
强制医保制度下无保险人群的健康状况研究

赵绍阳

四川大学经济学院

zhaoshaoyang@scu.edu.cn

臧文斌

西南财经大学公共管理学院

zangwenbin@gmail.com

傅十和

厦门大学王亚南经济研究院

fushihe@xmu.edu.cn

刘国恩

北京大学光华管理学院

gordon@gsm.pku.edu.cn

致谢

作者感谢中国医疗体制改革——评价与展望论坛、西南财经大学海峡两岸保险与风险管理学术讨论会、中国经济学年会（2010）、香港经济学双年会（2010）参与者的评论，感谢北京大学中国卫生经济研究中心等单位提供的相关数据，感谢邓国营、窦晨斌等对本文研究提供的建议与帮助，当然文责自负。本研究得到了四川大学中央高校基本科研业务费研究专项项目（skqy20132）、教育部人文社科项目（11YJC790257）的资助。

注：本文为正式发表前的工作论文版本。

强制医保制度下无保险人群的健康状况研究

内容摘要 :因为就业单位不缴或欠缴医疗保险费而被迫无法纳入医疗保险体系的城镇职工在本文中被称为“医保夹心层”。据估算,我国目前存在上千万的医保夹心层人群。本文利用国务院关于城镇居民基本医疗保险试点评估调查 2007—2009 年的跟踪调查微观数据,研究了医保夹心层的健康及其医疗服务利用情况。我们发现,在控制了个人特征、就业状况、保险状态以及家庭经济状况后,医保夹心层职工的健康状况较差;其无保险状态会直接影响医疗服务利用,表现为医保夹心层更少接受住院服务(但在门诊服务方面没有差别),但一旦住院,夹心层住院花费及其负担都会更重;其次,医疗保险状态还会影响健康意识,表现为夹心层人群在了解医疗保健知识、定期身体健康检查方面缺乏积极性。

关键词 :夹心层 医疗保险 医疗服务利用 健康

一、引言

“罗县长:

你好,我们是达县环卫处的全体职工,单位于去年给我们办理了医疗保险,我们的个人部分是交齐了的,但是由于单位比较困难,一直拖欠医保局医保金,职工住院无法报销。今年,我县城镇居民都开始办理医疗保险了,我们怎么办,现在正是学习实践科学发展观的关键时期,以人为本是科学发展观的核心,我们连最基本的医疗都保证不了,谈何以人为本,望领导给予解决?
达县环卫处职工” ----2009-05-18^①

目前,几乎所有的中国公民均可通过参加相应的医疗保险获得基本的医疗保障。具体来说,城镇用人单位及其职工应强制参加城镇职工基本医疗保险;无雇工的个体工商户、未在用人单位参加社会保险的非全日制从业人员以及其他灵活就业人员可以选择参加城镇职工基本医疗保险;城镇未就业的居民可以参加城镇居民基本医疗保险;农村居民可以参加新型农村合作医疗;进城务工的农村居民可根据自身情况选择参保,可以参加户口所在地的新农合,部分地区已经可以选择参加城镇居民基本医疗保险或城镇职工基本医疗保险;国家及事业单位的工作人员和离退休人员有公费医疗;所有公民还可以购买商业医疗保险。截止2011年末,全国参加城镇基本医疗保险人数为4.73亿人,其中参加城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险的人数分别达到了2.52亿人、2.21亿人。^②与此同时,新型农村合作医疗参保人数达8.32亿人,参保率达到了97.5%。^③“全民医保”在制度层面已经实现。^④

然而在现实中,还存在大量诸如开头引文描述的无医保职工人群。这类因为就业单位没有支付医保费而无法参保的城镇职工在本文中被称为“医保夹心层”(“Sandwich Class”)。本文开头的引文形象地描述了一个典型的医保夹心层职工的困境。因为其就业的企业没有支付医保费而没有被城镇职工基本医疗保险覆盖,但他们又不能加入农村合作医疗(因为是城镇户口),也不属于公费医疗制度范围(因为不是国家工作人员),也不能加入城镇居民基本医疗保险(因为他们有工作或者有就业单位);他们一般也没有购买商业保险(因为商业保险保费太高)。^⑤由于在实际操作中,商业保险公司很少有为年龄超过60岁的公民提供的险种,因此年龄超过60岁的医保夹心层职工甚至无法被商业保险覆盖,成为被医疗保险市场完全排除在外的群体,可以称之为“强制无保者”(Forced Uninsured)。与一般无保险者的最

^① <http://www.cc10000.cn/z/sc/dz/dx/d.aspx?ID=283>

^② 数据来源:《2011年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》。

^③ 数据来源:《2011年我国卫生事业发展统计公报》。

^④ “12.5亿人参保制度上全覆盖,“全民医保”还有多远?”,人民日报,2010年12月22日。

^⑤ “夹心层”通常用来指游离在社会保障与市场之外的无能力购房群体。这群人中,或者不满足购买廉租房的条件,同时又无力购买经济适用房,或者同时没资格买经适房、又买不起商品房。

大不同在于，夹心层人群的无保险状态并非自愿选择的结果。职工医保属于强制性保险，所有城镇用人单位及其职工和退休人员都必须参加^①。在“强制性”的职工医疗保险制度框架下，出现这样一群特殊的无保险人群，对于认识和完善当前的医疗保障制度具有重要的意义。

本文的研究在于回答两个相关的问题：第一，我国目前存在多少“医保夹心层”人群？“医保夹心层”人群产生的根源是什么？如果在全民医保已经基本实现的前提下，仍然存在大量的夹心层人群，表明我国目前初步建成的全民医保体系中还存在“夹缝”，并未实现真正意义上的全民医保。第二，因为没有医保，夹心层人群的健康状况、医疗服务利用是否受到影响？国内外大量健康经济学文献表明，没有医疗保险或者失去医疗保险会对无保险者的医疗服务利用以及健康产生各种负面影响。因此，考察我国医保夹心层人群的健康状况、保健预防行为、医疗服务利用状况和医疗负担能够帮助医疗制度改革政策的设计者了解无医保的个人成本和社会成本，从而为设计更加有效的医保制度提供决策参考。由于医保夹心层的无保险状态往往都是因为企业无力负担或者企业故意逃避医保费而导致的，与个人的选择无关，因此医保夹心层的无保险状态可以看成是外生的，有助于更加准确地识别无保险对个人医疗服务利用以及健康的影响^②。我们的研究表明：与其他参保者相比，医保夹心层的健康状况更差，与夹心层形成鲜明对比的是，一般的无保险人群健康状况要明显好于保险人群。这一发现与医疗保险市场的“逆向选择”理论吻合；同时这一发现也从另一方面反衬出“夹心层”人群的劣势地位。由于国内没有对医保夹心层的研究，我们希望本研究的发现能引起社会和医改参与者对医保夹心层的关注。

本文结构安排如下：第二节采用官方统计数据估算医保夹心层的规模，并简要分析夹心层产生的主要原因；第三节简要回顾已有文献对无保险人群的研究发现；第四节通过使用2007-2009年医疗保险状况的大样本调查数据，考察医保夹心层在健康状况、医疗服务的利用及个人健康行为方面的差别；最后一节是对实证发现和政策含义的讨论。

