



No. C2012010

2012-11

## 医疗保险促进健康吗？

——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析

潘杰，雷晓燕\*，刘国恩

四川大学华西公共卫生学院，北京大学国家发展研究院，北京大学光华管理学院

No. C2012010 2012年11月21日

**内容提要：**医疗保险全民覆盖是各国医改主要推进的卫生政策，其巨额支出能否有效促进人们健康成为全球经济学家们争论的焦点。本文利用2007-2010年国务院城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据，采用各城市对参保人群的政府补助比例作为工具变量，利用二阶段最小二乘法模型估计了城镇居民基本医疗保险对城镇成年人健康的因果影响，发现其显著提高了参保个人的健康水平，并对社会经济状态较差的人群起到了更大的健康效应。通过对影响渠道的估计，找到了城居保提高参保个人卫生服务利用但并未增加其经济负担的证据。本文结果支持医保覆盖扩大有助于提高全民健康水平的判断，特别是促进了弱势群体的健康，这为当前不断加大政府补助推进城乡医疗保险覆盖的公共政策提供了决策参考支持。

**关键词：**医疗保险，健康，城镇居民基本医疗保险，政府补助

## Does health insurance lead to better health?

**Abstract:** Whether health insurance matters to health has been at the center of debates when expanding health insurance coverage in developed and developing countries. In 2007, the Urban Resident Basic Medical Insurance (URBMI) program was piloted in China. Different government subsidies across cities and groups provide an opportunity to employ the IV

\* 联系方式：雷晓燕，北京大学中国经济研究中心，邮编 100871，010-62758946，[xylei@ccer.pku.edu.cn](mailto:xylei@ccer.pku.edu.cn)。

---

estimation approach to identify the causal effects of health insurance on health. Results from the URBMI survey data show that URBMI beneficiaries experience statistically better health than the uninsured. Furthermore, the insurance health benefit appears to be stronger for groups with disadvantaged education and income than for their counterparts. In addition, the insured receive more and better inpatient care, without paying more for the services.

**JEL:** H51, I1

---

“中华人民共和国公民在年老、疾病或者丧失劳动能力的情况下，有从国家和社会获得物质帮助的权利。国家发展为公民享受这些权利所需要的社会保险、社会救济和医疗卫生事业。”——《中华人民共和国宪法》第四十五条

“深化医药卫生体制改革的指导思想。…建设覆盖城乡居民的基本医疗卫生制度，不断提高全民健康水平，促进社会和谐。”——中共中央、国务院《关于深化医药卫生体制改革的意见》（2009）

## 一、 引言

医疗保险是健康人群与非健康人群之间或健康时与病患时之间对病患风险的分摊机制，它的直接功能在于保障人们在病患时对医疗卫生服务利用的财务可及性。由于医疗服务利用是为了获得健康(Grossman, 1972)，所以医疗保险的最终目的是维护和提高个人健康水平。

近年，医疗保险全民覆盖是包括中国、美国在内的世界各国（大国）医改主要推进的卫生政策，但该政策的实行往往耗资巨大，如中国新医改规划政府（2009-2011年）每年投入医保约1300亿元(国务院深化医药卫生体制改革领导小组办公室, 2009; 中国国务院, 2009)，而美国政府更是预计在未来10年每年投入近940亿美元(United States Congress, 2010)。这样巨额的支出能否提高人们的健康水平成为全球经济学家们争论的焦点。

首先，医疗保险提高了个人就医的财务可及性，增加了卫生服务利用，这样看来医疗保险确实应该提高人们健康水平；但由于健康的决定因素很多，较之环境、基因、收入等因素，卫生服务利用对健康的影响实际上相对较低(WHO, 2011)，并且卫生服务利用对健康的影响边际递减(Phelps, 2002)，越来越多的研究也显示，卫生服务利用逐渐增加时，对健康贡献的边际效益微乎其微，甚至可能有害(Ashton et al., 2003; Fisher, 2003)。因此医疗保险最终能否有效促进健康还需要展开深入的经验研究(Baicker and Finkelstein, 2011)。其次，医疗保险让个人在医疗卫生服务利用时面临较低的边际成本，由此产生的道德风险可能导致资源浪费。如果医疗保险有效促进健康，则更多的支出为有效消费，反之则为过度需求(黄枫 and 吴纯杰, 2010)，医疗保险能否促进健康也成为解答增加的医疗卫生服务利用是过度消费还是有效需求这一问题的关键。更重要的是，维护和提高人们健康长寿的手段不仅有医疗保险，如医疗救助、提供免费疫苗等干预手段(Levy and Melzer, 2008)，也可以维护和提高健康水平。那么，只有准确估计医疗保险对健康的影响，才能通过成本产出、成本效果或成本效益的方法，将医疗保险与其他干预手段进行比较，从而调整和优化相关公共政策，以利用有限的社会资源取得最大化的社会效益。

基于以上重要性，许多学者针对医疗保险影响健康的因果关系展开了丰富研究。相关因果研究大部分集中在对美国医疗保险的研究。其中，相当的文献对美国老年医疗保险（Medicare）进行了研究<sup>1</sup>。比如，Cutler 和 Vigdor(2005)利用面板数据，采用倍差法（DID）的思想进行识别，比较了51-65岁中有没有 Medicare 的人群面对疾病冲击后健康的变化，发现未参保个人在面临慢性病冲击后，健康的恶化程度超过参保个人，但是两组人群在面临急性疾病冲击下并不存在显著差异。Finkelstein 和 McKnight(2008)利用 Medicare 于1965年开始在美国各州实行的特点，也用倍差法进行研究发现 Medicare 在实行的头10年里并没有显著降低65岁以上人群死亡率。Card 等(2009)利用 Medicare 向所有年满65岁的美国居民免费提供的政策规定，采用断点回归设计（regression discontinuity design）方法研究了 Medicare 对65岁急诊入院病人健康的影响，发现 Medicare 显著降低了他们7天内的死亡数。另外还有大量文献对美国低收入医疗保险（Medicaid）<sup>2</sup>进行了研究。比如，Lurie 等(1986)

---

<sup>1</sup> Medicare 是美国政府免费提供给超过65岁的美国公民的医疗保险。

<sup>2</sup> Medicaid 是美国政府提供给低收入家庭的医疗保险总称，它的形式在各个州有所不同，但通常是政

---

比较了加入 Medicaid 一年后退出与不退出的两组人群的健康状况，发现退出组人群血压更高，但对自评健康影响不显著。Currie 和 Gruber(1996a)发现 1984-1992 年 Medicaid 的扩张降低了儿童死亡率的比例达 5.1%，同年他们的的另一篇文章（Currie and Gruber(1996b)同样发现 Medicaid 的扩张降低了新生儿死亡和新生低体重儿的发生率。Currie 等(2008)则发现儿童早期的医疗保险资格正向影响了后期儿童健康。Finkelstein 等(2011)的研究则发现美国俄勒冈州标准医疗保险计划（Oregon OHP standard， Medicaid 的一种）<sup>3</sup>显著提高了 19-64 岁的自评身体和精神健康，但对死亡率没有产生影响。

始于 1971 年的兰德医疗保险实验(Manning et al., 1987)是较其他所有文献特殊的一项研究。它采用了实验研究的方法，通过随机原则赋予了不同个人不同的医疗保险项目来研究了不同的医保分担比例对个人卫生服务利用及健康的影响。由于所有的实验组都有医疗保险（最低保障程度的只有大病医疗保险），所以该研究主要是对不同保障程度的医疗保险对健康的影响，而不是对是否参保的研究。该研究发现完全无个人负担的医保项目相对于仅保大病的医保项目对高血压、近视及口腔健康有小程度的提高，但没有发现对其他方面健康存在影响。

除了针对一般（健康）人群展开的研究外，还有部分文献选取了一些受到严重健康冲击的人群进行因果研究。Goldman 等(2001)和 Bhattacharya 等(2003)研究了医疗保险对美国 HIV 病毒携带者健康的影响。Goldman 等(2001)发现医保降低了参保者 6 个月中的死亡率 71%，Bhattacharya 等(2003)同样发现医保对 HIV 患者的健康起到了保护作用，并且私营医疗保险较社会医疗保险在降低死亡率方面更具效率。Doyle(2005)则研究了医疗保险对严重交通事故受伤者的影响，发现未参保的死亡率要较参保者高出 1.5%（参保者死亡率的均值为 3.8%）。

美国外的其他国家因果研究相对较少。Hanratty(1996)研究了加拿大全民医疗保险的实施对婴儿健康的影响，发现全民医保显著降低了 4%的婴儿死亡率和 1.3%的新生低体重发生率。King 等(2009)研究了墨西哥全民医疗保险对全人群健康的影响，发现全民医保对个人自评健康未产生显著影响。

