



No. C2015004

2015-9

健康水平、医疗保险与事前道德风险：
理论分析与来自新农合的经验证据

傅虹桥 fuhongqiao900824@126.com

雷晓燕 xylei@nsd.pku.edu.cn

袁东 alfredyuan123@foxmail.com

北京大学国家发展研究院

内容提要：本文从理论上探讨了医疗保险引致事前道德风险的可能性及其在不同健康人群的异质性，并运用中国老年人健康长寿影响因素调查（CLHLS）对新农合扩张引致的事前道德风险及其异质性进行了验证。文章发现事前道德风险的存在：参加新农合使得吸烟和过度饮酒行为增加，而经常锻炼行为则减少。并且事前道德风险在不同健康人群中存在明显异质性：健康较好的群体效果更强，健康较差的人群影响几乎不存在。基于研究，我们建议新农合更多的涵盖预防保健服务。

关键词：事前道德风险异质性，健康水平，新型农村合作医疗

Health Status, Health Insurance and Ex Ante Moral Hazard: A Theoretical and Empirical Investigation on China's New Rural Cooperative Medical Scheme

Abstract: This paper firstly establishes a model to investigate ex ante moral hazard of health insurance and its heterogeneity between groups with different health status, then verifies the hypothesis of the theoretical model based on the introduction of New Rural Cooperative Medical Scheme (NCMS) using the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey data. We find that the NCMS leads to ex ante moral hazard. It increases the ratio of smoking, excessive drinking and decreases the ratio of exercising regularly. Moreover, heterogeneity exists between groups with different health status: Ex ante moral hazard is significant for the group with good health but not for the group with poor health.

Key words: Ex-ante moral hazard, Heterogeneity, Health status, New rural medical scheme

JEL Classification I10, I12, I18

一、引言

由医疗保险所引发的道德风险问题一直是经济学术界和政策界关注的热点话题。医疗保险所产生的道德风险分两种，即“事前道德风险”和“事后道德风险”(Zweifel and Manning, 2000)。所谓事前道德风险(ex ante moral hazard)，是指由于医疗保险降低了疾病治疗的费用，所以个人疾病预防投入或者选择健康生活方式的积极性有所下降，因而健康风险有所提高。事前道德风险可能对参保者的健康产生长期的负面影响，从而会带来医疗费用的增长，削弱或者抵消医疗保险所带来的社会福利。所谓事后道德风险(ex post moral hazard)，一方面是指由于医疗保险降低了医疗服务产品的边际价格，患者对治疗服务和药物的需求会增加；另一方面是指由于有医疗保险，医疗机构和医生通过技术创新或者诱导需求提供治疗服务和药物供给的动机增强。前者属于个人层面(individual level)的事后道德风险，后者则属于系统层面(systematic level)的道德风险。

目前，国内和国外文献都对事后道德风险有着较为系统的研究。例如，Manning et al. (1987)利用兰德实验比较了不同医疗保险项目(自付比例、起付线等不同)与家庭卫生支出的关系，其结果显示医疗保险福利增加会显著提高医疗服务利用率。Finkelstein(2007)则发现了系统层面(systematic)的道德风险的证据。她利用美国政府为65岁以上老年人建立社会医疗保险项目(Medicare)的事件冲击，研究了医疗保险扩张对医疗费用以及医疗市场的影响。她发现，医疗保险扩张改变了医疗服务方的激励，增强了医院和医疗机构采用先进临床治疗技术的激励，同时刺激了医疗市场潜在进入者克服高昂的固定成本而进入医疗市场。目前，中国关于医疗保险的实证研究主要集中在事后个人道德风险层面。Wagstaff et al. (2009)，Lin and Lei (2009)，和 Cheng et al. (2014)等文章利用不同时期的数据探究了新农合对医疗服务利用率以及医疗费用的影响，其结论较为一致，即新农合增加了医疗服务的利用率，但是没有减轻个人医疗负担。