二、医保夹心层产生的原因及规模估算

首先，我们可以根据“实际参保人群”与“法定应参保人数”的差距估算夹心层人群的规模。依照《社会保险费征缴暂行条例》，基本医疗保险费的征缴范围包括：国有企业、城镇集体企业、外商投资企业、城镇私营企业和其他城镇企业及其职工、国家机关及其工作人员、事业单位及其职工、民办非企业单位及其职工、社会团体及其专职人员^③。我们将这些法定要求缴纳医保的企业职工人数定义为“应参保人数”，然后根据城镇职工基本医疗保险实际参保人数与“应参保人数”的比例来计算城镇职工基本医疗保险的覆盖率。表1的结果表明：虽然参保率在逐年上升，但是2008年应参保人数（不计个体人员）的参保率也只有87.7%，意味着大约12.3%的职工没有被职工基本医疗保险覆盖；换言之，2008年医保夹心层职工人数超过2100万人。

其次，我们还根据企业缴纳的城镇职工基本医疗保险保费占企业工资总额的状况来估算企业未缴纳医保的规模。由于没有直接公布的企业缴纳医保费用的数据，我们需要根据城镇职工基本医疗保险基金收入进行估算^④。截止2008年，虽然企业医保缴费占工资总额的比例不断上升，但是最大值也只有6.4%，与法定的缴费水平应占工资总额的8%还相差甚远。这

^① 1999年发布的《社会保险费征缴暂行条例》以及最新颁布的《社会保险法》都明确了我国职工基本医疗保险的强制性。

^② 通常情况下评估无保险状态的影响时，如果直接比较参保与未参保人群的健康以及医疗服务利用情况就可能存在遗漏变量导致的偏误问题，这是因为，如果未参保者都是属于“自愿”不参保，自愿参保者可能健康状况更好（臧文斌等，2012）。而医保夹心层的无医保状态，从职工角度来看，都不是“自愿选择”的结果。本文通过比较医保夹心层与一般未参保者之间的差别时，就能更加准确地估计无保险对个人医疗服务利用以及健康的影响。

^③ 各地方政府根据当地实际情况，可以规定将城镇个体工商户纳入职工基本医疗保险的范围。

^④ 首先假定基金收入大致等于医保费用（实际上基金收入还包括医保基金的利息收入、财政补贴收入、其他收入等），然后根据企业和个人对医保费用的缴费比例计算其中企业缴费总额。目前各地区企业和个人缴纳的医保费用分别约占工资总额的8%与2%，因此可以将医保基金收入的80%近似为企业缴纳的医保费用总额。

个保守的估计再一次验证了“企业不缴、欠缴或者拖欠医保”的现象较为普遍，“医保夹心层”职工的数量不在少数。

但是，在“强制性”的职工医疗保险制度框架下，企业缴纳医保费是企业应依法履行的社保义务，为什么还会出现这样如此多的无保险职工人群？我们认为存在以下三个方面的主要原因。

首先，根本原因在于地方监管机构缺乏严格执行社保法规的激励。医疗保险是职工的基本权益保障，但同时也会提高企业的劳动力成本。不少地方政府过度追求经济增长和扩大就业，忽视了公平，甚至以社会保险费的减免、缓缴来刺激地方发展。有些地方政府对吸纳就业人数较多的企业在社保方面给予更多宽限。对于新兴的私营、民营和外资企业没有执行强制参加医疗保障的要求，这些企业的职工更有可能没有医疗保险。比如刘军强（2011）的研究发现，相对于由社保机构征缴，地方税务机关征收社会保险费更有利于扩大社会保险覆盖面及社会保险基金收入增长，从而从侧面验证了社保在征缴过程中存在一定的灵活空间。

其次则是由于部分效益差的国有企业或事业单位无力缴纳单位应负担的医保费用。自上世纪八十年代企业制度改革以来，国有和集体企业面临更多的市场竞争，它们所获的政府补贴也不断减少，不少国有和集体企业缺乏效率，处在破产崩溃的边缘。这些亏损的企事业单位没有能力继续支付企业应缴的社保费用，结果使得职工无法参保（Ho et al., 1995; Hu et al., 1999）。而同时期医疗费用的急剧上涨、政府对国有和集体企业医疗补助的减少、员工的老龄化以及九十年代末强制退休人员的增加可能进一步加剧了企业的社保负担（Du, 2009）^①。

第三，则是因为目前的医保监管方式没有起到实质效果。社保或者其他相关部门主要依靠随机抽查和职工举报两种方法监管企业的社保缴费状况。实际上，两种方法起到的效果都是有限的。随机抽查只能抽查很小部分的企业，而多数企业都存有机会主义倾向^②。如果企业员工怀疑或者发现企业不交或者拖欠社保费，就可以通过专门的举报电话进行举报。但员工举报的办法效果不大：一方面企业职工进行举报的激励不够，因为害怕失去工作等原因甚至根本不敢举报自己的企业；另一方面，即使企业被举报了，监管部门到企业核查，企业也可以私下与相关部门协商解决^③。

^① 如何使破产国有、集体企业的职工及其退休人员参加医疗保险也一直是难题。2009年人力资源和社会保障部下发《关于妥善解决关闭破产国有企业退休人员等医疗保障有关问题的通知》，开始在全国范围内重点解决关闭破产国有企业退休人员的医疗保障问题，凸显出医保夹心层问题的紧迫程度。

^② 以上海为例，社保部门于2001至2003分别抽查了2600家、5000家、5000家企业的社保缴纳状况（仅占上海注册企业总数的极少部分）；Nyland et.al(2006)、Nielsen et.al(2008)基于该调查的研究结果显示，2001年至2003年分别有71%、81%、35%的企业没有按规定缴纳社保。2011年郑州市本级全年稽查情况中，共查出各险种应保未保117743人，少报缴费工资基数217315.07万元，少缴社会保险费17582.19万元。2011年11月和12月郑州市共稽查用人单位121家，其中存在违反社会保险法律法规问题的用人单位111家，违反社保法律法规的用人单位比例高达92%。

^③ 即使监管部门发现企业没有按照法定的缴费水平缴纳社保，企业还可以在规定的15天之内补交社保费用。如果企业能在规定的时间内缴清费用，企业就不会得到惩罚。

表1：城镇职工基本医疗保险覆盖率

| 年份 | (1)实际参保人数(万人) | (2)应参保人数(万人) | (3)应参保人数I(万人) | (4)参保率 =100%*(1)/(2) | (5)参保率 I=100%*(1)/(3) |
|------|---------------|--------------|---------------|-------------------------|--------------------------|
| 1995 | 702.6 | 17336 | 15776 | 4.05% | 4.45% |
| 1996 | 791.2 | 17541 | 15832 | 4.51% | 5.00% |
| 1997 | 1588.9 | 17688 | 15769 | 8.98% | 10.08% |
| 1998 | 1508.7 | 15918 | 13659 | 9.48% | 11.05% |
| 1999 | 1509.4 | 15576 | 13162 | 9.69% | 11.47% |
| 2000 | 2862.8 | 14988 | 12852 | 19.10% | 22.27% |
| 2001 | 5470.7 | 14782 | 12651 | 37.01% | 43.24% |
| 2002 | 6925.8 | 15138 | 12869 | 45.75% | 53.82% |
| 2003 | 7974.9 | 15731 | 13354 | 50.70% | 59.72% |
| 2004 | 9044.4 | 16452 | 13931 | 54.97% | 64.92% |
| 2005 | 10021.7 | 17461 | 14683 | 57.39% | 68.25% |
| 2006 | 11580.3 | 18451 | 15439 | 62.76% | 75.01% |
| 2007 | 13420.0 | 19692 | 16382 | 68.15% | 81.92% |
| 2008 | 14987.7 | 20705 | 17096 | 72.39% | 87.67% |