国内相关的因果研究并不多，集中在对农村居民和老年人群的研究。Lei 和 Lin(2009)、Chen 和 Jin(2010)、吴联灿和申曙光(2010)采用了倍差法和趋势得分法相结合的方法考察了新型农村合作医疗（以下简称“新农合”）对中国农民健康的影响，而黄枫和吴纯杰(2009)、黄枫和甘犁(2010)研究了医疗保险<sup>4</sup>对城镇老人健康的影响。Lei 和 Lin(2009)和 Chen 和 Jin(2010)都未发现新农合显著提高了参保农村居民（儿童）的健康，但吴联灿和申曙光(2010)发现新农合对个人自评健康起到了显著的较小正影响（降低了自评健康不佳的比例 2.75%）。Wang 等(2009)采用了实验研究的方式，研究了农村互助医疗保险（RMHC），发现 RMHC 显著提高了农村居民健康水平（降低了全年齡段农村居民的自报疼痛和焦虑比例，提高了 55 岁以上个人的行动和自理能力）。黄枫和吴纯杰(2009)和黄枫和甘犁(2010)均发现参保老人死亡风险较未参保低。

从上述文献看，由于医疗保险与健康交互影响，并且一些可观测的和不可观测的个人特征因素也可能会共同影响参保行为和个人健康，不同的研究采用了不同的识别方法从不同的角度估计了各种医疗保险对不同人群健康状况的影响，尽管没有得到统一的结论，但是一些显著的正向结果确实找到了扩大医疗保险的覆盖有助于提高人们健康水平的有力证据（潘杰等，2011）。由于各国卫生体制差异很大，国外经验不一定符合中国实情，特别是由于经济发展的限制，中国社会医疗保险项目提供的卫生服务包并不丰富，在目前中国关注此类问题

---

府免费提供。

<sup>3</sup> 标准 OHP 是俄勒冈州 Medicaid 的一种形式，由政府免费提供给在当地居住的 19-64 岁低收入美国公民。

<sup>4</sup> 在黄枫和吴纯杰(2009)、黄枫和甘犁(2010)的研究中均定义“享受某种社会医疗保障，医疗费用主要由社会医疗保障支付”即为参保人群。

---

文章有限的情况下，中国现行的三大医疗保险（城市职工医疗保险、城镇居民基本医疗保险和新农合）到底对各个年龄段人群有没有显著影响成为问题，尤其是尚未见有对（截止 2010 年底）覆盖近 2 亿中国城镇人口的城镇居民基本医疗保险（以下简称“城居保”）进行的相关因果研究。本文的研究将弥补目前文献的不足。

本文利用最新具有全国代表性的微观数据——2007-2010 年“国务院城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据（URBMIS）”，估计了城居保对城镇成年人健康的因果影响。由于城居保政府补助比例在各地不同，这将影响到个人参保意愿，从而改变个人的参保状态，而政府补助比例往往对个人健康而言是外生因素，本文利用了这一“自然实验”——政府补助比例的差异导致的城居保参保的不同，识别了城居保对参保个人健康的影响。个人自评健康对城居保参保状态的最小二乘法（OLS）估计结果显示个人健康与参保状态存在显著的负相关，这意味着城居保的自愿参保政策可能导致了严重的“逆向选择（adverse selection）”问题。固定效应（FE）模型尽管没有排除健康与参保的交互关系，但是修正了由不可观测的“固定效应”带来的偏差，得到了二者无显著关系的估计结果。接着，通过采用各市级针对不同的城居保参保人群的政府补助比例作为工具变量（IV）进行估计，结果显示城居保显著提高了参保个人的健康。进一步对不同社会经济状态（SES）人群进行分析发现城居保对弱势群体（低收入、低教育水平）健康起到的正向作用更大。另外我们还通过对影响渠道的估计，找到了一些证据，支持城居保提高了参保者卫生服务利用但并未增加个人就医经济负担，从而说明城居保可能正是通过提高卫生服务利用促进个人健康。对更多健康指标的回归结果看，城居保并没有对慢性病和 EQ5D 得分及其各个维度产生一致的显著正向影响。

本文的结果支持医保覆盖扩大有助于“提高全民健康水平”的判断，特别是提高弱势群体的健康，而他们正是政策制定者和社会最值得关心的人群。随着政府对社会基本医疗保险补助的不断加大，可以预期中国居民的健康水平将得到进一步提高

本文后面的结构安排如下：第二部分对城居保制度背景和本文使用的数据做简要概述；第三部分考察参保状态与个人健康的相关关系；第四部分采用 IV 的方法排除医保与健康之间可能存在的内生性，考察了城居保对个人健康影响的因果关系；第五部分对不同人群、可能的影响渠道及更多健康指标展开进一步分析；最后是结论。

## 二、 城居保制度背景概述与数据

### （一）城镇居民基本医疗保险制度

城居保与城镇职工基本医疗保险（以下简称“城职保”）、新农合及城乡医疗救助共同组成中国基本医疗保障体系，分别覆盖城镇非就业人口、城镇就业人口、农村人口和城乡困难人群(中共中央、国务院, 2009)，它是中国社会医疗保险的重要组成部分。

#### 1. 建立

1998 年中国在全国范围建立城职保制度，2002 年提出建立新农合医疗制度，2005 年明确开展城乡医疗救助工作(胡晓义, 2007)，但是大量的城镇非就业人员被排斥在社会医疗保障体系之外。中共中央十六届六中全会通过的《关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》做出了将“覆盖城乡居民的社会保障体系基本建立”作为“构建社会主义和谐社会的目标和主要任务”之一(中共中央, 2006)。为实现这一目标，2007 年国务院决定在 79 个城市启动城居保试点(中共中央、国务院, 2007)，2008 年新增 229 个试点城市，并于 2009 年在全国推开。2007 年国务院 20 号文件《国务院关于开展城镇居民基本医疗保险试点的指导意见》（以下简称《20 号文件》）对其实施制定了以下 3 个原则：（1）自愿参保；（2）重点保障城镇非从业居民的大病医疗需求；（3）中央确定基本原则和主要政策，地方制定参保范围、筹资水平等具体办法。与新农合为避免逆向选择要求以户为参保单位的参保政策不同，城居保

---

没有对个人参保进行限制。从 2007 年开展试点以来,城居保覆盖人群数持续增加,2007-2010 年参保人数分别为 0.43、1.18、1.81 和 1.95 亿人,成为中国“全民医保”制度体系的重要制度基础(国务院城镇居民基本医疗保险试点评估专家组,2011)。

## 2. 参保范围

根据《20 号文件》规定,城居保的参保范围为“不属于城职保制度覆盖范围的中小学阶段的学生(包括职业高中、中专、技校学生)、少年儿童和其他非从业城镇居民”。在 2007 年试点展开时,各地对参保对象的规定并不相同,主要是对城镇居民中未参加城职保的灵活就业人员、劳动年龄未就业人员、不具有城市户籍的农民工及其子女、当地农村户籍居民,以及在校大学生是否纳入参保范围的规定不同。但随着国家明确建立覆盖全民的医保制度目标以来,各地逐年扩大参保范围,截止 2010 年底,除部分地区未将当地农民和不具有城市户籍的农民工纳入参保范围外,各地几乎都已将上述人群全部纳入。

## 3. 筹资和补助

城居保的筹资来源主要是个人缴费和政府补助。其中,政府补助来自中央、省级和地方 3 级政府。城居保具体的筹资水平和地方政府补助水平由地方根据当地居民家庭和财政负担能力而定,但中央政府规定了最低补助额度:2007 年规定各地政府补助最少不低于人均 40 元(国务院,2007),到 2010 年达到 120 元(中共中央、国务院,2009)。在地方实行当中,一般还分人群(未成年人、老年人和非从业居民)规定了不同政府补助和筹资标准。总的筹资水平呈东、中、西部逐渐递减(朱俊生,2009)。

从 79 个试点城市上报数据看,2007-2010 年成年人平均筹资水平分别为 219 元、231 元、242 元和 274 元,其中各级财政补助分别为 74 元、94 元、97 元和 120 元,占筹资水平的 34%、41%、40%和 44%; 学生儿童平均筹资水平分别为 101 元、111 元、124 元和 160 元,其中各级财政补助分别为 56 元、80 元、86 元和 117 元,占筹资水平的 55%、72%、69%和 73%(国务院城镇居民基本医疗保险试点评估专家组,2011)。

## 4. 保障范围

根据《20 号文件》规定,城居保重点保障城镇非从业居民的大病医疗需求,基金重点用于参保居民的住院和门诊大病医疗支出。因此,大部分地区在 2007 年实行初期只针对住院和门诊大病进行保障,但根据人保部门的政策部署,越来越多的地区开始将普通门诊纳入保障范围(黎成 et al., 2010)。

由于筹资水平不同,各地对医疗费用的自付比例、起付标准和最高支付限额的规定也不尽相同。除了跨地区差异外,各地通常还根据就医的医疗机构等级对自付比例和起付标准再进行区别,越高级别的医疗机构自付比例通常越高,而起付标准通常越低。2010 年,调查的试点城市中,中老年人在 3 级医院的自付比例最高的为 52%,最低的为 46%,在 1 级医院最高 35%,最低 28%; 成年人、老年人平均住院起付标准 3 级医院分别为 620、634 元,1 级医院 205、208 元; 而成年人、老年人的平均最高支付限额分别为 72510 和 72860 元(国务院城镇居民基本医疗保险试点评估专家组,2011)。从时间趋势看,随着筹资水平的提高,城居保各地的自付比例和起付标准逐年降低,而最高支付限额呈提高趋势。

