全国 31 个省级行政区 161 个区县观测点 (分布如图 7.4 所示) 所采集的死因数据，全面详实的调查了全国范围内居民死亡原因及死亡数量，为研究我国居民健康问题和健康风险提供了权威可靠的数据支撑。本文所采用的数据集囊括了 2004、2005、2008 和 2010 四个年份县区层面的自杀死亡情况统计，可以系统反映我国居民自杀问题的发展趋势和分布状况。

¹ 财政供养人口退休后拥有稳定的退休金和医疗保障，经济压力相对较小。



图 7.4 死因监测抽样城市分布图

本文的解释变量指标主要来自各区县的统计年鉴与国民经济和社会发展统计公报，我们把“县区级口径”的解释变量数据与上述中老年人自杀数据进行匹配，得到了 156 个县区¹4 年的面板数据。下表为主要指标的描述性统计。

表 7.1 主要变量描述性统计

变量名	变量说明（单位）	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
morold	中老年人自杀数（人）	624	31.2	58.9	0	671
tax	征收“农业税”（是=1，否=0）	624	0.31	0.46	0	1
tax3	降低 3% 农业税（是=1，否=0）	624	0.83	0.37	0	1
rcmi	开展“新农合”（是=1，否=0）	624	0.34	0.47	0	1
agdp	人均国民生产总值（元）	624	24030	23264	1471	168002

1 西藏地区一直免征农业税，故而删除西藏地区的样本。

averedu	人均教育支出（元）	624	472.9	392.3	30.4	3578.2
avermed	人均卫生支出（元）	624	161.4	164.1	2.7	1202.4
averpop	人口密度（人/平方公里）	624	1985.5	5723.3	5	40248
finsup	财政供养人数（人）	620	13260.6	7889.9	1379	44961
temp	年平均气温（摄氏度）	624	13.8	5.2	1.8	25.3
income	农村居民人均可支配收入（元）	624	4886.6	2590.6	828	15789
consume	农村居民人均消费支出（元）	624	3470.7	2018.9	215	12976
aexpenditure	人均财政支出（元）	624	1900.7	1860.7	278.2	22125.6
atransfer	人均转移支付（元）	620	426.2	499.6	4.3	3408.5

资料来源：CDC 中国居民死因监测数据集，各区县统计年鉴，各区县国民经济和社会发展统计公报，Easy Professional Superior 数据平台。

7.4 实证策略

本部分我们首先进行双重差分法的适用性检验，检验平行趋势假定是否成立。然后进行基准回归估计以验证取消农业税的政策冲击对于中老年人自杀行为的影响，并进行同时期其他外生政策冲击分析，摒除其他政策实行对于估计的干扰。进一步进行取消农业税影响中老年人自杀行为的机制分析：取消农业税是否通过改善所在县区居民福利水平和地方政府公共服务供给能力造成中老年人自杀数量的下降。最后进行稳健性分析和安慰剂检验。

7.4.1 双重差分法适用性检验

使用双重差分法进行政策评估可以剔除政策冲击之外的宏观经济环境等其他因素的干扰，具体到本文来说，使用该方法进行估计的前提在于剔除取消农业税政策以外的影响。首先要确认农业税的取消与当地中老年人自杀行为没有直接关系。如果存在未观测到的与被解释变量相关的因素影响到某区县是否取消农业税，则未取消农业税或取消农业税较晚的县区就无法构成取消农业税或取消农业税较早县区的控制组。其次，实证研究过程中还必须确认控制组与处理组是否存在“反事实”（counterfactual）假定关系，即验证二者之间是否存在平行趋势。本节分别就上述两点前提进行讨论。

1.前提一：农业税的取消是否受中老年人自杀数影响

《中共中央、国务院关于促进农民增收若干政策的意见》(2004)指出,取消农业税政策的目的是解决农民增收困难和城乡二元制结构导致的收入差距过大等社会矛盾问题。决定一个县区是否进行农业税改革试点的主要因素在于该地是否符合“粮食主产区农民收入增长幅度低于全国平均水平,许多纯农户的收入持续徘徊甚至下降”¹的标准,而不是当地中老年人自杀数,因此满足双重差分法的适用性前提。

2.前提二：取消农业税前各各县区中老年人自杀率是否具有共同趋势

双重差分法适用的前提二认为,早取消农业税的县区与晚取消农业税的县区在取消农业税之前的中老年人自杀率应该不存在系统性差异或者仅存在固定差异,即两类县区的中老年人自杀趋势是一致的。基于此,我们才可以把晚取消农业税的县区作为早取消农业税县区合适的控制组。

为检验该“平行性”假设是否成立,本文依据取消农业税政策实施的渐进性和现有数据条件,参考郭峰和熊瑞祥(2018)的做法将取消农业税政策改革分为2004、2005和2006年三个批次,并分别将后一批次的县区视为前一批次县区的控制组,并观测它们在此前的中老年人自杀率差异。具体来说,比较第一批取消农业税的县区和其他所有地区2003年的中老年人自杀率差异;比较第一、二批取消农业税的县区和其他县区2004年的自杀率差异;比较第一至第三批取消农业税的县区和其他县区2005年的差异。图5展示了依据以上方式设置的处理组和控制组在各年的平均中老年人自杀率,图中处理组和控制组的自杀率走势基本一致,二者之间不存在明显的系统差异。由此可见,取消农业税对于中老年人自杀情况的影响具有较好外生性的假设可以成立。

1 《关于做好年深化农村税费改革试点工作的通知》(国发〔2004〕21号),2004年7月21日。

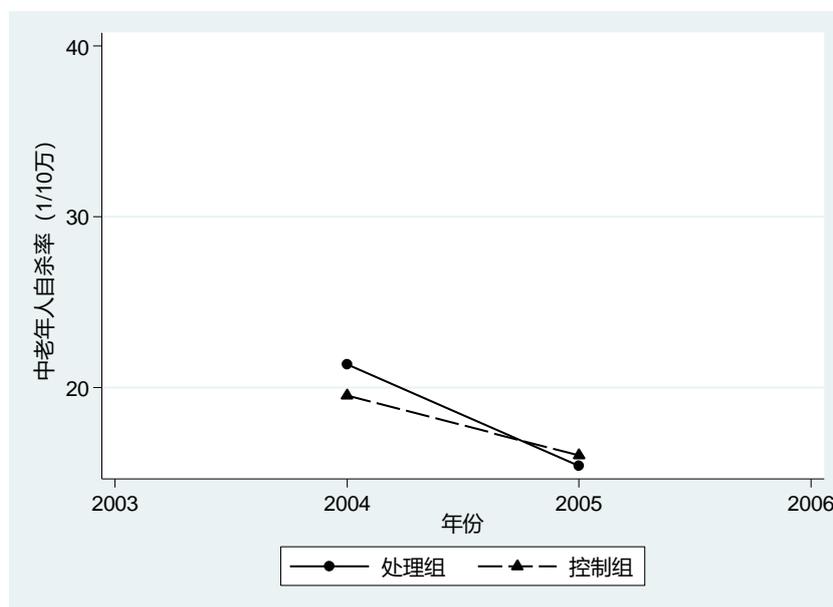


图 7.5 处理组和控制组在取消农业税前年份的中老年人自杀率

数据来源：中国卫生统计年鉴 2002-2018。

7.4.2 基准回归

表 7.2 汇报了农业税取消与各地中老年人自杀数量之间关系的基准回归结果。¹不包含控制变量的第（1）列显示，取消农业税的政策改革促进了所在区县的中老年人自杀数量下降。而在增加了取消农业税对于各区县中老年人自杀情况的趋势影响之后，第（2）列的回归结果依然显著。农业税的取消不仅降低了各地中老年人自杀数量，还对中老年人自杀行为产生了遏制趋势。最后，第（3）列展示了加入所有控制变量以后的估计结果，取消农业税的政策冲击对于中老年人自杀数量下降的影响作用更加显著，即取消农业税改革使得县区中老年人自杀数平均下降 3.551 人。这一发现也验证了取消农业税作为重要的税制改革，确实具有健康

¹ 考虑到自杀致死数量在我国居民各类死因中占比相对较低，故而计算出的各县区自杀率的绝对数值非常小。选择自杀绝对数作为因变量，可以直观显示取消农业税改革使各县区中老年人平均自杀数减少的具体人数，从而使得政策的结果更加直观。选择自杀率做因变量的各个回归模型也是显著的。另外，考虑到选择自杀数作为因变量可能忽视了于人口结构快速变动产生的效果，在控制变量中加入了人口密度这一变量，以控制各区县的人口结构差异和变动。

效应。

其他控制变量方面，各地人均医疗支出对于中老年人自杀数降低的显著作用也印证了上述观点，更好的医疗条件可以有效抑制自杀行为的增长。同时，人均教育支出对于自杀行为有显著正向影响，教育资源越丰富地区的居民反而越偏好自杀，这与高受教育群体的社会诉求更高，更不易得到满足有关。各地区的经济发展水平对于自杀行为的影响不显著，表示人口聚集程度的人口密度对中老年人自杀数有显著正向影响。此外，自杀行为诱因的控制变量中，作为精神疾病患病率代理指标的平均气温对自杀数的影响并不显著，这也印证了既有研究中我国精神疾病并非自杀行为必要原因的结论(Wang 等,2008)。而财政供养人数对于中老年人自杀的影响显著。

表 7.2 基准回归：加入控制变量

被解释变量	中老年人自杀数		
	(1)	(2)	(3)
tax	-2.895* (1.482)	-3.238** (1.486)	-3.551** (1.511)
tax3	-4.482** (1.932)	-4.411** (1.916)	-3.478* (1.818)
taxtrend		-3.286* (1.781)	-4.766** (1.845)
lnagdp			1.299 (2.679)
lnaveredu			5.265*** (1.753)
lnavermed			-4.169*** (1.371)
lnaverpop			9.726** (3.905)
lnfinsup			18.190*** (4.642)
temp			0.191 (0.921)
县区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	624	624	617

R^2	0.471	0.471	0.473
-------	-------	-------	-------

注：括号中数值为回归系数的 Robust 稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。

7.4.3 外生政策冲击分析

为了确保实证策略估计的有效性，即保证是取消农业税政策而非同期其他政策产生了抑制居民自杀行为的健康效应，本节对同时期的其他外生政策冲击干扰进行分析。除取消农业税政策外，与本文政策同时间周期实施并可能对居民自杀行为造成外生冲击的全国性政策主要包括新型农村合作医疗制度建立和个人所得税改革，我们进行逐一分析。

首先，新型农村合作医疗制度（简称“新农合”）是同时期我国农村医疗卫生体系的一次重大改革，从 2003 年开始试点，至 2008 年末基本实现全覆盖，成为中国农村地区居民基本医疗社会保障制度。“新农合”制度旨在“解决农民因大病出现的因病致贫、返贫问题”，基本制度设计“以大病统筹为主”，为参合者提供医疗补贴¹。“新农合”政策的实施改善了农村居民的医疗卫生条件，可能对本文的实证识别产生干扰。我们通过汇总各地“新农合”试点和施行的具体政策文件，设置虚拟变量 $rcmi_{it}$ 来控制该县区当年是否已经开展“新农合”制度，若已加入“新农合”试点， $rcmi_{it} = 1$ ，否则 $rcmi_{it} = 0$ 。

其次，个人所得税改革作为同时期我国重要的税制改革²，对城市居民特别是工薪阶层的收入产生了巨大影响，进而可能对居民自杀行为产生干扰。但由于本文的研究对象主要集中在中老年人，且《个人所得税法》规定按照国家统一规定发放的干部职工的安家费、退职费、基本养老金或退休费、离休费、离休生活补助等实行免征个人所得税，因此，个人所得税改革对于本文的实证估计干扰可以基本排除。同时，后文进行安慰剂检验以进一步排除个人所得税改革对于中老年人自杀选择的间接影响。

1 《中共中央、国务院关于进一步加强农村卫生工作的决定》（中发〔2002〕13号），2002年10月19日。
2 2006年1月1日起《个人所得税法修正案草案》施行，草案规定个人所得税费用扣除额提高到1600元；2008年3月1日起新修订的《中华人民共和国个人所得税法》和《中华人民共和国所得税法实施条例》实施，将工资、薪金所得减除费用标准由1600元/月提高到2000元/月。

控制同期外生政策冲击后的估计结果如表 3 所示，取消农业税改革对于中老年人自杀行为选择的负向影响显著性水平更高且系数绝对值增加，税制改革使得县区中老年人自杀数下降平均 3.974 人，且新加入的“新农合”控制变量系数也显著为负，这说明新型农村合作医疗制度的逐步建立对于中老年人自杀数的下降有显著的促进作用，“新农合”一定程度上解决了农村中老年人“看病难”和“看病贵”的问题，提高了农村中老年人的生活质量，从而减少了农村地区自杀行为的发生。综上，在控制了同期外生政策冲击对于基准回归的干扰后，回归结果更加可信。

表 7.3 基准回归：加入“新农合”控制变量

被解释变量	中老年人自杀数		
	(1)	(2)	(3)
tax	-3.518** (1.493)	-3.948*** (1.495)	-3.974*** (1.517)
tax3	-4.832** (1.913)	-4.769** (1.894)	-3.786** (1.808)
rcmi	-4.749*** (1.577)	-5.007*** (1.570)	-3.185* (1.793)
taxtrend		-3.799** (1.737)	-4.995*** (1.815)
lnagdp			1.524 (2.670)
lnaveredu			4.859*** (1.767)
lnavermed			-3.902*** (1.401)
lnaverpop			7.075* (4.205)
lnfinsup			16.848*** (4.783)
temp			0.297 (0.903)
县区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	624	624	617
R²	0.471	0.472	0.473

注：同表 7.2。

7.4.4 农业税取消影响中老年人自杀数的机制分析

为了探究税制改革进程中取消农业税对于中老年人自杀行为影响的传导路径，本节对这一影响进行机制分析。取消农业税影响中老年人自杀行为的机制主要分为两条路径：路径假说一，取消农业税后有利于当地农村居民可支配收入增加和消费水平提高，生活质量的改善和家庭矛盾的缓和会进一步促进自杀行为的减少；路径假说二，减免农业税作为税制改革的一部分，会影响地方政府的财政支出、转移支付以及公共服务的供给能力¹，进而改善当地中老年人的就医条件和就医意愿以至引发自杀率的变动。我们利用各县区统计年鉴和《全国地市县财政统计资料》²，使用中介效应模型，借鉴 Cutler and Lleras-Muney (2010)、温忠麟和叶宝娟 (2014) 和程令国等 (2015) 的路径分析方法，研究取消农业税的政策冲击如何通过影响农村居民个人福利水平和地方政府公共服务供给能力进而抑制中老年人自杀行为的发生。中介效应模型方程如下：

$$mortality_{it} = \alpha_i + \theta X_{it} + \beta Tax_{it} + \gamma taxtrend_{it} + \sigma route_{it} + trend_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (7.4)$$

其中， $route_{it}$ 为我们关注的路径变量，根据上文的解释，主要分为农村居民个人福利 $rural_{it}$ 和地方政府公共服务供给 gov_{it} ，取消农业税的政策冲击可能通过该路径影响中老年人自杀行为。本文通过比较政策变量 Tax_{it} 在方程(7.2)和(7.3)中回归系数的变化识别影响机制：若加入居民个人福利变量后，发现该变量系数为负且显著，同时政策变量的系数绝对值有所下降，则说明取消农业税可以通过改善农村居民福利来抑制中老年人自杀，由此验证了上文路径一成立，路径二以此类推。需要特别指出的是，本文使用农村居民人均可支配收入 ($income$) 和农村居民人均消费支出 ($consume$) 作为农村居民个人福利的代理变量³，使用人均

1 为了配合农业税改革，中央出台《国家粮食安全中长期规划纲要》，实行粮食直补、良种补贴、农机具购置补贴和农资综合直补等政策，初步建立发展粮食生产专项补贴机制和对农民收入补贴机制。同时，调整中央财政对粮食风险基金的补助比例，实施对产粮大县奖励政策，加大对粮食主产区的转移支付力度。

2 财政部国库司、预算司，《全国地市县财政统计资料》，中国财政经济出版社。

3 目前无法获得区县层面上中老年人的消费和收入数据，可使用两种方法来应对此问题。一种方法是直接使用本县区居民的收入或消费替代中老年人的相应指标作为控制变量（即表 7.4、7.5），这样虽然会有一定

财政支出的对数值 ($\ln\text{expenditure}$) 和人均转移支付的对数值 ($\ln\text{atransfer}$) 作为地方政府公共服务供给的代理变量。

为了确保中介效应模型估计的准确性，我们继续使用路径变量 route_{it} 对政策变量 Tax_{it} 进行回归，以确定取消农业税政策影响路径变量的方向：

$$\text{route}_{it} = \omega_0 + \omega X_{it} + \omega_1 \text{Tax}_{it} + \omega_2 \text{taxtrend}_{it} + \text{trend}_{it} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (7.5)$$

根据上述假说，取消农业税有利于农村居民福利水平的提升，因此，在路径一的回归中，政策变量的系数为正。同理，路径二的回归系数也为正。

具体来看，根据路径假说一，取消农业税的政策冲击提高了农村居民的收入水平和消费水平，实现了农民福利升级，进而降低了自杀率。如表 7.5 第 1、2 列所示，基于模型 (7.4)，使用人均收入和人均消费对政策变量回归，政策变量的结果是正向显著的。进一步来说，表 7.4 的回归 (1)、(2) 中加入农村居民福利变量后，人均收入和人均消费与中老年人自杀数呈显著负相关，且政策变量 Tax_{it} 的系数较之基准回归结果均有明显上升。在控制了取消农业税改革在改善农民福利层面对中老年人自杀的负向作用后，政策变量的系数有了明显的上升也验证了机制分析中的路径假说一，即取消农业税可以通过提高农村居民福利水平的渠道降低中老年人自杀率。

表 7.4 农业税取消影响中老年人自杀机制分析

被解释变量	中老年人自杀数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
tax	-3.596** (1.528)	-3.548** (1.517)	-3.826** (1.555)	-4.601*** (1.607)
tax3	-3.372* (1.885)	-3.587* (1.814)	-4.908** (2.010)	-5.256** (2.018)
taxtrend	-4.907*** (1.827)	-4.585** (1.855)	-3.268* (1.832)	-3.898** (1.847)
income	-0.001*** (0.000)		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)

偏差，但考虑到中老年人自杀行为的选择不仅仅与中老年人自身收入和消费相关，也与其家庭成员的收入和消费相关，例如子女收入较高可以花费更多时间和金钱来赡养父母，因此该方法也具有一定的可信度。另一种方法是计算每年全国层面上老年人的人均收入、消费金额占当年全部居民人均收入、消费的百分比，然后将各县区的人均收入和消费乘以每年相应的比例，粗略得到各县区中老年人的人均收入和消费，再进行表 7.4 和表 7.5 的回归。结果表明使用两种方法的效果相差不大。

consume		-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
lnaexpenditure			-5.821** (2.542)	-2.069 (2.605)
lnatransfer				-3.833*** (1.096)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	617	617	624	620
R²	0.473	0.472	0.470	0.471

注：同表 7.2。

在路径假说二中，我们预期取消农业税会改善地方政府公共服务供给能力进而改变中老年人生存状况，从而影响中老年人自杀行为。为了验证这一点，首先在表 7.5 第 3、4 列采用人均财政支出和人均转移支付对政策变量进行回归，结果显示农业税的取消对地方政府的财政支出和转移支付产生正向冲击，这也与 Chen(2017)的研究结论相吻合。而表 7.4 的回归 (3)、(4) 表明，人均财政支出和人均转移支付越高，农村居民的生存压力越小，中老年人的自杀数量越低；控制了地方政府公共服务供给的代理变量后，政策变量的系数均显著变化。由此，机制分析中的路径假说二也得到了证实，农业税改革非但没有降低地方政府的行为能力，反而提升了地方政府的公共服务供给水平，这有利于地方治理的提升和当地居民生存压力的减小，进而对于中老年人自杀行为也有抑制作用。

表 7.5 取消农业税与路径变量的回归

路径变量	income	consume	lnaexpenditure	lnatransfer
	(1)	(2)	(3)	(4)
tax	617.361*** (128.845)	365.240*** (108.901)	0.098*** (0.034)	0.290*** (0.075)
tax3	549.802*** (131.081)	132.348 (106.615)	0.025 (0.032)	0.124* (0.072)
taxtrend	253.336* (133.559)	354.181*** (103.075)	0.057* (0.034)	0.206** (0.081)
县区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

N	624	624	624	620
R²	0.428	0.419	0.445	0.388

注：同表 7.2。

最后，为了探讨上述政策传导路径是否会影响到其他年龄段居民的自杀选择，本文进行了补充检验¹。回归结果发现机制检验结果发生了明显变化：政策效应变量的回归系数减小且显著程度明显下降，中介变量的回归系数亦不再显著。这说明了上文分析中所证明的政策传导路径只适用于中老年人群体的自杀行为分析。究其原因可以概括为：劳动市场的发展和城市化的推进促使农村地区大量的青壮年劳动力进入城市就业，取消农业税政策对于该群体带来的个人福利提升效应被削弱；同时，离开户籍所在地导致相应的财政补贴和转移支付未能落实，进而降低了地方政府行为能力改善对于该群体人群的影响。而儿童和青少年作为非完全行为能力人，受到上述机制影响的可能性可以忽略不计。

7.4.5 稳健性检验

1. 加入联合固定效应

基准回归分析中加入的时间趋势、县区固定效应和时间固定效应可能还不足以控制各省份和各地级市随时间变化的一些地区性政策和其他影响因素。由于各省和各地级市可能会在不同年份出台改善农村居民生活状况的地区性政策文件，所以各省和各地级市的新农村发展进程会存在一定差异，而这些差异都会影响到当地中老年人自杀行为的选择。为了控制省份和地级市随时间变化的特征，本节加入省份一时间和地级市一时间的联合固定效应，从而使得模型识别结果更加干净。具体结果如表 6 所示，在控制省份一时间和地级市一时间的联合固定效应后，回归结果与基准回归无明显差异，也验证了基准回归结果的稳健性。

表 7.6 控制联合固定效应

被解释变量	中老年人自杀数		
	(1)	(2)	(3)
tax	-4.105*** (1.493)	-3.910*** (1.520)	-4.054*** (1.497)
tax3	-3.896** (1.786)	-3.789** (1.808)	-3.918** (1.789)

1 限于篇幅，未提供补充机制检验结果；如有需要，请向作者索要。

taxtrend	-5.088*** (1.811)	-4.965*** (1.818)	-5.069*** (1.814)
省份*时间	控制	否	控制
地级市*时间	否	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	617	617	617
R²	0.472	0.473	0.480