注：1. 数据来源：《中国统计年鉴》。2. 城镇职工基本医疗保险参保人数为参保的职工人数，不包括退休人员的参保人数；3. 应参保人数指所有在国家机关、政党机关、社会团体、事业单位及国有企业、城镇集体企业、外商投资企业、城镇私营企业和城镇个体就业人员，以及城镇个体就业人员，而“应参保人数 I”则是在“应参保人数”基础上减掉城镇个体就业人员。

三、无保险对健康的负面影响：文献综述

研究未参保人群各方面状况的文献以美国居多，主要原因是美国长期以来一直存在是否实施强制医保的争论。美国是少数几个没有实施全民强制医疗保险的发达国家，过去几年其保险覆盖率甚至出现了不断下降的趋势^①。随之而来的是未参保人群在获得医疗服务尤其是优质的医疗服务方面相对于参保人群更加不利，同时还增加了未参保人群的经济负担，导致生产效率的损失 (Davis, 2007)。这些后果也成为美国最近不得不实施强制医保的一个关键动因。

没有医疗保险或者失去医疗保险可能会产生多个方面的负面影响，但主要表现在医疗服务的利用方面。无保险者在医疗服务利用上的劣势可能会直接导致其健康状况较差、劳动效率低下等后果。比如 Hafner-Eaton (1993) 发现非老年的未参保人群的医疗服务利用率都要大大低于参保人群，而且这一差距在慢性病人群中更大，但在急性病人群中差距相对要低一些。Franks et al. (1993) 的研究显示，未参保与死亡率显著相关，医疗保险对死亡率的影响甚至可以与教育、收入等因素对死亡率的影响相提并论。Baker et al. (2001) 的研究表明，长期没有医疗保险的中老年人群更有可能面临健康恶化的问题，包括行动能力的下降。McWilliams et al. (2004) 则发现，接近退休的老年 (Near-elderly) 无保险人群更可能面临健康问题，且死亡率较高。Wilper et al. (2009a) 的实证分析表明，虽然上世纪 80 年代以来医疗技术和未参保人群的人口特征发生了巨大变化，但无保险状态与死亡率的正相关却没有多大改变。

未参保状态影响健康的途径主要是两个方面：或者直接影响对医疗服务的利用，或者影响健康态度或者健康意识。Currie & Gruber (1996a, 1996b) 与 Hanratty (1996) 分别对美国政府的医疗补助制度计划 (Medicaid) 和加拿大的全民医保计划的影响效果进行了评估，结果发现医疗保险显著增加了对医疗服务的利用，改善了目标群体的健康状况。获得医疗保险有利于医疗服务需求的满足，如果没有或者失去医疗保险则会导致医疗服务消费倾向的下

^① Gruber(2008)对美国出现如此之多的未参保人群的现象、成因等问题做了十分详细的综述。

降，以及健康的恶化。比如，Baker et al. (2000) 发现没有医疗保险是获得医疗服务的主要障碍，即使是对于一些严重的疾病也是如此。Ayanian et al. (2000) 还发现长期未参保的人群更有可能未接受例行身体检查，或者在癌症筛查、减少心血管疾病风险以及糖尿病护理方面缺乏相应的医疗服务。Rosen et al. (2009) 指出由于治疗不及时、诊断的差别以及较差的健康素养可能导致未参保人群在创伤后的死亡率更高。Wilper et al. (2009b) 发现未参保人群中的糖尿病与高胆固醇患者往往由于没有医疗保险而不能及时确诊 (Undiagnosed); 无保险成年人更可能忽视自己的高血压和高胆固醇症状，其症状往往处于失控状态，并且与保险人群的这一差异可以由医疗可及性的差异来解释。另外，长期无保险者的此类症状相对于所有的无保险者要更难被发现。

国内关于未参保人群的健康和医疗服务利用方面的研究还很少。赵忠、侯振刚 (2005) 利用中国健康与营养调查数据 (CHNS) 发现医疗保险对健康的影响虽然为负但统计上不显著；谢堃 (2009) 利用 CHNS 数据发现享受医疗保险组较富裕，其医疗服务利用也较多，医疗保险扩大了医疗服务利用的不平等。这些文献都不同程度地丰富了国内医疗保险与健康的研究，但是正如黄枫、吴纯杰 (2009) 指出，以上文献中由于存在遗漏变量或者内生性问题，导致估计产生偏差，医疗保险与健康以及医疗服务利用上的关系并没有得到准确地估计。黄枫、吴纯杰 (2009) 利用 2002—2005 年中国老年人健康长寿影响因素调查数据，借助工具变量法解决模型可能存在的内生性问题，结果发现，在控制人口、社会经济、健康等个人特征之后，与无医疗保险的老人相比，享受医疗保险的老人三年间隔的死亡概率降低了 25.3%；换言之，没有医疗保险会导致老年人死亡概率更高。利用同样数据，黄枫、甘犁 (2010) 进一步发现，有医疗保险的老人的平均生存时间比无保险的老人多 5 年。而最近许多有关新农合与城镇居民医保绩效评估的研究结果表明，我国基本医疗保险 (主要是新农合) 在其逐步推行的过程中，参保者“有病不医”的状况得到改善，医疗服务利用率明显提高，并且健康状况也有明显改善，家庭面临医疗风险的降低还导致家庭的预防性储蓄也明显减少、生活消费水平得到明显的提高 (程令国、张晔, 2012; 白重恩等, 2012; 臧文斌等, 2012); 但与此同时也发现，医疗保险并没有显著减轻参保者的实际医疗支出负担和大病支出生率 (Lei & Lin, 2009; Wagstaff et al. 2009)。

本文主要从医疗保险状态与健康及医疗服务利用之间的关系入手来研究医保夹心层。本文的贡献主要是两个方面：首先本文研究的医保夹心层区别于文献中的一般无保险人群，因为医保夹心层人群可能相对于一般无保险者处于更不利的地位，他们可能想购买保险但由于客观原因的限制而无法参保，属于特别需要关注的群体。另一方面，医保夹心层的无保险状态往往都是因为企业无力负担或者企业故意逃避医保费而导致的，与个人的选择无关，因此医保夹心层的无保险状态可以看成是外生的，有利于减轻甚至避免医疗保险与健康关系的研究中通常存在的内生性问题。当然，本文还通过面板数据等方法验证结果的稳健性，以求较为准确地估计保险状态与健康之间的关系。

四、医保夹心层的健康状况：实证分析

(一) 数据及描述性统计分析

本文采用的“国务院城镇居民基本医疗保险 (URBMI) 试点评估入户调查数据”是受国务院城镇居民基本医疗保险试点评估专家组委托，由北京大学光华管理学院牵头及中国医疗保险研究会等机构参与实施的大规模入户调查。该调查的主要目的是了解医疗保险的覆盖及其实施效果。调查的内容主要包括居民的社会人口学特征、健康状况、医疗服务需求与利用、医疗服务费用、医疗保险相关信息、家庭经济状况等。在 79 个城居保试点城市中，在对人均国内生产总值、全市年末人口数、人均筹资额度、上年度人均城镇职工基本医疗保险统筹基金支出、人口密度、人均床位数及人均医生数等七个指标进行聚类分析后，随机挑选九个代表性的城市，作为样本城市^①。2007 年共调查了 42 个区 (县)，100 个街

^① 9 个城市为内蒙古自治区包头市、湖南省常德市、四川省成都市、吉林省吉林市、浙江省绍兴市、

道（办事处），141 个社区（居委会），成功入户 11674 户、32989 人。2008 年的跟踪调查合计有效访问 11099 户、32207 人，其中成功随访 26145 人，随访率 79.32%；2009 年 31646 人，成功随访 25260 人，随访率达 79.82%。2008 年与 2009 年都在丢失的样本基础上对样本进行了相应的增补。本文采用的数据样本为该调查 2007 至 2009 三年的数据。为了与医保夹心层人群相对照，本文选取了其中大于 18 岁的所有成年人样本。