相比于事后道德风险，学术界对事前道德风险的研究相对较少，并且尚未形成一致的结论。Ehrlich and Becker (1972)基于健康生产函数所建立的事前道德风险模型是最早探讨这一问题的理论研究。基于理论模型，他们认为由于保险降低了医疗服务(事后)的边际价格，个人在疾病防范(事前)的投入减少。但是，实证结果却并不一致支持理论模型推论。Courbage and Coulon (2004)利用英国家庭调查数据发现，没有证据显示购买私人保险降低了预防性行为(比如吸烟减少、运动增加)；Manning et al. (1987)利用兰德实验也发现，医疗保险的慷慨程度对健康行为(吸烟、饮酒、运动)也没有显著的作用。与此相反，另外一些研究却发现医疗保险会引起明显的事前道德风险。如Klick and Stratmann (2004)的研究发现，医疗保险中糖尿病治疗的覆盖水平提高显著增加了受治疗的糖尿病人群的BMI指数；Yilma et al. (2012)利用非洲加纳的微观调查数据发现事前道德风险的确存在，并且当预防性投入成本较高时事前道德风险尤为明显；基于中国新农合的实证研究也显示，医疗保险的确会导致事前道德风险，引起吸烟、饮酒等行为的增加(彭晓博、秦雪征，2014)。

关于医疗保险事前道德风险的经验证据的不一致性与文献中其他保险(例如汽车保险)普遍存在较强事前道德风险的经验证据形成鲜明对比。为什么关于医疗保险事前道德风险的经验研究结论会存在差异，这本身就是值得研究的问题。

本文首先从理论上对此进行了探讨，提出可以从以下几个方面解释这种现象。首先，医疗保险对健康预防投入的作用可能存在多种渠道。一方面，医疗保险的确降低了个人健康预防行为的动机，引致事前道德风险；另一方面，医疗保险增加了个人接触健康知识的机会(更多的看医生、更多的利用医疗服务)，使得个人健康意识得到增强从而导致健康预防行为增加。两个作用效果相反，相互抵消，最终的结果如何取决于这两种力量孰大孰小。Dave and

Robert (2009) 发现, 只有在控制了个人医疗服务利用情况以后 (间接效应), 实证结果才支持 Medicare 导致了个人行为的事前道德风险 (直接效应), 这也间接的说明使用医疗服务可能是减少事前道德风险的一个渠道。

其次, 关于医疗保险事前道德风险的研究可能存在内生性问题。因为不可观测的因素 (例如个人偏好) 可能同时影响医疗保险参保行为和预防性健康行为, 所以基于参保行为特别是基于私人保险参保行为的事前道德风险研究 (Courbage and Coulon, 2004; Stanciole, 2007) 可能会因为处理内生性问题的技术差异带来不一致的实证结果。

第三, 目前关于医疗保险事前道德风险的研究选取了不同的健康预防行为作为衡量指标 (吸烟、饮酒、运动、饮食行为、健康体检、BMI 指数等)。不同国家、不同项目的医疗保险对这些健康预防行为可能在细节方面存在不同的规定。例如德国、法国等国家逐渐意识到健康的社会决定因素, 将疾病保险逐步向健康保险转变, 将越来越多的健康预防项目 (健身消费、戒烟、癌症筛查、定期体检) 纳入到保障内容。将这些健康预防项目纳入医疗保险覆盖目录会降低健康预防行为的边际价格, 因此可能会抵消医疗保险的事前道德风险效应, 导致结论不一致。