注：同表 7.2。

2.动态效应

为了进一步证明基准回归结果的可靠性，本节考察取消农业税前后试点区和非试点区中老年人自杀数的动态效应。参考 Jacobson 等(1993)和 Ferrara 等(2012)文献的做法，本文利用事件分析法(event study)进行直观分析，即根据现有样本数据将农业税改革前 2 年到后 6 年的年份虚拟变量作为解释变量进行回归，并将其回归系数和 95%置信区间作图。

图 7.6 直观反应了取消农业税对于中老年人自杀数的动态影响：在取消农业税之前，试点区和非试点区并未发生系统性差异；但在取消农业税之后，试点区的中老年人自杀数呈现出显著下降趋势。随着时间推移，中老年人自杀数的系数显著变小，这也证明了取消农业税对自杀行为的影响存在一定滞后性。这一方面验证了上文的平行趋势假设成立，另一方面证明了本文结论的稳健性，即取消农业税改革抑制了中老年人自杀行为选择。

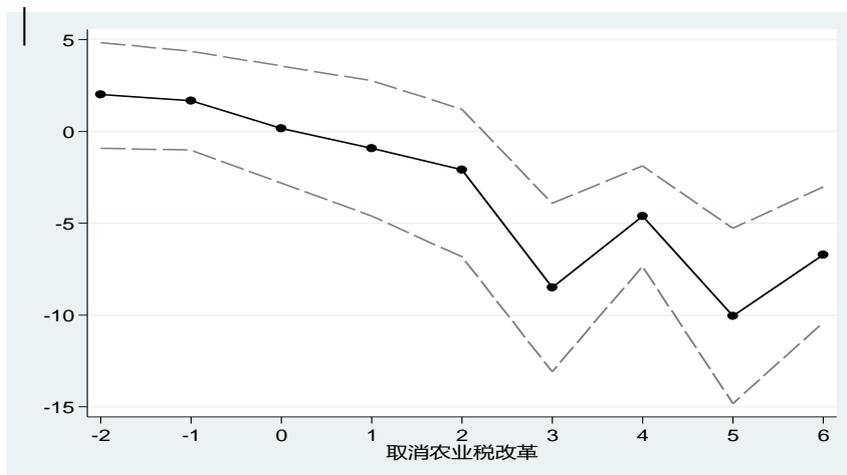


图 7.6 取消农业税与中老年人自杀数变动

3. 机制分析的行为证据

考虑到本文实证研究的主体部分采用了宏观层面的数据，在验证中老年人自杀选择的传导机制方面存在一定局限性，因此本节选择“中国家庭追踪调查（CFPS）”¹的微观数据进一步探索中老年人自杀在行为上的证据，验证上文机制分析部分研究结果的稳健性。

本节选取心理健康程度作为中老年人自杀选择的代理变量（Chesney 等，2014），参考 Zhou 等（2020）、刘利利和刘宏（2020）的做法构建抑郁量表总分（Center for Epidemiologic Studies Depression scale, CES-D）、抑郁和不快乐程度三个变量衡量中老年人的心理健康水平。其中，CFPS2010 采用的 6 项式抑郁量表与标准的 20 项式量表高度相关，可以准确测量抑郁症状的敏感度和方向，每一项量表分为五类选项，分别为 1（几乎每天）、2（经常）、3（一半时间）、4（有一些时候）和 5（从不），所以抑郁量表总分的取值范围为 6-30，数值越小表明抑郁程度越严重。根据 Burnam 等（1988）的划分方法，本节以 CES-D 的 26 分为分界点，构建抑郁的二值变量，若 CES-D 小于等于 26 取值为 1，否则取值为 0。最后，依据 Zhang 等（2017）的研究，以“最近 1 月你感到做什么事情都不能振奋的频率”为标准，构建不快乐程度的连续变量，取值范围从 1（几乎每天）到 5（从不），数值越小表明受访者越不快乐。基于此，为了考察居民个人福利和公共服务供给变化对中老年人心理健康的影响，本节选择受访者收入和消费水平作为居民个人福利的代理变量，选择受访者的家距离最近医院的距离和受访者是否领到政府的补贴或救济作为公共服务供给水平的代理变量，并构建如下计量回归模型：

$$Respondents_{ip} = \gamma_0 + \gamma_1 Mediate_{ip} + \gamma_2 H_{ip} + \tau_p + \epsilon_{ip} \quad (7.6)$$

其中， i 和 p 分别表示个体和省份；被解释变量 $Respondents_{ip}$ 为个体的心理健康状况， $Mediate_{ip}$ 为居民个人福利变量和公共服务供给变量， H_{ip} 为一组与中老年人心理健康相关的个体特征变量，包括受访者自评健康水平、是否患有慢性

1 为了与本文主体实证研究部分的数据期相吻合，本节选择了北京大学社会科学调查中心 2010 年度的“中国家庭追踪调查”数据，该调查数据涵盖了中国 25 个省/市/自治区、162 个县，调查内容包括社区、家庭、成人和少儿问卷，涵盖个人经济活动、健康状况、教育水平和社会生活等多方面信息，是目前我国主流的权威微观调查数据库。本节将研究对象限定于 50 岁以上的中老年人。

病、医疗费用多大程度上超过了支付能力、性别、年龄、户口、婚姻状况和学历， τ_p 为省份固定效应， ϵ_{ip} 为随机扰动项。

回归结果如表 7.7 所示，关于 CES-D 的回归结果显示，受访者收入和消费的增加都会显著增加 CES-D 分值，即对心理健康水平产生有益的影响；同时，受访者的家距离医院越近和受访者能够领到政府的补贴或救济都会显著增加 CES-D 分值。由此可见，居民个人福利的增加和公共服务供给能力的增强可以显著改善中老年人的心理健康水平。另外，以是否抑郁和不快乐程度为被解释变量的回归也得到了相似的结论，即收入、消费的增加和医疗资源供给、转移支付增加可以显著减低中老年人的抑郁风险和不快乐程度。综上所述，中老年人自杀行为选择的中介效应在微观数据验证中得到了稳健的结果，居民个人福利的改善和政府公共服务供给能力的提高确实会改善中老年人的心理健康水平，从而降低中老年人自杀行为风险。

表 7.7 中老年人自杀机制分析的行为证据

被解释变量	居民个人福利		公共服务供给	
	收入	消费	医疗资源供给	转移支付
CES-D	0.007*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.021* (0.012)	0.517*** (0.115)
观测值	12743	12429	12347	12480
抑郁	-0.004** (0.002)	-0.002** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.045*** (0.112)
观测值	12743	12429	12347	12480
不快乐程度	0.002** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004* (0.003)	0.074** (0.032)
观测值	12743	12429	12347	12480

注：同表 7.2。其中，以 CES-D 为被解释变量的回归选择了 OLS 模型，以是否抑郁为被解释变量的回归选择了 Probit 模型，以不快乐程度为被解释变量的回归选择了有序 Probit 模型。

4. 安慰剂检验

在以上稳健性检验结果的基础上，我们继续进行“安慰剂检验”，这样做的目的在于——进一步排除全国范围内同期其他政策实施或者其他随机因素对于估

计结果的影响¹。本节参考 Chetty et al.(2009)和 Li et al. (2016)的处理方法来构造安慰剂检验，按照样本中所有县区取消农业税改革的试点情况，随机生成处理组并重复进行 10000 次回归，并将 10000 次回归中取消农业税改革变量的回归系数统计出来生成相应的核密度图，并与基准回归的系数进行对比。通过观察图 4 可知，随机模拟得出的回归系数分布在 0 附近且服从正态分布，而基准回归系数如左侧竖线所示，符合安慰剂检验的预期。由此证明了本文结果并非其他政策或随机因素所致。

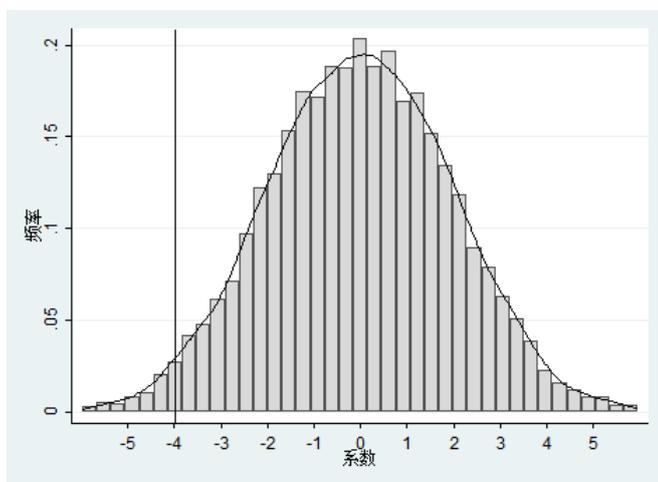


图 7.7 取消农业税与中老年人自杀数变

7.5 税制改革健康效应的异质性分析

7.5.1 地区差异和城乡差异

鉴于区域之间和城乡之间在经济发展水平和社会生活环境方面存在巨大差异，不同组别居民的收入水平和公共服务保有水平分布不均，减免农业税对于不同群体的中老年人自杀数量的影响程度呈现差异化分布的特点。本文依据这种地区差异和城乡差异，进行异质性分析。

就地区差异层面来说，经济水平更发达、社会竞争压力更大的东部地区，子女照料中老年人的机会成本更大，且子女更高的收入水平促使其家庭话语权更强，引发家庭矛盾加剧中老年人自杀风险的概率更高，此时减免农业税产生的收入效

1 与本文政策同期实施的全国性政策主要包括“新农合”政策和个人所得税改革，本文对“新农合”政策设置专门变量进行控制；而个人所得税改革的政策作用范围不涵盖本文的研究对象——中老年人，本节进行安慰剂检验以排除个人所得税改革对于中老年人自杀选择的间接影响。

应在东部地区有边际递减的趋势；相比之下，经济欠发达的中西部地区，取消农业税对于农村地区中老年人带来的收入提升可以显著改善个人福利水平，进而提升幸福感，降低自杀率。表 7.8 的回归结果也印证了上述分析，第（1）列代表的东部地区估计系数并不显著，而第（2）、（3）列代表的中西部地区回归系数显著且大于基准回归结果。证明取消农业税对于中西部的中老年人自杀行为具有更强的遏制作用，且中部地区尤为明显¹。综上可得，农业税改革对于中老年人自杀情况的改善，中部地区效果最明显，西部次之，东部最弱。

表 7.8 异质性分析：分地区的影响

被解释变量	中老年人自杀数		
	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)
tax	0.642 (3.549)	-10.001** (4.320)	-5.795** (2.495)
tax3	-1.679 (4.161)	-10.394** (4.331)	7.194* (4.103)
taxtrend	-3.512 (4.071)	-9.683 (7.673)	-9.739*** (3.418)
控制变量	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	210	199	208
R²	0.405	0.483	0.392

注：同表 7.2。东部地区包括北京、天津、辽宁、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括吉林、黑龙江、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

而农业税改革对于城乡层面健康效应影响的异质性则更为明显。城市化和现代化的深入带来了更快的社会节奏、更高的工作压力和更淡化的人际关系 (Durkheim,1951)，城市地区居民对于中老年人忽视和照顾疏漏也更易诱发自杀行为。而减免农业税的政策作用范围主要集中在农村地区，农村地区的中老年人享受到税制改革红利，收入水平的提升带来了就医意愿和就医能力的提升，进而抑

1 中部省份农村地区较之西部生活资料更加丰富，中老年人的自杀用具获得途径更为容易。

制了农村自杀行为的发生。为了准确识别城市化率水平差异可能带来的实证估计偏误，我们按照城市化率水平，把样本中的区县分为省会城市和计划单列市（包括直辖市）、地级市城区和县辖区三类，其中前两者代表处于不同发展阶段但城市化率较高的城市地区，后者代表城市化率水平较低的农村地区，异质性分析结果如下表所示。

第（4）、（5）列的回归系数均不显著，表明农业税改革的健康效应在城市化水平较为发达的省会城市和计划单列市以及地级市城区并不明显，这也证实了社会学领域的研究结论(Stack,1993)。而第（6）列估计结果显著且大于基准回归结果，证明农业税改革对于降低县辖区内农村中老年人自杀数量效果显著。总之，农村地区特别是县辖区较之城市地区对于农业税改革的健康效应反应更加敏感。

表 7.9 异质性分析：分城乡的影响

被解释变量	中老年人自杀数		
	直辖市、省会城市和计划单列市 (4)	地级市城区 (5)	县辖区 (6)
tax	5.168 (4.356)	-1.974 (3.533)	-5.512** (2.199)
tax3	1.941 (4.118)	-3.567 (3.806)	-4.957* (2.656)
taxtrend	0.619 (3.431)	-6.588 (4.019)	-4.383 (2.681)
控制变量	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	95	156	362
R²	0.532	0.499	0.479

注：同表 7.2。其中，直辖市包括北京、上海、天津；省会城市包括南京、杭州、广州、海口、沈阳、长春、哈尔滨、太原、南昌、郑州、武汉、长沙、呼和浩特、成都、西宁、银川、乌鲁木齐；计划单列市包括大连、青岛。

7.5.2 性别差异和年龄差异

已有的社会学研究结论表明，性别属性和年龄属性是决定自杀行为的选择重

要因素，男性较之女性、中老年人群较之年轻人群更易感到社会压力进而选择自杀((Zhang 和 Lester,2008;Zhang 等, 2009)，所以减免农业税的改革对于不同性别组和年龄组人群自杀行为选择的影响存在较大异质性，本节通过对样本的分类回归，验证这种异质性是否存在。

表 7.10 的实证分析结果充分证实了这一点，相对于女性而言，男性的自杀选择变化对减免农业税政策冲击的反应更敏感，而具体到中老年人中，男性群体的这一特质依然存在。男性在生活中面临更多来自社会和家庭的压力，而农业税取消可以改善男性生存环境进而抑制自杀的发生，这进一步验证了税制改革存在显著健康效应。

表 7.10 异质性分析：分性别组的影响

被解释变量	中老年人自杀数		全部人口自杀数	
	male	female	male	female
tax	-2.860*** (1.057)	-1.163 (0.809)	-4.795*** (1.477)	-2.257 (1.451)
tax3	-1.969* (1.183)	-1.507 (1.012)	-5.072*** (1.684)	-3.445** (1.596)
taxtrend	-2.771** (1.186)	-2.638** (1.004)	-2.776 (1.816)	-3.152* (1.644)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	614	615	614	614
R²	0.457	0.469	0.445	0.451

注：同表 2。

而表 7.11 的结果也显示了不同年龄组政策效果的异质性。总的来说，中老年人组别的估计系数较大，特别是 65 岁以上的老年人在自杀选择中对于取消农业税的政策影响最为敏感。取消农业税后，农村孤寡老人等群体的收入和生活状况得到明显改善，自杀数量也随之下降。值得注意的是，21-35 岁年龄组的估计系数也较为显著，该年龄段面临择业和婚姻的双重社会压力，而农业税改革可以显著改善这个年龄组农村青年的生存状况从而减少自杀行为的选择。

表 7.11 异质性分析：分年龄组的影响

被解释变量	自杀数量					
	0-15	16-20	21-35	36-50	51-64	65+
tax	-0.150 (0.209)	-0.016 (0.346)	-1.571** (0.772)	-1.329 (0.815)	-0.325 (0.794)	-3.650*** (1.047)
tax3	-0.175 (0.189)	-0.367 (0.304)	-1.765** (0.746)	-2.471*** (0.861)	-1.094 (0.904)	-2.693** (1.208)
taxtrend	0.329 (0.207)	0.173 (0.338)	-0.760 (0.796)	-0.570 (0.977)	-1.866** (0.912)	-3.129** (1.239)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	615	615	615	615	617	617
R²	0.367	0.452	0.747	0.3365	0.403	0.478

注：同表 2。

7.5.3 政策实施时间差异

由于取消农业税的政策采取了分批次的渐进性推广模式，早期的试点区县多为产粮大省所辖区县，之后才扩散到全国所有地区，因此政策实施时间的不同对中年老年人自杀的影响可能存在异质性，为检验这一效应，本节设置如下回归模型：

$$mortality_{it} = \alpha_i + \theta X_{it} + \beta_1 tax_{it} + \sum_{p=2}^3 \beta_p period_i^p tax_{it} + \gamma_1 taxtrend_{it} + \sum_{p=2}^3 \gamma_p period_i^p taxtrend_{it} + trend_{it} + \epsilon_{it} \quad (7.7)$$

我们将 2004 年减免农业税的县区设为第一批试点，作为基期。并以此为参照，将 2005 年减免农业税的地区设为第二批试点，此时 $period_i^2 = 1$ ，否则 $period_i^2 = 0$ ；将 2006 年减免农业税的地区设为第三批试点，此时 $period_i^3 = 1$ ，否则 $period_i^3 = 0$ 。其他控制变量不变。

回归结果如下表所示，在第一批和第二批的试点县区，减免农业税对于中老年人自杀数量的抑制作用较为显著，而作为全国普及推广该政策的第三批地区，这种抑制作用不明显。究其主要原因在于，第一批和第二批的试点县区主要分布在产粮大省，农村人口基数较大，农业税改革对于农民收入增加效应更明显，从而实现政策的健康效应。而全国普及推广该政策的第三批地区，农业并非支柱产业

业，农村人口占比不高，故而减免农业税产生的健康效应相对较小。

表 7.12 异质性分析：政策实施时间差异的影响

被解释变量	中老年人自杀数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
tax	-6.374*** (1.756)	-6.575** (2.885)	-4.406* (2.483)	-6.884 (5.254)
secondtax	-7.379*** (2.125)	-7.640** (3.438)	-3.967 (4.494)	-5.694 (5.974)
thirdtax		-0.275 (2.828)		0.333 (3.096)
taxtrend			0.379 (2.503)	0.059 (2.745)
secondtaxtrend			-0.743 (0.555)	-0.952* (0.571)
thirdtaxtrend				-0.844 (1.183)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	617	617	617	617
R²	0.473	0.480	0.473	0.481

注：同表 7.2。其中，secondtax 和 secondtaxtrend 代表第二批试点，thirdtax 和 thirdtaxtrend 代表第三批试点。

7.6 结论

取消农业税改革不仅在农民收入增加和农村发展方面效果显著，而且产生了积极的健康效应。将取消农业税政策的分批分次推广视作一次准自然实验，基于中国居民死因监测数据集和各区县统计年鉴，本文采用渐进性双重差分法估计了取消农业税对于中老年人自杀行为选择的影响及其作用机制。研究发现，农业税的取消抑制了所在区县的中老年人自杀数量，而这种抑制作用主要通过增加农村居民福利水平和改善地方政府行为能力两方面的传导路径所实现。同时，取消农业税政策对中老年人自杀行为的影响也表现出一些异质性特征：首先，减免农业税对于中老年人自杀情况存在抑制作用，中部地区最明显，西部次之，东部最弱；

其次，农村地区较之城市地区而言，自杀行为的变化对于农业税改革的反应更敏感；最后，男性和 65 岁以上的老年人是税制改革健康效应的最大受益群体。进一步的分析也显示前两批农业税改革试点地区产生的中老年人自杀抑制作用要大于第三批地区。

自杀一直是危害我国社会稳定和降低人民幸福感的健康风险行为，本文的研究结论对于政府通过税制改革来增加居民持久性收入进而降低自杀行为选择提供了经验证据，也为政府已经推行的诸如提升个人所得税起征点等减税政策实践的效果提供了注解。我们坚信，在党中央实施“健康中国”战略重大决策部署的引领下，坚持预防为主，倡导健康文明生活方式，预防控制重大健康风险，中国情境下的自杀预防工作一定会圆满完成。

第 8 章 财政分权的健康效应：基于传染病治理的空间

分析

8.1 引言及文献综述

突如其来的新冠肺炎疫情对于我国经济发展和社会平稳运行造成了巨大负面冲击，传染病致病危害成为了学界和社会的关注焦点。近年来，传染病依然是威胁我国人民群众生命健康的风险和隐患，根据《中国卫生统计年鉴》2003-2018年我国传染病发病状况数据，其平均发病率和死亡率分别高达 733.57/10 万和 1.81/10 万。此外，从传染病发病致死的区域分布来看，具有显著的空间聚集特点（见图 1）：西北、西南和华南地区的传染病威胁更严重且呈现高危省份相连的态势，沿边沿海地区的传染病发病致死数也更高。因此，加强完善防范重大传染病公共卫生风险的财政体制就成为了国家和人民的急切诉求，《“健康中国 2030”规划纲要》明确指出，“加强重大传染病防控，完善传染病监测预警机制，加强突发急性传染病防治，积极防范输入性突发急性传染病”¹，从国家战略角度明确了加强传染病防控和治理的必要性和可行性。《国务院关于实施健康中国行动的意见》也从方法论角度为传染病防控提出了相关指导意见²。

1 《“健康中国 2030”规划纲要》，2016 年 10 月 25 日。

2 国务院关于实施健康中国行动的意见，国发[2019]13 号，2019 年 7 月 15 日。

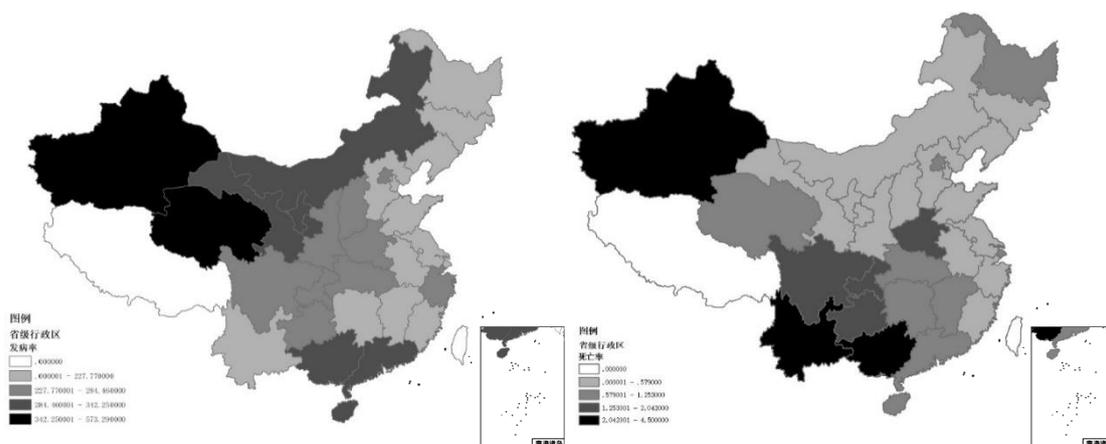


图 8.1 2003-2018 年我国传染病发病率和死亡率分布图（单位：1/10 万）

数据来源：历年《中国卫生统计年鉴》。

基于我国现行财政体制，以财政事权和支出责任划分为主体的财政分权体制是实现精准防控和全面治理传染病传播致死危害的制度保障。传统的财政分权理论以奥茨定理(Oates,1972)为基础，认为地方政府由于获取当地居民偏好及需求具有信息优势且受制于选民和晋升的压力，故而在地区间偏好差异大且外溢性小的公共物品和公共服务供给过程中更具效率(Tiebout, 1956;Oates, 1999)。但是，中央政府在提供某些公共物品和公共服务时也具有一定潜在优势(Bardhan 和 Mookherjee, 2005)。原因在于，规模经济的存在推高了地方供给公共物品的生产成本；同时，地方政府在面临重大风险时不确定性和外在压力增加，会降低行政效率。具体分析财政分权对于居民健康的影响路径可知，财政分权通过减少中央“自上而下”的行政性指令提高了地方政府政策与人民健康需求的贴合度(Besley 和 Burgess, 2002)；另外，财政分权所带来的地方政府责任明晰提高了医疗服务的有效性和可及性(Khaleghian, 2004)。与此同时，财政分权对于居民健康的正向影响也受到了一定程度的质疑。例如具有显著正外部性的全国医疗服务项目由中央政府提供显然更为有效(Collins 和 Green, 1994)；财政分权会加剧地区间的健康不平等(Jimenez-Rubio 等,2008)等。关于分权对于传染病治理影响的研究相对较少，Newell 等(2005)选择尼泊尔《地方自治法》通过作为外生冲击识别了政策前后肺结核的防控情况差异，发现国家卫生权力的下放会导致传染病治理水平显著

