

政府公共卫生投入的经济效应*

——基于农村居民消费的检验

毛捷 赵金冉

摘要：公共卫生投入对居民消费的影响是不确定的。但 2003 年后，在中国各级政府持续加大农村地区公共卫生投入的同时，中国农村居民的消费收入比保持较高水平，并明显高于城镇居民。基于中国家庭追踪调查（CFPS）微观数据库，并利用工具变量估计等方法，实证检验中国政府公共卫生投入对农村居民不同类型消费（非医疗消费和医疗消费）的影响，研究发现：参加新农合、到达医疗机构时间的缩短与农村居民的非医疗消费具有显著的正向关联，这在风险厌恶度较低（预防性储蓄动机较弱）的家庭中更明显；参加新农合与农村居民的医疗消费也具有显著的正向关联，这种作用会随着家庭医疗消费偏好的下降（家庭平均健康水平的提高）而减弱。这表明，中国政府的农村公共卫生投入，在刺激农村居民非医疗消费的增长的同时，并未以减少农村居民的医疗消费为代价。

关键词：公共卫生投入 农村居民 消费收入比 农村卫生状况

作者毛捷，对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授（北京 100029）；赵金冉，中国航天空气动力技术研究院财务管理部会计师（北京 100074）。

一、引言及文献评述

改革开放以来，受益于经济增长，我国居民的收入和消费均逐年增长，但收入和消费的增长态势存在城乡差异。以居民消费收入比（人均消费支出/人均收入）作为主要指标，对 1978—2012 年城乡居民收入差距的考察（见图 1）发现：一方面，1978 年以来，尤其是 2000 年之后，中国城乡居民人均收入的差距呈现扩大态势；^① 但另一

* 本文是国家自然科学基金面上项目（71573038）的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

① 根据国家统计局发布的《中华人民共和国 2016 年国民经济和社会发展统计公报》，2016 年，城镇居民人均可支配收入为 33616 元，是农村居民人均可支配收入（12363 元）的 2.72 倍。http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228_1467424.html.

方面，农村居民的消费收入比却并未明显低于城镇居民，自 2004 年以来，前者甚至超过了后者。^① 这表明，在收入与消费同时增长的大趋势下，相比城镇居民，农村居民虽然收入增长相对较慢，但其消费增长却相对较快。

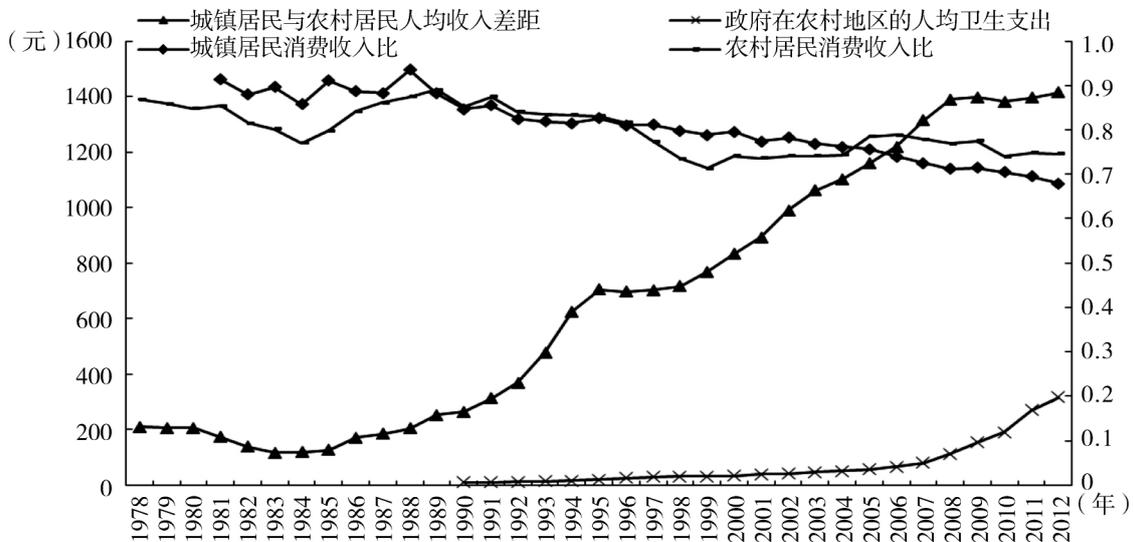


图 1 1978—2012 年中国城乡居民收入差距、消费收入比和政府农村卫生支出走势

注：城乡居民收入差距（扣除物价因素）、政府农村人均卫生支出（扣除物价因素）对应的是左轴，城乡居民消费收入比对应的是右轴；由于部分数据仅更新到 2012 年，本图统一将数据时间段截至 2012 年。

资料来源：根据中华人民共和国国家卫生和计划生育委员会编《2013 年中国卫生和计划生育统计年鉴》（北京：中国协和医科大学出版社，2013 年）和历年中华人民共和国国家统计局编《中国统计年鉴》（北京：中国统计出版社）相关数据计算得到。

同一时期，我国农村地区的公共卫生事业在 2003 年迎来重大转折。改革开放的最初 20 余年，受制于有限的财政资源和政策扶持，农村地区的公共卫生事业不得不探索自己的市场化改革道路。例如，根据“放权让利、扩大医院自主权”的指导思想，县乡各类医疗机构纷纷实施责任承包制，面向农村居民提供有偿的医疗乃至卫生预防保健服务，农村居民就医成本不断上涨。^②此外，受家庭联产承包责任制影响，传统农村合作医疗逐渐失去集体经济的依托，农村居民的医疗保险覆盖率持续下降。^③

- ① 根据国家统计局发布的《中华人民共和国 2016 年国民经济和社会发展统计公报》(http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228__1467424.html)，2016 年，农村居民消费收入比为 81.94%，高出城镇居民消费收入比（68.65%）约 13 个百分点。
- ② 卫生部、财政部、人事部、国家物价局、国家税务局：《关于扩大医疗卫生服务有关问题的意见》（国发〔1989〕10 号）。
- ③ 截至 2002 年底，传统农村合作医疗的覆盖率仅为 9.5%，有 79% 的农村居民没有任何医疗保险。参见李华、俞卫：《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》，《中国社会科学》2013 年第 10 期。

2003年以来,随着一系列重要政策的实施,^①政府在农村卫生工作中的主导地位得到恢复,明确了工作重点,即加大财政投入,开展农村公共卫生环境、医疗卫生服务体系、合作医疗制度和医疗救助制度的全面建设。从2003年至2008年,各级政府持续加大对农村地区的公共卫生投入,建立了以公共卫生和基本医疗为主的基层医疗卫生服务体系,初级卫生保健的覆盖面不断扩大;更为重要的是,以政府作为筹资主体的新农合(新型农村合作医疗保险)得以迅速推广,实现了农村居民医疗保险从传统的集体互助向社会医疗保险的转变。2009年,随着新一轮卫生体制改革的启动,中央政府对农村卫生工作提出了更高的要求,包括建立依托多层次医疗机构(县级医院、乡镇卫生院和村卫生室等)的农村医疗卫生服务网、不断提高新农合覆盖率及其保障水平、完善农村医疗救助体制、推行分级诊疗改革和城乡居民大病医疗保险等,其目标是逐步实现城乡居民基本公共卫生服务均等化和更合理地利用医疗资源。^②

伴随上述两轮改革,中国政府在农村地区的公共卫生投入快速增长。仅考察财政预算中的医疗卫生支出(不含医疗保险补贴等其他方面的公共卫生财政支出),2003年之前,农村卫生投入(扣除物价因素)增长较慢,从1990年的36.77亿元增至2002年的172.61亿元,年均增长14.28%。2003年以来,尤其是2009年之后,农村地区公共卫生投入增速明显加快,2009—2013年的年均增速高达31.78%,是1990—2002年年均增速的2.23倍。投入规模的持续扩大也反映在农村地区公共卫生投入占主要经济指标的比重上。以农村地区公共卫生投入占GDP的比重为例,2008年为0.224%,2013年升至0.475%,短短5年翻了一番有余。^③