### (二) URBMIS 数据

本文采用的数据是个人层面的 2007-2010 年追踪调查数据,它来源于城镇居民基本医疗保险入户调查(Urban Resident Basic Medical Insurance Survey, URBMIS)。该调查是受国务院城居保试点评估专家组委托,以北京大学光华管理学院为首的课题组在首批 79 个城居保试

---

点城市中开展的国务院城居保试点评估入户调查(林苑娟 et al., 2011)。该调查的主要目的是对城居保制度运行状况、居民健康和医疗保障情况进行评估。调查收集了被访者个人基本情况、健康及行为状况、医疗保险状态和医疗服务利用,以及家庭经济情况等方面翔实的信息。

URBMIS 采用聚集分析(Cluster Analysis)的办法从 79 个城镇居民基本医疗保险试点城市选取了内蒙古自治区包头市、吉林省吉林市、浙江省绍兴市、福建省厦门市、山东省淄博市、湖南省常德市、四川省成都市、青海省西宁市和新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市等 9 个城市作为调查点,通过多阶段、概率与规模成比例抽象(probability proportionate to size sampling, PPS)方法<sup>5</sup>确定了大约 11800 户家庭,涉及到约 32000 个调查对象。调查从 2007 年开始,每年进行一次,现已获得 2007-2010 年 4 个年份的数据。

基线实地调查在 2007 年 11 月底展开,共调查了 42 个区(县),102 个街道,106 个居委会,成功入户 11674 户、32989 人。2008-2010 年在基线调查基础上进行追踪调查,考虑住户迁徙、无人在家、拒访等失访情况,每年在 9 个城市遵从基线调查的随机群体样本抽样程序进行适当的补充抽样。2008 年 11 月展开第 1 轮跟踪调查,合计有效访问 11099 户、32202 人、个人随访率 79.25%;2009 年 11 月展开第 2 轮跟踪调查,有效访问 11260 户、31646 人、个人随访率 78.45%;第 3 轮跟踪调查于 2010 年 11 月展开,有效访问 11105 户、30496 人、个人随访率 87.04%。

### 三、 数据描述和基本模型回归估计结果

#### (一) 数据描述

URBMIS 四年的原始数据共有 127333 个样本。我们选择的是符合城居保参保资格的样本进行研究。对于是否符合资格的界定,本文是基于 9 城市 2007-2010 年城居保的相关文件和咨询地方城居保管理机构进行的筛选,其中由于大部分城市每年都在扩大参保范围,因此是否符合资格是根据各个人群当年的参保资格信息进行的选择。由于儿童的健康状况与成年人不同,我们选取年龄在 18 岁以上的成年人样本,并且去除了在读学生(大学生)和残疾人。本研究使用的有效样本包含了 8822 户,16405 个人,4 年样本共计 31145 个。

自评健康是本文主要用到的衡量健康的指标,分别采用连续变量和虚拟变量的形式。变量“健康状态”是连续变量,取值 1-5,分别表示受访者在回答“总的来说,您如何评价自己过去一个月内的健康状况”时选择“很差”、“差”、“一般”、“好”和“很好”;我们根据这个健康变量生成了“健康好”的虚拟变量,选择“好”或“很好”取值为 1,否则取值为 0<sup>6</sup>。

自评健康是相关文献(Finkelstein et al., 2011; Lurie et al., 1986; Wang et al., 2009; 吴联灿 and 申曙光, 2010)中最常使用的健康代理变量。正如雷晓燕等(2010)总结到:尽管自评健康的指标如 Strauss 和 Thomas(1998)指出的那样具有主观性的缺陷,但是 Idler 和 Benyamini(1997)等人通过总结和对比二十多年与自评健康相关的文献指出,自评健康是预测死亡及其他身体状况独立和重要的指标,在一定程度上甚至比其他客观指标更全面与准确,因为自评健康不仅反映了个体对现有疾病严重程度人体复杂的认知与判断,甚至还反映了那些没有被诊断出来但却已经有症状的疾病。大量的相关文献(Appels et al., 1996; Burstrom and Fredlund, 2001; DeSalvo et al., 2006; Grand et al., 1990; Greiner et al., 1999; Kawada, 2003; McGee et al., 1999; Mossey and Shapiro, 1982; Sundquist and Johansson, 1997; Yu et al., 1998)也得到了相同结论。不仅如此,由于健康是一个多维度的概念,即使数据中存在客观健康,例如血压指标或者 ADL 等健康量表,也不一定能很好得说明真实的身体健康状况。所以即使存在客观健康指标,

---

<sup>5</sup> 采用 PPS 方法时,街道较多的城市以街道(乡镇)的总户数为规模度量,街道少的城市直接以居委会(社区)为规模度量。

<sup>6</sup> 我们还采用了其他多种划分方式,包括只是将“好”作为虚拟变量,相关的估计结果与报告的相似。

一些学者也会偏向于使用自评健康，例如 Deaton 和 Paxson(1998)，他们使用拥有很多客观健康指标的 NHIS 和 PSID 数据，但是却仅仅使用了自评健康来做分析。除了 Idler 和 Benyamini(1997)所提到的原因外，更重要的是，一些客观健康指标如 ADL 等只对高龄老人有差异，对相对年轻的人群则并非很好的衡量指标。鉴于以上原因，本文主要采用自评健康作为健康的衡量指标<sup>7</sup>。当然使用自评健康使得我们对结果的阐释必须要小心，因为自评健康是客观健康与主观心理健康的综合体，是对个体身体状况基本的描述。至于医疗保险通过何种渠道影响自评健康，是通过影响心理还是某方面的客观健康，在本文后面还会进一步讨论。

表 1 给出了相关变量的描述统计分析结果。城镇全体成年居民（调查全样本）<sup>8</sup>与具有城居保参保资格的成年人群比较，无论是自评健康、慢性疾病、EQ5D 等健康指标，还是收入、教育、从业状态，具有城居保参保资格的人群表现都要差。值得强调的是，尽管健康状况不好，但是该人群在卫生服务利用上却较少，这表明城居保人群确实是城镇人口中健康状况和经济社会状态（SES）较差的，也是面对疾病风险最缺乏抵御能力的人群。

在具有参保资格的人群中，未参保人群在自评健康、慢性疾病、EQ5D 等健康指标上都要较参保人群好。在卫生服务方面，参保人群利用更多。但从人口特征看，未参保人群的平均年龄较参保人群年轻近 7 岁。在社会经济状况表现上，两个人群在收入上差异不大，但是未参保人群教育程度和职业状态明显要高于参保人群<sup>9</sup>。健康行为方面，参保人群要好于未参保人群。

从健康状态的简单比较上，似乎参加城居保给个人健康带来了负影响，但是由于两个人群在年龄、社会经济状态和健康行为的表现差异都很大，这些因素都可能是导致未参保人群健康状况优于参保人群的原因。那么，两个人群在排除其他可观测因素干扰后的关系如何，还有待进一步地考察。本文下一个部分将就健康与城居保的相关关系展开进一步分析。

## （二）OLS 模型和 FE 模型的主要结果

本文采用了回归模型的方法来估计医疗保险对健康的因果影响，基本的模型为：

$$y_{ict} = \mathbf{X}'_{ict}\beta_1 + URBMI_{ict}\beta_0 + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中， $i$  指代个人， $c$  指代个人所在城市， $t$  指代时间。 $y_{ict}$  衡量了  $t$  年  $c$  城市中个人  $i$  的自评健康， $URBMI_{ict}$  指代个人  $i$  是否参加的城镇居民基本医疗保险， $\mathbf{X}_{ict}$  为一系列的个人特征变量。参照相关文献，在本章的研究中  $\mathbf{X}_{ict}$  包括了个人年龄、性别、教育程度、婚姻状态、是否为本地人、户口类别、民族、工作状态、家庭收入、是否抽烟、是否喝酒，以及城市和年的虚拟变量。余下的  $\varepsilon_{ict}$  为个人层面的误差项。 $URBMI_{ict}$  变量的系数  $\beta_0$  是我们首要关心的参数，它给出了处理组（参保个人）和控制组（未参保个人）在健康上的平均差异。

表 2 分别给出了全部样本对“健康状态”变量和“健康好”虚拟变量的 OLS 回归模型和固定效应（FE）回归模型的估计结果。参照相关文献，模型中控制了一系列反映人口、社会经济状态的个人异质特征变量，包括年龄、性别、教育、婚姻、工作、收入，以及城市、年份虚拟变量等。

OLS 模型假设个人参保状态外生，即参保不会受到健康的反向影响，也不存在共同影响二者的不可观测因素。估计结果显示，城居保的估计系数都在 1%水平上显著为负，城居保与个人“健康状态”0.041 个单位的降低，以及与报告“健康好”的概率 2.1 个百分点的下降相关。

FE 模型则利用了 URBMI 数据的长期固定追踪特点，排除可能共同影响个人健康和参保

<sup>7</sup> 另外，我们也发现数据中自评健康状况随着年龄平滑地下降，这样的结果非常符合我们的直觉，也间接说明用自评健康来反映人的身体状况有一定合理性。