下降。Djibuti 等(2007)评估了格鲁吉亚各地州传染病监测系统疫情防控责任下放后的传染病治理水平,研究发现大规模权力下放后各地区资金和治理能力的匮乏引发了传染病治理效果下降。Nishijima 等(2019)利用 2000-2011 年间巴西 5560 个城市的面板数据分析了卫生保健系统权力下放对于糖尿病发病率和死亡率的影响,实证结果表明权力下放使得糖尿病死亡率和住院率分别降低 30%和 2.3%。但异质性分析结果证明,卫生权力下放的健康效应与中央政府的财政支持直接相关,中央政府投入较多大型医疗设施的发达地区疾病危害显著下降,而欠发达地区的疾病损害则几乎没有变化。

然而,中国式财政分权不同于西方传统国家治理模式,地方政府向上负责以及官员晋升选拔体制决定了中国地方政府在公共品供给方面具有不同的特点(周黎安, 2004)。目前,国内学者关于财政分权的研究主要集中在财政分权与经济增长、政府支出规模和公共服务供给等方面(周黎安, 2007; 郭庆旺和贾俊雪, 2010),而涉及财政分权与居民健康,尤其是财政分权与传染病治理的文章相对缺乏。鉴于此,一些学者开始关注中国式财政分权对于居民健康的影响。彭浩然等(2013)选择 1995-2009 年间中国省级人口死亡率数据,验证财政分权对于国民健康的影响。结果显示,财政分权会导致人口死亡率上升,居民健康水平下降。Uchimura 和 Jütting (2009)利用 1995-2001 年中国 26 个省的省内财政分权数据证明了财政分权与婴儿死亡率的反向相关关系。余显财和朱美聪(2015)探究了财政分权与医疗公共服务供给之间的关系。研究发现,在剥离市场因素的情况下,财政分权对于地方医疗公共服务供给的影响显著为负。具体到传染病防控领域,李成威(2020)认为应当发挥财政分权在传染病治理中的作用,合理统筹传染病应急管理领域内中央和地方的事权配置,形成财力交叉机制,提高财政资金使用效率。总之,在中国式财政分权的制度框架下,地方政府一方面需要发展地方经济,另一方面又要兼顾保障人民健康水平和抵御重大传染病风险的责任,因此,探究财政分权在传染病治理过程中的作用显得十分必要。

考虑到既有关于财政分权与传染病治理方面的研究相对较少且仍有改进空间,本文将对该问题从以下几个方面进行补充和完善:第一,地理空间在传染病问题的研究中是非常重要的因素,而现有文献却鲜有提及,本文将在研究中考虑

空间地理相关关系的影响；第二，财政分权在传染病治理过程中应当发挥怎样的作用，即中央政府和地方政府在传染病治理中分别应该承担怎样的事权和支出责任且事权的划分边界在哪，该问题并没有得到一个很好回答，本文将通过理论模型推导和实证回归分析对于财政分权的传染病治理效应进行具体分解和剖析；第三，面对现阶段中国的传染病发病和致死问题，中央政府应当如何对症下药，地方政府又该扮演怎样的角色，本文将通过具体的政策建议提出给出相应的答案。

鉴于此，本文首先建立斯塔克伯格(Stackelberg)模型框架下的政府间事权配置模型，从理论层面证实传染病治理过程中的实际事权划分并提出相应假说；其次，将中国大陆地区的传染病发病和致死情况作为研究对象，选择空间杜宾模型并构造相应的空间权重矩阵，利用空间计量模型估计财政分权对传染病发病致死的空间影响；进而，本文将财政分权对于传染病治理的直接效应、间接效应和总效应进行逐步分解，并按照分解结果对于传染病治理过程中中央和地方政府的责任划分进行评估和探讨，得出中央政府应当在传染病治疗方面承担更多的支出责任，地方政府应该在传染病的防控和传播阻隔方面承担更多事权这一结论；而后，通过建立面板门限回归模型探寻中央和地方政府在传染病治理中的事权边界划分；最后，从财政分权衡量指标差异和空间权重矩阵设置不同两方面进行稳健性检验，从传染病治理的地域差异和病种差异两方面进行异质性分析；并得出结论和提出相关政策建议。

8.2 制度背景与理论基础

8.2.1 制度背景

在我国长期的财税体制改革实践中，合理的财政分权以及财政分权带来的影响一直是学术界和各级政府关心的重要问题。而中国式财政分权问题又可以主要分为财权的划拨和事权（支出责任）的划分。改革开放以来，财权的划分经历了1978年的统收统支向分成制和财政包干体制转变、1994年的分税制改革、2002年的所得税改革和2016年的“营改增”。而相比之下，事权和支出责任的改革却相对迟缓¹。2016年8月国务院印发的《关于推进中央与地方财政事权和支出责

1 由于我国关于事权和支出责任划分的政策改革时间较晚，故而无法通过准自然实验的方式进行政策评估。

任划分改革的指导意见》(以下简称《指导意见》)指出了当前财政体制存在的中央与地方职能错配、共同事权过多、事权与支出责任划分不规范三大问题,标志着新一轮财政事权改革的开始。

关于财政分权与传染病治理的政策方面,《传染病防治法》¹规定国务院卫生行政部门主管全国传染病的防治及其监督管理工作,县级以上地方人民政府卫生行政部门负责本行政区域内的传染病防治及其监督管理工作。《指导意见》²则明确指出了全国性重大传染病防治的事权要上划为中央事权并由中央财政安排经费,而与传染病防控有关的城乡社区事务、市政交通等防疫行政事权则划归地方并由地方政府承担支出责任。《基本公共服务领域中央与地方共同财政事权和支出责任划分改革方案》³规定与传染病治理息息相关的基本医疗保障和基本公共卫生服务事权由中央与地方共同承担支出责任。而《关于医疗卫生领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案通知》⁴对传染病治理方面中央政府与地方政府的权责划分做出了进一步的划定,全国性或跨区域的重大传染病(包括艾滋病、结核病、血吸虫病和包虫病)防控由中央承担事权和支出责任,纳入中央支出责任的项目主要包括常规免疫及国家确定的群体性预防接种和重点人群应急接种。在此基础上,山东、安徽、广东、四川和贵州等省份均出台了省以下配套改革方案,其中,山东和安徽将重大传染病防控列为省级事权,一般传染病防控列为市以下财政事权;广东和四川将其列入共同事权;而贵州却未明确提及。

总结我国传染病治理领域中央与地方的权责划分,还存在一定的问题。首先,现阶段政策文件中关于传染病治理有明确权责划分的病种主要集中在艾滋病、结核病、血吸虫病和包虫病,而对于人民健康危害极大的其他种类传染病防治的事权和支出责任划分并不明晰,容易出现中央政府和地方政府推诿扯皮的隐患;其

1 此处特指 2013 年 6 月 29 日第十二届全国人民代表大会常务委员会第三次会议修订的《中华人民共和国传染病防治法》,该修订版为最新版本。

2 国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见,国发[2016]49 号,2016 年 8 月 24 日。

3 国务院办公厅关于印发基本公共服务领域中央与地方共同财政事权和支出责任划分改革方案的通知,国办发[2018]6 号,2018 年 2 月 8 日。

4 国务院办公厅关于印发医疗卫生领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案的通知,国办发[2018]67 号,2018 年 8 月 13 日。

次，不少地方省份根据中央文件将传染病治理简单列为省级事权和省市共同事权，存在严重的“上下对口，职责同构”问题；最后，现有政策只是将传染病治理的共同事权进行了模糊的解释，并未具体提及事权和支出责任划分的边界，在具体政策执行中容易产生偏差。结合现阶段我国财政分权对传染病治理影响过程中的问题，本文通过建立理论模型，希望厘清传染病治理领域事权的划分归属。

8.2.2 理论基础与假说提出

1. 空间计量模型的理论基础

关于传染病传播及影响危害的理论推导，现有研究多采用 SIR 模型，将传染病传播背景下的人群划分为不同感染状态，并推演传染病作为自然冲击条件下社会活动和经济产出受到的影响。本文参考(Bognanni 等, 2020)的研究，在传统 SIR 模型的基础上引入空间地理因素对于传染病传播和危害的影响，建立空间经济 SAIRD 模型，分析传染病传播与社会活动和经济产出可能的关系。

首先，我们将传染病传播环境下的人群定义为以下 5 类：易感人群(S)、无症状感染者(A)、感染者(I)、痊愈者(R)和死亡者(S)；其中，感染概率为 $n(t)$ ¹，无症状感染者转化为感染者的概率为 β ，传染病携带者参与经济社会活动和跨地区活动的比例分别为 $e(t)$ 和 $a_s(t)$ ，得：

$$n(t) = \beta \cdot e(t) \cdot a_s(t), \quad (8.1)$$

其次，本文分别设置 $a(t)$ 和 $y(t)$ 为经济活动频率和产出， z 为跨地区活动这一事件， $F(z)$ 为因疫情放弃跨地区活动的概率， $a_i(t)$ 为感染者传染他人的概率，得到：

$$a(t) = a_s(t)[S(t) + A(t)] + a_i I(t) + R(t), \quad (8.2)$$

同时，假设 $E[z(t)]$ 为无疫情状态下的社会经济产出，则在考虑跨地区活动发生的条件概率前提下，得到传染病爆发状态下跨地区的空间流动对于产出的影响为：

$$y(t) = E[z(t)] - [S(t) + A(t)] \cdot Fz[\bar{z}(t)] \cdot E[z(t)|z(t) \leq \bar{z}(t)] - F(\bar{z}_i)[\bar{z}(t)]I(t)E[z(t)|z(t) \leq \bar{z}_i] - D(t) \cdot E[z(t)], \quad (8.3)$$

1 我们假设该 5 类人群均为畏惧感染的理性人，参与经济社会活动时采取相应预防措施，服从限制经济活动的传染病防疫政策规定。

在上述模型基础上，本文继续加入空间视角下的传染病传播因素：地区差异和地区间的交互影响。第一，不同地区的传染病感染传播情况存在较大的差异，故而本文设置每个地区的感染率为 β_i ，其中 i 代表地区；第二，相邻或者距离近的地区之间会出现明显的交叉传染情况，因此我们定义跨地区传染情况为 $\beta_i^* e_i^*(t)$ ， w_i 为空间权重指标， α 为人口权重指标，则：

$$\beta_i^* e_i^*(t) = (1 - \alpha)\beta_i e_i(t) + \alpha \sum_i w_i \beta_i e_i(t), (8.4)$$

在式(8.4)的基础上重新求解式(8.2)和(8.3)，即可得到空间视角下的影响结果。由此，我们在理论层面上证明了在研究传染病治理问题时采用空间计量模型的可行性。

2. 财政分权理论应用的理论基础

我国事权划分中中央政府具有绝对权威，但传染病治理具有“事权归属中央，中央委托地方行使”的特征，该分权属性与委托代理模型中经典的 Aghion & Tirole (1997)模型设定一致¹，即委托人（中央政府）拥有分配事权的全部权威，但受限于信息不对称可将决策权下放到代理人（地方政府）负责行使。基于此，本节参考罗长林(2018)的方法，在斯塔克伯格模型框架下对 Aghion & Tirole 模型进行变形，从而分析中央政府和地方政府在传染病治理事权划分中的策略互动。

首先，本节假定一个两级政府模型，参与者为中央政府 c 和地方政府 l ，传染病治理的事权为 s_h^h ，中央将传染病治理事权委托给地方政府，中央为委托人和领导者，地方为代理人和追随者。无论正式事权 s_h 归属于哪一级政府，如果该级政府参与了 s_h 的实施，则视同拥有 s_h 的实际事权。设 e_c^h 和 e_l^h 分别为中央和地方政府在传染病治理中投入的成本，取值范围为[0,1]；在本节的模型中，该成本决定各级政府在传染病治理事权实施中所占的份额，具体事权分配设定为：中央拥有 s_h 的正式事权，负责 e_c^h 部分的实施；地方政府负责 $(1 - e_c^h)e_l^h$ 部分的实施。其中，政府努力成本函数 $c_i(\cdot)$ 为满足边际成本递增的非负增函数。

¹ Aghion & Tirole 模型中的正式事权和实际事权分别对应于我国财政分权配置中的“事权正式归属”（例如《指导意见》指出全国性重大传染病防治的事权要上划为中央事权并由中央财政安排经费）和“委托地方行使”（例如《指导意见》规定传染病防控有关的城乡社区事务、市政交通等防疫行政事权划归地方并由地方政府承担支出责任）。

其次，假设传染病治理事权 s_i^h 带给中央和地方政府 i 的收益¹分别为 b_{ci}^h 和 b_{ii}^h ，由于对于传染病治理事权给不同层级政府带来的收益不同，此时各级政府传染病治理事权方面天然存在竞争关系，我们设置事权收益满足 $b_{cc}^h \geq b_{ci}^h$ ， $b_{ii}^h \geq b_{ic}^h$ 。为了量化各级政府间的收益关系，我们设置 $\alpha_l \in [0,1]$ 表示地方政府代表中央政府利益的比例，则 $b_{cl}^h = \alpha_l b_{cc}^h \equiv \alpha_l b_c^h$ ，当 α_l 取值接近于1时，对于中央政府来说，地方政府实施事权 s_h 与其亲自实施效果一样，此时中央政府更倾向于将事权 s_h 下放；反之，当取值接近于0，则说明事权 s_h 下放危害中央政府利益，此时中央政府倾向将事权回收。同理，设 $\beta_c \in [0,1]$ 表示中央政府的利益多大程度上与地方政府一致，则 $b_{lc}^h = \beta_c b_{ii}^h \equiv \beta_l b_l^h$ 。

综上所述，关于传染病财政事权的配置，中央政府的回报为：

$$u_c^c = e_c b_c + (1 - e_c) e_l \alpha_l b_c - c_c(e_c), \quad (8.5)$$

地方政府的回报为：

$$u_l^c = e_c \beta_c b_l + (1 - e_c) e_l b_l - c_l(e_l), \quad (8.6)$$

其中， u_i^j 表示事权在政府 j 时政府 i 的回报，以式(8.5)为例， $e_c b_c$ 为中央亲自实施该事权时的收益， $(1 - e_c) e_l \alpha_l b_c$ 为地方政府实施的部分给中央政府带来的收益；式(8.6)同理可得。基于上述两个回报方程，传染病治理正式事权归属于中央政府，却同时影响中央和地方两级政府的回报，正式事权和实际事权的配置都是传染病治理事权配置的重要组成部分，影响着传染病治理的实际结果。

本节假设各级政府都具有风险中性，并以上文的回报函数作为政府的目标函数，当传染病治理事权划归中央的条件下，将(8.5)、(8.6)式分别对 e_c 、 e_l 求一阶导数，则得到中央政府的策略反应函数为：

$$(1 - e_l \alpha_l) b_c = c'_c(e_c), \quad (8.7)$$

地方政府的策略反应函数为：

$$(1 - e_c) b_l = c'_l(e_l), \quad (8.8)$$

根据斯塔克伯格模型的设定，地方政府作为追随者根据中央政府对于传染病事权的投入成本提供本级政府的最优投入水平，进而利用上述反应函数对 e_l 和 e_c 求微分可得：

¹ 此处定义政府收益为本级政府辖区内居民的公共利益总和。

$$de_c/de_l = \alpha_l b_c / c_c''(e_c), \quad (8.9)$$

$$de_l/de_c = -b_l / c_l''(e_l), \quad (8.10)$$

分析式(8.9)可得, 由于成本函数为凸函数, 则该式右边分母为正, 且 $\alpha_l b_c > 0$, 说明地方政府追求更多实际传染病治理事权时, 中央政府会增大与之竞争的努力, 此时传染病治理事权对中央来说利益重大, 地方政府不能代表中央。中央政府行使事权具有成本优势时 ($c_c''(e_c)$ 小)¹, 中央政府承担这部分事权效率更高。具体到传染病治理的事权划分中, 传染病治疗方案的制定和治疗经费的拨付具有较大的外部性和全局性, 会产生全国性的收益, 对于中央政府利益重大, 属于中央政府的责任范围; 地方政府如果代行实际事权会造成推诿扯皮和效率降低。故而低财政分权度与传染病治疗事权更适配, 由此得到假说一。

假说一: 财政分权的减弱有利于提高传染病治疗的治理效果。

采用同样的方法分析式(8.10)可知, 该式右侧恒为负, 此时假若中央政府增加对传染病治理实际事权的参与, 地方政府则必须减少参与, 二者形成互补合作关系时事权实施效率达到最优。考虑到地方政府行使事权具有成本优势时 ($c_l''(e_l)$ 小)², 地方政府会试图与中央政府保持共同事权下的互补关系, 此时总的事权行使效率最高。具体到传染病治理的事权划分, 地方政府利用局部信息优势进行的防控和阻隔等行政命令会提高传染病治理的总效率, 此时高财政分权度与此项传染病治理事权更为匹配。由此得到假说二。

假说二: 财政分权的加强能够提高传染病防控和传播阻隔的治理效果。

8.3 模型设计

8.3.1 基准模型和变量说明

根据对已有文献的回顾与归纳, 本文发现财政分权极有可能对传染病的健康危害产生影响。为此, 本文构建如下基本模型:

$$epidemic_{it} = \alpha + \beta_1 fd_{it} + \gamma X_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it}, \quad (8.11)$$

¹ 此处将中央政府行使事权的成本优势 ($c_c''(e_c)$ 小) 理解为全局信息优势, 即中央政府在传染病治理方面统筹全国, 能够组织更加高效的传染病治疗方案研究和攻关, 行使传染病治疗事权时边际成本递增较慢。

² 此处将地方政府行使事权的成本优势 ($c_l''(e_l)$ 小) 理解为局部信息优势, 即地方政府在传染病防控方面更了解当地居民偏好和当地实际情况, 在防控和阻隔传播方面行使实际事权时效率更高。

其中, i 表示省份, t 表示年份, $epidemic_{it}$ 表示传染病危害水平, fd_{it} 表示财政分权, X 代表控制变量, 主要包括各地区经济发展水平($agdp$)、人均医疗支出($medex$)、人均教育支出($eduex$)、每万人床位数(bed)、人口密度($density$)、产业结构($indus$)、交通便利度($trans$)、贸易开放度($topen$)、流动人口占比($immigrant$)、年平均气温($temp$)和年降水量($rainfall$), u_i 为省份固定效应, u_t 为时间固定效应, α 为常数项, ε_{it} 为满足独立同分布且有限方差的随机扰动项。

本文的研究对象包括中国大陆地区除西藏以外的 30 个省级行政区, 考虑到我国自 2003 年起才开始统计各省份的传染病发病数据, 因此, 本文选择的样本期为 2003-2018 年。样本数据涉及价值形态的部分都以 2003 年为基期进行了通货膨胀和物价指数变动调整; 贸易开放度指标中进口总额采用当年人民币对美元年均汇率折算为人民币计价。

本文选取传染病的健康危害作为被解释变量, 主要采用甲乙类法定报告传染病¹发病率($morbidity$)和死亡率($mortality$)作为代理指标², 数据来自《中国卫生统计年鉴》。其中, 考虑到传染病的防控和抑制传播主要由各地方政府结合所在辖区区域特征制定相关政策以有效减少暴露人口数为目标进行重大公共卫生危害监测管理, 故而选择传染病发病率指标可以较好的衡量财政分权中地方政府传染病防控的公共服务供给能力和行政管控能力; 同时, 由于传染病的公共卫生服务支出责任由中央政府承担, 且治疗指导意见主要由国家卫生健康委员会等中央政府机构组织发布和实施, 该公共服务质量将直接影响传染病的治疗效果, 所以选择传染病死亡率指标则可以刻画财政分权中中央政府的医疗卫生公共服务供给能力, 上述两类代理变量可以较好的指代传染病的健康危害水平。需要特别指出的是,

-
- 1 指《传染病防治法》规定的具有传播速度快、病情严重、致死率高等特性且传染病发生时需向卫生主管机关报告, 并依照法律规定进行治疗甚至隔离等措施的传染病。其中, 甲类传染病也称为强制管理传染病, 包括: 鼠疫、霍乱, 共 2 种; 乙类传染病也称为严格管理传染病, 包括: 新型冠状病毒肺炎、传染性非典型肺炎、艾滋病、病毒性肝炎、脊髓灰质炎、人感染高致病性禽流感、麻疹、流行性出血热、狂犬病、流行性乙型脑炎、登革热、炭疽、细菌性痢疾和阿米巴性痢疾、肺结核、伤寒和副伤寒、流行性脑脊髓膜炎、百日咳、白喉、新生儿破伤风、猩红热、布鲁氏菌病、淋病、梅毒、钩端螺旋体病、血吸虫病、疟疾、人感染 H7N9 禽流感, 共 27 种。
 - 2 传染病发病率定义为同期内传染病感染人数/暴露人口数(暴露人口指观察地区内可能感染传染病的人群, 不包括接种疫苗和接受安全隔离的人群); 传染病死亡率定义为同期内传染病死亡人数/当地总人口数; 二者不存在因果关系。