从表 2 可以看出，从 2007 年到 2009 年，18—59 岁的成年人样本中城镇职工基本医疗保险的覆盖率增加了两个百分点，而 2007 年刚刚试点的城镇居民基本医疗保险从不到 6% 上升到了 14%；同样的情形也发生在 60 岁以上的样本中，城镇职工基本医疗保险的覆盖率增加不到两个百分点，城镇居民基本医疗保险的覆盖则翻了一番。

表2：样本中城镇医疗保险情况：18岁以上的样本

| 年份 | 18 岁以上成年人样本 | | | | 正式职工样本 (含已离退休的正式职工) | |
|------|-------------|--------|--------|-------|------------------------|---------------|
| | 18-59 岁 | | 60 岁以上 | | 无任何医保 | 无职工医保 |
| | 职工医保 | 居民医保 | 职工医保 | 居民医保 | | |
| 2007 | 30.47% | 5.71% | 12.68% | 3.08% | 5.77% (825) | 12.72% (1818) |
| 2008 | 31.41% | 11.63% | 12.78% | 5.75% | 4.41% (621) | 14.15% (1993) |
| 2009 | 32.56% | 13.99% | 14.41% | 6.17% | 2.62% (371) | 12.44% (1764) |

注：所有比例均以调查人口总数为分母；括号里面为观测样本数。

如果只考虑其中的正式职工样本（包括在职和离退休），表 2 显示，医保夹心层人群（没有任何保险的职工）在 2007 年占到职工样本人数的近 6%，这个比例在之后下降到了 4.4% 和 2.6%；而没有城镇职工基本医疗保险的职工在这三年中平均为 13%。依据国家统计局的数据，2007 年全国参加城镇职工基本医疗保险人数为 1.8 亿人，其中职工 1.34 亿人，退休人员 4600 万人。^① 如果 2007 年医保夹心层人群占职工总人数的比例以 6% 计算，那么全国大概有 1150 万职工（含退休职工）没有医疗保险。2008 年全国参加城镇职工基本医疗保险人数增加到了约 2 亿人，其中职工 1.5 亿，退休人员 5008 万人，医保夹心层人群占职工总人数的比例虽然下降到了 4.4%，但是总人数超过了 920 万。可见医保夹心层人数可观，无保险状态对他们的健康、医疗资源利用以及保健行为的影响需要引起高度重视。

表 3 进一步显示了无业者及不同类型的职工的医疗保险状况：无业者无保险的比率是最高的，达到 32.61%；其次是个体户（28.84%）；三资企业和行政事业单位的无保险比率最低，分别只有 3.2% 和 3.5%；国有集体企业次之，无保险比例为 5.3%；正式职工中私营、股份制企业的无保险比例最高，达到 19%。从表中也可以算出，在年龄大于 60 岁的职工中（不含无业者），没有保险的人（即强制无保者）的比率为 5.58%。

（二）医保夹心层的健康状况：模型设定

假定个人健康程度主要由个人特征以及有无医疗保险状态决定，用计量模型可以表示为：

$$y_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \times Uninsured_{it} + \alpha_2 \times Emp_{it} + \alpha_3 \times (Uninsured_{it} \times Emp_{it}) + \beta x_{it} + \xi_{it} \quad (1)$$

模型（1）中 i 表示个人， t 表示时间，其余变量定义如下：

y_i^* ：表示个体健康状况及行为的指标；

$Uninsup_i$ ：表示个人有无任何医疗保险的虚拟变量。如果个人没有医疗保险则取值为 1，有医疗保险为取值 0；

新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市、福建省厦门市、青海省西宁市及山东省淄博市。

^① 数据来源：《中国统计年鉴 2008》。

表3：无保险人群的企业类型分布

| 就业单位 | 所有成年人 | | | 大于 60 岁的老年人 | | |
|----------|-------------|-------------|-------|-------------|------------|-------|
| | 有保险 | 无保险 | 总计 | 有保险 | 无保险 | 总计 |
| 无业 | 12363 (67%) | 5982 (33%) | 18345 | 4032 (74%) | 1390 (26%) | 5422 |
| 行政事业单位 | 10653 (97%) | 384 (3%) | 11037 | 3145 (97%) | 88 (3%) | 3233 |
| 国有集体企业 | 25969 (95%) | 1452 (5%) | 27421 | 4633 (94%) | 319 (6%) | 4952 |
| 股份制及私营企业 | 8175 (81%) | 1925 (19%) | 10100 | 403 (83%) | 85 (17%) | 488 |
| 三资企业 | 835 (97%) | 28 (3%) | 863 | 39 (98%) | 1 (3%) | 40 |
| 个体户 | 5946 (71%) | 2410 (29%) | 8356 | 222 (69%) | 102 (31%) | 324 |
| 其他类型企业 | 1529 (74%) | 550 (26%) | 2079 | 333 (89%) | 42 (11%) | 375 |
| 总计 | 65470 (84%) | 12731 (16%) | 78201 | 18677 (89%) | 2239 (11%) | 20916 |

Emp_i ：表示职工(包含正式职工或者离退休职工)就业单位类型的虚拟变量：如果是正式职工则该变量为 1，否则为 0。我们进一步将 $EmpSOE$ 定义为国有和集体企业的职工；将 $EmpSOE60$ 定义为年龄在 60 岁以上的国有及集体企业职工，因为这些职工年龄较大，无法购买商业医疗保险，属于强制无保险群体；

X ：为反映个人特征的变量向量，包括年龄、性别、民族、户口、教育水平、婚姻状况、就业类别、就业单位类型、身高、体重、是否吸烟、是否喝酒、家庭收入水平（对数）、家庭离最近医疗机构的距离等。模型中还包括城市和年份的虚拟变量。 ξ_{it} 为随机扰动项。

假定参照组（有保险的非正式职工）的健康状况为 α_0 ，那么， α_1 是没有保险的非正式职工的健康差异； α_2 是有保险的正式职工的健康差异； $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ 表示的是无保险的正式职工（即医保夹心层）相对于有保险的非正式职工的健康差异，其中 α_3 是无保险状态和正式职工哑变量交叉项的系数，表示的是医保夹心层状态对健康的单独影响，即在去除了纯粹的无保险和正式职工状态的单独影响之后，正式职工的无保险状态对健康的净影响。换言之，假定参照组（有保险的非正式职工）的健康状况为 0，那么 α_1 表示非正式职工内部没有保险对健康的影响，而 α_2 表示有保险的人群中正式职工与非正式职工的健康差别，因此无保险的正式职工的健康状况为 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ ，其中 α_3 表示的是医保夹心层状态的单独影响。

数据中反映个人健康状况的信息主要是被调查者自我报告的健康状况，共有三类变量：
 (1) 过去一个月的健康状况：分为五级指标，由差至好依次递进为很差、差、一般、好、很好，分别用整数 1—5 代替；
 (2) 相对于过去一年健康的变化：分为三级指标，由差至好依次递进为变差、没变化、变好；分别用 1、2、3 代替；
 (3) 调查当天被调查者的健康状况：采用 0-100 的健康标尺，0 代表最差，100 代表最好。^①由于这些健康指标多为离散变量，本文主要使用 Probit 模型（对应于 y_i 为 0、1 变量）或者 Ordered Probit 模型（次序 Probit 模型，对应于 y_i 为多元的离散变量，且离散变量的大小是有意义的）。