图1显示,1990年的农村人均公共卫生支出不足10元,2012年已近400元,10余年增长了40倍。图中4条曲线的不同走势似乎意味着,尽管存在城乡收入差距等不利因素,但可能是由于政府在农村地区持续加大公共卫生投入,使农村消费收入比得以保持高于城镇的较高水平。检验上述猜想的关键在于,分析公共卫生投入对农村居民消费的影响。^④

① 其中包括中共中央、国务院2002年10月发布的《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)以及相关部委陆续出台的一系列配套文件。

② 参见中共中央、国务院2009年3月17日发布的《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》(中发[2009]6号)。之后又有一系列重要文件发布,包括2016年11月中共中央、国务院发布的《国务院深化医药卫生体制改革领导小组关于进一步推广深化医药卫生体制改革经验的若干意见》等。但上述措施(重点在于发展和规范社会办医等)或是与本文研究主题不一致,或是实施时间较近(不在本文样本数据覆盖范围内),故不展开介绍。

③ 以上相关数据来自《2014年中国卫生和计划生育统计年鉴》和历年《中国统计年鉴》。

④ 相比于收入,公共卫生投入对消费的作用更为直接。影响农村居民收入的主要因素包括城乡二元结构(户籍制度等)、农地制度和金融体制等。参见黄季焜:《对农民收入增

然而，已有文献对此未能提供明确思路，尽管公共卫生投入的相关研究并不缺乏。相当部分的文献所关注的，仅为公共卫生投入与医疗体制改革的关系，并未考察前者对居民消费的影响。如有些研究认为，改革开放以来，公共卫生投入是中国医疗体制改革走向管理的市场化之路不可或缺的重要组成部分，^①为城乡居民（尤其是农村居民）获得各类医疗保健服务提供了不可或缺的资金保障，^②有利于逐步解决“看病贵、看病难”问题，并缓解因健康造成的城乡居民致贫返贫等现象，^③还有助于消除收入差距等因素对公共健康的不利影响。^④另一些文献还发现，与公共卫生投入相关的健康，会影响劳动供给、资本积累、消费和经济增长。^⑤

作为一种财政支出，公共卫生投入对居民消费的作用在理论上存在很大争议。一部分文献支持新古典主义的“挤出效应”观点，认为财政支出的增加导致居民承担更重税负，从而减少其可支配收入和消费。^⑥与之相对，另一部分文献支持凯恩斯主义的“挤入效应”观点，认为财政支出的增加会带动社会总产出增长，进而提高

长问题的一些思考》，《经济理论与经济管理》2000年第1期；孙继辉：《增加农民收入的新思路》，《管理世界》2004年第4期；温涛、冉光和、熊德平：《中国金融发展与农民收入增长》，《经济研究》2005年第9期。

- ① 参见王绍光：《政策导向、汲取能力与卫生公平》，《中国社会科学》2005年第6期；朱玲：《构建竞争性县乡医疗服务供给机制》，《管理世界》2006年第6期；顾昕：《公共财政转型与政府卫生筹资责任的回归》，《中国社会科学》2010年第2期。
- ② 参见王绍光：《学习机制与适应能力：中国农村合作医疗体制变迁的启示》，《中国社会科学》2008年第6期；封进、李珍珍：《中国农村医疗保障制度的补偿模式研究》，《经济研究》2009年第4期。
- ③ 参见寇宗来：《“以药养医”与“看病贵、看病难”》，《世界经济》2010年第1期；程名望等：《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》，《经济研究》2014年第11期。
- ④ 参见封进、余央央：《中国农村的收入差距与健康》，《经济研究》2007年第1期；解垚：《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》，《经济研究》2009年第2期。
- ⑤ 参见魏众：《健康对非农就业及其工资决定的影响》，《经济研究》2004年第2期；R. Swift, “The Relationship between Health and GDP in OECD Countries in the Very Long Run,” *Health Economics*, vol. 20, no. 3, 2011, pp. 306-322；王弟海：《健康人力资本、经济增长和贫困陷阱》，《经济研究》2012年第6期。
- ⑥ 参见 R. J. Barro, “Output Effects of Government Purchase,” *Journal of Political Economy*, vol. 89, no. 6, 1981, pp. 1086-1121；R. A. Amano and T. S. Wirjanto, “Intertemporal Substitution and Government Spending,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, no. 4, 1997, pp. 605-609；黄隰琳：《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的实证分析》，《经济研究》2005年第6期；王宏利：《中国政府支出调控对居民消费的影响》，《世界经济》2006年第10期。

居民消费水平。^① 公共卫生投入对农村居民消费的作用究竟是抑制还是促进，已有文献在理论上并未给出明确结论。

有关公共卫生投入与居民消费的实证研究不仅数量少，且存在明显不足。一方面，既有文献对公共卫生投入的理解比较狭隘，仅关注城镇居民基本医疗保险或新农合对居民消费的影响。另一方面，在选取消费变量时，受数据所限，或以某一特定类型消费支出（例如食物消费）代表居民整体消费水平，^② 或仅关注非医疗消费，^③ 其分析结论难免存在以偏概全的可能。

本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）微观数据库，以治疗为主的公共卫生投入^④与农村居民的不同类型消费（包括非医疗消费和医疗消费^⑤）作为研究对象，从理论和实证两方面分析公共卫生投入对农村居民消费的影响。研究发现，政府在农村地区的公共卫生投入，不仅刺激了农村居民非医疗消费的增长，且其效应不以减少农村居民的医疗消费为代价。因此，政府在农村地区的公共卫生投入，不仅能提高农村居民的消费水平，是农村居民消费收入比高于城镇居民的重要依托，也促

① 参见 G. Karras, "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 26, no. 1, 1994, pp. 9-22; M. B. Devereux, A. C. Head and B. J. Lapham, "Monopolistic Competition, Increasing Returns, and the Effects of Government Spending," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, no. 2, 1996, pp. 233-254; 李广众:《政府支出与居民消费:替代还是互补》,《世界经济》2005年第5期;胡永刚、杨智峰:《财政农业支出对农村产出与居民消费影响的SVAR分析》,《数量经济技术经济研究》2009年第7期。

② 参见甘犁、刘国恩、马双:《基本医疗保险对促进家庭消费的影响》,《经济研究》2010年增1期;马双、臧文斌、甘犁:《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》,《经济学(季刊)》2010年第1期。

③ 参见白重恩、李宏彬、吴斌珍:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》2012年第2期。

④ 结合已有文献(李华、俞卫:《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》,《中国社会科学》2013年第10期),这里所指的以治疗为主的公共卫生投入,包括政府在医疗服务可及性(居民到达医疗点所需时间和医疗机构诊疗水平等)和医疗保障(医疗保险覆盖率等)方面的财政投入。之所以仅关注以治疗为主的公共卫生投入,具体说明请见本文第二部分理论分析里的相关解释。如果从微观视角进行分析,公共卫生投入可使用公共卫生状况来反映(具体说明请见本文第三部分里的“变量设置”)。需要说明,本文所指“公共卫生投入”等同于已有文献(如李华、俞卫《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》)的“政府卫生支出”,两者均指政府在公共卫生方面的财政支出。

⑤ 根据本文使用的CFPS数据,2010—2012年期间,农村家庭的消费结构如下。每个家庭平均而言,非医疗消费占总消费的90%,剩余10%为医疗消费;在非医疗消费中,食物开支占了一半(约50%),其他各项消费包括衣着(5.56%)、居住(8.89%)、日用品(10%)、交通(8.89%)、文教娱乐(8.89%)和其他消费(7.78%)。

进农村居民增加健康投入，为扶贫等重要工作的顺利进行创造了有利条件。

本文有以下研究进展。第一，构建的理论模型将居民消费分为非医疗消费和医疗消费，并将政府公共服务分为公共卫生投入与其他公共服务，发现公共卫生投入对居民不同类型消费的作用，分别受风险厌恶度和医疗消费偏好等参数的影响，从理论上明确了公共卫生投入与居民消费的关系。第二，构建的家户层级面板数据兼顾农村居民的非医疗消费和医疗消费，并以实际公共卫生状况（家庭到达医疗机构的时间、家庭对医疗机构诊疗水平的评价和家庭是否参加新农合）而非公共卫生支出金额或某项政策（例如新农合），反映政府在农村地区的公共卫生投入，还使用多种计量方法（包括工具变量估计），使得相关实证结果尽可能全面和准确地反映公共卫生投入对农村居民消费的实际效应。