本文将利用新型农村合作医疗项目 (以下简称新农合) 扩张这一事件研究医疗保险事前道德风险。中国政府于 2003 年启动新农合, 致力于提高农民的医疗服务使用, 维护农民的健康。因此, 研究新农合的事前道德风险对促进新农合项目目标实现有着重要的政策意义。本着多方筹资 (中央政府、地方政府和个人)、农民自愿参加的原则, 2003 年新农合试点在全国各地区进行。截至 2004 年 12 月, 全国共有 310 个县进行新农合试点, 有 1945 万户, 6899 万农民参合, 约占中国农村人口 15%。2006 年, 中国政府开始大范围推广新型农村合作医疗。新农合的覆盖率和保障水平都不断提高。至 2011 年, 我国新农合覆盖率达到 95% 以上, 基本实现全覆盖。到目前为止, 新农合是中国覆盖人口最多的公共医疗保险项目。2005-2008 年是新农合覆盖率快速增加的历史阶段: 县域覆盖比例从 25% 增加至 80% 以上; 覆盖人口从 1.79 亿增加到 8.33 亿; 人均筹资水平从 42 元增加到 80 元左右。至 2008 年, 几乎所有覆盖县的新农合都覆盖了住院服务, 65% 的覆盖县建立了家庭门诊账户, 有 7% 的覆盖县建立了门诊统筹账户 (Chen et al, 2014)。目前, 国内对新农合的研究已经较为丰富, 主要集中在新农合如何影响医疗服务利用率、医疗费用、自评健康以及消费等方面 (Wagstaff et al, 2009; Lin and Lei, 2009; Cheng et al, 2014; 马双, 2010; 白重恩, 李宏彬等, 2012)。为了避免新农合是否覆盖可能存在的内生性问题, 这些文献普遍采用固定效应、工具变量、双重差分 (DID) 以及倾向匹配-双重差分 (PSMDID) 等方法保证结果的可靠性。本文也将采用双重差分 (DID) 以及倾向匹配-双重差分 (PSMDID) 方法研究新农合的事前道德风险问题。

本文首先运用医疗保险事前道德风险的模型, 从理论上探讨了事前道德风险异质性的可能性及其在不同健康人群中的异质性, 并且运用中国老年人健康长寿影响因素调查数据 (CLHLS), 实证研究了中国农村新型合作医疗扩张所带来的事前道德风险及其在不同健康人群之间的异质性。与理论模型相一致, 研究发现, 在健康较好的人群之间, 医疗保险事前道德风险相对较强, 而在健康较差的人群中, 医疗保险事前道德风险很弱甚至几乎没有。基于健康水平的事前道德风险的异质性可能是因为医疗保险使得健康较差的人更多利用医疗卫生服务从而部分或完全抵消了事前道德风险。研究结果为我们重新比较文献提供了一个新的视角。由于当前关于医疗保险事前道德风险的研究是基于特定时期、特定人群的国别研究, 不同人群的健康水平有着较大的差距。关于事前道德风险研究的结论不一致可能来源于研究对象的健康水平不同。同时, 本篇文章所发现的事前道德风险异质性也为完善政策提供了新的参考。在进行健康宣传教育、健康干预等公共卫生工作中, 政府不应该忽视相对健康的参保者的工作, 反而应该加强引导健康人群的行为, 从源头控制疾病风险, 降低医疗费用, 提

高社会福利。

相比之前的文章，本文具有以下贡献。首先，据作者所知，本文是国内外首篇探讨事前道德风险异质性的文章。基于健康水平差异，本文对事前道德风险异质性进行了理论分析与实证分析，并且对以前关于医疗保险事前道德风险研究结果的不一致性提供了可供参考的解释。第二，本文是国内第一篇针对老年人的事前道德风险研究，其结果对在老龄化的大背景下完善老年人医疗保险项目具有针对性的政策意义。第三，相比于基于私人保险的研究，文章利用政府公共医疗保险项目扩张并采用倾向匹配-双重差分（PSMDID）方法处理内生性问题，所得结果更加稳健可靠。最后，由于我国新农合覆盖内容几乎不包含预防保健项目（新农合覆盖不会引起烟、酒以及运动等健康预防投入价格的相对变化），使得关于新农合事前道德风险的实证结果更加可靠。

本文余下部分安排如下：第二部分是建立医疗保险、健康水平与事前道德风险异质性的理论模型；第三部分介绍数据；第四部分介绍实证方法；第五部分汇报主要回归结果，探讨医疗保险事前道德风险在不同健康水平人群中的异质性；第六部分进行稳健性检验；第七部分是总结并给出相应的政策建议。