模型 (1) 中我们所关心的系数是 α_3 。由于医保夹心层的无医保状态是由于工作单位没有缴纳医保费用而造成的，可以认为无医保状态是外生（强制）给定的，因此可以直接估计模型 (1)。但模型 (1) 中仍有可能存在因为遗漏变量导致的内生性问题，从而导致对 α_3 的估计有偏。比如，因为遗漏了个人不可观测的能力、健康或者风险偏好特征变量，这些遗漏变量可能与个人的就业状态或职业选择相关，而同时不同的就业状态或职业选择也会影响职工的基本医疗保障状况，导致夹心层状态也存在一定程度的“内生性”。因此，本文在尽量控制个人的特征变量前提下，还尝试通过使用面板数据结构控制个人不可观测特征的影响。本文接下来采用随机效应的 Probit 模型估计医疗保险对健康的影响。随机效应的 Probit 模型

^① 问卷调查中对该问题的回答要求被调查者亲自回答，因此由家庭其他成员代答的被调查对象不能回答这个问题，并且只在 2008 年之后对该问题进行调查，导致使用该健康变量时的有效样本减少了很多。

既考虑了被解释变量的离散特征，也要考虑个体不可观测异质性的影响^①。

(三) 医保夹心层的健康状况：模型估计结果

表 4 报告了无保险状态对过去一个月内的健康状况的影响，在控制了有无保险状态、就业单位类型、影响健康状况的主要人口和社会学特征包括性别、年龄、家庭规模、民族（是否汉族）、婚姻状况（是否已婚）、身高、体重、教育程度、是否吸烟、是否喝酒、是否锻炼以及家庭收入等）以及城市和年份虚拟变量后，医保夹心层的系数为负但不显著（第 1 列变量 $Uninsured \times Emp$ ），但国有集体企业的医保夹心层的健康状况却更有可能变差且统计上显著（第 3 列变量 $Uninsured \times EmpSOE$ ）。

表4：医保夹心层的健康状况：模型估计结果（1）

| 解释变量 | 被解释变量：过去一个月内的健康状况 (1-很差, 2-差, 3-一般, 4-好, 5-很好) | | | |
|-----------------------------|---|---------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $Uninsured \times Emp$ | | -0.049 (0.033) | | |
| $Uninsured \times EmpSOE$ | | | -0.085** (0.039) | |
| $Uninsured \times EmpSOE60$ | | | | 0.020 (0.055) |
| $Uninsured$ | 0.038*** (0.014) | 0.038*** (0.014) | 0.040*** (0.014) | 0.028** (0.013) |
| 观测值 | 66847 | 66847 | 66847 | 66847 |
| Pseudo R ² | 0.075 | 0.075 | 0.075 | 0.075 |

注：括号内的数值为稳健回归标准误差；“*”、“**”、“***”分别表示 10%、5% 和 1% 的置信水平。如无特殊说明，以下均同。解释变量还包括影响健康状况的主要人口和社会学特征，包括性别、年龄、家庭规模、民族（是否汉族）、婚姻状况（是否已婚）、身高、体重、教育程度、是否吸烟、是否喝酒、是否锻炼、家庭收入、家庭与最近医疗机构的距离以及城市和年份虚拟变量等，为节省篇幅未报告结果。

表 5 报告了无保险状态对过去一年内的健康状况以及被调查者调查当天健康状况变化的影响。所有模型中均加入了表 4 中的所有控制变量，但为了节省篇幅，表中只报告了关键变量的系数和显著性。第 1-3 列报告了医保夹心层状态对被调查者过去一年健康状况变化的影响。这三列均表明，处于医保夹心层状态的职工更有可能报告过去一年健康状况没有变好或者变得更差。第 4-6 列表明，处于医保夹心层状态的职工更有可能报告被调查当天的健康状况不好。第（3）和（6）列表明，60 岁以上的医保夹心层职工也认为自己过去一年健康状况变差或者当天的健康状况不好，虽然统计上不显著^②。

表 6 进一步计算了医保夹心层状态和无保险状态分别对过去一年和过去一个月健康指标的边际影响。以表 7 第一部分第一行为例，0.031 表示的是在给定其他情况都不变时，一个职工变成医保夹心层状态会使其“相对于过去一年健康状况变差”的概率提高了 3.1%，且统计上十分显著。与次类推，该行第 2、3 列的数字表示的是表示的是在给定其他情况都不变时，一个职工变成医保夹心层状态会使其“相对于过去一年健康状况不变”或“变好”的概率分别下降了 1.8% 和 1.3%，且统计上十分显著。其余分析类似。

^① 需要重点说明两点：首先，由于采用的是随机效应模型，隐含地假定模型中的个体异质性是独立于其他解释变量的；其次，由于被解释变量是个人自我报告的健康状况，属于主观性的指标，其绝对值通常不具有实际意义（都是相对于自身过去健康状态，或者相对于周围人群对自己健康状况的一种主观判断），所以同一个体在不同年份之间报告的健康指标变化不大，此时如果采用固定效应模型进行估计，由于固定效应模型中主要依靠个体保险状态与健康状况在时间维度上的变化来识别保险状态变化对健康的影响，但由于主观的健康指标变化通常较小，且极容易受到报告误差的影响，会导致模型估计出现较大的偏差。方便对照，我们同时报告了采用线性面板数据的固定效应与随机效应模型的估计结果。

^② 我们也尝试加入滞后一年的医保夹心层变量来检验是否一年前的医保夹心层状态对健康指标有负面的影响，大多数系数确实为负，但只有少数统计上显著。

表 7 报告了加入个人固定效应的不同模型的结果。个人固定效应可以部分有效地控制模型的内生性或遗漏变量问题。可以看出，医保夹心层以及国有集体企业的医保夹心层状态对职工的各种健康指标均有显著的负的影响，但强制无保者状态对职工健康的影响大多不显著^①。可见，医保夹心层状态对健康的负面影响的结论是很稳健的。

表5：医保夹心层的健康状况：模型估计结果（2）

| | 相对于过去一年健康状况的变化(1-变差, 2-没变化, 3-变好) 次序Probit模型的估计结果 | | | 调查当天的健康状况 (0-不好, 1-好) Probit模型的估计结果 | | |
|-----------------------|--|---------------------|-------------------|---|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Uninsured ×Emp | -0.111*** (0.038) | | | -0.157*** (0.058) | | |
| Uninsured ×EmpSOE | | -0.111** (0.047) | | | -0.171** (0.067) | |
| Uninsured ×EmpSOE60 | | | -0.072 (0.074) | | | -0.073 (0.102) |
| Uninsured | 0.038** (0.016) | 0.032** (0.015) | 0.022 (0.015) | 0.090*** (0.025) | 0.084*** (0.024) | 0.069*** (0.028) |
| 观测值 | 66868 | 66868 | 66868 | 42057 | 42057 | 42057 |
| Pseudo R ² | 0.044 | 0.044 | 0.044 | 0.108 | 0.108 | 0.108 |

表6：医保夹心层职工的健康状况：边际影响

| 不同模型 | 相对于过去一年健康状况的变化 | | | | |
|---------------------|----------------|-----------|-----------|----------|----------|
| | 变差 | 没变化 | 变好 | | |
| Uninsured ×Emp | 0.031*** | -0.018*** | -0.013*** | | |
| Uninsured ×EmpSOE | 0.030** | -0.018** | -0.012*** | | |
| Uninsured ×EmpSOE60 | 0.019 | -0.011 | -0.008 | | |
| | 过去一个月内的健康状况 | | | | |
| | 很差 | 差 | 一般 | 好 | 很好 |
| Uninsured ×Emp | 0.001 | 0.006 | 0.0118 | -0.008 | -0.011 |
| Uninsured ×EmpSOE | 0.002** | 0.012** | 0.020** | -0.015** | -0.019** |
| Uninsured ×EmpSOE60 | -0.0004 | -0.003 | -0.005 | 0.003 | 0.005 |