本文余下内容包括：第二部分对公共卫生投入是否影响居民消费进行理论分析；第三部分是数据说明、变量设置与实证策略；第四部分是实证结果，包括基准回归结果、稳健性检验以及拓展分析；第五部分是结论。

二、理论分析

以下对公共卫生投入是否影响居民消费进行理论分析，为实证检验公共卫生投入对农村居民消费的影响提供依据。我们在已有文献的基础上，建立一个基于微观视角的简单模型，以从理论上解释公共卫生投入是否会影响居民消费。^① 为简化分析，我们假设存在一个代表性消费者，可生存无限期，^② 其效用函数为常见的CRRA（Constant Relative Risk Aversion）形式，具体如下：

- ① 参见 K. J. Arrow and M. Kurz, *Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy*, Baltimore: John Hopkins University Press, 1970; 陈共:《财政学》,北京:中国人民大学出版社,2015年;袁芳英:《政府支出对居民消费的影响——对Barro-Ricardo等价之谜的中国经验分析》,《上海经济研究》2010年第1期。根据上述文献,一旦兼顾私人品(即私人消费)和公共品(即政府部门提供的公共服务),经典消费理论会同时将私人消费和公共服务放入居民的效用函数。其中,最优私人消费由“边际替代率=边际转换率”(MRS=MRT)决定,而最优公共服务则由萨缪尔森条件($\sum MRS=MRT$)决定。此类理论模型可以是离散的(如两期模型),也可以是连续的(如无穷期模型)。为使理论模型与后续实证分析保持一致,本文的理论分析关注居民不同类型消费对公共卫生投入的反应弹性(对数形式)。这与经典理论模型的差别在于:我们将私人消费细分为非医疗消费和医疗消费,并将公共服务细分为公共卫生投入和其他公共服务。此外,由于本文研究的是农村居民消费如何受公共卫生投入的影响,在理论上仍属于最优私人消费问题,因此后续的均衡解不涉及萨缪尔森条件。
- ② 将消费者的生存期限从无限期变成有限的若干期,不影响本文的研究结论。限于篇幅,本文未列示有限若干期模型的推导过程,如读者需要,可向作者索要。

$$U = \int_0^{\infty} \frac{1}{(1+\rho)^t} \frac{(C_t)^{1-\theta}}{1-\theta} dt \quad (1)$$

其中， θ 为消费者的相对风险厌恶程度 ($\theta > 0$ 且 $\theta \neq 1$)，即如果当期效用是 $U(x)$ ，那么 $\theta = -xU''(x)/U'(x)$ ； ρ 为贴现因子 ($\rho > 0$)； $(C_t)^{1-\theta}/(1-\theta)$ 为消费者在第 t 期的即期效用。 C_t 包含私人消费和公共服务。具体地，它由消费者的非医疗消费、医疗消费（自费的私人医疗支出）、政府提供的公共卫生服务（即公共卫生投入）和其他公共服务 4 部分组成。^①考虑到不同类型消费的效用存在差别，我们将 C_t 改写成 $c_t(\Phi M_t)^\alpha(G_t)^\beta(GO_t)^\gamma$ 的形式。^②其中， c_t 、 M_t 、 G_t 和 GO_t 分别为当期的居民非医疗消费、居民医疗消费、政府公共卫生投入^③和政府其他公共服务； α 、 β 和 γ 分别表示居民医疗消费、公共卫生投入和其他公共服务与当期效用之间的关联系数；^④ Φ 为权重 ($\Phi = \beta/\gamma$)。^⑤

该消费者追求一生效用的最大化，具体如下：

- ① 如经典理论模型同时将私人品和公共品并列于消费者的效用函数，本文理论模型的居民消费与政府提供的公共服务（包括公共卫生投入和其他公共服务）之间也是并列关系，而非替代关系。
- ② 这种乘积形式将效用函数简化为 Cobb-Douglas 函数，便于求解，其得出的均衡解在数学形式上也较为简明，利于诠释其内在的经济含义。相似做法参见伯纳德·萨拉尼：《税收经济学》，陈新平等译，北京：中国人民大学出版社，2005 年，第 43 页。
- ③ 需要说明，现实中的政府公共卫生投入包括以预防为主投入（免费疫苗服务、农村改水改厕、建立居民健康档案、流行病预防以及健康宣传等）和以治疗为主的投入（针对医疗机构提供医疗服务给予的财政补助和建立公立医院等，包括医疗服务可及性和医疗保障等方面的财政支出）。但鉴于以下理由，本文的理论分析和实证检验仅关注以治疗为主的公共卫生投入。其一，不同类型的公共卫生投入对居民消费的作用原理很可能存在差异，一个理论模型同时考察不同类型的公共卫生投入，会使理论模型变得过于复杂而难以分析。其二，本文所用的 CFPS 数据反映以治疗为主的公共卫生投入的变量（包括家庭到达医疗机构的时间、家庭对医疗机构诊疗水平的评价和家庭是否参与新农合）数据质量较高，为家庭层级数据而且能构成面板数据；而反映以预防为主投入的变量（饮用水是否安全等）数据质量较差，为村层级数据且仅有 2010 年一年的截面数据。至于以预防为主投入如何影响居民消费，有待后续研究继续深入分析。感谢匿审专家对此提供的宝贵意见。
- ④ 为保证医疗消费的边际效用为正，假设 $\alpha > 0$ 。此外，公共卫生投入的增加相当于医疗服务价格的降低，会给居民带来正的边际效用，因此假设 $\beta > 0$ 。对其他公共服务给居民带来的边际效用 γ ，不作限定。
- ⑤ 相比于其他公共服务，医疗消费与公共卫生投入的联系更为紧密，因此需要在医疗消费 (M_t) 中引入 Φ ，以体现不同类型的公共服务（公共卫生投入和其他公共服务）对居民医疗消费的差异化影响。其具体含义是： Φ 数值越大（相比于其他公共服务带来的边际效用，公共卫生投入带来的边际效用越大），与公共卫生投入紧密联系的医疗消费带来的效用也越大（ $(\Phi M_t)^\alpha$ 数值越大）；反之亦反。

$$\max_{c_t, M_t} U = \int_0^{\infty} \frac{1}{(1+\rho)^t} \frac{[c_t (\Phi M_t)^\alpha (G_t)^\beta (GO_t)^\gamma]^{1-\theta}}{1-\theta} dt$$

$$s. t. c_t + M_t \leq w_t - T_t \quad \forall t$$

其中，约束条件 w_t 为消费者在第 t 期的收入或禀赋， T_t 为消费者在第 t 期缴纳的税收。此外，对于消费者，非医疗消费（ c_t ）和医疗消费（ M_t ）为其决策变量，而公共卫生投入（ G_t ）和其他公共服务（ GO_t ）由政府外生给定。^①利用拉格朗日函数，我们求得最优的非医疗消费 c_t^* 满足以下一阶条件：

$$(1+\rho)^{-t} (c_t^*)^{-\theta} \Phi^{\alpha(1-\theta)} (M_t^*)^{\alpha(1-\theta)} (G_t)^{\beta(1-\theta)} (GO_t)^{\gamma(1-\theta)} = \lambda \quad (2)$$

其中， λ 是约束条件的拉格朗日乘子。对式（2）两边取自然对数得到：

$$\begin{aligned} \ln c_t^* = & \frac{\alpha(1-\theta)}{\theta} \ln M_t^* + \frac{\beta(1-\theta)}{\theta} \ln G_t + \frac{\gamma(1-\theta)}{\theta} \ln GO_t + \frac{\alpha(1-\theta)}{\theta} \ln \Phi \\ & - \frac{[t \ln(1+\rho) + \ln \lambda]}{\theta} \end{aligned} \quad (3)$$