<sup>8</sup> 为与“具有城居保参保资格的人群”对比，这里“城镇全体居民”只包括成年居民，且对应去除了在读学生（大学生）和残疾人。

<sup>9</sup> 在比较职业状态时，按照中国国情，我们进行了正式员工优于临时工或钟点工的假设。



状态且随时间不变的不可观测因素的影响后进行估计。结果显示,排除不可观测“固定效应”后,城居保的估计系数变得非常小且在 10%水平上失去显著性。

OLS 模型假设城居保外生,FE 模型假设排除不可观测的“固定效应”后城居保外生,然而有必要指出过去的研究都倾向于否定以上两个假设。医保可能通过直接或间接方式影响健康,自身健康的好坏也会反过来影响个人参保,并且一些不可观测的(如基因、时间偏好等)个人特征因素也可能会同时影响二者(潘杰等,2011)。因此,OLS 模型可能只是针对相关关系的估计,显著为负的结果表明居民参保可能存在显著的“逆向选择”,而不显著、接近 0 的 FE 模型估计结果则表明不可观测的“固定效应”确实导致了 OLS 模型的低估,但仍无法厘清健康与参保之间的交互关系。因此,以上结果可能都不是对城居保影响健康因果关系的一致性估计,这是下面 IV 模型希望更好解决的主要问题。

#### 四、工具变量模型估计结果

前面部分主要分析了个人健康与城居保参保之间的相关关系,但我们更感兴趣的是参加城居保到底是否对个人健康产生因果影响。本部分将利用政府补助比例在各地的差异导致的城居保参保的不同这一“自然实验”来识别城居保对参保个人健康的因果影响。

##### (三) 工具变量

本文采用分年分城市针对不同的城居保参保人群的政府补助占当年当地的城居保总筹资比例作为个人是否参加城居保的工具变量,具体定义为:

$$Pro_{jct} = \frac{Subsidy_{jct}}{Subsidy_{jct} + Premium_{jct}} 100\% \quad (2)$$

其中,Pro 代表政府补助比例,Subsidy 代表政府对城居保的总补助,Premium 代表个人缴纳的保费,j 代表个人所属的年龄组别,c 代表城市,t 代表时间。例如,Subsidy<sub>jct</sub>代表第 t 年城市 c 政府对 j 组人群参加城居保的总补助。年龄的分组主要是按照政府补贴依据的标准来划分,其中主要分为 18-55/60 岁和 55/60 岁以上两个年龄组人群。

正如本文第二部分所讲,各个地区各年对个人参加城居保的政府补助存在差异,因此政府补助比例也不同。2007-2010 年间政府补助比例最低的城市为 14.06%,最高的为 75%,平均值为 33.87%,变异系数为 40.59%。部分地区在不同年龄组别间的补助也有差异,比如淄博市 2007 年对于男满 60 周岁、女满 55 周岁人群的补贴比例为 45.5%,而对低年龄人群的补贴较低,为 27.3%。

##### (四) 补助的约简影响

在进行工具变量回归之前本章首先考察了政府补助对个人的约简影响(reduced-form subsidy effects)。本章采用了以下方程来进行估计:

$$y_{ict} = \mathbf{X}'_{ict}\boldsymbol{\pi}_1 + PROPORTION_{jct}\boldsymbol{\pi}_0 + v_{ict} \quad (3)$$

其中 PROPORTION<sub>ict</sub> 为 t 年 c 城市为 j 年龄组人群参加城居保的政府补助比例。变量 PROPORTION<sub>ict</sub> 的系数  $\boldsymbol{\pi}_0$  就是政府补助对个人健康的约简影响。表 3 中的第(3)和第(4)列分别报告了约简形式的回归结果,显示政府补助比例与个人健康存在非常强的正向相关关系,1%政府补助比例的提高与自评健康 0.159 个单位的增加和报告非常健康概率 7%的提高显著相关。当然,约简形式的回归结果并没有识别约简影响中的多大部分是政府补助通过城居保影响到个人健康,但确实给我们提供了城居保可能正向促进个人健康的间接证据。

##### (五) 工具变量的有效性

如同所有采用工具变量的识别策略进行因果影响识别的文献,研究结果的可信性取决于

工具变量是否满足两个条件：

第一个条件是工具变量是否与内生变量存在显著的偏相关（partially correlated）。在本章中，即是政府补助比例是否与个人参保行为之间存在高度相关。本章认为，政府补助比例与个人参保状态应该呈正相关关系，因为政府补助比例越高，个人缴纳的保费比例就越低，那么个人就更有激励参加城居保。进一步地，本章通过以下方程来进行一阶段估计：

$$URBMI_{ict} = \mathbf{X}'_{ict}\boldsymbol{\delta}_1 + PROPORTION_{jct}\delta_0 + \mu_{ict} \quad (5-4)$$

其中， $\delta_0$  为本章关心的一阶段影响。表 4 报告了对  $\delta_0$  的估计。回归中的控制变量与之前的 OLS、FE 和约简式回归保持相同。由于我们采用了 Staiger 和 Stock(1997)的方法进行弱工具变量检验，表 4 还报告了工具变量的 F 统计量。从估计结果看，与我们的预期保持一致，在控制其他外生变量的情况下，政府补助比例在 1%水平上与个人参加城居保的概率呈显著正相关关系。同时，工具变量的 F 统计量超过了 10%水平误差容忍的临界值 16.98(Stock and Yogo, 2002)，意味着本章使用的工具变量通过了弱工具变量检验。

IV 有效的第二个条件是工具变量外生，即在本章中，政府补助比例必须外生于个人参保，即政府补助比例只是通过参保行为影响个人健康。相关文献认为个人对其所在城市参保政策影响很小，因此都采用了相似的地区参保政策作为个人参保状态的 IV(Bhattacharya et al., 2003; Goldman et al., 2001)。本章用到的政府补助比例看起来也很难受到个人的影响，但是这里有必要进行两方面的强调：第一，由于政府对城居保参保的补助规定来自于中央政府，由地方政府具体制定细则，所以本章认为具有参保资格的个人很难能够直接对参保政府补助比例产生直接影响。第二，是否存在不可观测的城市因素可能共同影响到当地的城居保财政补助政策和个人健康。关于这一点，本章在模型当中加入了地区和时间虚拟变量以控制地区和时间对个人健康影响的差异，但是还是可能存在不可观测的因素共同影响二者，比如一些地方政府非常重视民生建设，一方面进行了非常多的公共卫生干预，另一方面同时提高了政府对参加医疗保险的补助比例。在这种情况下，个人健康的提高可能来自于公共卫生的干预，而非参加医保所致。因此，为了进一步验证政府补助比例作为 IV 的有效，本章采用了 Bhattacharya 等(2003)提出的一种间接验证方法来对本章的工具变量的外生性进行检验。本章针对不具有参保资格（且未参加城职保、新农合和公费医疗）的人群按照式（3）进行了约简形式（reduced-form）回归。由于不具有参保资格的人群不能参保，除非可能存在共同影响到当地城居保财政补助政策和个人健康的不可观测的地区因素，政府补助比例就不应该对其健康状态产生影响。表 3 中的第（1）和第（2）列错误!未找到引用源。报告了约简形式的回归结果，与我们的预期相同，地方财政补助比例在 10%水平上未对不具有参保资格的人群健康产生显著影响。这间接地支持了我们对政府补助比例外生的假设。

总的来讲，我们发现政府补助比例与个人参保显著相关，并且找到了政府补助比例外生的间接证据。下面本章将以其作为个人参保状态的工具变量来识别城居保对健康的影响。

#### （六）两阶段最小二乘模型（2SLS）的估计结果

接着，本章以式（4）为第一阶段，采用最小二乘模型估计了式（1）。表 5 报告了采用政府补助比例作为个人参保状态工具变量对城居保健康效应进行回归估计的结果。本表的两列分别使用的是“健康状态”和“健康好”作为健康的衡量指标。可以看到，在修正了参保状态可能的内生性问题后，参与城居保在 5%水平上显著提高了个人“健康状态”1.479 个单位的提高，以及个人报告“健康好”的可能性提高 64.6 个百分点的提高。结果表明城居保确实对个人健康起到了正向影响。

工具变量模型与 OLS 和 FE 模型估计结果差异很大，造成差异的可能原因有：第一，由于城居保自愿参保的政策，居民参保行为可能存在严重的“逆向选择”，尽管可能城居保对个人健康起到了正向影响，但是由于“逆向选择”的作用更大，所以 OLS 估计的二者相关关

系显著为负。FE 模型尽管没有排除健康与参保的交互关系，但是修正了由不可观测的“固定效应”带来的偏差，得到了二者无显著关系的估计结果。工具变量模型利用外生的政府补助比例，进一步地排除了参保的内生性问题，识别了城居保对个人健康的因果影响。这里，内生性问题的处理是造成不同模型估计结果差异的一个主要的可能原因。第二，本文的工具变量估计结果只是一个 Local Average Treatment effects (LATE)估计，它只是针对参保行为受到城居保政府补助比例影响的人群，即对顺从者 (complier) 的城居保健康效应的因果影响估计。由于人群的异质性，对不受补贴政策影响的人群，城居保对健康的平均影响可能较小，我们在后面部分还会就这个问题进行深入分析。除了以上原因外，测量误差可能也是造成 OLS 低估的原因。