^① 采用面板数据的固定效应模型估计的结果，夹心层的系数都不显著，主要是由于自我报告健康状况指标在年度之间的变化太小导致。

表 7: 面板数据模型估计结果^①

| Panel A: 过去一个月的健康状况变化 | | | | | | |
|-----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 所有样本 | | | 三年平衡样本 | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 固定效应模型 | 随机效应模型 | 随机效应 Probit 模型 | 固定效应模型 | 随机效应模型 | 随机效应 Probit模型 |
| Uninsured×Emp | -0.039 (0.036) | -0.056** (0.026) | -0.037 (0.052) | -0.025 (0.041) | -0.054* (0.033) | -0.055 (0.069) |
| Uninsured×EmpSOE | -0.083* (0.043) | -0.091*** (0.030) | -0.142** (0.066) | -0.065 (0.047) | -0.079** (0.038) | -0.170** (0.084) |
| Uninsured×EmpSOE60 | -0.004 (0.062) | 0.003 (0.044) | -0.177 (0.111) | -0.030 (0.068) | -0.019 (0.054) | -0.019 (0.054) |
| 观测值 | 67702 | 67702 | 67702 | 42015 | 42015 | 42015 |
| 职工总数 | 35453 | 35453 | 35453 | 16077 | 16077 | 16077 |
| Panel B: 过去一年健康状况的变化 | | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Uninsured×Emp | -0.037* (0.020) | -0.039*** (0.014) | -0.082 (0.050) | -0.053** (0.023) | -0.061*** (0.018) | -0.157** (0.063) |
| Uninsured×EmpSOE | -0.052** (0.024) | -0.041*** (0.016) | -0.063 (0.056) | -0.067** (0.026) | -0.070*** (0.021) | -0.171** (0.069) |
| Uninsured×EmpSOE60 | -0.026 (0.034) | -0.017 (0.023) | 0.039 (0.076) | -0.049 (0.037) | -0.052* (0.029) | -0.038 (0.096) |
| 观测值 | 73947 | 73947 | 73947 | 45655 | 45655 | 45655 |
| 职工总数 | 36838 | 36838 | 36838 | 16115 | 16115 | 16115 |

注: 第 1、2、4、5 列的被解释变量为多值离散变量, 第 3、6 列均将健康指标处理成二值的虚拟变量, 其中过去一月的健康, 1-好或很好, 0-其他; 过去一年健康相对变化, 1-没变或者变好, 0-变差。解释变量还包括表 5 中的所有其他解释变量。

值得一提的是, 表 4-表 7 的结果中, “无保险状态”(变量 Uninsured)的系数都显著为正, 一致表明非正式职工人群中无保险人群相对于有保险的人群健康状况都较好, 证实了典型的“逆向选择”现象的存在。城镇非正式职工(包括非从业人员)一般都不在城镇职工医保的覆盖范围之内^②, 但是可以自主选择参加城镇居民基本医疗保险。在自愿参保模式下, 健康状况较好的个体选择不参保, 参保都是健康相对较差的, 这与臧文斌等(2012)对城镇居民医保参保过程中逆向选择现象的检验结果一致。

(四) 无保险影响健康的渠道分析

1. 医保夹心层的医疗服务利用状况

接下来本文将从两个方面检验导致夹心层健康状况较差的两个渠道, 即无保险对医疗服务需求以及医疗保健意识的负面影响效果。

无保险状态的一个直接后果是造成医疗服务使用的不便。尤其是伴随医疗费用的急剧上涨, 个人难以承担大额医疗花费, 没有医疗保险可能成为限制夹心层人群医疗服务利用的最关键因素。根据《中国卫生统计年鉴》(2009)的统计, 2008 年出院病人人均医药费为 5464 元, 是同期门诊病人均医药费的 37 倍多, 大致相当于 2008 年全国人均可支配收入(15781 元)的 38%, 总收入(17067 元)的 32%; 而其中比较常见的 30 种疾病平均住院医药费用超过了 7200 元, 相当于当年人均可支配收入的 45%, 总收入的 42%。如此巨额的医疗花费, 如果没有医疗保险, 病人的负担将会非常严重。

由于职工基本医疗保险实施大病统筹, 主要报销住院花费, 对门诊治疗花费报销较少(个人账户支付, 额度很小), 可以预见, 医保夹心层的门诊服务相对于住院服务利用受到的限

^① 由于使用“调查当天健康状况”为被解释变量的有效面板数据较少, 其结果与使用混合面板数据模型估计的结果基本类似, 此处没有报告其结果。

^② 根据表 3 的统计结果, 非正式职工中无保险人群的比例也是最高的。

制要小一些，但住院医疗的限制要更明显。为了检验这些预测，我们重新估计了模型（1），但采用四个不同的被解释变量：

（1）过去两周内是否门诊就医：如果被调查者回答过去两周内曾经门诊就医，则该变量取值为 1；否则为零。我们还单独区分了患病成年人的门诊就医情况。

（2）过去一年内是否住院：如果被调查者回答过去一年内曾经住院就医，则该变量取值为 1；否则为零。我们还单独区分了应住院患者的住院医疗情况。

（3）住院总花费（对数值）；

（4）家人因生病造成的经济负担的严重程度：由低到高依次为：不严重或不清楚、严重和非常严重，分别用1、2、3代替。

表 8：医保夹心层过去两周内的门诊医疗服务利用情况（Probit 模型）

| | 所有成年人的门诊情况 (0-没有就医, 1-就医) | | | 患病成年人的门诊情况 (0-没有就医, 1-就医) | | |
|-----------------------|------------------------------|---------------------|----------------------|------------------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| Uninsured×Emp | -0.048 (0.086) | | | 0.008 (0.090) | | |
| Uninsured×EmpSOE | | -0.042 (0.093) | | | -0.025 (0.099) | |
| Uninsured×EmpSOE60 | | | -0.136 (0.087) | | | -0.006 (0.128) |
| Uninsured | -0.094** (0.040) | -0.098** (0.039) | -0.131*** (0.024) | -0.074* (0.042) | -0.068* (0.041) | -0.073* (0.040) |
| 疾病严重程度 | -- | --- | --- | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 67924 | 67924 | 67924 | 12851 | 12851 | 12851 |
| Pseudo R ² | 0.074 | 0.074 | 0.074 | 0.061 | 0.061 | 0.062 |

注：“疾病严重程度”为四值的虚拟变量：非常严重、严重、不严重、不清楚。

表 8 的结果表明，就过去两周内的门诊情况而言，没有保险的成年人和没有保险的患病成年人门诊就医的可能性显著较低；医保夹心层职工的门诊就医可能性虽然较低但统计上不显著，可能是因为门诊费用较低且不能报销的缘故。表 9 的结果则显示：没有保险的人住院的可能性显著减少，但这可能是由保险市场上的逆向选择引起的；但医保夹心层人群的住院服务也显著减少，尤其是夹心层应住院患者的住院可能性显著降低，表明了医保夹心层状态限制了住院医疗服务的利用。此外，60 岁以上的医保夹心层以及应住院患者的住院的可能性显著降低得更多，表明强制无保状态对住院医疗服务利用的负面影响更大。