利用拉格朗日函数求得最优医疗消费 M_t^* 满足以下一阶条件：

$$(1+\rho)^{-t} \alpha (M_t^*)^{\alpha(1-\theta)-1} (c_t^*)^{1-\theta} \Phi^{\alpha(1-\theta)} (G_t)^{\beta(1-\theta)} (GO_t)^{\gamma(1-\theta)} = \lambda \quad (4)$$

对式（4）两边取自然对数得到：

$$\begin{aligned} \ln M_t^* = & \frac{1-\theta}{1-\alpha(1-\theta)} \ln c_t^* + \frac{\beta(1-\theta)}{1-\alpha(1-\theta)} \ln G_t + \frac{\gamma(1-\theta)}{1-\alpha(1-\theta)} \ln GO_t \\ & + \frac{\alpha(1-\theta)}{1-\alpha(1-\theta)} \ln \Phi + \frac{[\ln \alpha - t \ln(1+\rho) - \ln \lambda]}{1-\alpha(1-\theta)} \end{aligned} \quad (5)$$

根据式（3）和式（5），非医疗消费和医疗消费对公共卫生投入的反应系数（或弹性）分别为 $\beta(1-\theta)/\theta$ 和 $\beta(1-\theta)/[1-\alpha(1-\theta)]$ 。由 $\beta > 0$ 可知：当消费者的相对风险厌恶程度较低（ θ 的数值小于1），且对医疗消费具有较强偏好 $[\alpha < 1/(1-\theta)]$ ^②时，公共卫生投入（ G_t ）将促进非医疗消费（ c_t^* ）和医疗消费（ M_t^* ）的增长；当消费者的相对风险厌恶程度较高（ θ 的数值超过1）时，公共卫生投入将抑制非医疗消费和医疗消费的增长；如果消费者的相对风险厌恶程度较低，医疗消费偏好也较弱，那么公共卫生投入仍会促进非医疗消费的增长，但对医疗消费的作用方向变得不确定。基于上述分析，我们发现，公共卫生投入既可能促进居

- ① 为简化理论模型并方便求解，没有必要假定公共卫生投入是内生的，否则后续的均衡解将涉及最优公共品供给的萨缪尔森条件，这将超出本文的研究范围。本文研究农村居民消费如何受公共卫生投入的影响，而非公共卫生投入的最优供给。为简化分析，本文还假定收入（ w_t ）和税收（ T_t ）也是外生给定的，且税收与公共卫生投入或其他公共服务不存在直接关联（ T_t 与 G_t 、 GO_t 不互为函数）。这符合现实情况，与大部分国家一样，中国的政府预算也实施“收支两条线”，某项财政支出不直接与税收挂钩。
- ② 根据经典的消费理论，边际效用随消费量递减。因此，对于医疗消费偏好较强因而医疗消费较多的家庭，医疗消费的边际效用（即参数 α ）应较小。

民消费（“挤入效应”），也可能抑制居民消费（“挤出效应”），具体表现为哪一类效应，受某些参数（居民的风险厌恶度和医疗消费偏好）的影响。因此，公共卫生投入究竟是刺激还是抑制农村居民消费，需要进一步的实证检验。

三、数据说明、变量设置和实证策略

（一）数据说明

本文实证分析所用数据来自北京大学社会科学调查中心建立的中国家庭追踪调查数据库（CFPS）。该项调查于 2010 年正式启动，并以此次调查为基线界定出 CFPS 基因成员，将其设定为永久性的追踪对象。调查覆盖全国 25 个省、直辖市和自治区，样本规模为 1.6 万户，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。这套数据被广泛用于研究中国农村居民的行为，包括借贷^①和储蓄^②等。

较之于同类型的其他数据库（例如城镇住户调查数据和农村住户调查数据等），该数据库提供了有关公共卫生状况和居民消费的丰富信息，既能全面、准确地反映政府在农村地区的公共卫生投入水平，又揭示了农村住户在医疗和其他方面的消费情况，为本文实证检验公共卫生投入对农村居民消费的影响，提供了理想的基础数据。CFPS 调查问卷共分为社区、家庭、成人和少儿问卷四个类型，本文主要使用后三类问卷提供的信息，构建 2010 年与 2012 年两年的家庭层级面板数据进行实证分析。经过必要的数据库清理，包括剔除核心变量数据缺失的观察值，以及对变量异常值（上下限各 1%）进行隐化处理（winsor）等，最终得到共计约 1.4 万次观察。

（二）变量设置

依据相关文献，^③ 本文使用农村地区的公共卫生状况，反映政府在农村地区的公共卫生投入，而不使用政府卫生支出数据。因为政府的农村卫生支出缺乏微观层面的细分数据——分户的个体数据，而且相比于账面上的支出金额，农村地区的公共卫生状况能更真实地反映政府在农村地区卫生投入的实际效果。

具体地，用于衡量农村地区公共卫生投入的客观指标包括：农户是否参加新农

-
- ① 参见胡枫、陈玉宇：《社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查（CFPS）的证据》，《金融研究》2012 年第 12 期。
 - ② 参见马光荣、周广肃：《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响：基于 CFPS 数据的研究》，《经济研究》2014 年第 11 期。
 - ③ 参见李华、俞卫：《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》，《中国社会科学》2013 年第 10 期。

合（数值为 0 或 1 的哑变量）；^① 农户到达距离最近医疗点（包括乡镇卫生院和村卫生室等各类医疗卫生机构）的时间。衡量公共卫生投入的主观指标为：家庭成员对距离最近的医疗机构诊疗水平的评价。该评价指标的数值分为 5 个等级（非常好、较好、一般、不好和非常不好）。本文采用分档选择的阶段值，将其转化为 0—100 的分值。具体转换公式如下：

$$\text{Score} = \frac{(X - \text{Min}) \times 100}{M} \quad (6)$$

其中，Score 为评价得分；X 为粗得分（即评价等级）从最好到最差的排列；Min 为最低得分，这里统一为 1；M 为评价得分的最大极差，由于评价等级一共为 5 级，设定为 4，通过转换得到的分值分别为：0、25、50、75 和 100。由于后续实证分析使用的数据主要是以家庭为单位，因此，对医疗机构诊疗水平的评价得分，为家庭中各成员评分转换后的平均值。上述 3 个变量分别反映了政府在医疗服务可及性和医疗保险保障水平方面的财政投入，这两方面的投入主要与疾病治疗有关，因此可以反映以治疗为主的公共卫生投入。^②具体说明如下。

第一，对于医疗服务可及性方面的投入，我们使用家庭到达医疗机构的时间、家庭对医疗机构诊疗水平的评价这两个变量来反映。其中，家庭对医疗机构诊疗水平的评价数值越高，农村居民的医疗服务可及性越好。越容易得到令人满意的治疗，表明政府在农村地区医疗服务可及性方面的财政投入越多。而家庭到达医疗机构的时间数值越大，农村居民的医疗服务可及性越差。得到治疗的时间成本越高，表明医疗服务可及性方面的财政投入越少。^③

① 使用哑变量（是否参加新农合）为已有文献的普遍做法。例外如李华、俞卫《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》，他们使用的新农合筹资水平相关数据，来自 2009 年上海财经大学千村社会调查的村卫生室调查（仅 1 年的截面数据，无法与本文所用的面板数据进行匹配），发现新农合筹资水平对农村居民健康无显著影响。但新农合投入水平（医疗费用给付金额等）对消费的影响可能更直接。但 CFPS 没有提供有关新农合投入水平的分户分年微观数据。我们使用分省分年的新农合人均筹资额的对数，代表新农合投入水平（数据来自历年《中国统计年鉴》）。结果显示，新农合投入水平对农村居民的非医疗消费和医疗消费均无显著影响。但由于分省的新农合人均筹资额并不等同于政府对不同农户的新农合投入水平，对上述不显著结果须谨慎对待，故本文未报告相关实证结果（如有需要，可向作者索要）。这方面的实证分析有待相关数据不断丰富后进一步改进和深入。感谢匿审专家对此提出的宝贵意见。