## 五、 进一步研究

### (七) 城居保对不同人群的影响

既然城居保对城镇成年人的健康产生影响，那么这个影响在不同人群中会有较大差别吗？接下来一个很直观的推测是，城居保的健康效应对那些社会经济状态差的人群影响是不是较对经济状态好的人群更大。我们构建了城居保与不同收入分成、不同教育水平和代表农民工人群的变量的交叉项来验证上述假设。

表 6 报告了对应的 2SLS 模型结果。如我们的推测，城居保对参保个人的健康促进作用随着收入的提高而越来越小，如人均家庭收入最高的 20% 人群受到的城居保健康效应要较最低的 20% 人群小 1.008 个单位的“健康状态”，而报告“健康好”的可能性的影响也要低 46.2 个百分点。对不同教育水平人群影响的结果与分收入的结果类似，城居保的健康效应对教育程度较低的人群影响更大。

表 6 最后两列报告的是城居保对处于不同生命周期阶段的个人健康的影响估计。按照 WHO(World Health Organization, 1963)的标准将成年人分为三个年龄段：青年 (18-45 岁)、中年 (45-59 岁) 及老年 (60 岁以上)。从结果看，尽管交叉项对“健康状态”的影响仅对老年人在 10% 水平上显著，但是对报告“健康好”的系数却都在 1% 水平上显著，说明城居保的健康效应随年龄的增长效应也在减小。这可能在于由于参保带来的卫生服务利用的增加在边际上对老年人的边际效果可能要低于年轻人，而导致了健康效应随年龄的减弱。

总的来看，对不同人群健康影响的估计结果符合城居保的健康效应对那些经济状态差的人群影响更大的推测。

### (八) 可能的影响渠道

在关于医保影响健康的研究中，一般都得到了医保提高了就医的财务可及性从而增加了医疗卫生服务，进而对参保个人的健康起到正向促进作用的结论(Bhattacharya et al., 2003; Card et al., 2009; Doyle, 2005; Finkelstein et al., 2011)。在文献当中，一般将由于医保增加的卫生服务利用分为就医的强度 (intensity) 和质量 (quality)。本文就以下三个方面讨论可能的渠道：(1) 财务可及性的提高，使得卫生服务的数量和质量提高；(2) 医保改变个人健康行为；(3) 疾病风险可能导致的财务风险得到保障，减少了个人心理压力。

表 7 报告了对应的 2SLS 模型回归结果。卫生服务利用方面，城居保并没有对 (过去一年) 主动进行健康体检、(过去两周) 门诊就医、门诊就医医院等级、门诊费用、(过去一年) 是否住院产生显著影响<sup>10</sup>，但是分别在 5% 和 10% 水平上显著提高了住院的医疗机构等级和

<sup>10</sup> 表 7 报告的 (过去一年) 是否主动进行健康体检、(过去两周) 是否门诊就医、(过去一年) 是否住院的回归结果外，我们也对健康体检次数、门诊就医次数和住院次数进行了考察，得到的结果与表 7 中的结果一致，限于篇幅就没有在文中报告。

增加了（最近一次）住院总医疗费用<sup>11</sup>。由于在对就医的医疗机构等级和就医费用的回归中加入了疾病的 ICD10 分类变量，本文认为不同疾病的异质性得到了很好控制，住院医疗机构等级的提高表明参保人群享受了更高质量的医疗服务。当然，医疗总费用的提高的原因有两方面，一方面是参保人群可能享受了更多或更高质量的服务，另一种可能是参保人群面临了更高的医疗价格。另外，由于城居保在 2010 年及以前，大部分城市并未将普通门诊纳入城居保统筹，因此健康检查和门诊卫生服务利用的不显著的结果符合政策设定。

进一步地，我们通过考察城居保是否增加了参保个人一年内主动健康体检来考察其是否对个人健康行为产生影响从而促进健康。由于样本城市城居保参保政策并没有提供免费健康体检，所以如果参加医疗保险使得人们更重视健康，可能就会提高个人主动体检次数。但从估计结果看，尽管城居保估计系数显著为正，但在统计上不显著，所以这个结果不能表明城居保确实改变了个人健康行为。

对家庭医疗负担的结果看，尽管参保增加了个人住院的医疗费用和就医医疗机构等级，但是个人自付的医疗费用并没有得到显著提高，表明城居保在增加医疗卫生服务利用的同时并没有增加其自身的经济负担。但对“今年患病造成家庭经济负担严重”影响看，尽管城居保变量的回归估计系数为负，但在统计上也不显著，表明城居保并没有显著降低参保个人所在家庭整体就医的经济负担。

总的来讲，对城居保影响健康可能渠道分析中，我们找到了一些支持城居保提高了参保者卫生服务利用但并未增加其经济负担的证据，这与现有的文献得到的结果保持一致 (Finkelstein et al., 2011)。

#### (九) 对其他健康的更多影响

这个部分我们采用了包括欧洲五维度健康量表 (EQ5D)<sup>12</sup>和慢性病患病情况等更多维度的健康指标来考察城居保对参保个人健康的影响。慢性病指被访者是否存在某种慢性疾病，为虚拟变量，1 为存在，0 为否。这里我们选用中国卫生统计年鉴中发病率最高的 5 种慢性病进行考察。EQ5D 得分由 (Shaw et al., 2005) 提供的参数和程序计算得到。由于本文的样本是全人群，大部分被访者在回答 EQ5D 问题时都报告不存在任何问题，因此本文还采用了文献中的做法 (Wang et al., 2009)，构建了 EQ5D 每个维度的虚拟变量，1 代表有些问题或存在严重问题，0 代表没有问题。

表 8 报告了 2SLS 回归估计结果。城居保没有对 EQ5D 得分及其任一维度的虚拟变量产生显著影响，量表中所有变量的估计系数在 10% 水平上都不显著。对慢性病的影响看，结果很不一致。城居保显著增加了被访者报告“高血压”和“高血糖或糖尿病”的概率，但同时却降低了被访者报告“心血管疾病”和“中风或脑血管疾病”的可能性。这里需要着重解释的是，一方面，EQ5D 五个维度对于正常人群存在问题的就很少（其中，任一个维度存在问题的在全样本当中仅占 23%），且 EQ5D 中的五个任一维度的问题本身在长期也很难治愈，城居保的健康效应可能并没有强到足以治愈它们；另一方面，可能存在未参保的更少服务利用导致的其对自身疾患情况的缺乏了解，从而导致参保后对慢性病患者情况的确诊<sup>13</sup>。当然如同 EQ5D 中的问题，慢性病在长期也是很难治愈的。得到的结果中，有显著降低了被访者

<sup>11</sup> 除了基本模型中控制的所有变量外，在针对就医医疗机构等级和就医费用的回归中，本文还对应加入了疾病的 ICD10 分类变量以控制不同病种的不同影响。考虑分年的通货膨胀，门诊费用和住院费用都通过 CPI 调整到 2010 年的物件水平。

<sup>12</sup> EQ5D 是一个用以测量健康结果的标准量表，可广泛使用在健康情况和治疗结果的测量中。它由欧洲生命质量项目研究组 (European Quality of Life Project Group) 共同开发的。EQ5D 问卷由 3 个层次和 5 个领域组成，分别是行动、自我照顾、平常活动、疼痛 / 不舒服、焦虑 / 沮丧。在以上 5 个方面，受访者都被要求选择回答没有问题、有些问题或存在严重问题。它一般采用一定的参数结合以上 5 个维度得到一个单独的指数值，以对健康状态进行简明的描述性概括。

<sup>13</sup> 问卷的题干是“您是否患有经过医生诊断的慢性病？”。

报告“心血管疾病”和“中风或脑血管疾病”的可能性，我们推测可能是这些疾病相对高血压、高血糖来说，更为急性和严重，需要日常进行控制的更少，可能城居保带来的更多医疗卫生服务对这些慢性病确实起到了一定的缓解作用。

## 六、 结论

政府补助比例在各年各地的差异导致的城居保参保覆盖的不同为识别中国城镇居民基本医疗保险对个人健康的因果影响提供了一个非常好的“自然实验”。通过使用政府补贴比例 2SLS 回归估计，本文找到了城居保正向影响个人自评健康的证据，并且发现城居保对社会经济状态差的人群影响更大。进一步地通过对可能的影响渠道分析，找到了一些支持城居保提高了参保者卫生服务利用（提高了个人住院的费用和住院的医疗机构等级）但并未增加个人就医经济负担的证据。但是，对更多的健康指标进行回归发现，城居保对慢性病和 EQ5D 得分及其各个维度并没有产生一致的显著正向影响。

尽管本文的结果显示城居保对慢性病和 EQ5D 得分等没有产生一致的显著正影响，但是正如上部分提到的，它们本身就算在长期也很难治愈。自评健康作为客观健康与主观心理健康的综合体，是个人对自身整个身体及精神状态的综合评价，因此本文认为更有意义。