表 9：医保夹心层过去一年内的住院医疗服务利用情况（Probit 模型）

| | 所有成年人过去一年的住院情况 (1-住院, 0-否) | | | 应住院患者的住院情况 (1-住院, 0-否) | | |
|-----------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (1) | (2) | (3) |
| Uninsured×Emp | -0.135** (0.067) | | | -0.229* (0.120) | | |
| Uninsured×EmpSOE | | -0.086 (0.073) | | | -0.196 (0.127) | |
| Uninsured×EmpSOE60 | | | -0.176* (0.096) | | | -0.280* (0.160) |
| EmpSOE60 | | | 0.170*** (0.028) | | | 0.235*** (0.055) |
| Uninsured | -0.189*** (0.029) | -0.202*** (0.029) | -0.211*** (0.028) | -0.127** (0.057) | -0.139** (0.056) | -0.161*** (0.054) |
| 观测值 | 67924 | 67924 | 67924 | 7650 | 7650 | 7650 |
| Pseudo R ² | 0.083 | 0.082 | 0.083 | 0.076 | 0.076 | 0.078 |

表 10 表明与有保险的非正式职工相比，医保夹心层职工的住院费用会显著增加约 58%，

住院自负花费要显著提高近一倍；同样，国有和集体企业的医保夹心层的住院费用会显著增加约 53%，住院自负花费要显著提高 85% 左右。与此一致的发现是，国有和集体企业的医保夹心层更有可能感受到家人因生病造成的经济负担。

表 10：医保夹心层的医疗负担情况

| 不同模型 | 住院总花费 (对数) | 住院自付花费 (对数) | 家人因生病造成的经济负担 (1-不严重或不清楚；2-严重；3-非常严重) |
|--------------------|---------------------|---------------------|---|
| | (1) OLS | (2) OLS | (3) 次序Probit |
| Uninsured*Emp | 0.576*** (0.182) | 0.957*** (0.189) | 0.120*** (0.0454) |
| Uninsured*EmpSOE | 0.526*** (0.189) | 0.845*** (0.199) | 0.106** (0.0522) |
| Uninsured*EmpSOE60 | 0.501** (0.227) | 0.834*** (0.242) | 0.105 (0.0721) |
| 观测值 | 4767 | 4767 | 38022 |

综合以上的实证结果，可以发现，夹心层人群一方面因为缺乏医疗保险导致其医疗服务需求难以得到满足，而另一方面，夹心层患者一旦住院，由于病情相对更加严重，就会导致医疗费用更高，医疗负担更重。

2. 医保夹心层的健康行为

医疗保险影响健康的另一个重要渠道就是通过影响个体的健康保健意识。无保险的最直接影响是导致“有病不医”，而长期的“有病不医”则极可能导致个人逐渐降低对健康的关注。为了检验医保夹心层状态对个人健康意识的影响，我们重新估计了模型（1），但采用不同的被解释变量来衡量健康行为或态度：

- （1）是否经常主动了解医疗保健知识：如果被调查者回答是，则取值为 1，否则为 0；
- （2）过去一年是否做过健康体检：如果被调查者回答是，则取值为 1，否则为 0；
- （3）是否经常锻炼身体：如果被调查者回答经常锻炼身体，则取值为 1，否则为 0。

表 11 报告了主要变量的系数和显著性。结果表明，医保夹心层人群，尤其是国有集体企业的医保夹心层职工，在主动了解医疗保健知识以及主动进行健康体检方面相对缺乏积极性，表明无保险可能导致健康意识较差；但是医保夹心层更经常锻炼身体，这可能与夹心层人群较强的风险意识有关^①。而一般的无保险人群在“了解医疗保健知识”、“健康体检”以及“锻炼身体”三个方面都表现出较低的倾向（Uninsured 的系数均显著为负），很可能是因为此类人群面对相对较低风险的结果。此外，家庭收入水平与健康行为或态度则有显著正向的关联，表明高收入人群的健康保健意识更强。另外，由于人们的健康行为很容易受“邻区效应”（Neighborhood Effect）的影响，我们在第 2、4、5 列中加入了“社区参保率”变量以控制社区参保人数产生的影响。社区参保率对个人“经常锻炼身体”和“健康体检”具有显著的正的影响，表明参保人群对个人的健康预防行为可能有正面的溢出效应。

^① 夹心层人群身体较差，可能风险意识也相对较强，所以期望通过锻炼身体降低健康风险。

表 11：医保夹心层的健康行为（Probit 模型）

| Panel A 被解释变量：是否经常锻炼身体？ | | | | | |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Uninsured | -0.135*** (0.019) | -0.128*** (0.019) | -0.141*** (0.018) | -0.134*** (0.018) | -0.132*** (0.018) |
| Uninsured×Emp | 0.046 (0.041) | 0.046 (0.041) | | | |
| Uninsured×EmpSOE | | | 0.106** (0.047) | 0.108** (0.047) | |
| Uninsured×EmpSOE60 | | | | | 0.200*** (0.067) |
| 社区的参保率 | | 0.162** (0.067) | | 0.164** (0.067) | 0.165** (0.067) |
| 观测值 | 66721 | 66721 | 66721 | 66721 | 66721 |
| Pseudo R ² | 0.071 | 0.071 | 0.071 | 0.071 | 0.071 |
| Panel B 被解释变量：是否主动了解医疗保健知识？ | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Uninsured | -0.173*** (0.017) | -0.175*** (0.017) | -0.173*** (0.016) | -0.175*** (0.017) | -0.186*** (0.016) |
| Uninsured×Emp | -0.060 (0.039) | -0.061 (0.039) | | | |
| Uninsured×EmpSOE | | | -0.091** (0.045) | -0.091** (0.045) | |
| Uninsured×EmpSOE60 | | | | | 0.0004 (0.066) |
| 社区的参保率 | | -0.057 (0.064) | | -0.058 (0.064) | -0.056 (0.064) |
| 观测值 | 66645 | 66645 | 66645 | 66645 | 66645 |
| Pseudo R ² | 0.081 | 0.081 | 0.081 | 0.081 | 0.081 |
| Panel C 被解释变量：过去一年是否做过健康体检？ | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Uninsured | -0.248*** (0.018) | -0.238*** (0.018) | -0.273*** (0.017) | -0.263*** (0.017) | -0.285*** (0.017) |
| Uninsured×Emp | -0.280*** (0.041) | -0.280*** (0.041) | | | |
| Uninsured×EmpSOE | | | -0.220*** (0.048) | -0.218*** (0.048) | |
| Uninsured×EmpSOE60 | | | | | -0.080 (0.070) |
| 社区的参保率 | | 0.246*** (0.065) | | 0.244*** (0.065) | 0.247*** (0.065) |
| 观测值 | 67805 | 67805 | 67805 | 67805 | 67805 |
| Pseudo R ² | 0.120 | 0.120 | 0.120 | 0.120 | 0.120 |

因此，综合来看，没有医保不仅会直接影响医疗服务利用情况，导致“有病不医”，而一旦生病住院，则因为病情相对严重，医疗负担加重，同时由于没有医保而导致的“有病不医”还可能导致个人健康保健意识的下降，进而影响到健康状况。由于健康保健意识的形成通常是一个较为长期的过程，夹心层较差的健康及健康保健意识，也正好与其长期缺乏医保的事实相吻合^①。而这也正是夹心层区别于一般无保险人群的最大不同，也是导致夹心层人群健康状况较差的主要原因。

^① 由于调查数据的限制，本文对夹心层的界定实际上只是当前的一种“无保险”的状态，无法了解夹心层之前的保险状态。但是，一直按规定缴纳社保、只是最近才不缴的企业毕竟是极少数，所以大部分的夹心层人群应该都可以视为长期没有医保。