② 我们不可否认这些变量可能未全面反映政府在农村地区以治疗为主的公共卫生投入。但受数据可得性的限制，目前无法构建更为理想的公共卫生投入变量。

③ 上述两个变量里所指的医疗机构系指乡镇卫生院和村卫生室。其绝大部分是公立的。（例如，重庆开州区（原开县）下辖乡镇卫生院、村卫生室均为公立医疗机构，相关证据见 2014 年 6 月发布的《开县卫生局关于向社会公布公立医疗机构名录的通知》，链接地址为 <http://www.kxwsj.gov.cn/html/zwxx/zygk/14/06/405.html>）

第二，对于医疗保险保障水平方面的投入，本文使用家庭是否参加新农合这个变量来反映。我国农村居民可获得的医疗保险主要是新农合，其中不仅需要农户自行承担一部分保险费，更多的费用来自地方政府（包括县、地级市和省级政府）提供的财政补贴。^① 越多家庭参加新农合，表明在农村居民医疗保险的保障水平上，政府的财政投入越多。

其他变量包括农村住户的人均年收入、人均非医疗消费和医疗消费等。表 1 为主要变量的描述性统计。^②

表 1 主要变量的描述性统计 (2010—2012 年)

变量	样本数	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
家庭到达医疗机构的时间 (分)	14268	15.07	10	240	1	24.28
家庭对医疗机构诊疗水平评价	10710	59.55	58.33	100	0	15.17
家庭是否参加新农合	14282	0.89	1	1	0	0.31
家庭人均年收入 (元)	13687	7430.72	5164.77	200467	200	9860.63
家庭人均非医疗消费 (元)	13687	6466.45	3846.67	127933.3	365.33	7378.88
家庭人均医疗消费 (元)	14114	972.12	250	65000	0	3231.39
家庭平均健康水平	14282	60.95	62.50	100	0	27.70

① 以浙江省宁波市的奉化市（县级市）为例，2013 年，农村居民每人每年需交 250 元，各级地方政府补贴为 680 元/人。（参见浙江省宁波市奉化市人民医院网，<http://www.fhhospital.com/hospital/neiread.aspx?id=7500&cid=809&pid=663>）

② 对表 1 所有变量具体测算方法的说明如下。家庭到达医疗机构的时间指从家到最近医疗点的时间。家庭对医疗机构诊疗水平评价指将家庭人员对医疗机构诊疗水平的评价，分档转化为分数后取家庭平均值，具体转换方法见等式（6），评价的原始值分为 5 个等级（非常好、较好、一般、不好和非常不好），转换后的分值为 100、75、50、25 和 0。家庭是否参加新农合是一个两值（0 或 1）哑变量。如果家庭有成员参加新农合，记为 1；如果家庭成员均未参加新农合，记为 0。家庭人均年收入指家庭年总收入/家庭人数。家庭人均非医疗消费等于（家庭年总消费—家庭年医疗消费）/家庭人数。家庭人均医疗消费等于家庭年医疗消费/家庭人数。家庭平均健康水平为，将家庭成员健康指标分档转化为分值后的家庭平均值，具体转换方法与等式（6）相同。家庭成员健康的原始值分为 5 个等级（健康、一般、比较不健康、不健康、非常不健康），转换后的分值为 100、75、50、25 和 0。家庭老人占比指家庭中年龄大于等于 65 岁成员数占家庭总人数的比重。家庭成员是否从事非农职业为一个两值（0 或 1）哑变量。如果家庭有成员从事非农职业，记为 1；如果家庭成员均未从事非农职业，记为 0。家庭人均受教育水平指家庭成员各自最高学历的平均值。最高学历的原始值分为 8 档，1 为文盲或半文盲，2 为小学，3 为初中，4 为高中、中专、技校或职高，5 为大专，6 为大学本科，7 为硕士，8 为博士。家庭看病医院等级为一个两值（0 或 1）哑变量。如果家庭成员看病医院为综合医院、专科医院、社区卫生服务中心或乡镇卫生院，记为 1；如果家庭成员看病医院是社区卫生服务站或村卫生室，记为 0。

续表 1

变量	样本数	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
家庭老人占比	14365	0.13	0	1	0	0.26
家庭成员是否从事非农职业	14332	0.07	0	1	0	0.26
家庭人均受教育水平	14074	2.03	2	6	1	0.85
家庭看病医院等级	14185	0.23	0	1	0	0.36

资料来源：CFPS。

(三) 实证策略

由于本文所用数据属于面板数据，故使用固定效应模型（Fixed-Effect Model）进行估计。计量方程如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Phealth_{it} + X'_{it}\delta + T_t + D_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中， Y_{it} 表示*i*家庭第*t*年人均非医疗消费（或人均医疗消费）的自然对数值； $Phealth_{it}$ 表示*i*家庭第*t*年到达医疗机构的时间、对医疗机构诊疗水平的评价或是否参加新农合； X_{it} 为一个包含多个家庭层级特征变量的向量，包括家庭人均收入的自然对数、家庭人均受教育水平、家庭老人占比、家庭平均健康水平、家庭成员是否从事非农职业以及家庭看病医院等级；^① T_t 为年份固定效应；^② D_i 为家庭固定效应； ϵ_{it} 为随机扰动项。式（7）关注 β 的符号和显著水平。若公共卫生投入促进了农村居民消费的增长，则家庭到达医疗机构时间的回归系数 β 应显著为负，家庭对医疗机构诊疗水平的评价和是否参加新农合的回归系数 β 应显著为正。

需要指出，使用式（7）进行面板数据估计时，被解释变量与解释变量都是家户级数据，不能排除两者之间存在某种内生关联的可能。为了控制内生性问题，稳健性检验将核心解释变量的村级平均值作为工具变量，^③ 并使用控制固定效应的2SLS模型（两阶段最小二乘法）进行估计，作为式（7）估计结果的补充。计量方程如下：

- ① 关于控制变量的选取，参见王宏伟：《中国农村居民消费的基本趋势及制约农民消费行为的基本因素分析》，《管理世界》2000年第4期；金晓彤、闫超：《中国不同区域农村居民消费：收敛还是发散？》，《管理世界》2010年第3期；苗艳青、杨振波、周和宇：《农村居民环境卫生改善支付意愿及影响因素研究——以改厕为例》，《管理世界》2012年第9期；李华、俞卫：《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》，《中国社会科学》2013年第10期。为了精确分析公共卫生投入对农村居民消费的影响，本文除了控制收入、教育等与需求或偏好相关的家庭特征外，还控制了看病医院等级等与医疗服务供给相关的因素。
- ② 年份固定效应用于控制经济周期性的波动或宏观政策的调整（包含政府在除公共卫生投入之外的其他公共服务方面的政策调整）对实证结果的影响。
- ③ 本文样本数据的每个村平均包括34户，因此，工具变量与核心解释变量之间既存在一定差异，同时又高度相关。

$$Phealth_{it} = \alpha + \gamma IV_{it} + X'_{it} \eta + T_t + D_i + \epsilon_{it} \quad (8-1)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta \overline{Phealth_{it}} + X'_{it} \delta + T_t + D_i + \epsilon_{it} \quad (8-2)$$

式 (8-1) 作为第一阶段计量方程, 将可能存在内生关联的核心解释变量 $Phealth_{it}$ 作为被解释变量, 以工具变量 ($Phealth_{it}$ 的村级平均值) 作为核心解释变量, 并控制其他相关变量。该式关注 γ 的符号和显著性。如果 γ 显著为正, 表明工具变量的选择比较合理;^① 如果 γ 显著为负或不显著, 则表明其不适用。式 (8-2) 作为第二阶段计量方程, 将式 (8-1) 得到的 $Phealth_{it}$ 估计值 ($\overline{Phealth_{it}}$) 作为核心解释变量, 并控制其他相关变量。该式关注的仍是 β 的符号和显著性。经过第一阶段的回归估计处理, $\overline{Phealth_{it}}$ 不再受被解释变量的反向影响, 因此 (8-2) 式的系数 β 较式 (7) 更为可靠。