我国甲乙类法定报告传染病种类历经了数次类目调整¹，在基准回归中，本文按照样本时间初始年份 2003 年的传染病类目对其他年份进行了标准化调整，即增加或删除其他样本期内 2003 年后新增或移除类目的死亡人数，保障回归结果的一致性和有效性。

本文主要的解释变量为财政分权指标(*fd*)，现有的文献多采用支出指标(*expenditure index*)和收入指标(*income index*)来衡量财政分权。本文参考 Qiao 等(2008)和储德银等(2019)的方法，通过构建财政支出分权(*fed*)和财政收入分权(*frd*)两个指标分别代表财政分权，其中，基准回归中先使用财政支出分权(*fed*)，而后的稳健性检验使用财政收入分权(*frd*)。指标构建方法如下：

$$\text{财政支出分权}(fed) = \frac{LFE/LPOP}{LFE/LPOP + CFE/NPOP}, \quad (8.12)$$

$$\text{财政收入分权}(frd) = \frac{LFR/LPOP}{LFR/LPOP + CFR/NPOP}, \quad (8.13)$$

其中，LFE 代表地方政府一般公共预算支出，LFR 代表地方政府一般公共预算收入，CFE 代表中央政府一般公共预算支出，CFR 代表中央政府一般公共预算收入，LPOP 代表地方总人口数，NPOP 代表全国总人口数，相关数据来自《中国财政年鉴》。

根据方程 (8.11) 的模型设置，本文其他控制变量²为：

(1) 经济发展水平(*agdp*)：经济发展水平与传染病的发病和死亡情况密切相关。本文使用人均 GDP 来测度，相关数据来自《中国统计年鉴》。(2) 人均医疗支出(*medex*)：医疗水平直接关乎传染病的发病和死亡情况。本文使用人均财政医疗支出进行测度，相关数据来自《中国财政年鉴》。(3) 人均教育支出(*eduex*)：教育水平会影响到地方政府传染病管制政策的有效性，与传染病危害情况相关。本

1 2004 年修订后的《传染病防治法》规定乙类传染病增加了传染性非典型肺炎和人感染高致病性禽流感，原乙类中的流行性和地方性斑疹伤寒、黑热病变为丙类，原丙类中的肺结核、血吸虫病、新生儿破伤风变为乙类；2009 年卫生部发布第 8 号公告，将甲型 H1N1 流感纳入乙类传染病；2013 年国家卫生计生委发布《关于调整部分法定传染病病种管理工作的通知》(国卫疾控发〔2013〕28 号)，将人感染 H7N9 禽流感纳入法定乙类传染病，将甲型 H1N1 流感从乙类调整为丙类。

2 考虑到不同地区医保覆盖的传染病病种存在差异，故而传染病治疗过程中医保负担比例和个人支付比例存在不同。因此，在基准回归中暂不考虑医保和个人医疗支出两种因素对甲乙类法定报告传染病的总影响，相关影响在后文异质性分析部分根据具体病种进行具体控制。

文选取人均教育支出进行控制,相关数据来自《中国统计年鉴》。(4) 每万人床位数(*bed*): 各地方政府的医疗卫生公共服务供给能力直接影响到传染病的致病情况。本文选择每万人拥有床位数控制各省区的医疗卫生服务能力,相关数据来自《中国统计年鉴》。(5) 人口密度(*density*): 人口密度越高,说明当地人类社会活动越频繁,传染病爆发的风险相应较大。本文用各省每平方公里人口数作为衡量指标,相关数据来自《中国统计年鉴》。(6) 产业结构(*indus*): 产业结构设置情况与传染病危害紧密相关,第三产业比重高会增加人群流动和聚集的可能性,为传染病发病提供客观条件。本文使用第三产业占 GDP 的比重衡量,相关数据来自《中国第三产业统计年鉴》。(7) 交通便利度(*trans*): 交通便利度越高,人口流动可能性越大,进而传染病传播爆发的风险也随之增加。本文选择各省份的铁路、公路和内河航运里程数加总再除以各省份人口数作为交通便利度的代理变量,相关数据来自《中国统计年鉴》。(8) 贸易开放度(*topen*): 贸易开放度的提高势必带来人财物的跨境大流通,也为传染病的传播提供了通道。本文选择进口总额占 GDP 的比重来测度,相关数据来自《中国统计年鉴》。(9) 流动人口占比(*immigrant*): 人口流动情况与传染病传播风险呈正比。本文用流动人口数占常住人口数的比重衡量人口流动情况,相关数据来自《中国人口年鉴》。(10) 年平均气温(*temp*)和年降水量(*rainfall*): 传染病的发病与传播与各地区的气候和降水分布情况密切相关。本文采用各省区所有地级市的年平均气温和年平均降水量作为衡量指标,相关数据来自《全国各地市统计年鉴》。

8.3.2 空间计量模型

众所周知,传染病的致病过程具有通过传染媒介进行传播的特点,传染病高发及危害严重的地区具有明显的空间聚集特征。如图 8.1 所示,我国大陆地区的传染病高发区域主要集中在西北地区和华南地区,且基本连成片区;传染病发病率和死亡率相近的地区存在集聚效应。

由于传染病的致病传播属性较强且分布空间聚集特征明显,在实证研究中有必要考虑其空间相关关系。传染病健康危害和财政分权之间的空间自相关性与地理距离和经济距离可能有关,因此本文分别以地理距离和经济距离为标准构建了以下三类空间权重矩阵:

$$W_1 = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}; W_2 = \begin{cases} 1 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases};$$

$$W_3 = \begin{cases} 1/d_{ij} \times |agdp_{it} - agdp_{jt}| & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

其中， W_1 和 W_2 为地理距离的权重矩阵， W_3 为经济距离的综合权重矩阵；具体来说， W_1 空间距离权重矩阵中的 d_{ij} 是提取中国国家基础地理信息系统中各省的中心经纬度坐标从而计算得出的各省份中心之间的地理距离，并以此地理距离的倒数作为权重进行相应标准化而构建的权重矩阵； W_2 为空间邻接矩阵，如果省份*i*与省份*j*的边界相邻¹，则赋值为1，否则赋值为0，并进行标准化。 W_3 为经济和地理的综合权重矩阵，变量 $|agdp_{it} - agdp_{jt}|$ 代表第*t*年省份*i*与省份*j*的人均GDP差值。本文中通过计算30个省级行政区16年(2003-2018年)人均GDP的差值，构造了 16×30 的权重矩阵来刻画区域经济距离随时间变化的特征。其中，基准回归中主要使用地理距离权重矩阵 W_1 和 W_2 ，稳健性检验部分主要使用经济距离综合权重矩阵 W_3 。

为证明地区间传染病发病情况的空间相关性，本文通过测算 Moran's I 指数进行检验。检验结果如表1所示，各年传染病发病率指标的 Moran's I 指数统计值皆为正，且达到了5%的显著性水平²。由此可见，我国大陆地区的传染病发病情况存在明显的正向空间相关性，也印证了上文的论证结论。

表 8.1 2003-2018 中国传染病发病率的 Moran's I 统计指标值

年份	Moran's I 指标	E(I)	sd(I)	z	P 值
2003	0.432	-0.034	0.109	4.283	0.000
2004	0.313	-0.034	0.112	3.109	0.002
2005	0.267	-0.034	0.111	2.706	0.007
2006	0.242	-0.034	0.109	2.530	0.011
2007	0.266	-0.034	0.106	2.843	0.004
2008	0.273	-0.034	0.101	3.043	0.002
2009	0.296	-0.034	0.105	3.145	0.002

1 本文为了保证每一个省份都至少有一个邻接省份，设海南省与广东省为邻接省份。

2 此处汇报了使用空间权重矩阵 W_1 所得的 Moran's I 指数；同时，本文也选择空间权重矩阵 W_2 和 W_3 进行了检验，结果基本稳健。限于篇幅，不再展示；如有需要，请向作者索要。

2010	0.278	-0.034	0.107	2.935	0.003
2011	0.298	-0.034	0.104	3.182	0.001
2012	0.270	-0.034	0.100	3.046	0.002
2013	0.216	-0.034	0.099	2.535	0.011
2014	0.183	-0.034	0.097	2.342	0.025
2015	0.166	-0.034	0.094	2.123	0.034
2016	0.211	-0.034	0.096	2.549	0.011
2017	0.214	-0.034	0.102	2.437	0.015
2018	0.180	-0.034	0.095	2.258	0.024

注：上表使用的空间权重矩阵为 W_1 ， $E(I)$ 为 I 的期望值， $sd(I)$ 为 I 的方差， z 为 I 的 z 检验值， P 值为伴随概率，由蒙特卡洛模拟 1000 次所得。

因此，在研究中国财政分权对于传染病危害的影响时，加入地理空间相关性的因素尤为必要。现有空间面板模型分为以下三类：空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)、空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。考虑到 SDM 模型实际上是 SLM 模型和 SEM 模型的综合(Elhorst, 2010)，本文使用更为一般的空间杜宾模型来分析财政分权与传染病发病和致死之间可能存在的空间相关关系，具体模型如下：

$$epidemic_{it} = \tau W \times epidemic_{it} + \alpha + \beta_1 fd_{it} + \gamma X_{it} + \rho(W \times fd_{it}) + \sigma(W \times X_{it}) + v_i + v_t + \varepsilon_{it}, (8.14)$$

其中， W 为空间权重矩阵， v_i 为空间固定效应， v_t 为时间固定效应，其他变量与方程(8.11)完全相同。具体实证回归过程中，本文依据 Elhorst (2010)确定空间面板最佳形式的方法，基于非空间面板的方程 (8.11)，通过构造 LR 检验统计量判定模型中固定效应的类型；进而通过 Hausman 检验判定随机效应和固定效应；最后采用 Wald Test 确认 SDM 模型能否简化为 SLM 模型或 SEM 模型¹，从而保证估计方程的有效性。

¹ 限于篇幅，不再展示；如有需要，请向作者索要。

8.4 实证结果

8.4.1 财政分权与传染病治理的最小二乘回归

本节基于方程(8.11)的设定进行面板固定效应下的最小二乘回归(OLS),希望初步探讨财政分权与传染病发病和致死之间的关系。回归结果如表 8.2 所示,当被解释变量为传染病发病率时,财政分权程度的提升会显著降低传染病的发病水平;当被解释变量为传染病死亡率时,财政分权程度的提升则会显著增加传染病死亡率;且在引入控制变量后结果依然稳健。最小二乘回归的结果印证了上文的假说推论,在此基础上,本文继续引入空间权重矩阵展开进一步的分析。

表 8.2 财政分权对传染病发病和死亡影响的 OLS 回归结果

解释变量	In morbidity		In mortality	
lnfed	-0.590 (0.541)	-1.766*** (0.649)	1.687** (0.676)	1.536** (0.724)
lnagdp		-0.237 (0.256)		0.286 (0.398)
lnmedex		-0.387* (0.212)		-0.516 (0.326)
lneduex		-0.307* (0.186)		-0.077 (0.532)
lnbed		0.431 (0.392)		-1.190** (0.515)
lndensity		0.371 (0.685)		1.505 (1.215)
topen		0.143 (0.530)		2.441*** (0.740)
indus		1.129 (0.783)		0.929 (1.139)
immigrant		0.300 (0.360)		1.272* (0.733)
lntrans		0.109 (0.134)		0.055 (0.379)
ln temp		0.229 (0.341)		0.537** (0.253)
lnrainfall		-0.067** (0.029)		0.082* (0.047)

省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	480	480	480	480

8.4.2 财政分权对传染病发病致死的空间影响

本文基于方程（8.14）的设定进行基准回归，参照 Lee & Yu (2010)的空间面板固定效应模型，选取中国大陆地区除西藏外的 30 个省级行政区 2003-2018 年的面板数据，采用偏差修正的极大似然估计函数法进行估计，基准回归结果如表 8.3 所示。

基准回归结果显示，在选择地理距离空间权重矩阵的情况下，无论是空间距离权重矩阵 (W_1) 还是空间邻接矩阵 (W_2)，引入控制变量后 $W \times \ln \text{mobidity}$ 和 $W \times \ln \text{mortality}$ 的系数估计值都至少在 5% 的显著性水平上显著为正，这证明了传染病的发病和致死情况具有正向的空间溢出效应，传染病的发病和致死区域往往形成相连片区，与图 1 的显示结果相一致。同时， $\ln \text{fed}$ 和 $W \times \ln \text{fed}$ 的估计系数在加入控制变量的情况下也在 5% 的水平上显著，财政分权对于传染病发病和致死的影响具有显著的空间相关关系：财政分权会降低本地区的传染病发病率，并拉低周边地区的传染病发病率；反之，财政分权会促使本地区的传染病死亡率上升，且该影响会负向溢出到周边地区。

表 8.3 财政分权对传染病发病和死亡影响的空间面板回归结果

解释变量	(1) Inmorbidity				(2) Inmortality			
	W= W1		W= W2		W= W1		W= W2	
$W \times \ln \text{mobidity}$	9.572*** (3.443)	10.464*** (3.614)	0.281*** (0.059)	0.152** (0.679)				
$W \times \ln \text{mortality}$					5.589* (3.126)	12.233*** (3.422)	0.099 (0.065)	0.066** (0.033)
$\ln \text{fed}$	-0.371** (0.183)	-1.704*** (0.358)	-0.062 (0.186)	-1.448*** (0.366)	1.152*** (0.329)	1.246** (0.217)	1.066*** (0.338)	1.070*** (0.403)
$\ln \text{agdp}$		-0.074 (0.124)		-0.141 (0.115)		0.039 (0.218)		0.007 (0.199)
$\ln \text{medex}$		-0.239*** (0.087)		-0.183** (0.086)		-0.669*** (0.153)		-0.597*** (0.150)

lneduex		-0.396*** (0.121)		-0.255** (0.116)		-0.212 (0.211)		-0.059 (0.201)
lnbed		0.001 (0.160)		0.182 (0.155)		-0.792*** (0.281)		-1.234*** (0.269)
lndensity		1.316*** (0.399)		0.275 (0.450)		1.162* (0.701)		2.555*** (0.769)
topen		0.041 (0.202)		0.067 (0.199)		2.318*** (0.355)		1.297*** (0.347)
indus		1.064** (0.459)		1.061*** (0.371)		0.336 (0.807)		0.449 (0.643)
immigrant		0.472* (0.253)		0.498** (0.240)		2.027*** (0.447)		2.217*** (0.421)
lntrans		0.173** (0.076)		0.021 (0.080)		0.047 (0.131)		0.048 (0.138)
lntemp		0.318** (0.154)		0.216 (0.158)		0.685** (0.271)		0.370 (0.275)
lnrainfall		-0.076** (0.033)		-0.064* (0.035)		0.073 (0.059)		0.069 (0.059)
W×lnfed	-60.169*** (14.146)	-107.504** (47.563)	-1.654*** (0.279)	-1.627** (0.686)	121.418*** (24.893)	177.123** (83.326)	1.888*** (0.535)	2.499** (1.189)
W×lnagdp		-3.905 (16.184)		-0.974*** (0.216)		93.772*** (28.411)		0.521 (0.374)
W×lnmedex		-24.169** (12.300)		-0.250 (0.165)		-52.629** (21.595)		-0.577** (0.286)
W×lneduex		28.244* (16.474)		0.866*** (0.256)		-15.546 (28.911)		-0.812* (0.443)
W×lnbed		28.885 (20.349)		0.822*** (0.263)		13.977 (36.097)		2.447*** (0.479)
W×lndensity		-92.542** (44.514)		-3.313*** (0.836)		-98.488 (78.692)		-0.834 (1.462)
W×topen		-28.856 (25.616)		-0.733** (0.302)		117.371** (45.229)		1.318** (0.528)
W×indus		-67.709 (69.767)		-1.760** (0.899)		283.719** (122.586)		0.754 (1.543)
W×immigrant		-60.526* (31.681)		-1.315*** (0.498)		-58.032 (56.227)		-3.862*** (0.870)
W×lntrans		-78.567*** (12.021)		-0.491** (0.194)		-12.351 (21.072)		-1.719*** (0.335)
W×lntemp		-22.632 (17.773)		-0.239 (0.273)		-114.732*** (31.393)		-1.161** (0.474)

$W \times \ln \text{rainfall}$		-0.172 (3.629)		0.001 (0.058)		-9.625 (6.369)		-0.185* (0.101)
空间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.307	0.356	0.343	0.397	0.387	0.428	0.302	0.458
Log L	177.877	274.419	153.379	231.554	120.179	41.488	120.613	58.331
Wald spatial lag test	47.962***	20.102***	48.067***	4.190***	14.001***	12.543***	15.503***	3.772***
Wald spatial error test	50.864***	22.951***	51.161***	4.221***	15.752***	11.762***	16.022***	3.801***
LR spatial lag test	45.354***	168.193***	19.061***	83.261***	13.582***	74.422***	15.281***	47.202***
LR spatial error test	47.091***	169.952***	191.124**	83.705***	14.760***	66.202***	15.803***	47.245***
Obs.	480	480	480	480	480	480	480	480

注：括号内数值为异方差稳健标准误，*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，后表同。

为了深入探讨财政分权和其他控制变量对于传染病发病和致死情况的直接影响和间接影响，本文参照 LeSage & Pace(2009)的做法，在上表的基础上对于包含控制变量的回归结果进行分解，以得出各解释变量的直接效应、间接效应和总效应。进而以此为基础分析传染病防控过程中的地方政府责任划分，并评估传染病治理过程中的中央政府支出责任效率。

8.4.3 传染病防控的地方政府责任分析

根据假说分析，财政分权的加强能够提高传染病防控和传播阻隔的治理效果，即传染病发病和传播防控的行政责任划归地方政府承担，本文选择甲乙类传染病发病率这一指标分析财政分权下地方政府的传染病防控责任。财政分权对传染病发病率影响的效应分解如表 8.4 所示。在总效应方面，无论是选择空间距离权重矩阵 (W_1) 还是空间邻接矩阵 (W_2)，结果都在 1%的显著性水平上显著，这充分证明了财政分权的加强会降低传染病的发病率。财政分权程度代表地方政府财政自主性的大小，是中央政府与地方政府财权和事权博弈的结果，财政分权变量的

指标越高，地方政府的财政自主性越大，地方政府越可能因地制宜，根据本省区的经济发展和社会民生特点制定合理有效的差异化传染病防控政策。由于我国财政分权体制下中央政府对于地方官员的晋升具有决定权(Blanchard & Shleifer, 2001)，卫生健康作为官员政绩考核的重要指标日益受到重视(陈家喜, 2018)，地方官员也倾向于将现有资源集中在传染病防控等重大公共卫生事件上，从而易于获得政治加分。具体分析财政分权对于传染病发病率的影响：在直接效应方面，均在 1%的水平上显著为负，即各省份的财政分权增强会直接抑制当地的传染病发病率；对比基准回归与效应分解的结果，基准回归中的估计值-1.704 和-1.448 的绝对值明显小于直接效应的-1.781 和-1.506，可见不考虑空间相关性的非空间面板模型低估了财政分权的直接效应。在间接效应方面，两种空间权重矩阵下的估计系数分别为-1.577 和-2.155，说明财政分权对于传染病的跨区域传播具有一定的空间溢出效应，即本省的低发病率有利于降低邻近省份的传染病发病率。综合分析财政分权的直接效应、间接效应和总效应可得，本省财政分权度的提高，不仅会抑制本地传染病发病率的上升，还会一定程度上减轻周边省份地区的传染病发病率，该结论印证了上文关于传染病发病传播具有空间相关性的论述，同时证明了选择空间面板模型的必要性和有效性。

表 8.4 财政分权对传染病发病率影响的效应分解：直接、间接和总效应

解释变量	空间权重矩阵 W1			空间权重矩阵 W2		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnfed	-1.781*** (0.367)	-1.577 (1.084)	-3.358*** (1.128)	-1.506*** (0.377)	-2.155*** (0.802)	-3.661*** (0.908)
lnagdp	-0.111 (0.116)	0.283 (0.487)	0.172 (0.495)	-0.183 (0.112)	-1.138*** (0.267)	-1.321*** (0.303)
lnmedex	-0.364*** (0.084)	0.019 (0.381)	-0.346 (0.384)	-0.200** (0.083)	-0.314* (0.173)	-0.514*** (0.194)
lneduex	-0.264** (0.121)	-1.314*** (0.521)	-1.578*** (0.509)	-0.286** (0.113)	-1.044*** (0.312)	-1.329*** (0.335)
lnbed	0.290** (0.132)	-2.301*** (0.669)	-2.011*** (0.679)	-0.213 (0.146)	-0.991*** (0.300)	-1.204*** (0.327)
lndensity	0.562 (0.396)	7.795*** (1.859)	8.357*** (1.900)	0.179 (0.431)	3.765*** (1.013)	3.585*** (0.951)
topen	0.199	0.173	0.372	0.093	0.839**	0.933**

	(0.197)	(1.034)	(1.053)	(0.210)	(0.355)	(0.455)
indus	1.219*** (0.358)	1.189 (1.406)	2.409* (1.368)	1.143*** (0.354)	2.186** (1.016)	3.329*** (1.190)
immigrant	-0.156 (0.251)	0.676 (0.994)	0.520 (1.010)	0.529** (0.239)	1.613*** (0.582)	2.143*** (0.649)
Intrans	0.027 (0.080)	-0.018 (0.201)	0.009 (0.198)	0.006 (0.082)	0.567** (0.216)	0.561** (0.230)
Intemp	0.145 (0.149)	-1.154* (0.678)	1.009 (0.696)	0.205 (0.154)	0.241 (0.308)	0.035 (0.329)
Inrainfall	-0.061 (0.037)	-0.001 (0.094)	-0.062 (0.085)	-0.062* (0.036)	-0.014 (0.062)	-0.076 (0.067)

分析表（8.3）中其他控制变量的回归结果可知，经济发展水平(*agdp*)在权重矩阵设为 W_1 时效应不显著，在权重矩阵设为 W_2 时效应显著为负，表明本省的经济水平会对相邻省份的传染病发病率产生影响；医疗支出和医疗服务供给水平(*medex* 和 *bed*)的直接效应、间接效应和总效应都显著为负，说明医疗卫生服务水平的提升有利于降低区域传染病发病率；教育支出(*eduex*)在两种空间权重矩阵设置下均显著为负，证明人均教育水平较高的地区，传染病的发病和传播效率更低；人口密度(*density*)的总效应显著为正，表明人口密度越大，该省份及周边省份的传染病发病威胁更大；产业结构(*indus*)除权重矩阵为 W_1 时的间接效应不显著外，其他效应均显著为正，预示着第三产业人口占比越高，人口流动和聚集的概率越大，进而传染病传播的可能性越高；贸易开放度(*topen*)在空间权重矩阵为 W_2 时显著为正，证明了贸易流通会增加传染病的传播几率；交通便利度(*trans*)和流动人口占比(*immigrant*)也在空间权重矩阵设为 W_2 时显著为正，印证了上文人口流通条件和流通情况与传染病发病传播呈正相关关系的论述；年平均气温(*temp*)和年降水量(*rainfall*)的直接效应、间接效应和总效应在两种空间权重矩阵设置的情况下都不显著，说明传染病的发病传播情况与各省份的气候差异关系不大。