二、理论模型与研究假说

本文通过扩展 Ehrlich and Becker (1972)模型来阐明投保人在新农合中可能出现的事前道德风险问题。相对于 Ehrlich and Becker (1972)的文章，本文理论上的贡献在于直接提出了保险的事前道德风险（不）容易出现在哪类人群身上。假设消费者的期望效用由消费者的收入和个人健康状况决定，健康状况包括两种：一种是健康的状态，用 1 表示，另一种是生病的状态，用 0 表示。用 I 表示收入，则 I_1 和 I_0 分别表示健康和生病状态下的收入。 $\pi(r)$ 表示消费者生病的概率，其中 r 表示预防行为的投入额，并假设 $\frac{\partial \pi}{\partial r} < 0$ 。那么在未购买保险时，消费者的期望效用可表示为：

$$EU = [1 - \pi(r)]U(I_1 - r) + \pi(r)U(I_0 - r) \quad (1)$$

假设效用函数 U 满足增函数、凹函数的特性，即 $U' > 0$ ， $U'' < 0$ ，则消费者最大化其预期效用可得： $-\pi(r)'(U_1 - U_0) = (1 - \pi(r))U_1' + \pi(r)U_0'$ 。此式左边表示付出预防性投入使生病概率下降能够带来的边际收益，右边表示付出预防性投入后效用减少带来的边际成本，所以在均衡条件下，消费者愿意付出的预防性投入满足边际投入成本等于边际投入收益的均衡条件。

当新农合出现后，消费者参加新农合后，其预期效用可以表示为：

$$EU = [1 - \pi(r)]U(I_1 - r - c) + \pi(r)U(I_0 - r + m) \quad (2)$$

其中 c 和 m 分别表示购买新农合的成本和生病时从新农合中得到的净补偿，并假设新农合激励相容，即 $I_1 - c > I_0 + m$ 。

参加新农合对投保人预防性投入的影响有两种机制。一方面，由于参保后投保人在健康状态下的收入相对减少（因为保费支出），而在生病状态下的收入相对提高（保险补偿），也就是说保险起到了平滑收入的作用，所以投保人预防性投入的激励就会减少，从而引致事前道德风险。另一方面，由于参保后投保人对于医疗服务的支付能力提高，从而其就医行为可能会增加，通俗地说，就是去诊所或医院看病的次数会增加。若去诊所或医院看病会获得有效预防疾病的知识或者增强对疾病危害的了解，那么投保人可能会因此增加预防性投入或者在客观上提高预防性投入的边际产出（使用更有效预防疾病的手段），从而会减弱事前道德

风险。

在此，我们假设看医生的次数 t 是保险 (c, m) 的函数，即 $t = t(c, m)$ 。根据经验研究 (Lei & Lin, 2009; 程令国、张晔, 2012 等)，我们假设 $\frac{\partial t}{\partial m} > 0$ ，即有了保险以后，投保人看病的次数会增加。同时我们假设健康较好的群体 $\frac{\partial t}{\partial m}$ 的绝对值小于健康较差的群体，表明相同的保险福利下健康较差的群体会更多利用医疗服务。生病的概率不仅受到预防性投入的影响还受到看医生次数的影响，即 $\pi(r) = \pi(r, t(c, m))$ 。假设健康状况很好的人看病次数对生病的概率影响较小甚至可以忽略不计， $\frac{\partial \pi(r)}{\partial t} \approx 0$ ，而对健康状况相对较差的群体则有一定的影响， $\frac{\partial \pi(r)}{\partial t} < 0$ 。换言之，身体好的参保者去诊所或医院的次数越多，其生病概率的变化相对较小（因为其本身生病的概率就非常小）；而对于身体差的参保者，其生病的概率降低相对较大（看病越多能提高其预防投入量和效率）。此外，我们假设看病次数的增加可以提高预防性投入的边际产出，即有 $\frac{\partial^2 \pi}{\partial r \partial t} < 0$ 。

以下给出引入看医生次数后的预期效用函数：

$$EU = [1 - \pi(r, t(c, m))]U(I_1 - r - c) + \pi(r, t(c, m))U(I_0 - r + m) \quad (3)$$

最优化一阶条件可得：

$$L' \equiv \frac{\partial L}{\partial r} \equiv -\frac{\partial \pi[r, t(c, m)]}{\partial r} (U_1 - U_0) - \{1 - \pi[r, t(c, m)]\}U_1' - \pi[r, t(c, m)]U_0' = 0 \quad (4)$$