此外, 前述理论分析发现, 公共卫生投入对农村居民消费的作用, 受居民的风险厌恶度和医疗消费偏好等参数影响。为检验该判断, 我们建立以下计量方程, 作为式 (7) 的拓展分析:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Phealth_{it} + \lambda Group_{it} + \kappa(Phealth_{it} \times Group_{it}) + X'_{it} \delta + T_t + D_i + \epsilon_{it} \quad (9)$$

与式 (7) 相比, 式 (9) 增加了 $Group_{it}$ 和 $Phealth_{it} \times Group_{it}$ 两项, 以考察公共卫生投入对农村居民消费的影响, 是否与相关因素有关。当 Y_{it} 为家庭人均非医疗消费的自然对数时, $Group_{it}$ 是农村住户的家庭预防性储蓄动机 (反映风险厌恶度);^② 当 Y_{it} 为家庭人均医疗消费的自然对数时, $Group_{it}$ 为农村住户的家庭平均健康水平 (反映医疗消费偏好)。^③ 需要说明, 关于预防性储蓄, 已有文献认为其来自外界的

- ① 这仅表明工具变量符合相关性假设, 还须检验排他性约束假设——工具变量仅通过内生的解释变量影响被解释变量。具体见后续实证结果分析的相关说明。
- ② 一般而言, 给定家庭面对的不确定性, 预防性储蓄动机越强, 表明其对消费波动持更为谨慎的态度, 效用函数的形态更凹, 因此风险厌恶度也越高。参见 A. Deaton, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, vol. 59, no. 5, 1991, pp. 1221-1248; C. D. Carroll, R. E. Hall and S. P. Zeldes, "The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1992, no. 2, 1992, pp. 61-156.
- ③ 健康水平较差的家庭对医疗消费的需求较大, 其医疗消费偏好较强, 为本文后续实证结果所印证。根据表 2 的第 4—6 列, 家庭平均健康水平对医疗消费 \ln (家庭人均医疗消费) 的回归系数分别为 -0.0092、-0.0089 和 -0.0091, 均为 1% 的显著性水平。这表明, 家庭平均健康水平与家庭医疗消费支出呈反比, 而家庭医疗消费支出反映家庭对医疗消费的偏好, 对医疗消费越偏好的家庭其医疗消费支出往往越多。因此, 家庭平均健康水平越高, 该家庭对医疗消费的偏好一般越弱。需要说明, 我们不可否认存在比家庭平均健康水平更理想的、能够反映家庭医疗消费偏好的其他变量 (例如直接询问受访家庭成员对医疗保健服务的偏好), 但受制于数据可得性, 目前还无法构建这些变量。感谢匿审专家对此提供的宝贵意见。

不确定性,而且,这种不确定性主要是由收入的不确定造成的。基于此,我们使用 Sd_{it}/W_{it} 来反映家庭的预防性储蓄动机。^①

四、实证结果

(一) 基准回归结果

下面利用式(7)进行分析,实证结果见表2。核心解释变量包括家庭到达医疗机构的时间、家庭对医疗机构诊疗水平的评价以及家庭是否参加新农合,被解释变量为人均非医疗消费的自然对数和人均医疗消费的自然对数。先考察第(1)列至第(3)列。结果显示:(1)到达医疗机构的时间每缩短1分钟,农村居民非医疗消费增加0.15%(5%的显著性水平),表明就医便利程度的提高与非医疗消费正向关联;(2)诊疗水平的提高与农村居民非医疗消费的关系不显著;^②(3)加入新农合后,人均非医疗消费显著提高16.87%(1%的显著性水平),表明医疗保障水平的提高与非医疗消费也正相关。

表2 公共卫生投入对农村居民消费的影响(固定效应模型)

	ln(家庭人均非医疗消费)			ln(家庭人均医疗消费)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭到达医疗机构的时间	-0.0015** (0.0007)			0.0010 (0.0013)		
家庭对医疗机构 诊疗水平的评价		-0.0012 (0.0009)			-0.0012 (0.0016)	

- ① 参见 V. Dardanoni, "Precautionary Saving under Income Uncertainty: A Cross-Sectional Analysis," *Applied Economics*, vol. 23, 1991, pp. 153-160. 其中, W_{it} 为家庭财产, Sd_{it} 为家庭收入的标准差。其含义是:收入的标准差越大,表明家庭面对的不确定性越高,预防性储蓄动机越强;如果收入标准差既定,家庭财产越多,不确定性对家庭的实质性影响越小,预防性储蓄动机越弱。需要说明,收入的不确定性本身反映的是风险大小,不直接反映预防性储蓄动机。之所以可以使用这类变量来代表预防性储蓄动机,因为预防性储蓄动机是风险的函数,风险大小将直接决定预防性储蓄动机的强弱。此外,受数据可得性的限制,目前我们无法构建比该变量更理想的、能够反映家庭风险厌恶度的其他变量。感谢匿审专家对此提供的宝贵意见。
- ② 其原因可能是医疗机构诊疗水平的提高,会同时产生以下两方面影响。一方面,诊疗水平的提高意味着就医效果好,这会使居民生病次数减少,抑制医疗消费,促进非医疗消费。另一方面,诊疗水平的提高也意味着每次就医成本的增加,抑制可用于非医疗消费的收入增长。两类效应作用相反,导致诊疗水平的提高与非医疗消费的关系不显著。

续表 2

	ln (家庭人均非医疗消费)			ln (家庭人均医疗消费)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭是否参加新农合			0.1687*** (0.0395)			0.1522* (0.0814)
ln (家庭人均年收入)	0.0893*** (0.0099)	0.0838*** (0.0129)	0.0892*** (0.0100)	0.0388** (0.0181)	0.0331 (0.0222)	0.0380** (0.0180)
家庭平均健康水平	-0.0009 (0.0005)	-0.0008 (0.0007)	-0.0009* (0.0005)	-0.0092*** (0.0010)	-0.0089*** (0.0013)	-0.0091*** (0.0010)
家庭老人占比	-0.1123 (0.1016)	-0.0943 (0.1435)	-0.1111 (0.1015)	0.3322* (0.1767)	0.5690** (0.2289)	0.3209* (0.1765)
家庭成员是否从事非农职业	0.2360*** (0.0454)	0.2367*** (0.0597)	0.2252*** (0.0450)	-0.0071 (0.0956)	-0.0116 (0.1240)	-0.0017 (0.0956)
家庭人均受教育水平	0.0985** (0.0500)	0.0776 (0.0650)	0.1021** (0.0500)	0.0986 (0.1083)	0.0394 (0.1350)	0.1040 (0.1080)
家庭看病医院等级	0.0613** (0.0308)	0.2835 (0.0421)	0.0608** (0.0307)	0.1502** (0.0587)	0.1804** (0.0754)	0.1503** (0.0585)
年份哑变量 (2012 年=1)	0.4489*** (0.0225)	0.4470*** (0.0290)	0.4396*** (0.0226)	-0.2159*** (0.0425)	-0.2149*** (0.0519)	-0.2243*** (0.0427)
常数项	7.1276*** (0.1315)	7.2660*** (0.1790)	6.9498*** (0.1378)	5.840*** (0.2712)	6.0290*** (0.3530)	5.7013*** (0.2819)
样本数	12051	9056	12075	11749	8973	11778
R ²	0.209	0.181	0.198	0.095	0.102	0.091

注：括号内为稳健标准误差；***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。

其他控制变量的实证结果如下。收入水平与非医疗消费显著正相关，家庭人均年收入每增加 1%，人均非医疗消费增加约 0.08%，这与经典的消费理论相符。家庭成员是否从事非农职业、家庭人均受教育水平和看病医院等级，也与农村居民非医疗类消费正相关。家庭平均健康水平和家庭老人占比，与非医疗消费关联度低。年份哑变量的系数显著为正，这与我国实际情况相符。受益于经济持续增长的改革“红利”，以及各级政府对“三农”问题的高度关注，农村居民的非医疗消费在时间趋势上呈逐年增长态势。

再考察第 (4) 列至第 (6) 列，它们报告了公共卫生投入影响农村居民医疗消费的回归结果。(1) 到达医疗机构的时间和医疗机构诊疗水平的评价，与农村居民医疗消费的关系均不显著。(2) 参加新农合与农村居民的医疗消费显著正相关，其原因是，加入新农合从制度上降低了农村居民获取各类医疗服务的成本，导致居民医疗需求增长，医疗消费随之增加。其他变量的回归结果如下：家庭人均年收入