由于采用 IV 方法进行因果影响识别，在个人异质性假设下，本文识别的仅是城居保对“顺从者”——参保行为受到政府补助比例影响人群的平均健康效应，即 LATE。一般来考虑，受到政府补助比例影响的往往是那些社会经济状态较差的“弱势群体”，由于参保降低了就医的财务约束，他们在参保后可能获益更大，因此城居保对全人群健康的因果影响可能要小于本研究估计的结果。但无论出于伦理，还是现实考虑，在任何一个国家，尤其在始终坚持社会主义公平原则的中国，保证每一位公民的健康应该是决策者的首要目标(王绍光, 2005)。具有城居保参保资格的人群本来就已经是全人群中社会经济状态相对较差的人群，而这些“顺从者”更是差中之差，他们最容易受到疾病风险的冲击，因此也应该得到决策者额外的重视(左学金 and 胡苏云, 2001)。

另外，从经济学的角度阐释本文所得到的结果，一个很直接的方式是采用成本收益分析的方法将城居保与其他不同的医疗保险或是一些公共卫生项目，如注射疫苗等进行比较。这里，成本可能相对较容易计算，但是如何将自评健康转化为可比较的效果、效用或货币价值就很难，这超出了本文研究的范畴。这里简单地将城居保与其他研究中的医疗保险健康效果进行比较：Finkelstein 等(2011)对 OHP 进行研究，发现其显著提高了被访者报告“健康好”13.3%的概率，国内文献中，新农合未对个人健康产生影响(Lei and Lin, 2009)或很小的影响(吴联灿 and 申曙光, 2010)，与它们相比，城居保的正向影响都明显更大。当然，跨国的文化及人群的不同都可能是造成结果差异的原因。

从社会福利而言，城居保制度的建立为城镇非就业居民在避免病患的财务上提供了更多选择，选择增加的本身对于个人就是帕累托改进。并且由于自愿参保的政策，在行为理性的假设下，个人选择参保表明个人预期参保后增加的效用会较参保费用带来对其他消费而获得的效用更高，如果这个预期得到的效用是通过维护和提高个人健康水平得到，那么本文结果支持这个预期判断，即城居保在一定程度上取得了 1.95 亿参保百姓期望得到的结果。

中央十六届六中全会做出了将“覆盖城乡居民的社会保障体系基本建立”作为“构建社会主义和谐社会的目标和主要任务”之一(中共中央, 2006)，为实现这一目标，2007 年国务院决定启动城居保试点(中共中央、国务院, 2007)。接着，2009 年 4 月 6 日中国政府开始了新一轮的“新医改”，并规划政府（2009-2011 年）每年投入医保约 1300 亿元(国务院深化医药卫生体制改革领导小组办公室, 2009; 中国国务院, 2009)。本研究得到的城居保显著提高了个人健康的结果支持城居保可以起到“不断提高全民健康水平”的作用，为当前不断加大政府补助推进城乡医疗保险覆盖的公共政策提供了一定决策参考支持。同时，与大多发展国

---

家相似，中国城镇居民基本医疗保险项目提供的卫生服务包并不丰富，显著的正向健康效应也为其他发展中国家制定更大范围的医疗保险覆盖政策提供了文献支持。

## 参考文献

- 国务院：《国务院关于开展城镇居民基本医疗保险试点的指导意见》，2007年。
- 国务院城镇居民基本医疗保险试点评估专家组：《城镇居民基本医疗保险评估报告 2010》，2011年。
- 国务院深化医药卫生体制改革领导小组办公室：《深化医药卫生体制改革问答》，2009年。
- 胡晓义：《把好事办好办实——关于城镇居民基本医疗保险制度的思考》，《中国社会保障》，2007年第11期，第16-19页。
- 黄枫、吴纯杰：《城镇不同社会医疗保险待遇人群死亡率交叉现象研究》，《人口研究》，2010年第1期，第95-105页。
- 黄枫、吴纯杰：《中国医疗保险对城镇老年人死亡率的影响》，《南开经济研究》，2009年第6期，第126-137页。
- 雷晓燕、谭力、赵耀辉：《退休会影响健康吗？》，《经济学（季刊）》，2010年第4期，第1539-1558页。
- 黎成、余漩、鱼敏：《东西部四城市城镇居民基本医疗保险方案对比分析》，《中国卫生经济》，2010年第7期，第12-13页。
- 林菀娟、刘国恩、熊先军、陈钢：《中国城镇居民基本医疗保险初期评价》，《经济学报》，2011年第5期，第13-36页。
- 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，第101-207页。
- 吴联灿、申曙光：《新型农村合作医疗制度对农民健康影响的实证研究》，《保险研究》，2010年第6期，第60-68页。
- 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》，2006。
- 中共中央、国务院：《关于深化医药卫生体制改革的意见》，2009。
- 中共中央、国务院：《国务院关于开展城镇居民基本医疗保险试点的指导意见》，2007年。
- 中国国务院：《医药卫生体制改革近期重点实施方案(2009—2011年)》，2009年。
- 朱俊生：《城镇居民基本医疗保险的比较制度分析——基于东、中、西部3省9市试点方案的比较》，《人口与发展》，2009年第15期，第17-26页。
- 左学金、胡苏云：《城镇医疗保险制度改革：政府与市场的作用》，《中国社会科学》，2001年第5期，第102-111页。
- Appels A, Bosma H, Grabauskas V, Gostautas A, Sturmans F. Self-rated health and mortality in a Lithuanian and a Dutch population. *Soc. Sci. Med.* 1996;42; 681-689.
- Ashton CM, Soucek J, Petersen NJ, Menke TJ, Collins TC, Kizer KW, Wright SM, Wray NP. Hospital use and survival among Veterans Affairs beneficiaries. *The New England Journal of Medicine* 2003;349; 1637-1646.
- Baicker K, Finkelstein A. The Effects of Medicaid Coverage — Learning from the Oregon Experiment. *New England Journal of Medicine* 2011;365; 683-685.
- Bhattacharya J, Goldman D, Sood N. The link between public and private insurance and HIV-related mortality. *Journal of Health Economics* 2003;22; 1105-1122.
- Burstrom B, Fredlund P. Self rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *J. Epidemiol. Community Health* 2001;55; 836-840.
- Card D, Dobkin C, Maestas N. Does medicare save lives? *The Quarterly Journal of Economics*

---

2009;124; 597-636.

Chen Y, Jin GZ. Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 16417, Cambridge, MA 2010.

Currie J, Decker S, Lin W. Has public health insurance for older children reduced disparities in access to care and health outcomes? *Journal of Health Economics* 2008;27; 1567-1581.

Currie J, Gruber J. Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health. *The Quarterly Journal of Economics* 1996a;111; 431-466.

Currie J, Gruber J. Saving Babies: The Efficacy and Cost of Recent Changes in the Medicaid Eligibility of Pregnant Women. *Journal of Political Economy* 1996b;104; 1263-1296.

Cutler DM, Vigdor ER. The impact of health insurance on health: Evidence from people experiencing health shocks. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 16417, Cambridge, MA 2005.

Deaton AS, Paxson CH. Aging and Inequality in Income and Health. *American Economic Review* 1998;88; 248-253.

DeSalvo KB, Bloser N, Reynolds K, Jiang H, Muntner P. CLINICAL REVIEW: Mortality Prediction with a Single General Self-Rated Health Question. *JGIM: Journal of General Internal Medicine* 2006;21; 267-275.

Doyle JJ. Health Insurance, Treatment and Outcomes: Using Auto Accidents as Health Shocks. *Review of Economics and Statistics* 2005;87; 256-270.

Finkelstein A, McKnight R. What did Medicare do? The initial impact of Medicare on mortality and out of pocket medical spending. *Journal of Public Economics* 2008;92; 1644-1668.

Finkelstein A, Tanbman S, Wright B, Bernstein M, Gruber J, Allen H, Baicker K. The Oregon health insurance experiment: Evidence from the first year. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 10365, Cambridge, MA 2011.

Fisher ES. Medical care - is more always better? *The New England Journal of Medicine* 2003;349; 1665-1667.

Goldman DP, Bhattacharya J, McCaffrey DF, Duan N, Leibowitz AA, Joyce GF, Morton SC. Effect of Insurance on Mortality in an HIV-Positive Population in Care. *Journal of the American Statistical Association* 2001;96; 883-894.

Grand A, Grosclaude P, Bocquet H, Pous J, Albarede JL. DISABILITY, PSYCHOSOCIAL FACTORS AND MORTALITY AMONG THE ELDERLY IN A RURAL FRENCH POPULATION. *J. Clin. Epidemiol.* 1990;43; 773-782.

Greiner PA, Snowdon DA, Greiner LH. Self-rated function, self-rated health, and postmortem evidence of brain infarcts: Findings from the Nun Study. *J. Gerontol. Ser. B-Psychol. Sci. Soc. Sci.* 1999;54; S219-S222.

Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy* 1972;80; 223-255.

Hanratty MJ. Canadian National Health Insurance and Infant Health. *The American Economic Review* 1996;86; 276-284.

Idler EL, Benyamini Y. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior* 1997;38; 21-37.

Kawada T. Self-rated health and life prognosis. *Archives of Medical Research* 2003;34; 343-347.

King G, Gakidou E, Imai K, Lakin J, Moore RT, Nall C, Ravishankar N, Vargas M, Tellez-Rojo MM,

---

Avila JEH, Avila MH, Llamas HH. Public policy for the poor? A randomised assessment of the Mexican universal health insurance programme. *The Lancet* 2009;373; 1447-1454.