其中 L 为最优化问题的拉格朗日函数（在此处等于预期效用函数）。为推导方便，我们假设 $\frac{\partial \pi[r, t(c, m)]}{\partial r} = \frac{\partial \pi[t(c, m)]}{\partial r}$ ；若生病时的净补偿与保险费是线性关系，即存在 $\beta > 0$ 使 $c = \beta m$ ，则预防性投入的边际产出可进一步简化为 $\frac{\partial \pi[t(m)]}{\partial r}$ 。要推导保险对于预防性投入

的影响，即要求出 $\frac{dr}{dm}$ ，根据隐函数求导法则：

$$\frac{dr}{dm} = -\frac{\partial L'}{\partial m} / \frac{\partial L'}{\partial r} = -\frac{\partial L'}{\partial m} / L' \quad (5)$$

其中 $L' < 0$ ，则只需要求出 $\frac{\partial L'}{\partial m}$ 的正负。根据方程(4)可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial L'}{\partial m} = & -\underbrace{\frac{\partial^2 \pi}{\partial r \partial t} \frac{\partial t}{\partial m} (U_1 - U_0)}_1 + \underbrace{\frac{\partial \pi}{\partial r} [\beta U_1' + U_0']}_2 + \underbrace{\frac{\partial \pi}{\partial t} \frac{\partial t}{\partial m} (U_1' - U_0')}_3 \\ & + \underbrace{\{1 - \pi[r, t(m)]\} U_1''}_4 - \underbrace{\pi[r, t(m)] U_0''}_5 \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $U_1 - U_0 > 0$ ，根据前文的假设有 $\frac{\partial t}{\partial m} > 0$ 、 $\frac{\partial^2 \pi}{\partial r \partial t} < 0$ ，所以第 1 部分为正。但是不同健康人群的 $\frac{\partial t}{\partial m}$ 不同。健康较好的人群 $\frac{\partial t}{\partial m}$ 较低，健康较差的人群 $\frac{\partial t}{\partial m}$ 较高，较大的 $\frac{\partial t}{\partial m}$ 会更大程度减弱事前道德风险。 $\frac{\partial \pi}{\partial r} < 0$ 、 $U_1' > 0$ 、 $U_0' > 0$ 、 $U_1'' < 0$ ，所以第 2、4 部分为负，衡量了保险的道德风险效应。显然第 5 部分为正，不确定正负的就是第 3 部分。因为 $U_1' - U_0' < 0$ ，

$\frac{\partial t}{\partial m} > 0$ ，所以第 3 部分的正负号由 $\frac{\partial \pi}{\partial t}$ 决定。对于身体好的人群，去诊所或医院次数对其生病概率影响不大，而对于身体差的人群，去诊所或医院次数越多其生病的概率会越小， $\frac{\partial \pi}{\partial t} < 0$ 使第 3 部分为正，从而能够减弱事前道德风险的影响。综上可知，式(6)的整体正负号不定，并且对于健康程度不同的人群存在明显异质性。根据上面的模型，再结合以前文献的研究，我们提出以下假说：