为了进一步讨论传染病防控过程中地方政府支出责任可能的传导路径，本文基于方程（8.14）分别引入财政分权与每万人拥有病床数、财政分权与流动人口占比的交互项，并构造相应的空间杜宾模型，得到上述两类交互项的直接效应、间接效应和总效应。表 8.5 结果显示，两类交互项的总效应都显著为负，证明了传染病防控中地方政府通过增加地方医疗卫生服务供给和限制人口流动减轻了

传染病发病和传播的危害；交互项的间接效应均显著为负，预示着地方政府的医疗卫生公共服务升级和防疫限行政策对于邻近地区的传染病防控具有正向外溢作用。综上，传染病防控中，财政分权通过增加地方公共服务供给能力和采取合理的防疫行政政策减少传染病发病危害的传导路径确实存在。

表 8.5 财政分权与控制变量交互项对传染病发病率的影响：直接、间接和总效应

解释变量	空间权重矩阵 W1			空间权重矩阵 W2		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnfed × lnbed	0.874 (0.292)	-4.319** (1.804)	-3.445** (1.757)	0.533 (0.333)	-2.009*** (0.626)	-1.477** (0.736)
lnfed × immigrant	-0.285*** (0.082)	-0.626* (0.322)	-0.911*** (0.309)	-0.289*** (0.080)	0.142 (0.183)	-0.431** (0.212)

注：限于篇幅只列出交互项的最终分解结果，其他结果略，如需备索，表 6 同。

8.4.4 传染病治理的中央政府责任评估

如假说所得，财政分权的减弱有利于提高传染病治疗的治理效果，即全国性或跨区域的传染病治理等重大公共卫生服务由中央财政承担支付责任。为了衡量传染病治理的成效，本文选择了全国甲乙类传染病死亡率指标来评估现有财政分权体系下中央政府传染病治理的效率。财政分权对传染病死亡率的影响如表 8.6 所示，无论空间权重矩阵选用 W_1 还是 W_2 ，财政分权的总效应都在 5% 的水平上显著为正。这说明本地区财政分权程度的提高会造成当地和其他地区的传染病死亡率上升，即财政分权加剧了地方传染病的致死情况。该结果证明了将传染病治理的支出责任划归地方，治理效果会适得其反。反之，财政分权程度的降低（即中央政府支出责任的增强）则会同时引发本地区和其他地区的传染病死亡率下降，由此可知，在传染病治理问题上，财政分权中中央政府支出责任的增强会降低传染病的致死危害，故而医疗卫生领域改革方案中将传染病治理等重大公共卫生服务的事权划归中央具有科学性和有效性。同时，财政分权的间接效应也显著为正，证明了中央政府对于传染病在本地区的支出责任产生了显著的正向空间外部性，使得邻近地区得益于该外部性传染病的致死危害有所下降。

表 8.6 财政分权对传染病死亡率影响的效应分解：直接、间接和总效应

解释变量	空间权重矩阵 W1			空间权重矩阵 W2		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnfed	1.000 (0.656)	5.895* (3.158)	6.895** (3.152)	0.625 (0.646)	2.500* (1.298)	3.125** (1.479)
lnagdp	-0.133 (0.212)	3.562*** (1.169)	3.429*** (1.189)	-0.209 (0.204)	-0.753* (0.401)	-0.962** (0.455)
lnmedex	-0.580*** (0.142)	-1.642** (0.789)	-2.222*** (0.812)	-0.435*** (0.152)	-0.536 (0.343)	-0.101 (0.405)
lneduex	-0.197 (0.206)	-0.476 (1.061)	-0.673 (1.071)	0.098 (0.214)	-1.283*** (0.491)	-1.186** (0.525)
lnbed	0.828*** (0.268)	-0.899 (1.364)	-0.072 (1.351)	1.243*** (0.229)	-0.469 (0.469)	0.774 (0.542)
lndensity	1.401* (0.759)	-4.316 (3.196)	-2.914 (2.919)	2.168*** (0.755)	6.333*** (1.944)	8.501*** (2.363)
topen	2.171*** (0.361)	3.328** (1.688)	5.498*** (1.706)	2.325*** (0.360)	3.018*** (0.824)	5.343*** (0.924)
indus	-0.167 (0.669)	10.666** (4.605)	10.499** (4.836)	-0.440 (0.627)	-0.049 (1.552)	-0.489 (1.716)
immigrant	-1.922*** (0.437)	-1.288 (2.028)	-3.210 (2.072)	-1.032** (0.436)	-0.164 (0.755)	-1.197 (0.861)
lntrans	-0.021 (0.138)	-0.487 (0.802)	-0.508 (0.798)	-0.011 (0.144)	-0.077 (0.270)	-0.088 (0.321)
lntemp	0.894*** (0.293)	-4.593*** (1.247)	-3.699*** (1.168)	0.171 (0.270)	-0.504 (0.507)	-0.334 (0.626)
lnrainfall	0.096 (0.065)	-0.405* (0.235)	-0.309 (0.221)	0.055 (0.064)	-0.042 (0.121)	0.013 (0.143)

另外，本文继续通过加入财政分权与人均财政医疗支出交互项构造空间杜宾模型得到效应分解的方法求证财政分权中中央支出责任增加对于传染病死亡率影响的传导路径。表 8.7 的结果显示，该交互项的总效应为正，表明财政分权的增强造成了传染病死亡率的上升，从而反证得到了财政分权的削弱会降低地方传染病的死亡率，即中央政府对于传染病支出责任的加强会通过增加地方人均财政医疗支出的方式改善传染病的致死情况，且这种中央治理事权的扩张对于周边地区传染病治理具有正向的溢出效应。

表 8.7 财政分权与人均财政医疗支出交互项对传染病发病率的影响：直接、间接和总效应

解释变量	空间权重矩阵 W1			空间权重矩阵 W2		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnfed × lnmedex	-0.937 (0.905)	2.767*** (0.914)	1.829** (0.874)	-0.129 (0.155)	0.547* (0.329)	0.417* (0.249)

8.4.5 财政分权对传染病治理影响的门限检验

为了验证传染病治理中中央和地方政府分别担负不同支出责任的合理性，探寻中央和地方政府传染病治理事权的边界，本节参考储德银等(2015)和杜彤伟等(2019)的研究，引入门限回归模型考察财政分权对传染病治理影响的非线性因素，并自动识别确定门限值，为证明上文的假说提供进一步的证据。此处我们在方程(8.11)的设定基础上，依据 Caner & Hansen(2004)的做法建立面板门限回归模型如下：

$$epidemic_{it} = \alpha' + \pi_1 fd_{it} I(fd_{it} \leq q_1) + \pi_2 fd_{it} I(q_1 < fd_{it} \leq q_2) + \dots + \pi_n fd_{it} I(fd_{it} > q_n) + \gamma X_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it}, \quad (8.15)$$

其中， $I(\cdot)$ 为门限示性函数，该模型将财政分权 fd 设置为门限变量， q_n 为门限值，以反映不同的财政分权程度对于传染病治理的不同效果， τ_i 为个体固定效应，其余控制变量与基准模型相同。表 8.8 展示了门限效应的检验，结果显示单一门槛效应显著，而双重门槛效应没有通过显著性检验，这表明在本模型中有且仅有 1 个门限值。

表 8.8 以财政分权为门限变量的门限显著性检验和门限估计

被解释变量	门槛数	F 值	P 值	门限估计值	95%置信区间
lnmorbidity	单一门槛	17.243	0.083	0.507	[0.504,0.514]
	双重门槛	10.610	0.690		
lnmortality	单一门槛	19.902	0.013	0.305	[0.275,0.777]
	双重门槛	9.401	0.553		

表 8.9 则展示了以财政支出分权指标为门槛变量，财政分权对传染病治理影响的门限回归结果。结果显示，无论是财政分权对于传染病发病率还是死亡率的影响都具有显著的单门限效应。具体来说，第一列结果表明，在财政支出分权指

标低于门限值的阶段，财政分权的系数不显著；在高于门限值的阶段，财政分权系数显著为负。该结果证明了假说二，在财政分权程度较高时，即地方政府承担更多的支出责任时，传染病的发病率显著降低；在财政分权程度较低时，即中央政府承担更多支出责任时，传染病的发病率变化不显著。由此得出，在传染病治理过程中，地方政府增强对于防控和传播阻隔事权的承担，有利于提高财政分权的传染病治理效率。第二列结果证明，当财政支出分权低于门限值时，财政分权系数不显著为负；当高于门限值时，系数显著为正。该结果证明了假说一，在高财政分权度的情况下，传染病死亡率显著增加，表明地方政府对于传染病治疗支出责任的承担起到了负面的效果；而当财政分权度低于门槛值，传染病死亡率则呈减少态势，表明中央政府加强对于传染病治疗支出责任的承担更为有效。

表 8.9 面板门限模型回归结果

被解释变量 门槛变量	In morbidity	In mortality
$\text{Infed}(fd_{it} \leq q)$	-0.376 (0.328)	-0.014 (0.549)
$\text{Infed}(fd_{it} > q)$	-1.149*** (0.347)	0.908*** (0.335)
控制变量	控制	控制

8.5 进一步分析

8.5.1 稳健性检验：更换财政分权度量指标

既有研究主要通过财政支出指标或财政收入指标构建衡量财政分权的代理变量，本文基准回归中选择了采用支出指标构建的财政支出分权(fed)，为了保证回归结果的稳健性，本节选取收入指标构建的财政收入分权(frd)进行检验，检验结果如表 8.10 所示。

从财政分权对传染病发病率的分解效应来看，其总效应显著为负，该结果与前文（表 8.4）一致。表明本地区财政分权度的提高，会同时降低本地区和周边地区的传染病发病传播，即将传染病防控责任划归地方政府是有效的，从而证明基准回归结果稳健。从财政分权对传染病死亡率的影响来看，其总效应显著为正，

表明本地区财政分权度的提高会推高传染病死亡率，即传染病治理责任的划归方不应是地方政府，而应是中央政府。该结果也印证了表 8.6 的回归结果，确保了前文实证结果的稳健性。

表 8.10 财政分权指标构建的稳健性检验

被解释变量	空间权重矩阵 W_1			空间权重矩阵 W_2		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
Inmobility	-0.199* (0.121)	-0.035 (0.921)	-0.235** (0.119)	-0.119* (0.071)	-0.063 (0.397)	-0.182** (0.086)
Immortality	0.483* (0.289)	1.204 (1.587)	1.688** (0.848)	-0.385 (0.373)	0.992** (0.466)	0.606* (0.365)

注：篇幅所限，只列出了财政分权对传染病发病率和死亡率影响的分解效应，回归过程和其他解释变量的分解效应省略，如需备索，下表同。

8.5.2 稳健性检验：更换空间权重矩阵设置

在空间计量实证研究中，空间权重矩阵的选取对于回归结果存在一定程度的影响。目前主流的空间权重矩阵构建主要基于地理距离和经济距离，本文在基准回归中选择了基于地理距离的空间权重矩阵 W_1 和 W_2 ，本节则选择基于经济距离的空间权重矩阵 W_3 以保证回归结果的稳健性。检验结果如表 8.11 所示，财政分权对于传染病发病率的直接效应和总效应显著为负，对于传染病死亡率的直接效应、间接效应和总效应则显著为正，与基准回归结果基本相符，进一步证明了传染病防控责任应当划归地方政府，治理支出责任应当划归中央政府，从而证明了本文结论的有效性。

表 8.11 空间权重矩阵选取的稳健性检验

被解释变量	空间权重矩阵 W_3		
	直接效应	间接效应	总效应
Inmobility	-1.308*** (0.387)	0.203 (0.326)	-1.105** (0.466)
Immortality	1.334** (0.687)	0.781* (0.454)	2.115*** (0.761)

8.5.3 异质性分析：传染病治理的地域差异

我国传染病发病和致死现象存在明显的南北方差异以及沿边沿海地区与内陆地区的差异（如图 8.1 所示），为了考察分析财政分权对于传染病南北方¹及沿边沿海与内陆地区²的不同影响，本节进行异质性分析，结果如表 8.12 所示。

就我国南北方地区划分来看，财政分权对于传染病发病和致死的影响存在明显的异质性。在传染病防控领域，无论是南方地区还是北方地区，两种空间权重矩阵设置前提下传染病发病率的总效应均显著为负，但北方地区的总效应估计系数绝对值皆大于南方地区。这表明我国地方政府的传染病防控政策效果具有一定差异，北方地区地方政府的传染病防控较之南方地区更为有效。在传染病治理领域，北方地区的传染病死亡率总效应显著，而南方地区不显著，证实了传染病治理过程中的区域差异，即中央政府对于传染病治理的财政支出责任在北方地区取得了良好的效果并产生了正向的外溢效应，而在南方地区这种效应不明显。究其异质性产生的根源，可能是由于我国北方地区以国有经济和集体经济为主，面对传染病冲击可以产生较强的政策执行力；而南方地区民营经济为主的经济结构决定了人口流动性和不确定性更大，防疫和治理的政策效应传导会受到阻滞，面对传染病危机的抗风险能力相对薄弱。

就我国沿边沿海与内陆的地区划分来看，财政分权对于传染病影响的异质性依然存在。具体来说，在传染病防控领域，财政分权对于传染病发病的影响呈现沿边沿海地区大于内陆地区的现状，这也证明了地方政府的行政防疫措施在沿边沿海地区更有效。同时，在传染病治理领域，中央政府的传染病支出责任兑现也在沿边沿海地区产生了更大的政策效应。造成这种异质性存在的原因可能是，较之内陆地区，沿边沿海地区的进出口活动和人口流动更为频繁，为传染病的发病传播提供了潜在条件，所以传染病防控和治理政策更为有效。

1 本文采用“秦岭-淮河”一线作为南北方地区分界线，北方地区包括北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、山西、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆，其他省份为南方地区。

2 沿边沿海地区主要包括黑龙江、吉林、辽宁、河北、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西、海南、云南、新疆、甘肃、内蒙古，其他省份为内陆地区。

表 8.12 传染病发病致死地区差异的异质性结果

	被解释变量	空间权重矩阵 W1			空间权重矩阵 W2		
		直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
北方地区	Inmobility	-0.392* (0.219)	-4.086*** (0.853)	-4.477*** (0.861)	-0.419 (0.265)	-1.274*** (0.460)	-1.693*** (0.628)
	Inmortality	1.153*** (0.421)	3.379** (1.491)	4.532*** (1.502)	0.844* (0.457)	1.413* (0.806)	2.257** (1.097)
南方地区	Inmobility	-0.141 (0.183)	-3.572*** (0.773)	-3.714*** (0.803)	0.166 (0.215)	-1.228*** (0.409)	-1.062* (0.546)
	Inmortality	0.409 (0.356)	1.149 (1.321)	1.559 (1.389)	0.094 (0.374)	1.087 (0.737)	1.181 (0.982)
沿边沿海地区	Inmobility	0.075 (0.200)	-3.252*** (1.003)	-3.176*** (1.065)	-0.311 (0.204)	-1.217*** (0.389)	-1.528*** (0.455)
	Inmortality	-1.168*** (0.374)	5.569*** (1.991)	4.402** (2.123)	1.661*** (0.352)	1.104 (0.739)	2.765*** (0.879)
内陆地区	Inmobility	0.339* (0.191)	-2.637*** (0.844)	-2.299*** (0.912)	-0.644*** (0.186)	-0.705** (0.340)	-1.349*** (0.402)
	Inmortality	-0.732** (0.359)	4.751*** (1.636)	4.019** (1.774)	1.104*** (0.323)	0.227 (0.645)	1.331* (0.773)

8.5.4 异质性分析：传染病治理的病种差异

鉴于不同传染病种类对于财政分权的敏感性不同，本节基于病种差异¹进行相应的异质性分析。在实证操作中，为了具体控制医保报销和个人支付对于相应传染病发病致死的影响，本节在回归中引入了控制变量 *insurance* 和 *personmed*。其中，*insurance* 代表该传染病是否纳入当地医保，若纳入医保则为 1，否则为 0；*personmed* 则代表居民个人医疗保健消费金额数²，分析结果如表 8.13 所示。首先，就传染病发病率而言，财政分权对于三种传染病影响的总效应均显著为负，证明地方政府的防控政策对于不同种类传染病都具有较好的效果。其中，财政分权对于 H1N1 型流感的防控作用最强，乙肝次之，艾滋病最弱。产生这种异质性的原因可能在于，H1N1 型流感的发病传播时效短且最为依赖传播路径，地方政府的行政防控措施短期内往往在控制传染源和切断传播路径方面最为有效；而乙肝和

¹ 本文根据《中国卫生统计年鉴》的数据情况，分别选择乙肝、艾滋病和 H1N1 型流感三类具有代表性且病例统计较详细的病种进行异质性分析。其中，受限于统计原因，H1N1 型流感只有发病率数据。

² 数据来自中国城镇住户调查数据（Urban Household Survey, UHS）和中国农村住户调查数据（Rural Household Survey, RHS），指标 *personmed* 是根据各省区城乡人口比例进行加权平均而来。

艾滋病属于潜伏期长的慢性传染病，不利于政策效果实现。

其次，就传染病死亡率而言，财政分权对于三种传染病影响的间接效应和总效应均显著为正，说明中央政府传染病支出责任的增强不仅有利于乙肝和艾滋病的死亡率下降，而且会产生正向的外溢效应。目前，中央政府承担传染病治理的支付责任，可以发挥“集中力量办大事”的优势，整合全国的医疗资源快速有效的出台传染病的官方指导治疗方案并高效推广，这种模式的优势在乙肝和艾滋病的治理方面也收到了显著成效。其中，中央政府支付责任的加强对于乙肝死亡率的改善最有效，艾滋病次之。

表 8.13 传染病发病致死病种差异的异质性结果

	被解释变量	空间权重矩阵 W1			空间权重矩阵 W2		
		直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
乙肝	Inmobidity	-0.873 (0.652)	-4.203 (2.726)	-5.075* (2.934)	-1.176* (0.649)	-1.672 (1.202)	-2.848** (1.327)
	Inmortality	-0.014 (1.042)	14.326*** (4.588)	14.312*** (4.551)	0.369 (1.016)	11.581*** (2.900)	11.949*** (3.125)
艾滋病	Inmobidity	-0.354 (1.074)	-2.164* (1.132)	-2.518** (1.187)	0.655 (0.968)	-2.699* (1.388)	-2.044** (0.965)
	Inmortality	2.349** (1.056)	19.666** (7.826)	22.014*** (7.998)	1.619 (1.014)	4.317** (2.104)	5.936** (2.423)
H1N1 型 流感	Inmobidity	-4.161* (2.316)	-24.696** (10.627)	-28.856** (11.428)	-0.567 (6.555)	-15.694** (7.950)	-16.260** (7.576)

8.6 结论与政策建议

目前新冠肺炎疫情在全球肆虐，传染病治理问题更是成为了关系我国国计民生的重大问题。在这样的研究背景下，结合中国式财政分权特殊的财政体制，建立斯塔克伯格模型框架下的财政分权理论模型，进而选择传染病的发病和致死情况作为研究对象，采用空间计量经济学的研究范式，系统分析了财政分权对于传染病防控和治理的直接效应、间接效应和总效应，并进一步探讨中央和地方政府在传染病治理过程中的事权和支出责任划分问题及其划分边界。研究结果表明，财政分权对于传染病发病和致死的影响具有显著的空间相关关系，财政分权会降低本地区的传染病发病率，并拉低周边地区的传染病发病率；反之，财政分权会

促使本地区的传染病死亡率上升，且该影响会负向溢出到周边地区。综合分析财政分权的传染病治理效应可知，财政分权对于传染病发病率的总效应显著为负，对于传染病死亡率的总效应显著为正。异质性分析的结果显示，财政分权对于北方地区、沿边沿海地区及乙肝、艾滋病等慢性传染病的治理效果更好。

根据本文的研究结论，本文得出以下政策建议：

(1) 地方政府应树立重视居民健康和传染病治理的理政意识，并把其作为地方政府政绩评判和官员评分考核的一项重要内容，使得“健康中国”战略能够得到合理贯彻。(2) 充分发挥中央政府“集中力量办大事”的优势，集中全国优质医疗资源进行传染病疫苗的研发和生产，集中全国优秀医疗团队进行传染病治疗方案的研究和推广。相关传染病治疗的支出责任由中央政府承担，实现降低传染病死亡率的政策目标。(3) 充分发挥地方政府了解当地居民偏好和需求的信息优势，根据不同地区的特点制定相应的防疫政策和疫情管理条例，控制传染病传染源并切断传播途径。传染病防控和传播阻隔的行政事权由地方政府承担，尽最大可能降低传染病发病率。(4) 从源头重视传染病治理工作，在传染病防控治理的关键期适当停产停工，绝不以牺牲人民群众健康为代价换取一时的经济增长；鼓励社会各界和媒体监督传染病治理施政过程，杜绝地方政府可能的瞒报漏报，混淆视听。

第9章 结论与政策建议

9.1 研究结论

基于风险行为冲击的视角，本文分析了财政政策的健康效应。首先，本文厘清了相关基本概念、回归了经典健康理论模型，在此基础上构建了理论模型；理论模型分为个人效用和多部门模型两方面：其中，个人效用模型模拟了风险行为选择下个人效用最大化函数的变化，分析了风险行为对于个人效用的影响；多部门模型则在个人效用的基础上引入企业利润最大化模型和政府财政政策选择，在市场出清和增长率稳态的情况下，多部门模型的均衡解证明了财政政策对于抑制风险行为对于公共健康和经济增长的负向冲击具有有效的政策作用。其次，基于上述理论模型的结论，本文选择吸烟行为和饮酒行为两类主要的健康风险行为，采取实证研究和成本收益分析的方法测算和评估了财政政策在面对风险行为冲击时的潜在政策收益，证明控烟抑酒类的财政政策可以带来个人层面和社会层面的双重收益。最后，本文从财政支出、税制改革和财政分权三类主流财政政策入手，直接评估了风险行为冲击下的财政政策健康效应。结果显示，面对艾滋病传播、自杀行为和传染病爆发三类风险行为，财政支出、税制改革和财政分权等财政政策具有显著的政策效果，对于抑制风险行为的负面冲击具有有益的作用。基于以上三类财政政策评估，也可以有效的证明面对风险行为的危害，财政政策确实具有明显的政策效果。