与医疗消费显著正相关；健康状况与医疗消费显著负相关；老人占比和看病医院等级的提高，与医疗消费也呈正向关联；家庭成员是否从事非农职业、家庭人均受教育水平，与医疗消费无显著关联；年份哑变量的系数显著为负。后者既可能与我国的经济社会发展阶段有关，即随着生活水平的提高，农村居民首先在食物、衣着、居住、日用品和交通等方面获得改善，^①对医疗服务的需求排序比较靠后，也可能反映政府各项农村卫生工作的趋势性效果，即政府在农村地区开展的各项卫生工作，使得农村居民的医疗支出在时间趋势上呈现放缓增长的态势。

表 2 的基准回归结果显示，公共卫生投入能够促进农村居民消费（包括非医疗消费和医疗消费）的增长，或者说公共卫生投入对农村居民消费产生了“挤入效应”。尤其是参加新农合，其与农村居民的非医疗消费和医疗消费均有显著的正向关系。

（二）稳健性检验

下面以核心解释变量（家户层级数据）的村级平均值作为工具变量，使用式（8-1）和式（8-2）进行控制固定效应的两阶段最小二乘估计，结果见表 3。将表 3 中的第二阶段回归结果与表 2 的结果进行比较，我们发现，在进一步控制潜在的内生性问题之后，基准回归结果仍然成立。就医便利度的提高（家庭到达医疗机构时间的缩短）仍与农村居民非医疗消费显著正相关（系数为 -0.0056，1% 的显著性水平）；参加新农合仍与农村居民的非医疗消费和医疗消费显著正相关（系数分别为 0.3835 和 0.3357，1% 或 10% 的显著性水平）。

表 3 公共卫生投入对农村居民消费的影响（使用工具变量的 2SLS 估计）

	ln（家庭人均非医疗消费）			ln（家庭人均医疗消费）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第二阶段回归结果						
家庭到达医疗机构的时间	-0.0056*** (0.0016)			0.0010 (0.0029)		
家庭对医疗机构 诊疗水平评价		-0.0029 (0.0023)			0.0016 (0.0044)	
家庭是否参加新农合			0.3835*** (0.0801)			0.3357* (0.1792)
第一阶段回归结果						
工具变量	0.9883*** (0.0540)	0.9490*** (0.0449)	0.9858*** (0.0326)	1.0244*** (0.0631)	0.9706*** (0.0501)	0.9938*** (0.0346)

^① 表 2 第（1）—（3）列的年份哑变量系数显著为正，也从一定程度上印证了这一点。

续表 3

	ln (家庭人均非医疗消费)			ln (家庭人均医疗消费)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
排他性约束的 F 检验值 (F 检验值的 p 值)	335.27 (0.0000)	446.59 (0.0000)	916.21 (0.0000)	263.83 (0.0000)	374.99 (0.0000)	825.92 (0.0000)
样本数	12051	9056	12075	11749	8973	11778

注：除了排他性约束 F 检验值的 p 值之外，括号内均为稳健标准误差；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；所有回归均控制家庭人均年收入、家庭平均健康水平、家庭老人占比、是否从事非农职业、家庭人均受教育水平和看病医院等级等变量；由于使用的是 2SLS 模型，未报告 R²。

表 3 中的第一阶段回归结果显示：工具变量与内生解释变量之间呈现显著的正向关联，表明工具变量满足相关性假设，也符合预期——村平均卫生状况与农户卫生状况正相关；排他性约束的 F 检验值均大于 10，且在 1% 显著性水平下显著（F 检验值的 p 值均小于 0.01），表明工具变量满足排他性约束（exclusion restriction）假设，即工具变量只通过公共卫生投入影响农村居民的非医疗消费和医疗消费，而非经其他解释变量影响被解释变量。因此，工具变量同时满足相关性假设和排他性约束假设，表明表 3 里工具变量估计的模型设定是合理的，其估计结果可信。^①

（三）拓展分析

理论分析发现居民的风险厌恶度和医疗消费偏好等因素，会影响公共卫生投入对居民消费的作用，实证分析须提供相关检验证据。下面使用特定变量（预防性储蓄动机和家庭平均健康水平）代表风险厌恶度和医疗消费偏好，并引入这些变量与公共卫生投入变量的交叉项作为核心解释变量，实证结果见表 4 和表 5。

结合前述理论分析，风险厌恶度越高，公共卫生投入对居民非医疗消费的促进作用越小，因此，表 4 交互项的系数应为负，获实证结果印证。一方面，公共卫生投入变量对非医疗消费的回归系数，与表 2 的结果相比没有明显变化，提高就医便利度（到达医疗机构时间的缩短）和参加新农合，仍与农村居民的非医疗消费显著正相关（系数分别为 -0.0015 和 0.1600，10% 或 1% 的显著性水平）。另一方面，诊疗水平与预防性储蓄动机的交互项、参加新农合与预防性储蓄动机的交互项，它们的系数均显著为负（分别为 -0.0005 和 -0.0045，10% 或 5% 的显著性水平），尤其是后者的系数数值较大，且显著程度更高。

^① 因表 3 中每列回归仅使用 1 个工具变量，这里不需要讨论工具变量的过度识别问题。

表 4 拓展分析 (考虑风险厌恶度的影响)

	ln (家庭人均非医疗消费)		
	(1)	(2)	(3)
家庭到达医疗机构的时间	-0.0015* (0.0008)		
家庭对医疗机构诊疗水平的评价		-0.0009 (0.0009)	
家庭是否参加新农合			0.1600*** (0.0517)
交互项 (卫生状况×预防性储蓄动机)	-0.0001 (0.0003)	-0.0005* (0.0003)	-0.0045** (0.0021)
预防性储蓄动机	0.0008 (0.0030)	-0.0197 (0.0148)	0.0012 (0.0011)
样本数	9574	7395	9590
R ²	0.259	0.250	0.260

注：括号内为稳健标准误差；***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平；所有回归均控制家庭人均年收入、家庭平均健康水平、家庭老人占比、是否从事非农职业、家庭人均受教育水平和看病医院等级等变量；使用“家庭收入的标准差/家庭财产”反映预防性储蓄动机。

依据理论分析得出的结论，对于医疗消费偏好较强的家庭，公共卫生投入对其医疗消费的刺激作用应更强。^①因此，公共卫生投入对农村居民医疗消费的促进作用，会随家庭平均健康水平的提高而下降，即表5交互项的系数应为负。表5的实证结果与理论分析吻合。家庭到达医疗机构的时间和家庭对医疗机构诊疗水平的评价的回归系数仍不显著，参加新农合的系数仍为正（系数数值为0.2690），且变得更为显著（1%的显著性水平）。诊疗水平与家庭平均健康水平的交互项、参加新农合与家庭平均健康水平的交互项，它们的系数均显著为负（分别为-0.0001和-0.0019，10%的显著性水平）。

① 对于健康水平较差因而医疗消费较多的家庭，本文理论模型的参数 α 应较小，此时，不等式 $\alpha < 1/(1-\theta)$ 更容易成立，即公共卫生投入对医疗消费的“挤入效应”更易出现。此外，根据表4第(3)列的回归结果，考虑风险厌恶度之后，公共卫生投入对非医疗消费的净效应仍然为正，表明中国农村居民对风险的厌恶程度是有限的（ θ 并未超过1）。此时，根据前述理论分析，对于公共卫生投入对居民医疗消费的影响，居民的医疗消费偏好将起决定作用。我们仅需加入公共卫生投入与医疗消费偏好的交互项，而无须考虑公共卫生投入、风险厌恶度与医疗消费偏好的多重交互项。