假说 1：对于整体人群来说，新农合可能引致事前道德风险，但这种事前道德风险效果可能会比较弱。

假说 2：对于健康较好的参保者，新农合的事前道德风险较强；而对于健康较差的参保者，新农合的事前道德风险比较弱，甚至事前道德风险可能完全消失。

三、数据与描述性统计

（一）数据来源

本文中，我们利用中国老年人健康长寿影响因素调查（CLHLS）的数据对上文提出的两个假说进行实证研究。CLHLS 数据从 1998 年开始搜集，现在已经进行了 6 期（1998, 2000, 2002, 2005, 2008-2009 以及 2011-2012 年）。CLHLS 的样本为随机抽取，覆盖全国 22 个省（市、自治区）约 50% 的县、县级市与区（Zeng et al., 2001, 2002; Gu and Zeng, 2004; Gu, 2008）。在 2002 年以前，CLHLS 仅覆盖 80 岁及以上年龄段的老人，从 2002 年开始，样本扩展到 65 岁及以上的老人。该数据指标丰富，涵盖了被访者基本情况、生活方式、日常活动能力、家庭背景以及体检信息等多方面指标。因为数据从 2005 年起才开始包括医疗保险的相关问题，所以我们主要利用 2005-2008 年两期均在样本中的农村老年人调查数据作为分析对象。这一段时期也是我国新农合推广速度最快的时期。本文选择 2005 年在农村地区¹的 65 岁以上老人作为研究对象，排除在城市和城镇的样本。同时，本文研究将样本限定在 2005-2008 都参与调查的受访者，排除了 2005 以后样本丢失以及死亡的老年受访者，以构成平衡面板（balanced panel data）。此外，由于本文想识别出参加新型农村合作医疗保险带来的影响，所以必须剔除参加其它医疗保险带来的影响。因此本文去除了 2005 年已经有合作医疗保险（老农合），或者在 2005 和 2008 年有其它医疗资助（如公费医疗、基本医疗保险、大病保险）的样本。最后我们所得分析数据共包含 3351 个受访老人，其中 2005 年没有新农合但 2008 年有新农合的受访者（本文称之为实验组）2187 个，2005 和 2008 年均没有新农合的受访者（本文称之为对照组）1164 个样本。所以，本文比较的对象是 2005 和 2008 年均没有新农合的受访者与 2005 年没有但 2008 年有新农合的受访者在健康预防投入上的变化差异。

排除 2005 以后样本丢失以及死亡样本可能会导致本文回归分析样本与原有样本产生系统偏差。例如，如果丢失或者死亡的受访者在健康防范习惯、教育等方面产生系统性差异，那么可能会导致回归分析结果有偏。本文参考 Cheng et al (2014) 的方法，对原有样本、丢失样本、存活样本以及死亡样本（存活样本与死亡样本统称为回访样本）2005 年的信息进行统计检验。统计结果显示，除了民族、家庭孩子个数以及收入以外，丢失样本与回访样本没有系统性差别，特别是在我们所关心的吸烟行为、过度饮酒行为以及经常锻炼行为方面没有显著性的差异。因此，样本缺失在本文分析中不会成为影响回归结果可信度的重要因素。（统

¹ CLHLS 没有户口信息，只有居住地信息（城市、城镇、农村）。因此，本文将研究对象限定在居住在农村的老年人。

计检验结果请见附表 1)。

(二) 主要变量与描述性统计

本文关键被解释变量包括“是否现在吸烟(现在吸烟=1)”、“是否现在经常过度饮酒(现在经常过度饮酒=1)”以及“是否经常锻炼(经常锻炼=1)”。相比于吸烟对身体有害、锻炼对身体有益的明确结论,饮酒对身体的影响依赖于饮酒的种类与饮酒的量,因此科学界对最佳饮酒量尚没有统一的结论。少量饮酒可能对身体有好处,过量饮酒则可能增加疾病风险。中国居民膳食指南(2007&2014)建议饮酒尽量饮用低度酒,成年男性一天最佳酒精摄入量不超过 25g,相当于 53°白酒不超过 50g,38°白酒不超过 75g。女性一天最佳酒精摄入量不超过 15g,相当于 53°白酒不超过 30g。依据这一标准并结合调查问卷,本文将经常过度饮酒定义为“经常喝烈度酒且每日超过 1 两(50g)”。

本文的核心解释变量包括“是否在 2008 年拥有新农合”、“是否现在身体自我感觉良好”;本文的控制变量包括“年龄、性别、婚姻情况、家庭年收入(加 1 取对数)、教育年限、民族、60 岁以前从事工作(如果 60 岁以前从事专业或管理工作,例如教师、科研、干部,取值 1)、存活孩子个数、居住安排”等。同时,本文还选取“访员认为受访者身体是否健康”作为自评健康替代变量用于稳健性检验。