五、结论

因为就业单位没有支付医保费而无法参保的城镇职工在本文中被称为“医保夹心层”。据本文的估算,我国目前存在上千万的医保夹心层人群。本文利用国务院关于城镇居民基本医疗保险试点评估调查 2007-2009 年的跟踪调查数据,考察了医保夹心层的健康及其医疗服务利用情况。由于医保夹心层的无保险状态往往都是因为企业无力负担或者故意逃避医保费,与个人的选择无关,因此医保夹心层的无保险状态可以看成是外生的。本文通过比较医保夹心层与一般未参保者之间的差别,一定程度上避免了自选择导致的内生性偏差,能更加准确地估计无保险对个人医疗服务利用以及健康的影响。我们的研究表明,医保夹心层的自我报告健康(过去一年、过去一个月或调查当天)较差。而与医保夹心层形成鲜明对比的是,一般的无保险人群自我报告的健康状况要明显好于保险人群,表明在自愿参保的医疗保险模式中存在较为明显的“逆向选择”现象,同时这一发现也从另一方面印证了医保夹心层人群的劣势地位。此类大规模特殊人群健康状况应该引起相关方的关注。

进一步,我们还检验了无保险状态影响健康的两个关键渠道。实证结果表明,无保险状态会直接影响医疗服务利用,表现为医保夹心层更少接受住院服务(但在门诊服务方面没有差别),但一旦住院,夹心层住院花费及其负担都会更重;其次,医疗保险状态还会影响健康意识,表现为夹心层人群在了解医疗保健知识、定期身体健康检查方面缺乏积极性(但更经常锻炼身体)。由于医疗保障对健康以及健康意识的影响通常是在长期形成的,因此本文的结论实际上表明,无医保不仅在短期会直接影响对医疗服务需求的满足,在长期还会导致健康状况以及健康意识的恶化。因此,医疗保险的长期影响效果不容忽视。而这恰恰是过去的文献不够重视的。有关新农合与城镇居民医保经济绩效与健康绩效评估的文献,几乎都在考察短期的效果,其结果可能会低估了全民医保实施的效果。

大量夹心层的存在,表明我国目前初步建成的全民医保体系中还存在“夹缝”,因此,“板块式”的医保体系如何实现无缝对接,进而实现真正意义上的全民医保体系,应该引起重视。基于本文的分析,我们认为,要着手解决夹心层人群的问题,比较可行的应对方案包括:第一,完善社保(医保)的监管制度,比如可以对国有集体企业实行重点监控,不仅需要解决已关闭破产的国有集体企业职工的医疗保障问题,还需要对符合破产标准的企业实施破产机制,明确破产、关闭企业的职工社保参保办法,或者对困难企业职工参保给予一定的优惠;第二,应该积极发挥商业保险的补充作用。政府应该积极鼓励商业保险开发和提供面向“夹心层”人群及其他医保覆盖存在空隙的人群(尤其是 60 岁以上的公民)的医保服务产品。

参考文献

- 白重恩、李宏彬、吴斌珍, 2012,《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第 2 期。
- 程令国、张晔, 2011,《“新农合”:经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》第 1 期。
- 黄枫、甘犁, 2010,《过度需求还是有效需求—一城镇老人健康与医疗保险的实证分析》,《经济研究》第 6 期。
- 黄枫、吴纯杰, 2009,《中国医疗保险对城镇老年人死亡率的影响》,《南开经济研究》第 6 期。
- 刘军强, 2011,《资源、激励与部门利益:中国社会保险征缴体制的纵贯研究(1999-2008)》,《中国社会科学》第 3 期。
- 谢堃, 2009,《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》第 2 期。
- 臧文斌、刘国恩、徐菲等, 2012,《中国城镇居民基本医疗保险对消费的影响》,《经济研究》第 7 期。
- 臧文斌、赵绍阳、刘国恩, 2012,《我国城镇基本医疗保险中逆向选择的检验》,《经济学(季刊)》第 12 卷第 1 期。
- 赵忠、侯振刚, 2005,《我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型》,《经济研究》年第 10 期。
- Ayanian, J., J. Weissman, E. Schneider, J. Ginsburg and A. Zaslavsky, 2000, Unmet health needs of uninsured adults in the United States, *Journal of American Medical Association* 284: 2061-2069.
- Baker, D., M. Shapiro, C. Schur, 2000, Health insurance and access to care for symptomatic conditions, *Archives of International Medicine* 160: 1269-1274.
- Baker, D., J. Sudano, J. Albert, E. Borawski and A. Dor, 2001, Lack of health insurance and decline in overall health in late middle age, *New England Journal of Medicine* 345:1106-1112.

-
- Currie, J. and J. Gruber, 1996a, "Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health", *Quarterly Journal of Economics* 111: 431-66.
- Currie, J. and J. Gruber, 1996b, Saving babies: The efficacy and cost of recent changes in the medicaid eligibility of pregnant women, *Journal of Political Economy* 104: 1263-96.
- Du, Juan, 2009, Economic reforms and health insurance in China, *Social Science & Medicine* 69: 387-395.
- Davis, K., 2007, Uninsured in America: Problems and possible solutions, *British Medical Journal*, 334-346.
- Grogan, C., 1995, Urban economic reform and access to health care coverage in the People's Republic of China, *Social Science & Medicine*, 41: 1073-1084.
- Gruber, J., 2008, Cover the Uninsured in The United States, *Journal of Economic Literature*, 46: 571-606
- Franks, P., C. Clancy and M. Gold, 1993, Health insurance and mortality. Evidence from a national cohort, *Journal of American Medical Association*, 270:737-741.
- Hanratty, M., 1996, Canadian national health insurance and infant health, *American Economic Review*, 86: 276-84.
- Hafner-Eaton, C., 1993, Physician utilization disparities between the uninsured and insured: Comparisons of the chronically ill, acutely ill, and well nonelderly populations, *Journal of the American Medical Association*, 269: 787-792.
- Ho, L., 1995, Market reforms and China's health care system. *Social Science & Medicine*, 41: 1065-1072.
- Hu, T., M. OngZ, Lin Zi-Hua and E. Li, "The effects of economic reform on health insurance and the financial burden for urban workers in China". *Health Economics* 1999, 8:309-321.
- Lei, X and Lin W., 2009, the New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health? *Health Economics*, 18: S25-S46.
- Nielsen, I. and R. Smyth, 2008, Who bears the burden of employer compliance with social security contributions? Evidence from Chinese firm level data, *China Economic Review*, 19(2): 230-244.
- Nyland, C., Smyth, R. and C. J. Zhu, 2006, What determines the extent to which employers will comply with their social security obligations? Evidence from Chinese firm level data, *Social Policy and Administration*, 40:196-214.
- McWilliams, M., A. Zaslavsky, E. Meara and J. Ayanian, 2004, Health insurance coverage and mortality among the near-elderly, *Health Affairs* 23: 223-233.
- Rosen, H., F. Saleh, S. Lipsitz, S. Rogers and A. Gawande, 2009, Downwardly Mobile: The accidental cost of being uninsured, *Archives of Surgery*, 144:1006-1011.
- Wagstaff, A., M. Lindelow, J. Gao, L. Xu and J. Qian, 2009, Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme, *Journal of Health Economics*, 28(1): 1-19.
- Wilper, A., S. Woolhandler, K. Lasser, D. McCormick, D. Bor and D. Himmelstein, 2009a, Health insurance and mortality in US adults, *American Journal Public Health*, 99: 2289-2295.
- Wilper, A., S. Woolhandler, K. Lasser, D. McCormick, D. Bor and D. Himmelstein, 2009b, Hypertension, diabetes, and elevated cholesterol among insured and uninsured U.S. adults, *Health Affairs*, 28: 1151-1159.