9.1.1 理论研究主要结论

为了探究风险行为对于居民个人和社会经济发展的综合影响，并分析财政政策作为一种被广泛应用的宏观调控政策，对于风险行为冲击下的公共健康的维护作用，本文建立了两套相关的理论模型，并进行合理的推导，得出了相应的结论。

首先，基于 Grossman 的健康需求函数，本文以居民个人的效用函数为目标函数，探究风险行为选择背景下居民个人的跨期效用变化情况，并以资本存量 and 健康存量作为限制条件；同时，将风险行为分为成瘾性风险行为和传染性风险行

为分别纳入健康资本的折旧。在此基础上进行以动态最优作为准则对相关的汉密尔顿方程进行求解。结果显示，无论是传染性风险行为还是成瘾性风险行为，都会对健康边际产出的收益产生负向的影响；从理论模型层面证明了健康风险行为确实会对居民的总效应产生负向影响并推导出了这种影响的弹性系数，为后文的实证分析和政策建议提供了理论依据。

其次，在个人模型的基础上本文继续引入多部门决策模型，希望构建风险行为、经济增长和财政政策之间的宏观模型，模拟以经济增长为目标的多部门在面临健康风险行为冲击时的选择。该模型引入了家庭个人部门的效用函数、企业部门的利润最大化函数和政府部门的预算平衡函数，探究了个人效用最大化、企业利润最大化、经济增长稳态状况和市场出清情况下的均衡解。模型推导结论显示，风险行为对于公共健康水平的负向影响被理论模型推导结论所证实；同时，诸如教育和医疗卫生方面的财政支出对于改善居民公共健康水平具有显著效果，特别是关于风险行为的专项转移支付更是具有直接的作用。因而，在多部门决策模型中，面对风险行为的冲击，采取适当的财政政策对于抑制风险行为危害，提升公共健康水平具有正向的影响。该理论模型证明了财政政策在面对健康风险行为冲击时的有效性，也为后文章节的实证研究部分奠定了理论基础。

9.1.2 实证研究主要结论

本文的实证研究主要分类两大类：其一，选择风险行为中较为常见的吸烟行为和饮酒行为进行分析，评估吸烟行为和饮酒行为带来的健康危害，并在健康危害弹性系数估计的基础上进行财政政策的潜在收益核算，即通过个人损失和社会损失的成本收益核算统计评估风险行为的个人成本和社会成本，而风险行为的成本也就是财政政策的潜在收益。其二，具体评估风险行为冲击下财政政策的健康效应，主要通过选择财政支出、税制改革和财政分权三类财政政策冲击，评估了艾滋病传播、自杀行为和传染病爆发背景下的财政政策健康效应。综上所述，所得的结论也主要分为以下两方面。

1. 财政政策的潜在收益评估

在评估控烟政策的潜在收益部分，本文估计了烟草制品对中国居民健康造成的健康损失和经济损失。本文不仅建立了理性经济人的吸烟决策模型，而且基于

333 个地级市 2011-2014 年的面板数据，构建了实证方程来检验我国烟草消费行为导致肺癌的健康损失效应。在控制了外生的污染水平以及内生性问题之后，本研究还进行了各类敏感性检验，发现吸烟显著地降低公民健康水平这一结果是稳健的。一般来说，卷烟销售数量每增加 1%，肺癌死亡人数将增加 0.247 万人，新发肺癌人数将增加 0.309 万人，肿瘤科门急诊人次数会增加 8.322 万人。长期以来，由于烟草行业的特殊性，烟草行业的相关政策往往主要以经济效益为出发点和侧重点，却忽视了对于公共健康的影响。随着近年来公共健康问题越来越成为社会重要话题，中央政府多次上调烟草税以抑制烟草消费，各地方政府的控烟政策（例如公共场所禁止吸烟）也相继出台，对于烟草销售及烟草消费和公共健康关系的实证考察也可以为烟草税征管的力度加强和地方控烟政策的收紧实施提供理论依据和数据支撑，从而响应我国“健康中国”政策的核心精神和世界卫生组织《烟草控制框架公约》的履约责任。

在评估控酒财政政策的潜在收益部分，基于中国居民死因监测集与所对应的县区家户调查匹配的数据，本文采用交通事故数作为饮酒消费量的工具变量，选择两阶段最小二乘法，实证检验了饮酒行为对于居民健康风险的影响。研究发现，饮酒行为对于居民健康的负向影响较为显著。以工具变量基准回归为依据，年人均酒类消费金额每增加 1 元，心脑血管疾病死亡人数上升 10.48 人，癌症死亡人数上升 7.69 人。以死亡人群年龄、性别和地区、城乡类别为区分的异质性检验结果表明，男性和中老年人对于饮酒行为造成的危害更敏感，饮酒致病死亡的概率更高；而北方地区和农村地区的人群受饮酒行为的危害更大。这可能与男性和中老年人其自身心脑血管疾病和肿瘤疾病的发病概率高，北方地区饮酒文化盛行、饮酒量偏高和农村地区经济发展水平和医疗服务供给能力较差，应对饮酒行为造成的健康风险能力不足有关。而关于饮酒行为致病引发的健康成本核算结果显示，饮酒所致的生命损失、医疗花费和潜在社会劳动力损失成本超过 2200 亿元，为饮酒行为的健康效应提供了来自中国的实证证据。

2. 财政政策的健康效应评估

首先，本文评估了财政支出抑制艾滋病传播的健康效应。基于全国 31 个省份横跨 25 年的面板数据，本文研究了艾滋病死亡和伤残调整寿命年的空间分布，并

采用考虑面板固定效应的最小二乘法解决医疗财政支出的内生性问题，本文试图用实证数据检验公共部门医疗财政支出对于公众健康的影响。本文发现，虽然在过去的25年里艾滋病死亡数迅速上升，但是HIV仍然集中在广东和云南等省份。这些省份通常都有很高的吸毒率和危险性行为。幸运的是实证分析结果表明，艾滋病的流行并没有蔓延到邻近省份。通过对于艾滋病这一具有显著特点的传染类疾病的数据分析，我们发现医疗财政支出对于公众健康水平有着显著的提高作用。一般来说，人均医疗财政支出量每增加1%，艾滋病致死死亡数将降低0.12%，艾滋病致病伤残调整寿命年数减少0.15%。我们还进行了包括年龄、性别和致病因素在内的异质性回归分析，以探讨不同人口群体的艾滋病流行率与医疗财政支出之间的关系。我们发现公共干预对男性比女性更有效，而且相对于成年人，在年轻人中预防艾滋病的效果更好。应支持预防和治疗血液传播和性风险行为的公共卫生政策，而与吸毒有关的艾滋病毒几乎不受公共卫生政策的影响。本研究为我国实施艾滋病干预措施提供了依据。2015年，如果政府再投入5200万元，那么艾滋病防治工作就可获得14.4亿元以上的净收益。一些针对艾滋病的具体且有针对性的财政支出会产生更大的影响，这些政策包括预防母婴传播(PMTCT)、医疗补贴和免费治疗支持、提供避孕套以及对艾滋病患者的特别转移支付。因此，增加医疗财政支出可以降低艾滋病引起的死亡数和伤残调整寿命年数，改善我国的公共卫生状况。值得注意的是，HIV患者在感染后大约能活10年左右。因此，今后的研究应超越静态分析，考虑卫生政策对艾滋病预防的动态影响。

其次，本文以农业税改革为例评估了税制改革对于抑制中老年人自杀行为的政策效果。将取消农业税政策的分批分次推广视作一次准自然实验，基于中国居民死因监测数据集和各区县统计年鉴，本文采用渐进性双重差分法估计了取消农业税对于中老年人自杀行为选择的影响及其作用机制。研究发现，农业税的取消抑制了所在区县的中老年人自杀数量，而这种抑制作用主要通过增加农村居民福利水平和改善地方政府行为能力两方面的传导路径所实现。同时，取消农业税政策对中老年人自杀行为的影响也表现出一些异质性特征：首先，减免农业税对于中老年人自杀情况存在抑制作用，中部地区最明显，西部次之，东部最弱；其次，农村地区较之城市地区而言，自杀行为的变化对于农业税改革的反应更敏感；最

后,男性和65岁以上的老年人是税制改革健康效应的最大受益群体。进一步的分析也显示前两批农业税改革试点地区产生的中老年人自杀抑制作用要大于第三批地区。

最后,本文基于空间模型评估了财政分权对于传染病治理的影响。结合中国式财政分权特殊的财政体制,本文选择传染病的发病和致死情况作为研究对象,采用空间计量经济学的研究范式,系统分析了财政分权对于传染病防控和治理的直接效应、间接效应和总效应,并进一步探讨了中央政府和地方政府在传染病治理过程中的事权和支出责任划分问题。研究表明,财政分权对于传染病发病和致死的影响具有显著的空间相关关系,财政分权会降低本地区的传染病发病率,并拉低周边地区的传染病发病率;反之,财政分权会促使本地区的传染病死亡率上升,且该影响会负向溢出到周边地区。综合分析财政分权的传染病治理效应可知,财政分权对于传染病发病率的总效应显著为负,对于传染病死亡率的总效应显著为正。异质性分析的结果显示,财政分权对于北方地区、沿边沿海地区及乙肝、艾滋病等慢性传染病的治理效果更好。

9.2 政策建议

基于上文研究结论,本部分提出如下政策建议:

9.2.1 注重公共政策的健康效应

防控风险行为对于公共健康和经济增长的危害,需要建立一整套公共卫生防御体系,适当的公共政策设计和实施推广就显得尤为重要。首先,应当提高财政政策对于风险行为防控的支持力度,强化资金统筹,优化资金配置。例如,提高医疗卫生财政支出的规模,通过增加项目支出的方式增加关于风险行为的重大公共卫生服务项目的资金数量,并提高该项目支出资金使用的针对性和有效性。同时,扩大医疗卫生财政支出在基层的支出范围,提高基层地区的基本医疗卫生服务项目的覆盖面积和适用人群,做到风险行为防范资金的普惠性。其次,应该提高关于风险行为方面的科研和教育财政支出,加强科研支撑和教育服务。例如,开展一批关于风险行为靶向疾病的疑难重症等重大课题攻关,开展关于传染病学控制和传染病治理的科研攻关,对于类似国家科技重大专项和重点研发计划给予

合理的财政资金支持，从而使得风险行为的社会危害和个人危害降到最低。最后，从社会保障方面入手，对于风险行为既有形成的社会和个人健康危害进行有力和保障和合理的弥补。例如，在目前的医疗保险中加入风险行为险种，同时在社会商业保险中推出相应的保险服务，为已经深受风险行为危害的居民提供医疗卫生方面的保障。在社会保障方面筑起安全网和保护墙，在抑制潜在健康风险行为发生的同时，尽量减少现有健康风险行为受害者的危害程度，共同提高社会公共健康水平。

9.2.2 抑制风险行为上下游产业发展

风险行为对居民个人健康和社会公共健康水平造成了极大的危害，抑制健康风险行为的个人和社会危害就要从源头抓起。众所周知，健康风险行为的背后是较为庞大的上下游产业，其每年创造一定体量的产值并提供了一定的就业岗位，从风险行为附属商品的上下游企业下手，进行合理的政策调控，才能追根溯源，一定程度上切断风险行为的滋生链条，促进居民个人和社会公共健康水平的有效提升。

风险行为附属产品或服务的上游产业，多指风险行为附属商品或服务的生产环节。例如卷烟厂、酒厂、糖类及垃圾食品的生产厂商和毒品制造厂商，另外还包括为上述产业提供原材料的农户、个体养殖者和运输服务供给者等。为了抑制风险行为附属产品的上游产业发展，进而达到削减风险行为附属商品供给的目的，本文建议采取相应的财税政策进行宏观调控。首先，适当提高风险行为附属商品在生产和加工环节的税收，从供给端抬高该行业上游企业的生产成本，进而拉高居民个人选择风险行为附属产品的经济成本，从而达到调控风险行为附属商品消费量的作用。其次，加大对于风险行为附属商品健康替代品行业的财政支出和转移支付，鼓励发展相应的健康替代产业，改变居民的消费习惯，培养新型健康产业市场，从需求端分流健康风险附属商品的需求量。第三，加强行政执法力度，对于通过非法渠道产生危害的风险行为进行严厉打击。例如加大对于卖淫嫖娼、同性恋行为、吸毒贩毒行为的打击力度，从制度层面杜绝和斩断可能的风险行为危害渠道。

风险行为附属产品或服务的下游行业，多指风险行为附属商品或者服务的销

售环节。例如相应的广告投送、销售推广和网络宣传等。为了抑制风险行为的扩散及产生的不良危害，制度层面对于下游行业的限制势在必行。第一，应适当提高风险行为附属商品在销售环节的税率，通过增加销售方成本的方式降低其提供风险行为附属品售卖或供给渠道的积极性。第二，对于关于风险行为附属商品或服务的宣传广告和网络宣发采取管控措施。例如，对于香烟、酒类的广告进行严格的限制，对于糖类饮品、高糖食品的宣发进行一定的管控。从而降低风险行为附属产品和服务拓展市场的效率，从而降低社会大众对于该类风险行为的认识和热衷程度，达到抑制风险行为恶化的目的。第三，对于风险行为附属商品的进口进行严格的管控并适当增加关税，防止海外不良商品和信息对于我国居民健康的危害。例如对于名贵香烟和洋酒的进口提高相应的关税水平，在传染病疫情期间提高进口冷链商品的关税，对于自贸区建设过程里免税店和免税港区的开设中加入风险行为附属商品黑名单，禁止此类商品出现在免税店和免税港区。

9.2.3 宣传风险行为危害，弘扬健康生活方式

坚持贯彻“健康中国”战略，积极宣传健康风险行为的危害，提高大众对于风险行为的认知程度，弘扬健康的生活方式。首先，应该注重宣传引导，采取多种宣传形式，强化对于风险行为健康危害的舆论宣传，解决风险行为附属商品潜在危害可能存在的信息不对称问题；编制人民群众喜闻乐见的宣传广告和短视频，大量投放，有效引导居民了解和掌握必备的防范风险行为危害的健康知识，防范于未然。其次，利用已有的群众组织和社会团体，实现风险行为防控的全民参与和共建共享。强化跨部门协作，充分发挥政府部分、企业部门、居民个人和非营利组织等公益性团体的协作优势，鼓励和引导单位、公司、社区（村）、家庭和个人行动起来，形成政府积极主导、社会广泛动员、人人尽职尽责的良好居民，实现防控风险行为的全社会齐参与。最后，积极弘扬健康的生活方式，实施合理膳食行动、实施全民健身计划、推进心理健康促进活动，把人民群众的行为选择从风险行为转移到积极的健康行为上来，从而促进全民健康和公共健康水平的提升。

参考文献

- 班凯乐.中国烟草史[M].北京:北京大学出版社,2018.
- 陈柏峰.代际关系变动与老年人自杀——对湖北京山农村的实证研究[J].社会学研究,2009,24(04):157-176+245.
- 陈斌开,李银银.再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究[J].中国社会科学,2020(02),70-92+205-206.
- 陈家喜.地方官员政绩激励的制度分析[J].政治学研究,2018(03):72-80.
- 陈硕,陈婷.空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例[J].经济研究,2014,49(08):158-169+183.
- 陈素梅,何凌云.环境、健康与经济增长:最优能源税收入分配研究[J].经济研究,2017,52(04):120-134.
- 陈玉宇,行伟波.消费平滑、风险分担与完全保险——基于城镇家庭收支调查的实证研究[J].经济学(季刊),2007,6(01):253-272.
- 程令国,张晔,沈可.教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据[J].经济学(季刊),2015,14(01):305-330.
- 程名望,Jin Yanhong,盖庆恩,史清华.农村减贫:应该更关注教育还是健康?——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J].经济研究,2014,49(11):130-144.
- 储德银,韩一多,张同斌.财政分权、公共部门效率与医疗卫生服务供给[J].财经研究,2015,41(05):28-41+66.
- 储德银,邵娇,迟淑娴.财政体制失衡抑制了地方政府税收努力吗?[J].经济研究,2019,54(10):41-56.
- 丁从明,董诗涵,杨悦瑶.南稻北麦、家庭分工与女性社会地位[J].世界经济,2020,43(07):3-25.
- 杜彤伟,张屹山,杨成荣.财政纵向失衡、转移支付与地方财政可持续性[J].财贸经济,2019,(11):5-19.
- 封进,李珍珍.中国农村医疗保障制度的补偿模式研究[J].经济研究,2009,44(04):103-115.
- 封进,余央央.中国农村的收入差距与健康[J].经济研究,2007(01):79-88.
- 高梦滔,甘立,徐立新,姚洋.健康风险冲击下的农户收入能力与村级民主[J].中国人

- 口科学,2006(01):21-32+95.
- 郭峰,熊瑞祥.地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J].
经济学(季刊),2018,17(01):221-246.
- 郭庆旺,贾俊雪.财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模[J].经济研究,2010,45(11):59-72.
- 何兴强,史卫.健康风险与城镇居民家庭消费[J].经济研究,2014,49(05):34-48.
- 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.
- 黄韻宇,刘桦,陈文,熊先军.医保结算方式对我国城镇地区基本医疗保险恶性肿瘤
参保患者治疗费用的影响分析[J].中国卫生经济,2011,30(10):38-40.
- 景军,张杰,吴学雅.中国城市老人自杀问题分析[J].人口研究,2011,35(03):84-96.
- 李成威.以政策组合构建的确定性对冲疫情冲击——疫情对财政经济冲击影响以
及财政政策如何积极作为视频会观点综述[J].财政研究,2020(4):3-8.
- 李华,俞卫.政府卫生支出对中国农村居民健康的影响[J].中国社会科学,2013(10):41-60+205.
- 林坚,孟伟,黄韻宇,陈文,熊先军.城镇恶性肿瘤参保患者住院医疗费用分析[J].中国
医疗保险,2011(04):32-34.
- 刘国恩,William H.Dow,傅正泓,John Akin.中国的健康人力资本与收入增长[J].经济
学(季刊),2004(04):101-118.
- 刘利利、刘宏.房价与城镇居民健康[J].财经研究,2020,46(01):79-95.
- 罗长林.合作、竞争与推诿——中央、省级和地方间财政事权配置研究[J].经济研
究,2018(11):32-48.
- 盘宇章.财政分权改革对公共医疗供给影响的经验研究——基于省级面板数据[J].
卫生经济研究,2010(12):15-18.
- 彭冲,汤二子.财政分权下地方政府卫生支出的竞争行为研究[J].财经研
究,2018,44(06):94-108.
- 彭浩然,吴木奎,孟醒.中国财政分权对健康的影响[J].财贸经济,2013(11):33-44.
- 齐良书,李子奈.与收入相关的健康和医疗服务利用流动性[J].经济研
究,2011,46(09):83-95.
- 秦雪征,刘阳阳,李力行.生命的价值及其地区差异:基于全国人口抽样调查的估计
[J].中国工业经济,2010(10):33-43.

- 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究, 2017, 52(05): 44-59.
- 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.
- 谭斌, 张晓慧, 李迎丽, 王忠菊. 2016年重庆市渝北区心脑血管疾病监测及潜在寿命损失分析[J]. 现代预防医学, 2017, 44(19): 3535-3538+3541.
- 王弟海. 健康人力资本、经济增长和贫困陷阱[J]. 经济研究, 2012, 47(06): 143-155.
- 王芳, 陈硕, 王瑾. 农业税减免、农业发展与地方政府行为——县级证据[J]. 金融研究, 2018(04): 104-120.
- 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.
- 王俊, 龚强, 王威. “老龄健康”的经济学研究[J]. 经济研究, 2012, 47(01): 134-150.
- 汪伟, 艾春荣, 曹晖. 税费改革对农村居民消费的影响研究[J]. 管理世界, 2013(01): 89-100.
- 王翌秋, 张兵. 农村居民就诊单位选择影响因素的实证分析[J]. 中国农村经济, 2009(02): 77-85.
- 王引, 尹志超. 健康人力资本积累与农民收入增长[J]. 中国农村经济, 2009(12): 24-31+66.
- 王媛媛, 毕玉, 王在翔, 宋棠, 郭晓雷, 付振涛, 吴炳义. 山东省肺癌患者生存分析[J]. 中国卫生统计, 2018, 35(01): 111-113+116.
- 魏众. 健康对非农就业及其工资决定的影响[J]. 经济研究, 2004(02): 64-74.
- 温煦, 何平, 郑晓瑛. 健康经济学的发展与挑战[J]. 中国卫生经济, 2017, 36(07): 5-8.
- 温忠麟、叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05): 731-745.
- 解垚. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究[J]. 经济研究, 2009, 44(02): 92-105.
- 谢立中. 当代中国的自杀率: 话语之争的一个案例[J]. 中国社会科学, 2015(07): 149-164+208.
- 颜廷健. 社会转型期老年人自杀现象研究[J]. 人口研究, 2003(05): 73-78.
- 阎萍. 我国老年人的求医行为分析[J]. 人口与发展, 2008(06): 92-98+85.
- 杨华, 欧阳静. 阶层分化、代际剥削与农村老年人自杀——对近年中部地区农村老年人自杀现象的分析[J]. 管理世界, 2013(05): 47-63+75.

- 杨练,毛正中,饶克勤.我国 2008 年归因于吸烟的疾病经济负担研究[J].中国卫生经济,2010,29(07):75-78.
- 于保荣,冯映雪,江陈庆,戴翔,许海燕,王振华.肿瘤疾病经济负担与健康保险政策研究[J].卫生经济研究,2018(04):14-16.
- 俞乔,杜修立,赵昌文,林一心,高先海.有限医疗资源在全病种范围配置的有效性分析[J].中国社会科学,2013(10):61-85+205-206.
- 余显财,朱美聪.财政分权与地方医疗供给水平——基于 1997-2011 年省级面板数据的分析[J].财经研究, 2015(9):42-52.
- 张车伟.营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据[J].经济研究,2003(01):3-12+92.
- 张广科,黄瑞芹.新型农村合作医疗制度目标及其实现路径——基于西部五省一线调研数据的实证分析[J].中国人口科学,2010(04):77-86+112.
- 张国胜,陈瑛,徐琛,陈明明.生命价值、职业伤害成本低估与安全事故[J].经济研究,2018,53(09):182-198.
- 张杰,景军,吴学雅,孙薇薇,王存同.中国自杀率下降趋势的社会学分析[J].中国社会科学,2011(05):97-113+221.
- 赵忠.我国农村人口的健康状况及影响因素[J].管理世界,2006(03):78-85.
- 赵忠,侯振刚.我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据[J].经济研究,2005(10):79-90.
- 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究,2004(6):33-40.
- 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):36-50.
- Acemoglu, D., Johnson, S. and J. Robinson. 2001. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, 91:1369-1401.
- Aday, L.A. and R. Andersen.1974. A Framework for the Study of Access to Medical Care. *Health Service Research*, (9):208-220.
- Adda, J. and F. Cornaglia. 2006. Taxes, Cigarette Consumption, and Smoking Intensity. *American Economic Review*, 96(4):1013-1028.
- Aghion, P. and J. Tirole.1997. Formal and Real Authority in Organizations. *Journal of Political Economy*, 105(1): 1-29.