表 1 展示了本文所用变量的描述性统计。从表 1 可知,2005 至 2008 年吸烟、经常过度饮酒人数的比例在两组都呈下降趋势。并且从下降幅度来看,参保组吸烟、经常饮酒人数的比例下降的幅度更小。就是否经常锻炼而言,2005 年参保组经常锻炼的比重比未参保组要显著高 4%。但到 2008 年,未参保组经常锻炼的比重反而比参保组高。这说明从 2005 年-2008 年参保组经常锻炼的人数比重下降的幅度远远大于未参保组。以上健康预防性投入的变化情况表明,参加新型农村合作医疗可能引致事前道德风险的问题。

从受访者的健康状况来看,平均来说从 2005 年至 2008 年受访者的健康状况有小幅度的恶化。从自评健康的平均水平看,参保组和未参保组的健康水平恶化程度没有显著差异。从访员对受访者健康评价看,参保组的健康状况恶化程度略大于未参保组:参保组的平均健康水平在 2005 年显著好于未参保组,但到 2008 年这种差距在统计上已经不再显著;医疗服务的利用方面,2005 年时两组受访者在“生病时能得到有效治疗”的比例上相似,均为 85%,但到 2008 年参保组生病时能得到有效治疗的比例上升到了 92%,显著高于未参保组,这显示新农合的确可能起到医疗保障的作用。在反映经济、社会与人口特征的变量方面,参保组和未参保组在年龄、少数民族比例、有无配偶、存活子女数、与子女是否同住以及家庭年收入等方面虽然在 2005 年存在着一些显著的差异,但这些差异在 2008 年依然存在,在 2005 年至 2008 年期间并未发生显著性变化。

表 1 描述性统计(2005 与 2008 年混合)

变量	全样本	2005 年		2008 年	
		参保组	未参保组	参保组	未参保组
(1) 预防性投入相关变量					
是否吸烟(是=1)	0.20 (0.40)	0.22 (0.42)	0.23 (0.42)	0.18 (0.39)	0.17 (0.38)
是否过度饮酒(是=1)	0.050 (0.22)	0.056*** (0.23)	0.086 (0.28)	0.035 (0.18)	0.031 (0.17)
是否经常锻炼(是=1)	0.24 (0.42)	0.26*** (0.44)	0.22 (0.41)	0.23 (0.42)	0.24 (0.43)
(2) 健康与医疗服务利用相关变量					
访员对受访者健康评价*	1.91	1.79***	1.86	2.01	2.03

	(0.68)	(0.63)	(0.64)	(0.69)	(0.72)
自评健康*	2.62	2.53	2.57	2.70	2.66
	(0.91)	(0.88)	(0.9)	(0.91)	(0.98)
生病能及时治疗 (能=1)	0.87	0.85	0.85	0.92***	0.85
	(0.33)	(0.36)	(0.36)	(0.28)	(0.35)
(3) 其它经济、社会与人口特征变量					
年龄 (岁)	83.31	81.48*	82.21	84.63*	85.37
	(11.08)	(11.04)	(10.78)	(11.05)	(10.82)
男性 (男性=1)	0.42	0.42	0.43	0.42	0.43
	(0.50)	(0.49)	(0.5)	(0.49)	(0.5)
少数民族 (汉族=0)	0.10	0.13***	0.04	0.13***	0.04
	(0.30)	(0.33)	(0.2)	(0.33)	(0.21)
在 60 岁以前从事专业或 管理类工作 (是=1)	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03
	(0.15)	(0.14)	(0.16)	(0.14)	(0.16)
教育年限 (年)	1.42	1.45	1.38	1.45	1.38
	(2.53)	(2.5)	(2.6)	(2.5)	(2.6)
有配偶* (是=1)	0.34	0.38***	0.33	0.32*	0.29
	(0.47)	(0.49)	(0.47)	(0.46)	(0.45)
存活子女数 (个)	4.86	4.97***	4.63	4.97***	4.68
	(1.97)	(2.01)	(2.05)	(1.9)	(1.92)
与子女同住 (是=1)	0.54	0.56***	0.51	0.56***	0.49
	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)
家庭年收入 (元)	13881	8742***	14380	15989***	19137
	(24820)	(22902)	(28988)	(21990)	(27016)
观测值	6702	2187	1164	2187	1164