Lei X, Lin W. The New Cooperative Medical Scheme in rural China: does more coverage mean more service and better health? *Health Economics* 2009;18; S25-S46.

Levy H, Melzer D. The impacts of health insurance on health. *The Annual Review of Public Health* 2008;29; 399-409.

Lurie N, Ward NB, Shapiro MF, Gallego C, Vaghaiwalla R, Brook RH. Termination of Medi-Cal Benefits. *New England Journal of Medicine* 1986;314; 1266-1268.

Manning WG, Newhouse JP, Duan N, Keeler Eb, Leibowitz A, Marquis MS. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *American Economic Review* 1987;77; 251-277.

McGee DL, Liao YL, Cao GC, Cooper RS. Self-reported health status and mortality in a multiethnic US cohort. *Am. J. Epidemiol.* 1999;149; 41-46.

Mossey JM, Shapiro E. SELF-RATED HEALTH - A PREDICTOR OF MORTALITY AMONG THE ELDERLY. *Am. J. Public Health* 1982;72; 800-808.

Phelps CE. *Health Economics*. Addison Wesley; 2002.

Shaw JW, Johnson JA, Coons SJ. US Valuation of the EQ-5D Health States: Development and Testing of the D1 Valuation Model. *Medical Care* 2005;43; 203-220.

Staiger D, Stock JH. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* 1997;65; 557-586.

Stock JH, Yogo M. 2002. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. (Ed)<sup>(Eds)</sup>. National Bureau of Economic Research, Inc; 2002.

Strauss J, Thomas D. Health, Nutrition, and Economic Development. *Journal of Economic Literature* 1998;36; 766-817.

Sundquist J, Johansson SE. Self reported poor health and low educational level predictors for mortality: A population based follow up study of 39156 people in Sweden. *J. Epidemiol. Community Health* 1997;51; 35-40.

United States Congress. Patient Protection and Affordable Care Act. 2010.

Wang H, Yip W, Zhang L, Hsiao WC. The impact of rural mutual health care on health status: evaluation of a social experiment in rural China. *Health Economics* 2009;18; S65-S82.

WHO. 2011. The determinants of health. (Ed)<sup>(Eds)</sup>. 2011.

World Health Organization. 1963. Report of a Seminar on the Health Protection of the Elderly and Aged and the Prevention of Premature Ageing. (Ed)<sup>(Eds)</sup>. WHO Regional Office in Europe: Copenhagen; 1963.

Yu ESH, Kean YM, Slymen DJ, Liu WT, Zhang MY, Katzman R. Self-perceived health and 5-year mortality risks among the elderly in Shanghai, China. *Am. J. Epidemiol.* 1998;147; 880-890.



表 1 数据描述

	全样本	具有城居 保参保资 格人群	参加城居 保人群	具有城居 保参保资 格但未参 保人群
<i>健康</i>				
健康状态	3.63	3.52	3.60	3.47
健康好 (是=1)	0.56	0.51	0.55	0.48
高血压 (是=1)	0.23	0.23	0.14	0.29
心血管疾病 (是=1)	0.08	0.10	0.06	0.12
糖尿病 (是=1)	0.04	0.04	0.02	0.05
中风或脑血管疾病 (是=1)	0.01	0.02	0.01	0.02
关节炎或风湿病 (是=1)	0.03	0.03	0.03	0.04
慢性病 (是=1)	0.29	0.29	0.22	0.34
EQ5D 得分	0.96	0.94	0.95	0.94
行动问题 (是=1)	0.05	0.08	0.06	0.08
自我照顾问题 (是=1)	0.02	0.03	0.02	0.03
平常活动问题 (是=1)	0.04	0.06	0.04	0.07
身体疼痛 (是=1)	0.14	0.18	0.15	0.20
焦虑 (是=1)	0.08	0.11	0.10	0.11
两周内患病 (是=1)	0.19	0.19	0.15	0.22
两周内患病次数	0.14	0.13	0.10	0.16
<i>卫生服务利用</i>				
过去一年主动健康体检 (是=1)	0.45	0.29	0.25	0.32
两周内看医生 (是=1)	0.08	0.08	0.06	0.09
两周内最近一次门诊总开销 (元)	91.04	89.57	52.89	114.10
两周内最近一次门诊个人开销 (元)	48.52	67.75	51.15	79.09
两周内最近一次门诊 3 级医院就医	0.02	0.02	0.01	0.02
过去一年住院 (是=1)	0.07	0.06	0.04	0.07
最近一次住院总开销 (元)	532.50	360.71	204.28	467.18
最近一次住院总开销报销金额 (元)	269.15	87.67	17.12	135.34
两周内最近一次住院个人开销 (元)	215.98	235.51	182.17	272.10
最近一次住院的医疗机构等级	0.16	0.12	0.08	0.15
最近一次住院前往 3 级医疗机构	0.04	0.03	0.02	0.03
今年患病造成家庭经济负担严重 (是=1)	0.21	0.28	0.26	0.28
最近一次门诊造成家庭经济负担严重 (是=1)	0.06	0.09	0.06	0.10
城居保 (参加=1)	0.19	0.60	0.00	1.00
<i>控制变量</i>				
女性 (是=1)	0.52	0.61	0.56	0.64
年龄	49.50	48.91	44.45	51.94
本地人 (是=1)	0.95	0.98	0.99	0.98
农业户口 (是=1)	0.07	0.06	0.03	0.08
家庭人均收入	1116.77	739.17	740.25	738.44
教育程度小学及以下	0.22	0.31	0.23	0.35
初中	0.30	0.34	0.33	0.34
高中	0.29	0.27	0.31	0.24
大专本科及以上学历	0.19	0.09	0.12	0.06

---

婚姻状况未婚	0.08	0.10	0.15	0.07
已婚	0.83	0.77	0.74	0.79
离婚或丧偶	0.09	0.12	0.10	0.14
民族汉	0.94	0.91	0.92	0.90
民族缺失	0.01	0.01	0.01	0.01
从业状况正式员工	0.27	0.07	0.07	0.06
临时工或钟点工	0.12	0.18	0.21	0.15
个体及自由职业者	0.10	0.15	0.17	0.14
离退休	0.29	0.12	0.08	0.15
无业	0.21	0.46	0.44	0.48
从业状况缺失	0.01	0.02	0.02	0.02
低保户	0.07	0.16	0.12	0.19
抽烟	0.23	0.21	0.25	0.18
喝酒	0.29	0.22	0.25	0.20
经常喝酒	0.06	0.05	0.06	0.04
样本数	99071	31145	12578	18567

---

表 2 OLS 和 FE 模型回归结果

	OLS		FE	
	健康状态	健康好	健康状态	健康好
城居保	-0.041*** (0.012)	-0.021*** (0.006)	-0.008 (0.019)	-0.000 (0.011)
30-40 岁	-0.038** (0.018)	-0.033*** (0.011)	-0.048 (0.054)	0.019 (0.034)
40-50 岁	-0.234*** (0.021)	-0.124*** (0.011)	-0.128* (0.071)	-0.020 (0.042)
50-60 岁	-0.437*** (0.023)	-0.231*** (0.013)	-0.152* (0.085)	-0.026 (0.049)
60-70 岁	-0.539*** (0.027)	-0.279*** (0.014)	-0.129 (0.101)	-0.016 (0.057)
70-80 岁	-0.676*** (0.031)	-0.326*** (0.016)	-0.197* (0.117)	-0.075 (0.063)
80 岁及以上	-0.658*** (0.043)	-0.319*** (0.021)	-0.213 (0.139)	-0.058 (0.076)
女性	-0.011 (0.014)	-0.007 (0.007)	-0.089 (0.062)	-0.019 (0.033)
初中	0.035** (0.016)	0.001 (0.008)	0.002 (0.028)	-0.005 (0.016)
高中	0.093*** (0.018)	0.027*** (0.009)	0.062* (0.036)	0.006 (0.020)
大学及以上	0.097*** (0.024)	0.033** (0.013)	0.024 (0.058)	-0.002 (0.035)
已婚	-0.006 (0.020)	0.000 (0.011)	-0.123** (0.052)	-0.038 (0.031)
离异或丧偶	0.014 (0.028)	0.006 (0.015)	-0.131** (0.065)	-0.044 (0.036)
本地	-0.018 (0.040)	-0.015 (0.022)	0.074 (0.078)	0.029 (0.043)
农业户口	-0.024 (0.023)	-0.025** (0.012)	-0.151*** (0.036)	-0.130*** (0.022)
非汉族	0.019 (0.022)	0.014 (0.012)	-0.017 (0.065)	0.036 (0.031)
收入分层 20-40%	0.103*** (0.014)	0.045*** (0.007)	0.073*** (0.019)	0.035*** (0.011)
收入分层 40-60%	0.137*** (0.015)	0.070*** (0.008)	0.064*** (0.024)	0.029** (0.013)
收入分层 60-80%	0.250*** (0.019)	0.118*** (0.010)	0.188*** (0.031)	0.085*** (0.017)
收入最高 20%	0.265*** (0.023)	0.122*** (0.012)	0.154*** (0.039)	0.075*** (0.022)
非正式工作	-0.034	-0.008	0.023	0.026