- Agrawal, A. and J. Ribot. 1999. Accountability in Decentralization: A Framework with South Asian and West African Cases. *Journal of Developing Areas*, 33(4):473-502.
- Ahmed R. et al. 2007. Protective Immunity and Susceptibility to Infectious Diseases: Lessons from the 1918 Influenza Pandemic. *Nature Immunology*, 8(11):1188-1193
- Aldy, J.E. and W.K. Viscusi. 2004. Age Variations in Workers' Value of Statistical Life. NBER Working Paper, No. W10199.
- Allen, N.E., Beral, V., Casabonne, D. et al. 2009. Moderate Alcohol Intake and Cancer Incidence in Women. *Journal of the National Cancer Institute*, 101(5):296-305.
- Almond D. 2006. Is the 1918 Influenza Pandemic Over? Long-term Effects of in Utero Influenza Exposure in the Post-1940 U.S. Population. *Journal of Political Economy*, 114(4):672-712.
- Almond D. and J. Currie. 2011. Killing me Softly: The Fetal Origins Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 25(3):153-172.
- Almond D. and B. Mazumder. 2005. The 1918 Influenza Pandemic and Subsequent Health Outcomes: An Analysis of SIPP Data. *American Economic Review*, 95(2):258-262.
- Amano, R.A. and T.S. Wirjanto. 1997. Intratemporal Substitution and Government Spending. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4): 605-609.
- Ambrus A. et al. 2020. Loss in the Time of Cholera: Long-run Impact of a Disease Epidemic on the Urban Landscape. *American Economic Review*, 110(2):475-525.
- Anderson, S. and G. Genicot. 2015. Suicide and Property Rights in India. *Journal of Development Economics*, 114:64-78.
- Arrow, J.K. 1963. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *American Economic Review*, 53: 941-973.
- Arrow, J.K., Bernheim, B.D., Feldstein, M.S., Mcfadden, D.L., Poterba, J.M., and R.M. Solow. 2011. 100 Years of the American Economic Review: The Top 20 Articles. *American Economic Review*, 101:1-8.
- Asfaw, A., Frohberg, K., James, K.S. and J. Jutting. 2007. Fiscal Decentralization and Health Outcomes: Empirical Evidence from Rural India. *Journal of Developing Areas*, 4(1):17-35.
- Atkeson A. 2020. What will be the Economic Impact of COVID-19 in the US? Rough

- Estimates of Disease Scenarios. NBER Working Paper 26867.
- Auld, M.2005. Smoking, Drinking, and Income. *Journal of Human Resources*, 40(2):505-518.
- Babizhayev, M., and Y. Yegorov. 2011.Smoking and Health: Association between Telomere Length and Factors Impacting on Human Disease, Quality of Life and Life Span in a Large Population-based Cohort under the Effect of Smoking Duration. *Fundamental & Clinical Pharmacology*, 25(4):425-442.
- Bagnardi, V., Rota, M., Botteri, E.et al.2015.Alcohol Consumption and Site-specific Cancer Risk: A Comprehensive Dose–response Meta-analysis. *British Journal of Cancer*, 112(3):580-593.
- Balestra, S.2018.Gun Prevalence and Suicide. *Journal of Health Economics*, 61:163-177.
- Bardhan, P. and D. Mookherjee. 2005.Decentralizing Antipoverty Program Delivery in Developing Countries. *Journal of Public Economics*, 89(4):675-704.
- Barro, R.J. 1981.Output Effects of Government Purchases. *Journal of Political Economy*, 89(6):1086-1121.
- Barro R. J. et al. 2020.The Coronavirus and the Great Influenza Pandemic: Lessons from the "Spanish Flu" for the Coronavirus's Potential Effects on Mortality and Economic Activity. NBER Working Paper No. 26866.
- Baum-Baicker, C.1985.The Psychological Benefits of Moderate Alcohol Consumption: A Review of the Literature. *Drug and Alcohol Dependence*, 15(4):305-322.
- Beck, T., Levine R. and A. Levkov.2010. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *Journal of Finance*, 65(5):1637-1667.
- Becker, G.S. Human Capital[M]. Illinois: University of Chicago Press, 1964.
- Becker, G.S. and K. Murphy. 1988. A Theory of Rational Addiction. *Journal of Political Economy*,96(4):675-700.
- Beck, G.S. and N. Tomes. 1986. Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4:1-39.
- Becker, G., Grossman, M. and K. Murphy. 1994.An Empirical Analysis of Cigarette Addiction. *American Economic Review*, 84(3):396-418.
- Berkowitz, M., Fenn, P. and J. Lambrinos. 1983.The Optimal Stock of Health with Endogenous Wages: Application to Partial Disability Compensation. *Journal of*

- Health Economics, 2(2):139-147.
- Besley, T. and R. Burgess. 2002. The Political Economy of Government Responsiveness: Theory and Evidence from India. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1415-1451.
- Bhat R. and S. Saha. 2005. Financing Issues in Providing Anti-Retroviral Drugs for HIV/AIDS Treatment in India. *Economic and Political Weekly*, 40(16):1640-1646.
- Bishop, J., Liu H., and Q. Meng. 2006. Are Chinese Smokers Sensitive to Price? *China Economic Review*, 18(2):113-121.
- Blanchard, O.J. and A. Shleifer. 2001. Federalism with and without Political Centralization: China Versus Russia. *IMF Staff Papers*, 48(4):171-179.
- Blankenau, W., Simpson, N. and M. Tomljanovich. 2007. Public Education Expenditures, Taxation, and Growth: Linking Data to Theory. *American Economic Review*, 97(2):353-397.
- Böckerman, P., Hyytinen, A. and J. Kaprio. 2015. Smoking and Long-term Labour Market Outcomes. *Tobacco control*, 24(4):348-353.
- Bognanni, M., Hanley, D., Kolliner, D. and K. Mitman. 2020. Economic Activity and COVID-19 Transmission: Evidence from an Estimated Economic-Epidemiological Model. *IZA Discussion Papers*, No.759482.
- Bossert, Y.J. and J.C. Beauvais. 2002. Decentralization of Health Systems in Ghana, Zambia, Uganda and the Philippines: A Comparative Analysis of Decision Space. *Health Policy and Planning*, 17(1):14-31.
- Brainerd E. and M.V. Siegler. 2003. The Economic Effects of the 1918 Influenza Epidemic. *CEPR Discussion Papers* 3791.
- Burnam, M.A., Wells, K.B., Leake B. and J. Landsverk. 1988. Development of a Brief Screening Instrument for Detecting Depressive Disorders. *Medical Care*, 26(8):775-789.
- Callison, K. and R. Kaestner. 2014. Do Higher Tobacco Taxes Reduce Adult Smoking? New Evidence of the Effect of Recent Cigarette Tax Increases on Adult Smoking. *Economic Inquiry*, 52(1):155-172.
- Caner, M. and B. Hansen. 2004. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model. *Econometric Theory*, 20(4): 813-843.

- Carpenter, C.S.2005.Heavy Alcohol Use and the Commission of Nuisance Crime: Evidence from Underage Drunk Driving Laws. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 95(2):267-272.
- Carpenter, C. and P.J. Cook.2008. Cigarette Taxes and Youth Smoking: New Evidence from National, State, and Local Youth Risk Behavior Surveys. *Journal of Health Economics*, 27(2):287-299.
- Carrell, S.E., Hoekstra, M. and J.E. West. 2011. Does Drinking Impair College Performance? Evidence from a Regression Discontinuity Approach. *Journal of Public Economics*, 95(1-2):54-62.
- Cash, S.B., Sunding, D.L. and D. Zilberman. 2005. Fat Taxes and Thin Subsidies: Prices, Diet, and Health Outcomes. *Acta Agriculturae Scandinavica Section C: Food Economics*, 2:167-174.
- Cawley, J. and C. Ruhm. 2011.The Economics of Risky Health Behaviors. IZA Discussion Papers, No. 5728.
- Cawley, J., Frisvold, D., Hill, A. and D. Jones. 2019. The Impact of the Philadelphia Beverage Tax On Purchases and Consumption by Adults and Children. *Journal of Health Economics*, 67:102-225.
- Chetty, R., Looney, A. and K. Kroft. 2009. Salience and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review*, 99(4):1145-1177.
- Chen, L., Wang P. and Y. Yao. 2017. Smoking, Health Capital, and Longevity: Evaluation of Personalized Cessation Treatment in A Lifecycle Model with Heterogeneous. National Bureau of Economic Research Working Paper, No.23820.
- Chen, J., Choi Y., Mori K., Sawada Y. and S. Sugano.2012. Socio-Economic Studies on Suicide: A Survey.*Journal of Economic Surveys*, 26(2):271-306.
- Chen, S.X.2017.The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China. *Journal of Public Economics*,147:62-76.
- Chen, W., Zheng R., Baade P., Zhang S., Zeng H., Bray F., Jema A., Yu X. and J. He. 2016.Cancer Statistics in China, 2015. CA: A Cancer Journal for Clinicians, 66:115-132.
- Chen, Y. and W. Xing. 2011. Quantity, Quality, and Regional Price Variation of Cigarettes: Demand Analysis Based on a Household Survey in China. *China*

- Economic Review, 22(2):221-232.
- Chesney, E., Goodwin, G.M. and S. Fazel.2014. Risks of All-Cause and Suicide Mortality in Mental Disorders: A Meta-Review. *World Psychiatry*, 13(2):153-160.
- Chicoine, L. 2012.AIDS Mortality and its Effect on the Labor Market: Evidence from South Africa. *Journal of Development Economics*,98(2):256-269.
- Chinese Death Cause Monitoring Dataset [M]. China Science and Technology Press, 2016.
- Christelis, D. and A. Sanz-de-Galdeano. 2011.Smoking Persistence across Countries: A Panel Data Analysis. *Journal of Health Economics*, 30:1077-1093.
- Ciapponi, A., Bardach A., Glujovsky D., Arug P., Mazzoni A. and B. Linetzky. 2011. Systematic Review of the Link Between Tobacco and Poverty. World Health Organization, Institute for Clinical Effectiveness and Health Policy, Geneva, Switzerland.
- Collins, C. and A. Green. 1994.Decentralization and Primary Health Care: Some Negative Implications in Developing Countries. *International Journal of Health Services Planning Administration Evaluation*, 24(3):459-476.
- Colman, G., Grossman, M. and T. Joyce.2003. The Effect of Cigarette Excise Taxes On Smoking Before, During and After Pregnancy. *Journal of Health Economics*, 22(6): 1072.
- Conover, E. and D. Scrimgeour. 2013.Health Consequences of Easier Access to Alcohol: New Zealand Evidence. *Journal of Health Economics*, 32(3):570-585.
- Connor, J.2016.Alcohol Consumption as a Cause of Cancer. *Addiction*, 112(2):222-228.
- Cook, P.J. and C.P. Durrance. 2013. The Virtuous Tax: Lifesaving and Crime-Prevention Effects of the 1991 Federal Alcohol-Tax Increase. *Journal of Health Economics*, 32(1):261-267.
- Cook, P.J., Ostermann, J. and F.A. Sloan. 2005.The Net Effect of an Alcohol Tax Increase on Death Rates in Middle Age. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 95(2):278-281.
- Cook, P.J. and G. Tauchen. 1982. The Effect of Liquor Taxes On Heavy Drinking. *The Bell Journal of Economics*, 13(2):379-390.
- Corrigan, P., Glomm G., and F. Mendez. 2005.AIDS Crisis and Growth. *Journal of*

- Development Economics,77(1):107-124.
- Courtemanche, C., Tchernisa, R. and B. Ukertba.2018. The Effect of Smoking on Obesity: Evidence from a Randomized Trial. *Journal of Health Economics*, 57(1):31-44.
- Cremieux, P.Y., Meilleur M., Ouellette P., Petit P., Zelder M., and K. Potvin. 2005. Public and Private Pharmaceutical Spending as Determinants of Health Outcomes in Canada. *Health Economics*, 14(2):107-116.
- Cropper, M.L.1981.Measuring the Benefits from Reduced Morbidity. *American Economic Review*, 71(2):235-240.
- Cuddington, T.J.1993.Modeling the Macroeconomic Effects of AIDS, with an Application to Tanzania. *World Bank Economic Review* ,7(2):173-189.
- Cuddington, J.T. and J.D. Hancock.1994. Assessing the impact of AIDS on the growth path of the Malawian economy. *Journal of Development Economics* ,43(2):363-368.
- Cutler, D., and E. Glaeser. 2005. What Explains Differences in Smoking, Drinking, and Other Health-Related Behaviors. *American Economic Review*, 95(2):238-242.
- Cutler, D., Glaeser, E. and K. Norberg. 2001. Explaining the Rise in Youth Suicide. *National Bureau of Economic Research*,219-270.
- Cutler, D. and A. Lleras-Muney. 2010. Understanding Differences in Health Behaviors by Education. *Journal of Health Economics*, 29(1):1-28.
- Deaton, A. *The Analysis of Household Surveys: A Micro-Econometric Approach to Development Policy*[M]. Baltimore and London: The Johns Hopkins University Press, 1997.
- Decicca, P. and L. Mcleod. 2008. Cigarette Taxes and Older Adult Smoking: Evidence from Recent Large Tax Increases. *Journal of Health Economics*, 27(4):918-929.
- Dee, T.S.1999.State Alcohol Policies, Teen Drinking and Traffic Fatalities. *Journal of Public Economics*,72 (2):289-315.
- Dee, T.S. and N.W. Evans. 2001.Behavioral Policies and Teen Traffic Safety. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 91(2):91-96.
- Dharmasena, S. and O. Capps. 2012. Intended and Unintended Consequences of a Proposed National Tax on Sugar-sweetened Beverages to Combat the U.S. Obesity

- Problem. *Health Economics*, 21(6): 669-694.
- Dizon-Ross, R., Dupas, P. and J. Robinson. 2017. Governance and the Effectiveness of Public Health Subsidies: Evidence from Ghana, Kenya and Uganda. *Journal of Public Economics*, 156:150-169.
- Djemai, E. 2018. Roads and the Spread of HIV in Africa. *Journal of Health Economics*, 60:118-141.
- Djibuti, M., Rukhadze, N., Hotchkiss, D.R., Eisele, T.P. and E.A. Silvestre. 2007. Health Systems Barriers to Effective Use of Infectious Disease Surveillance Data in the Context of Decentralization in Georgia: A Qualitative Study. *Health Policy*, 83(2):323-331.
- Doherty, P.C. et al. 2006. Influenza and the Challenge for Immunology. *Nature Immunology*, 7(5):449-455.
- Durkheim, E. *Suicide: A Study in Sociology*[M]. New York: Free Press, 1951.
- Eggleston, K.N. and D. Steven. 2011. Quality Adjustment for Health Care Spending On Chronic Disease: Evidence from Diabetes Treatment. *American Economic Review*, 101(3): 206-211.
- Elhorst, J.P. 2010. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1):9-28.
- Evans, R.G. and G.L. Stoddart. 1990. Producing Health, Consuming Health Care. *Social Science & Medicine*, 31(12):1347-1363.
- Ferrara, L.E., Chong A., and S. Duryea. 2012. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, (4):1-31.
- Fertig, A.R. and T. Watson. 2009. Minimum Drinking Age Laws and Infant Health Outcomes. *Journal of Health Economics*, 28(3):737-747.
- Filmer, D. and L. Pritchett. 1999. The Impact of Public Spending on Health: Does Money Matter? *Social Science & Medicine*, 50(10):1517-1518.
- Fortson, J. 2011. Mortality Risk and Human Capital Investment: The Impact of HIV/AIDS in Sub-Saharan Africa. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1):1-15.
- French, M.T. and J.C. Maclean. 2006. Underage Alcohol Use, Delinquency, and Criminal Activity. *Health Economics*, 15(12):1261-1281.

- Gallup, J. L. and J.D. Sachs. 2001. The Economic Burden of Malaria. *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 64(1):85-96.
- Garaycochea, J.I., Crossan, G.P., Langevin, F. et al. 2018. Alcohol and Endogenous Aldehydes Damage Chromosomes and Mutate Stem Cells. *Nature*, 553(7687): 171-177.
- Gertler, P. and J. Gruber. 2002. Insuring Consumption Against Illness. *American Economic Review*, 92(1):51-70.
- Gertler, P., Locay, L. and W. Sanderson. 1987. Are User Fees Regressive? The Welfare Implications of Health Care Financing Proposals in Peru. *Journal of Econometrics*, 36(Supp): 67-88.
- Griswold, M.G., Fullman, N. and A. Renzaho. 2018. Alcohol Use and Burden for 195 Countries and Territories, 1990–2016: A Systematic Analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. *Lancet*, 392(10152):1015-1035.
- Grossman, M. 1972. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2):223-255.
- Grossman, M. 2006. Education and Nonmarket Outcomes. *Handbook of the Economics of Education*, 1(6):577–633.
- Grossman, M., Kaestner R. and S. Markowitz. 2004. Get High and Get Stupid: The Effect of Alcohol and Marijuana Use on Teen Sexual Behavior. *Review of Economics of the Household*, 2(4):413-441.
- Hai, W. et al. 2004. The Short-term Impact of SARS on the Chinese Economy. *Asian Economic Papers*, 3(1):57-61.
- Hamermesh, D.S. and N.M. Soss. 1974. An Economic Theory of Suicide. *Journal of Political Economy*, 82(1):83-98.
- Heeringa, K.V. 2003. The Neurobiology of Suicide and Suicidality. *Canadian Journal of Psychiatry*, 48(5):292.
- Heckman, J. 2012. The Developmental Original of Health. *Health Economics*, 21:24-29.
- Inoue-Choi, M., Hartge P., Liao L., Caporaso N., and N. Freedman. 2017. Association between Long-term Low-intensity Cigarette Smoking and Incidence of Smoking-related Cancer in the National Institutes of Health-AARP Cohort. *International Journal of Cancer*, 142:271-280.

- Jacobson, L.S., LaLonde, R.G. and G. Daniel. 1993. Sullivan Earnings Losses of Displaced Workers. *American Economic Review*, 83(4):685-709.
- Jimenez-Rubio, D., Smith, P.C. and E. Van Doorslaer. 2008. Equity in Health and Health Care in a Decentralized Context: Evidence from Canada. *Health Economics*, 17(3):377-392.
- Jimenez-Rubio, K. 2011. The Impact of Decentralization of Health Services On Health Outcomes: Evidence from Canada. *Applied Economics*, 43(26): 3907-3917.
- Johansson, P., Pekkarinen, T. and J. Verho. 2014. Cross-Border Health and Productivity Effects of Alcohol Policies. *Journal of Health Economics*, 36:125-136.
- Joksch, H.C. and R.K. Jones. 1993. Changes in the Drinking Age and Crime. *Journal of Criminal Justice*, 21(3):209-221.
- Jonung, L. and W. Roeger. 2006. The Macroeconomic Effects of a Pandemic in Europe: A Model-based Assessment”, *European Economy Economic Papers* ISSN 1725-3187.
- Karlsson, M. et al. 2014. The Impact of the 1918 Spanish Flu Epidemic on Economic Performance in Sweden. *Journal of Health Economics*, 36:1-19.
- Kelly, E. 2011. The Scourge of Asian Flu: In Utero Exposure to Pandemic Influenza and the Development of A cohort of British Children. *Journal of Human Resources*, 46(4):669-694.
- Keogh-Brown, M.R. et al. 2010. The Macroeconomic Impact of Pandemic Influenza: Estimates from Models of the United Kingdom, France, Belgium and The Netherlands. *European Journal of Health Economics* ,11(6):543-554.
- Keogh-Brown, M.R. and R.D. Smith. 2008. The Economic Impact of SARS: How does the Reality Match the Predictions. *Health Policy* ,88(1):110-120.
- Khaleghian, P. 2004. Decentralization and Public Services: The Case of Immunization. *Social Science & Medicine*, 59(1):163-183.
- Khuder, S.A. 2001. Effect of Cigarette Smoking on Major Histological Types of Lung Cancer: A Meta-analysis. *Lung Cancer*, 31:139-48.
- Kim C., Lee, A. and R. Hung. 2014. Exposure to Secondhand Tobacco Smoke and Lung Cancer by Histological Type: A Pooled Analysis of the International Lung Cancer Consortium (ILCCO). *International Journal of Cancer*, 135:1918-1930.

- Kitagawa, E. and P. Hauser. Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology[M]. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press,1973.
- Kunst, A. and J. Mackenbach.1994. The Size of Mortality Differences Associated with Educational Level in Nine Industrialized Countries. *American Journal of Public Health*, 84:932-937.
- Lai, T., Habicht, J., Reinap, M. et al.2007. Costs, Health Effects and Cost-Effectiveness of Alcohol and Tobacco Control Strategies in Estonia. *Health Policy*, 84(1):75-88.
- Lakdawalla, D., Sood N., and D. Goldman.2005. HIV Breakthroughs and Risky Sexual Behavior. *Quarterly Journal of Economics*,121(3):1063-1102.
- Lambright, W. and M. O'Gorman. 1992. New York State's Response to AIDS: Evolution of an Advocacy Agency. *Journal of Public Administration Research and Theory*,2(2): 175-198.
- Lang, E. and P. Nystedt. 2018.Blowing up Money? The Earnings Penalty of Smoking in the 1970s and the 21st Century. *Journal of Health Economics*, 60(1):39-52.
- Lee, L.F. and J.Yu. 2010. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 154(2):165-185.
- Lei, X., Sun X., Strauss J., Zhang P., and Y. Zhao. 2014. Depressive Symptoms and SES Among the Mid-Aged and Elderly in China: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study National Baseline", *Social Science & Medicine*, 120(11),224-232.
- Lesage, J. and R. Pace. Introduction to Spatial Econometrics[M]. CRC Press Taylor & Francis Group,2009.
- Levine, P.B., Gustafson T.A., and A.D. Velenchik. 1997. More Bad News for Smokers? The Effects of Cigarette Smoking on Wages. *Industrial and Labor Relations Review*, 50(3):493-509.
- Levy, L. and A. Herzog. 1974. Effects of Population Density and Crowding on Health and Social Adaptation in the Netherlands. *Journal of Health and Social Behavior*, 15(3):228-240.
- Li, N., Wang Z., Sun D., et al.2010. HIV among Plasma Donors and other High-risk Groups in Henan, China. *Journal of Acquired Immune Deficiency*

Syndromes,53(Suppl 1): S41-S47.