表 5 拓展分析（考虑医疗消费偏好的影响）

	ln（家庭人均医疗消费）		
	(1)	(2)	(3)
家庭到达医疗机构的时间	0.0003 (0.0022)		
家庭对医疗机构诊疗水平的评价		0.0039 (0.0036)	
家庭是否参加新农合			0.2690*** (0.0984)
交互项 (卫生状况×家庭平均健康水平)	-0.0000 (0.0000)	-0.0001* (5.32e-05)	-0.0019* (0.0010)
家庭平均健康水平	-0.0092*** (0.0011)	-0.0032 (0.0034)	-0.0076*** (0.0013)
样本数	11749	8973	11773
R ²	0.028	0.029	0.029

注：括号内为稳健标准误差；***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；所有回归均控制家庭人均年收入、家庭平均健康水平、家庭老人占比、是否从事非农职业、家庭人均受教育水平和看病医院等级等变量。

五、结 论

本文构建了一个区分消费类型的理论模型，并利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，研究公共卫生投入对农村居民不同类型消费（包括非医疗消费和医疗消费）的影响。我们的理论分析发现：公共卫生投入是否促进居民非医疗消费的增长，受消费者风险厌恶度的影响，风险厌恶度越高，公共卫生投入对非医疗消费的促进效应越弱；公共卫生投入对居民医疗消费的作用，同时受风险厌恶度和医疗消费偏好的影响，风险厌恶度较低且医疗消费偏好较强，公共卫生投入不会抑制医疗消费。实证结果较好地支持了上述理论分析结论。参加新农合、到达医疗机构时间的缩短，与农村居民的非医疗消费具有显著的正向关联。上述正向关联在风险厌恶度较低（预防性储蓄动机较弱）的家庭中更明显。参加新农合与农村居民的医疗消费，也具有显著的正向关联。上述作用会随着家庭医疗消费偏好的下降（家庭平均健康水平的提高）而减弱。

根据本文的研究结论，我国政府的农村公共卫生投入，不但能刺激农村居民非医疗消费的增长，而且其刺激效应又不以减少农村居民的医疗消费为代价。因此，加大这方面的财政投入并不断提高其资金使用效率和效益，可以促进农村居民消费的持续增长，有利于扩大内需，也为不断提高城乡发展一体化程度提供了动力。而

且由于公共卫生投入不抑制医疗消费的增长，加大公共卫生投入还有助于促进农村居民增加健康投入，减少或避免因健康原因致贫返贫，为打赢脱贫攻坚战创造有利条件。具体政策建议包括：可从农村地区实际卫生状况出发（包括农户到达医疗机构的时间和新农合覆盖率等），考核政府农村卫生投入的绩效；不断完善农村居民基础信息的收集和整理（包括农户的收入、财产和健康水平等），以此为基础，在制定公共卫生投入相关政策时，兼顾农户的风险厌恶度和医疗消费偏好等因素，使得公共卫生投入更充分地发挥其应有的积极效益。

为实现中华民族伟大复兴第一个百年目标“全面建成小康社会”，习近平总书记对健康中国建设的医疗卫生改革基本方针提出了明确要求。“按照保基本、强基层、建机制的要求，坚持公立医院公益性的基本定位，进一步深化医疗保障、医疗服务、公共卫生、药品供应、监管体制综合改革，探索医改这一世界性难题的中国式解决办法，着力解决人民群众看病难、看病贵、基本医疗卫生资源均衡配置等问题，实现到2020年人人享有基本医疗卫生服务的目标。”“没有全民健康，就没有全面小康。”他还指出，“民生是做好经济社会发展工作的‘指南针’，持续不断改善民生，能有效解决群众后顾之忧，调动人们发展生产的积极性，又能释放居民消费潜力、拉动内需，催生新的经济增长点，为经济发展、转型升级提供强大内生动力。”^① 本文研究从农村公共卫生投入对农村居民消费正面影响的局部实践，验证了健康中国建设的医疗卫生改革基本方针贯彻执行必要性。

需要说明，受制于数据可得性，本文的研究存在局限。随着未来相关数据的不断丰富和细化，需要进一步研究以下问题：使用分户分年的新农合投入水平，反映医疗保障方面的公共卫生投入，检验与新农合相关的实证结果是否发生变化；结合近期医改动态，分析分级诊疗改革和城乡居民大病保险等方面的公共卫生投入，对农村居民消费是否有显著影响；对公共卫生投入影响农村居民消费的内在机制，作出进一步的检验。

〔责任编辑：梁 华 责任编审：许建康〕

^① 中共中央宣传部：《习近平总书记系列重要讲话读本（2016年版）》，北京：学习出版社、人民出版社，2016年，第218、213页。

new globalization. It is through the synchronic aggregation of diachronic development of value connotations and value judgments that this temporal and spatial dimension has generated a developmental space for the practice of acceptance and recognition. Professor Men Honghua at the School of Political Science and International Relations of Tongji University holds that confronted with crises and changes in global governance, China should act as an intellectual leader, intelligent contributor, program provider and positive actor to deepen research on the new globalization and global governance and develop the Chinese approach in terms of ideas, theories and strategies for global governance, with special effort and attention to the reconstruction of the key areas of national governance, East Asian regional governance and the international financial order so as to create favorable international circumstances for the great rejuvenation of the Chinese nation in the new era of globalization.

(2) From the Life-world to Cross-Cultural Dialogue

Wang Jun • 47 •

The life-world's implications of an open world lay the theoretical foundation for global cross-cultural dialogue and provide guidelines for practice. The unfolding of inter-subjective communication behavior based on the life-world, the integration of distinct cultural worlds within an inter-subjective framework, freedom as the nature of truth and truth's presentation in an open world, etc., all point to openness as a characteristic of the world. These concepts are the basis of the "reflective judgment" of the "wisdom of practice," as familial experience is the basis of the ethical habit of "shyness/timidity." They provide an attitude of practice that is consistent with the philosophical conception of the life-world, enabling the maintenance of an open world that is public and inter-subjective. In a multicultural world, such an attitude arrives at a new cross-cultural philosophical practice involving a multipolar dialogue that starts with the common interests of mankind, follows the principle of different but equal, seeks consensus in ample dialogue between multiple participants, and builds a community of shared future for mankind through dialogue.

(3) The Economic Effect of Government Investment in Public Health: A Rural Consumption Test

Mao Jie and Zhao Jinran • 70 •

The impact of public health inputs on household consumption is uncertain. After 2003, however, as Chinese governments at all levels continued to increase investments in public health in rural areas, the ratio of the consumption of rural

• 205 •

residents to their incomes has been relatively high, and significantly higher than that of urban residents. Using the China Family Panel Studies (CFPS) micro-level database and the instrumental variables estimates methodology, we conducted an empirical test of the effect of the Chinese government's investment in public health on different types of rural consumption (medical and non-medical). Our findings show that participation in the New Rural Cooperative Medical System and the shorter time required for accessing health care providers have a significant positive correlation with non-medical rural consumption. This is particularly obvious in families with lower risk aversion (who have less motivation for precautionary saving). Participation in the New Rural Cooperative Medical System also has a significant positive correlation with rural residents' medical consumption, but this weakens as the household's preference for medical consumption falls (average household health rises). This shows that while the Chinese government's investment in rural public health stimulates the growth of non-medical rural consumption, this does not occur at the expense of rural medical consumption.

(4) A New Perspective on Energy Efficiency Enhancement: A Test Based on Market Segmentation *Wei Chu and Zheng Xinye* • 90 •

A comparison of the facts at the micro- and security level indicates that although some Chinese enterprises are at the international frontier in terms of micro-level energy efficiency, overall energy efficiency at the industrial and national level is seriously lagging behind. According to the market segmentation hypothesis, this is because market segmentation suppresses energy efficiency through its effect on the three channels of technological efficiency, scale efficiency and distribution efficiency. This effect has been demonstrated by preliminary evaluation and research based on Chinese provincial panel data for 1995-2012. An electricity market simulation finds that the establishment of a unified national electricity market can effectively improve energy efficiency and gain energy conservation dividends.

(5) Marx's Thinking on the Development of Law and Its Contemporary Significance *Gong Pixiang* • 112 •

Marx takes the analytical principles of historical materialism's philosophy of law and places the phenomenon of the development of law into the world historical process of transformation. His observations particularly focus on such fundamental problems as categorical transformation, intrinsic mechanisms, patterns of movement

• 206 •