	(0.022)	(0.012)	(0.037)	(0.022)
个体及自由职业者	0.066***	0.056***	0.069*	0.077***
	(0.022)	(0.012)	(0.039)	(0.023)
退休	-0.065**	-0.046***	0.060	0.031
	(0.028)	(0.014)	(0.047)	(0.025)
无业	-0.123***	-0.054***	0.002	0.015
	(0.022)	(0.012)	(0.036)	(0.021)
低保户	-0.219***	-0.098***	-0.060**	-0.035**
	(0.017)	(0.008)	(0.027)	(0.015)
抽烟	0.038**	0.016*	0.013	0.027*
	(0.015)	(0.008)	(0.028)	(0.016)
经常喝酒	0.095***	0.026*	0.053	0.007
	(0.025)	(0.014)	(0.041)	(0.023)
N	31,145	31,145	31,145	31,145
R-squared	0.175	0.143	0.027	0.021

注：括号内报告的是在个体层面聚类（cluster）调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。其他控制变量包括民族缺失、抽烟缺失以及一系列的城市和年份虚拟变量。

表 3 约简形式回归结果

	不具有参保资格人群		具有参保资格人群	
	(1) 健康状态	(2) 健康好	(3) 健康状态	(4) 健康好
政府补助比例	0.045 (0.119)	0.104 (0.066)	0.159*** (0.052)	0.070** (0.027)
N	4,730	4,730	31,145	31,145
R-squared	0.151	0.115	0.173	0.141

注：（1）回归中还控制了年龄、性别、教育程度、婚姻状态、本地户籍、户口、民族、收入分层、工作状态、低保户、抽烟、喝酒，以及一系列的城市和年份虚拟变量。（2）括号内报告的是在个体层面聚类调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。

表 4 第一阶段回归结果

	城居保
政府补助比例	0.107*** (0.026)
N	31145
R-squared	0.254
F 检验	16.98

注：（1）回归中还控制了年龄、性别、教育程度、婚姻状态、本地户籍、户口、民族、收入分层、工作状态、低保户、抽烟、喝酒，以及一系列的城市和年份虚拟变量。（2）括号内报告的是在个体层面聚类调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。

表 5 2SLS 估计结果

	健康状态	健康好
城居保	1.479** (0.610)	0.646** (0.303)
N	31,145	31,145
R-squared	-0.291	-0.180

注：（1）回归中还控制了年龄、性别、教育程度、婚姻状态、本地户籍、户口、民族、收入分层、工作状态、低保户、抽烟、喝酒，以及一系列的城市和年份虚拟变量。（2）括号内报告的是在个体层面聚类调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。

表 6 城居保对不同人群健康的影响

	健康状态	健康好	健康状态	健康好	健康状态	健康好
城居保	2.114*** (0.721)	0.902** (0.352)	1.504*** (0.573)	0.649** (0.295)	1.624** (0.633)	0.826** (0.326)
城居保×income2	-0.494*** (0.185)	-0.152* (0.090)				
城居保×income3	-0.695*** (0.177)	-0.284*** (0.086)				
城居保×income4	-0.924*** (0.189)	-0.429*** (0.095)				
城居保×income5	-1.008*** (0.248)	-0.462*** (0.122)				
城居保×初中			-0.417** (0.178)	-0.080 (0.089)		
城居保×高中			-0.683*** (0.192)	-0.139 (0.098)		
城居保×大学及以上			-0.737*** (0.252)	-0.124 (0.138)		
城居保×教育缺失			-0.939 (1.376)	-0.302 (0.630)		
城居保×中年					-0.073 (0.051)	-0.096*** (0.027)
城居保×老年					-0.140* (0.081)	-0.136*** (0.040)
income2	0.360*** (0.102)	0.120** (0.049)	0.083*** (0.018)	0.034*** (0.010)	0.073*** (0.021)	0.030*** (0.011)
income3	0.475*** (0.096)	0.206*** (0.047)	0.081*** (0.028)	0.043*** (0.015)	0.069** (0.033)	0.038** (0.017)
income4	0.750*** (0.111)	0.352*** (0.056)	0.213*** (0.026)	0.101*** (0.014)	0.205*** (0.030)	0.096*** (0.015)
income5	0.857*** (0.143)	0.393*** (0.070)	0.271*** (0.028)	0.128*** (0.014)	0.286*** (0.032)	0.134*** (0.016)
初中	0.018 (0.022)	-0.007 (0.011)	0.311*** (0.118)	0.053 (0.059)	0.025 (0.021)	-0.005 (0.010)
高中	0.080*** (0.025)	0.021* (0.012)	0.522*** (0.125)	0.114* (0.062)	0.095*** (0.024)	0.028** (0.012)
大学及以上	0.129*** (0.042)	0.046** (0.021)	0.575*** (0.152)	0.133* (0.079)	0.163*** (0.041)	0.066*** (0.021)
教育缺失	0.240 (0.155)	0.053 (0.068)	0.720 (0.729)	0.194 (0.342)	0.182 (0.143)	0.027 (0.068)
30-40 岁	-0.122*** (0.044)	-0.070*** (0.022)	-0.076** (0.032)	-0.060*** (0.017)	-0.126*** (0.043)	-0.079*** (0.023)
40-50 岁	-0.431*** (0.082)	-0.210*** (0.040)	-0.337*** (0.057)	-0.188*** (0.030)	-0.406*** (0.079)	-0.193*** (0.040)
50-60 岁	-0.776*** (0.134)	-0.380*** (0.066)	-0.630*** (0.093)	-0.342*** (0.049)	-0.720*** (0.127)	-0.338*** (0.065)
60-70 岁	-1.002*** (0.181)	-0.481*** (0.088)	-0.837*** (0.132)	-0.436*** (0.068)	-0.934*** (0.171)	-0.439*** (0.087)
70-80 岁	-1.111*** (0.172)	-0.516*** (0.084)	-0.955*** (0.126)	-0.473*** (0.065)	-1.023*** (0.167)	-0.461*** (0.084)
80 岁及以上	-0.994*** (0.145)	-0.466*** (0.070)	-0.851*** (0.105)	-0.432*** (0.054)	-0.911*** (0.149)	-0.408*** (0.075)
N	31,145	31,145	31,145	31,145	31,145	31,145

---

注：（1）income2、income3、income4、income5 分别指代收入分层中处于 20%-40%、40-60%、60-80%，以及最高的 20%人群；（2）回归中还控制了婚姻状态、本地户籍、户口、民族、工作状态、低保户、抽烟、喝酒，以及一系列的城市和年份虚拟变量。（3）括号内报告的是在个体层面聚类调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。

表 7 城居保影响健康的可能渠道回归结果

被解释变量	城居保	是否控制 ICD10	N
过去一年主动健康体检（是=1）	0.326 (0.229)		30,299
两周内看医生（是=1）	0.195 (0.164)		31,093
两周内最近一次门诊医疗机构等级	0.014 (0.265)	是	29,720
两周内最近一次门诊到 3 级医院就医	0.078 (0.084)	是	29,720
两周内最近一次门诊总开销	721.536 (924.412)	是	29,461
两周内最近一次门诊个人开销	541.433 (474.187)	是	29,010
过去一年住院（是=1）	0.078 (0.136)		31,133
最近一次住院的医疗机构等级	0.165** (0.074)	是	30,770
最近一次住院前往 3 级医疗机构	0.131** (0.066)	是	30,770
最近一次住院总开销	3,671.027* (1,983.748)	是	30,808
两周内最近一次住院个人开销	1,926.269 (1,235.045)	是	30,624
今年患病造成家庭经济负担严重	-0.393 (0.252)		31,145

注：（1）回归中还控制了年龄、性别、教育程度、婚姻状态、本地户籍、户口、民族、收入分层、工作状态、低保户、抽烟、喝酒，以及一系列的城市和年份虚拟变量。（2）括号内报告的是在个体层面聚类调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。



表 8 对其他更多健康指标的影响

被解释变量	城居保	N
EQ5D 得分	-0.131 (0.086)	11,844
存在任何问题 (是=1)	0.237 (0.262)	11,844
行动问题 (是=1)	0.306 (0.195)	11,846
自我照顾问题 (是=1)	-0.029 (0.107)	11,848
平常活动问题 (是=1)	0.205 (0.164)	11,848
身体疼痛 (是=1)	0.387 (0.253)	11,848
焦虑 (是=1)	0.143 (0.193)	11,848
高血压 (是=1)	0.637** (0.278)	30,665
心血管疾病 (是=1)	-0.804*** (0.274)	30,665
高血糖或糖尿病 (是=1)	0.299* (0.159)	30,665
中风或脑血管疾病 (是=1)	-0.178** (0.082)	30,665
关节炎或风湿病 (是=1)	0.231 (0.143)	30,665

注：（1）回归中还控制了年龄、性别、教育程度、婚姻状态、本地户籍、户口、民族、收入分层、工作状态、低保户、抽烟、喝酒，以及一系列的城市和年份虚拟变量。（2）括号内报告的是在个体层面聚类调整的标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%和 10%的置信水平。