- Li, P., Lu Y. and J. Wang.2016. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 123(11):18-37.
- Lin, M. and E.M. Liu. 2014.Does in Utero Exposure to Illness Matter? The 1918 Influenza Epidemic in Taiwan as a Natural Experiment. *Journal of Health Economics*, 37:152-163.
- Liu, H., Rizzo J., Sun Q. and F. Wu.2015. How do Smokers Respond to Cigarette Taxes? Evidence from China's Cigarette Industry. *Health Economics*, 24:1314-1330.
- Liu, S., Wang Q., Nan L., et al.2013. The Changing Trends of HIV/AIDS in an Ethnic Minority Region of China: Modeling the Epidemic in Liangshan Prefecture, Sichuan Province. *Biomedical and Environmental Sciences*,26(7): 562-570.
- Lovenheim, M.F. and J. Slemrod. 2010. The Fatal Toll of Driving to Drink: The Effect of Minimum Legal Drinking Age Evasion on Traffic Fatalities. *Journal of Health Economics*, 29(1):62-77.
- Lubitz, J.2005. Health, Technology, and Medical Care Spending. *Health Affairs*, 24(6):55-81.
- Luca, D.L., Owens, E. and G. Sharma. 2015. Can Alcohol Prohibition Reduce Violence Against Women? *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 105(5):625-629.
- Ludwig, J., Marcotte D.E., and K. Norberg. 2009.Anti-depressants and Suicide. *Journal of Health Economics*, 28(3):659-676.
- Luo, F., Florence C.S., Quispe-Agnoli M., Ouyang L. and A.E. Crosby. 2011.Impact of Business Cycles on U.S. Suicide Rates, 1928–2007. *American Journal of Public Health*, 101(6):1139-1146.
- Macdonald, Z. and M.A. Shields. 2004. Does Problem Drinking Affect Employment? Evidence from England. *Health Economics*, 13(2):139-155.
- Mann, J.J., Wateraux, C., Haas, G.L. and K.M. Malone. 1999. Toward a Clinical Model of Suicidal Behavior in Psychiatric Patients. *American Journal of Psychiatry*, 156(2):181-189.
- Marinescu, I. 2014.HIV, Wages, and the Skill Premium. *Journal of Health*

Economics,37:181-197.

- Markowitz, S.2008.The Effectiveness of Cigarette Regulations in Reducing Cases of Sudden Infant Death Syndrome. *Journal of Health Economics*,27(1):106-133.
- Markowitz, S., Kaestner R. and M. Grossman.2005.An Investigation of the Effects of Alcohol Consumption and Alcohol Policies on Youth Risky Sexual Behaviors. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 95(2):263-266.
- Marmot, M.2005.Social Determinants of Health Inequalities.*Lancet*,365(9464):1099-1104.
- Marmot, M., Shipley, M. and G. Rose.1984. Inequalities in Death-Specific Explanations of a General Pattern. *Lancet*, 1(May (8384)):1003-1006.
- Mast, B.D. and B.L. Rasmussen. 1999. Beer Taxation and Alcohol-Related Traffic Fatalities. *Southern Economic Journal*, 66(2):214-249.
- Matthews, K., Shepherd, J. and V. Sivarajasinghan.2006. Violence-Related Injury and the Price of Beer in England and Wales. *Applied Economics*, 38:661-670.
- Mayer, S.E. and A. Sarin.2005. Some Mechanisms Linking Economic Inequality and Infant Mortality. *Social Science & Medicine*, 60(3):439-455.
- Mazzonna, F. and P. Salari. 2018.Can a Smoking Ban Save Your Heart. *Health Economics*, 24:1435-1449.
- McDonald, S. and J. Roberts.2006. AIDS and Economic Growth: A Human Capital Approach. *Journal of Development Economics*,80 (1): 228-250.
- McGinness, J.M. and W.H. Foege. 1993. Actual Causes of Death in the United States. *Journal of the American Medical Association*, 270(18):2207-12.
- McPherson, M.2005. Asset Preservation in African Agriculture in the Face of HIV/AIDS: The Role of Education. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(5):1298-1303.
- Meara, E., Richards, S., and D. Cutler.2008. The Gap Gets Bigger: Changes in Mortality and Life Expectancy, by Education, 1981-2000. *Health Affairs*, 27(2):350-360.
- Mills, A.1994.Desentralization and Accountability in the Health Sector from an International Perspective: What are the Choices. *Public Administration and Development*, 14(3):281-292.
- Mullahy, J. and J. Sindelar. 1996. Employment, Unemployment, and Problem Drinking.

- Journal of Health Economics, 15(4):409-434.
- Mullins, J.T. and C. White. 2019. Temperature and Mental Health: Evidence from the Spectrum of Mental Health Outcomes. *Journal of Health Economics*, 68(6):1-22.
- Munstard, C., Derksen, S., Berthelot, J., Roos L., and M. Wolfson. 1997. Age Specific Education and Income Gradient in Morbidity and Mortality in a Canadian Province. *Social Science and Medicine*, 45(3):383-397.
- Mushkin, S.J. 1962. Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70:129-157.
- Muurinen, J.M. 1982. Demand for Health: A Generalized Grossman Model. *Journal of Health Economics*, 1(1): 5-28.
- Mwabu, D., Ainsworth, M. and A. Nyamete. 1993. Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya: An Empirical Analysis. *Journal of Human Resources*, 28(4): 838-862.
- Myrskylä, M. et al. 2013. Early Life Exposure to the 1918 Influenza Pandemic and old-age Mortality by Cause of Death. *American Journal of Public Health*, 103(7):83-90.
- Neelsen, S. and T. Stratmann. 2012. Long-run Effects of Fetal Influenza Exposure: Evidence from Switzerland. *Social Science & Medicine*, 74(1):58-66.
- Nelson, R.E. 2010. Testing the Fetal Origins Hypothesis in a Developing Country: Evidence from the 1918 Influenza Pandemic. *Health Economics*, 19(10):1181-1192.
- Neramitpitakul, P., Lertpitakpong, C., Yothasamut, J. et al. 2009. Economic Impact On Health-Care Costs Related to Major Diseases Including HIV/AIDS Due to Alcohol Drinking Among Thai Populations. *Value in Health*, 12:97-100.
- Newell, J.N., Collins, C., Baral, S., Omar, M. and S. Pande. 2005. Decentralization and TB Control in Nepal: Understanding the Views of TB Control Staff. *Health Policy*, 73(2):212-227.
- Nicholson, K.G. et al. 2003. Influenza. *Lancet*, 362(9397):1733-1745.
- Nikolaou, D. 2017. Does Cyberbullying Impact Youth Suicidal Behaviors? *Journal of Health Economics*, 56:30-46.
- Nishijima, M., Sarti, F.M., Vodenska, I. and G. Zhang. 2019. Effects of Decentralization of Primary Health Care on Diabetes Mellitus in Brazil. *Public Health*, 166(1): 120-180.

- Noh, Y.H.2009.Does Unemployment Increase Suicide Rates? The OECD Panel Evidence. *Journal of Economic Psychology*, 30(4):575-582.
- Nordstroem, J. and L. Thunstroem.2009. The Impact of Tax Reforms Designed to Encourage Healthier Grain Consumption. *Journal of Health Economics*, 28(3): 622-634.
- Oates, W.E. *Fiscal Federalism*[M]. Harcourt Brace Jovanovich,1972.
- Oates, W.E.1999. An Essay On Fiscal Decentralization. *Journal of Economic Literature*, 37(3):1120-1149.
- Ogasawara, K. 2018.The Long-run Effects of Pandemic Influenza on the Development of Children from Elite Backgrounds: Evidence from Industrializing Japan. *Economics & Human Biology*, 31:125-137.
- Oster, E.2005.Sexually Transmitted Infections, Sexual Behavior, and the HIV/AIDS Epidemic. *The Quarterly Journal of Economics*,120(2):467-515.
- Oster, E.2012. HIV and Sexual Behavior Change: Why not Africa? *Journal of Health Economics*,31:35-49.
- Owusu-Edusei, K., Tao G., Gift T., et al.2014. Cost-effectiveness of Integrated Routine Offering of Prenatal HIV and Syphilis Screening in China. *Sexually Transmitted Diseases*,41(2):103-110.
- Phillips, K.A., Kerlikowske, K., Baker, L.C., Chang, S.W. and M.L. Brown.1998. Factors Associated with Women's Adherence to Mammography Screening Guidelines. *Health Services Research*, 33(1):29-53.
- Phillips, M.R., Yang G., Zhang Y., Wang L., Ji H. and M. Zhou. 2002. Risk Factors for Suicide in China: A National Case-control Psychological Autopsy Study. *Lancet*, 360(9347):1728-1736.
- Pongou, R., and R. Serrano.2013. Fidelity Networks and Long-Run Trends in HIV/AIDS Gender Gaps. *American Economic Review*,103(3): 298-302.
- Qiao, B., Martinez-Vazquez, J. and Y. Xu.2008.The Tradeoff Between Growth and Equity in Decentralization Policy: China's Experience. *Journal of Development Economics*, 86(1):112-128.
- Rassy, D. and R.D. Smith. 2013.The Economic Impact of H1N1 on Mexico's Tourist and Pork Sectors. *Health Economics*,22(7):824-834.

- Rayner, T. and J. Chetwynd. 2010. The Economic Cost of Alcohol-related Health Care in New Zealand. *British Journal of Addiction*, 82(1):59-66.
- Renna, F.2007.The Economic Cost of Teen Drinking: Late Graduation and Lowered Earnings. *Health Economics*, 16(4):407-419.
- Richard, S. A.et al. 2009.A Comparative Study of the 1918–1920 Influenza Pandemic in Japan, USA and UK: Mortality Impact and Implications for Pandemic Planning. *Epidemiology & Infection*, 137(5):1062-1072.
- Ritchie, J.R.B. et al.2010.Impacts of the World Recession and Economic Crisis on Tourism: North America. *Journal of Travel Research*, 49(1):5-15.
- Rich, C.L., Fowler R.C., Fogarty, L.A. and D. Young. 1988. San Diego Suicide Study III: Relationships between Diagnoses and Stressors. *Archives of General Psychiatry*, 45(6):589-592.
- Sadique, M.Z. et al. 2007.Precautionary Behavior in Response to Perceived Threat of Pandemic Influenza. *Emerging Infectious Diseases* ,13(9):1307-1313.
- Salomaa, J.1995.The Costs of the Detrimental Effects of Alcohol Abuse Have Grown Faster than Alcohol Consumption in Finland. *Addiction*, 90(4):525-537.
- Sanjeev, G., Marijn, V. and E.R. Tiongson. 2003.Public Spending On Health Care and the Poor. *Health Economics*, 12(8): 685-696.
- Sen, B. 2002.Does Alcohol-use Increase the Risk of Sexual Intercourse among Adolescents? Evidence from the NLSY97. *Journal of Health Economics*, 21(6):1085-1093.
- Shaper, A.G., Wannamethee, G. and M. Walker. 1988.Alcohol and Mortality in British Men: Explaining the U-Shaped Curve. *Lancet*, 332(8623):1267-73.
- Skrott, Z., Mistrik, M., Andersen, K.K. Friis, S. et al.2017.Alcohol-abuse Drug Disulfiram Targets Cancer via p97 Segregase Adaptor NPL4. *Nature*, 552(7684): 194-199.
- Sloan, F.A., Eldred, L.M. and Xu, Y.2014.The Behavioral Economics of Drunk Driving. *Journal of Health Economics*, 35:64-81.
- Stack, S.1993.The Effect of Modernization on Suicide in Finland: 1800-1984. *Sociological Perspectives*, 36(2):137-148.
- Standing, H. 1997.Gender and Equity in Health Sector Reform Programs: A Review.

- Health Policy and Planning, 12(1):1-18.
- Swift, R. 2011. The Relationship Between Health and GDP in OECD Countries in the Very Long Run. *Health Economics*, 20(3):306-322.
- Suzuki, T. 2008. Economic Modelling of Suicide under Income Uncertainty: For Better Understanding of Middle-aged Suicide. *Australian Economic Papers*, 47(3):296-310.
- Tekin, E., and S. Markowitz. 2008. The Effects of Suicidal Behavior on Productive Activities of Young Adults”, *Southern Economic Journal*, 75(3):300-331.
- Thornton, R. 2008. The Demand for, and Impact of, Learning HIV Status. *American Economic Review*, 98(5):1829-1863.
- Tiebout, C. 1956. A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 64, (5):416-424.
- Uchimura, H. and J.P. Jütting. 2009. Fiscal Decentralization, Chinese Style: Good for Health Outcomes? *World Development*, 37(12):1926-1934.
- Van Ours, J.C., Williams J., Fergusson D. and L.J. Horwood. 2013. Cannabis Use and Suicidal Ideation. *Journal of Health Economics*, 32(3):524-537.
- Verikios, G. et al. 2012. H1N1 Influenza and the Australian Macro-economy. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 17(1):22-51.
- Vijayakumar, L. 2010. Indian Research on Suicide. *Indian Journal of Psychiatry*, 52(7): S291-S296.
- Viscusi, W. and J. Hersch. 2008. The Mortality Cost to Smokers. *Journal of Health Economics*, 27:943-958.
- Wagstaff, A. 2006. The Economic Consequences of Health Shocks: Evidence from Vietnam. *Journal of Health Economics*, 26(1): 82-100.
- Walque, D. 2009. Does Education Affect HIV Status? Evidence from five African Countries. *The World Bank Economic Review*, 23(2): 209-233.
- Wang, J. 2013. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities. *Journal of Development Economics*, 101:133-147.
- Wang, S., Li Y., Chi G., Xiao S., Ozannesmith J., Stevenson M., and M.R. Phillips. 2008. Injury-related Fatalities in China: An Under-Recognised Public-health Problem. *Lancet*, 372(9651):1765-1773.

- Wilson, N.2015. Child Mortality Risk and Fertility: Evidence from Prevention of Mother-to-child Transmission of HIV. *Journal of Development Economics*, 116: 74-88.
- Winskell, K., Kus L., Sabben G., Mbakwem B., Tiéndróbéogo G., and R. Singleton 2018. Social Representations of Mother-to-child Transmission of HIV and its Prevention in Narratives by Young Africans from Five Countries, 1997-2014: Implications for Communication. *Social Science & Medicine*,211: 234-242.
- World Bank. China National Development and Sub-National Finance: A Review of Provincial Expenditures[M]. Washington: WB,2004.
- Wouterse, B., Huisman, M., Meijboom, B., Deeg, D. and J.J. Polder.2013. Modeling the Relationship Between Health and Health Care Expenditures Using a Latent Markov Model. *Journal of Health Economics*, 32(2): 423-439.
- Yen S., Shaw W., and Y. Yuan.2010. Cigarette Smoking and Self-Reported Health in China. *China Economic Review*, 21(2):532-543.
- Young, D.J. and T.W. Likens. 2000.Alcohol Regulation and Auto Fatalities. *International Review of Law and Economics*, 20 (1):107-126.
- Zhang L., Chow E., Jahn H, Kraemer A, and D. Wilson.2013. High HIV Prevalence and Risk of Infection among Rural-to-urban Migrants in Various Migration Stages in China: A Systematic Review and Meta-analysis. *Sexually Transmitted Diseases*,40 (2):136-147.
- Zhang, J., Dong N., Delprino R. and L. Zhou.2009. Psychological Strains Found from In-Depth Interviews with 105 Chinese Rural Youth Suicides. *Archives of Suicide Research*, 13(2):185-194.
- Zhang, J. and D. Lester.2008. Psychological Tensions Found in Suicide Notes: A Test for the Strain Theory of Suicide. *Archives of Suicide Research*, 12(1):67-73.
- Zhang, J. and D.L. Thomas.1999. Familial and Religious Influences on Suicidal Ideation. *Religion, Mental Health and the Latter-Day Saints*, Provo, UT: Religious Studies Center at Brigham Young University, 215-236.
- Zhang, X. and R. Kanbur. 2005.Spatial Inequality in Education and Health Care in China. *China Economic Review*, 16(2):189-204.
- Zhang, X., Zhang, X. and X. Chen. 2017. Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky

Affect Mental Health and Subjective Well-Being? *Journal of Environmental Economics & Management*, 85:81-94.

Zhou, Q., Qin X., and G.G. Liu. 2020. Relative Economic Status and Mental Health Among Chinese Adults: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study. *Review of Development Economics*, 24(3), 1312-1332.

致 谢

春日夏花，秋叶冬雪，四载博士生涯，此刻唯有往事可回首。岁月悠悠，贸大墙的斑驳树影依旧婆娑；长路漫漫，“惠园之声”的悠扬旋律时而萦绕。不同的是我们，走过惠中大道的四季轮回，也终于到了挥一挥衣袖、不带走一篇云彩的毕业时刻。每个人的气质里，都藏着他读过的书、走过的路和爱过的人。真的好幸运，在弱冠到而立的金色年华里，生活里满是阳春白雪和诗与远方，日子里没遇过柴米油盐抑或烟火人间。这十年，修身养性，快意人生，鲜衣怒马，仗剑天涯；这十年，读过很多的书，走过千万里路，也爱过值得珍藏一生的人。在这个宁静的午后，趁阳光正好，趁微风不燥，忆峥嵘岁月，有感动常在。

感谢我的授业恩师行伟波教授。春风化雨，润物无声，行老师带我叩开了学术殿堂的大门，为我描绘了一幅关于研究的壮美诗篇，也激发了我对科研工作的一腔热忱。四年的时光里，从研究方向选取到数据挖掘，从理论模型推演到实证分析识别，行老师事无巨细、亲力亲为，手把手的培养我的逻辑思维和研究能力。学习中，行老师如兄如父，让我受益良多；生活中，行老师亦师亦友，为我传道解惑。可以说没有行老师的悉心培养，就没有我今天的所知所学。今后的人生中，无论是为人处事还是科学研究，我辈依然要以行老师为楷模，认真严谨、惟真惟实、孜孜不倦、永不懈怠，把科学研究书写在祖国的大地上。

感谢财税系的老师和同学们，一起学习生活的四年真得很充实。感谢系主任毛捷教授的关怀和教导，毛老师高超的学术水平、严谨的治学态度和谦逊和蔼的为人之道展现出了一个成功学者的儒雅风范，相处之中让我获益良多；感谢财税系的杨志勇老师、郑榕老师、李明老师、周波老师、赵旭杰老师、郑文平老师和吴敏老师，从课业讲授到论文指导，对我的学术发展和人生成长起到了重要的引领作用；感谢我的同门师妹张康博士和田晓函博士，和你们的同门时光是我青春岁月中不可磨灭的美好回忆。

感谢博士生涯中陪伴我的同学和朋友们，你们永远是我生命中最可爱的人。感谢我亲爱的女朋友李冠华博士，谢谢你用最美好的青春陪伴了我最狼狈的岁月。感谢我的室友，“天山英才”倪超军教授，无时无刻不在鼓励我支持我，为我指引

生活和工作的方向；感谢我的兄弟赵永超博士，一起书写了与青春有关日子里最美的诗篇；感谢我的挚友潘国盛老师，一直在做一个有趣的人，陪我“身体和灵魂，永远有一个在路上”；感谢我的妹妹何雨珊女士，总能在我彷徨无措的时候，给出睿智而理性的建议。感谢我的兄弟们，马嘉林博士、赵乐祥博士、隋修平博士、綦民辉博士、杨乐博士、张博、邵衍、李志远、崔志鹏、徐逸轩和王济林，致我们一路走来的兄弟情谊。

感谢我的家人近三十年来一如既往的支持。感谢我的父亲，每当我感到畏惧和迷茫的时候，总能充当我最坚强的后盾，支撑我一路走来。感谢我的母亲给予我生命，陪伴我成长。感谢爷爷奶奶从小到大的关心和照顾，感谢叔叔、婶婶、姑姑和姑父多年来的关怀和鼓励。感谢我的妹妹们：田宇、毛毛和麦子，希望你们保持可爱，保持努力。

四年光阴，如风般划过指间；鸿雁掠过，却在天空留下了痕迹。在这青春无敌的日子里，爱过，哭过，潇洒过也奋斗过，让惠园这片热土承载着我们共同的回忆，化作一颗种子，永远埋藏在心底。博士四年，青春无悔，仰天大笑出门去，我辈岂是蓬蒿人，我们不是现实的傀儡，而是梦想的使徒。离开贸大，踏上未来的征途，新的起点，每一天，我都要全力奋战。

田 坤

2021年5月11日

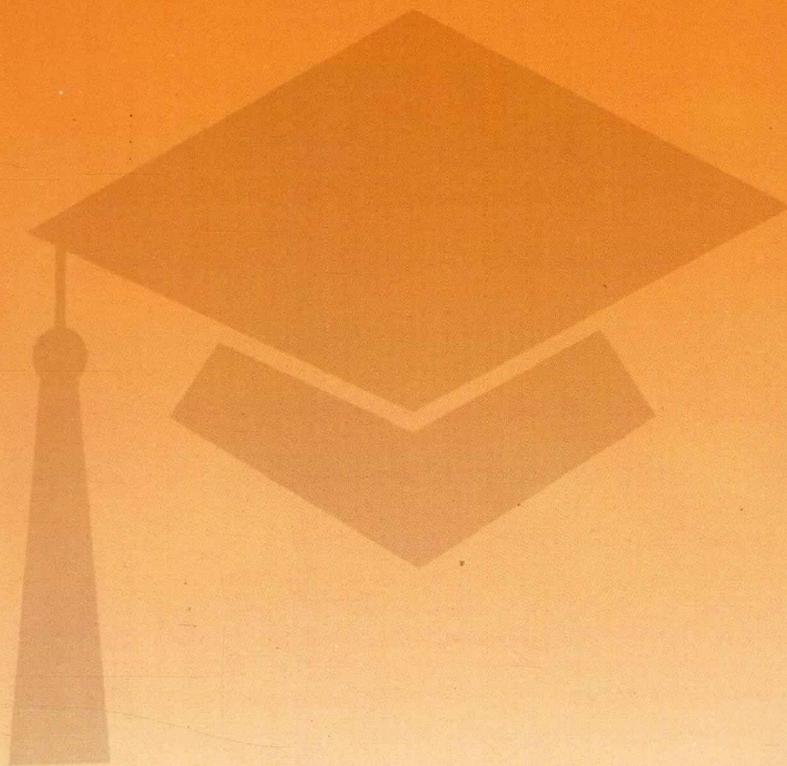
于惠园



對外經濟貿易大學

University of International Business and Economics

博士學位論文



博學
誠信
求索
篤行