注：1. 访员对受访者健康评价为调查人员给予受访者的健康评价：1=相当健康，2=比较健康，3=身体虚弱，4=体弱多病。2. 自评健康：1=很好，2=好，3=一般，4=不好，5=很不好。3. 从前结过婚但已经离婚或丧偶的视为无配偶。4. 样本观测值为未删除存在缺失变量的总样本的数量。5. 与子女同住指与子女或子女配偶在一起居住。6. *、**、***分别表示 $p < 0.1$ ， $p < 0.05$ ， $p < 0.01$ ，指参保组与未参保组在变量上是否存在显著差异。

四、实证方法

(一) 双重差分 (DID)

为了考察新农合是否会引发事前道德风险 (假说 1) 以及健康水平导致事前道德风险存在异质性 (假说 2)，本文使用 2005、2008 年的两期面板数据。为了控制不随时间变化的因素以及共同的时间趋势，本文采用双重差分 (Difference-in-Difference) 的方法作为基准模型，为此我们设定如下回归模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treatment_i + \alpha_2 Treatment_i \times Post_t + \alpha_3 Post_t + \Theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， Y_{it} 为衡量事前道德风险的变量，包括是否吸烟、是否经常过度饮酒、是否经常锻炼； i 指个体， t 指时间。 $Treatment_i$ 指受访者 i 在 2008 年时是否参加了新型农村合作医疗

保险，参加新农合为 1，否则为 0； $Post_t$ 为时间虚拟变量，2008 年为 1，否则为 0。 α_2 衡量的就是参加新农合对于事前道德风险的影响。 X_{it} 为其它社会、经济、人口等控制变量，包括性别、是否是少数民族、教育年限、60 岁以前是否从事专业或管理类工作、受访者年龄、是否有在世的配偶、在世子女的个数、是否与子女（或子女配偶）共同居住以及家庭人居收入对数值等； ε_{it} 为随机扰动项。

（二）倾向得分匹配与双重差分估计 (PSMDID)

因为新农合是按县统筹，在同一个县内农民是否加入新农合具有一定的自主性。如果参加新农合的农民与未参加新农合的农民在不可观测因素方面上存在显著差异，并且这种差异随着时间变化的趋势不同，那么双重差分的方法无法解决这种自选择效应带来的影响。为了处理这种自选择效应，本文运用了倾向得分匹配 (Propensity score matching) 与双重差分结合的方法来估计新农合的事前道德风险问题。

同样，我们此处也用 $Treatment_i = 1$ 表示在 2008 年参与了新农合，即作为实验组。 $Treatment_i = 0$ 表示没有参与新农合，即作为对照组。所以新农合对参保者预防性投入的影响可以用如下式子表示：

$$ATT^{DID} = E(Y_{i,post}^T - Y_{i,pre}^T | X_i, Treatment_i = 1) - E(Y_{i,post}^N - Y_{i,pre}^N | X_i, Treatment_i = 1) \quad (8)$$

其中， Y^T 与 Y^N 分别表示实验组和对照组的预防性投入行为；脚标 pre 与 $post$ 分别表示参保前后。式(8)就是实验组（参加了新农合的受访者）的平均处理效应 (average treated effect on the treated, ATT)；由于公式(8)第二部分不可观测，故对其进行估计的关键就是要找出实验组不参保时预防性投入的反事实，即要找到合适的对照组。为了对其进行估计，我们参考相关文献中的做法 (Lei & Lin, 2009; Cheng, 2014; Imbens, 2014)，采用倾向得分的方法来构建对照组。

我们假设个体 i 是否参加新农合可以由能够观测的因素决定，故对其参与新农合的概率进行如下建模：

$$\Pr(NCMS_{i,pre} = 1) = \Phi(h(X_{i,pre})) \quad (9)$$

其中， Φ 表示正态分布的累积分布函数， X_i 表示可以预测个体 i 可以预测是否参加新农合的参保前特征，包括受访者年龄、性别、是否是少数民族、在 60 岁以前是否从事专业技术或管理类工作、受教育年限、是否有在世的配偶、在世的子女数、是否与子女（或其配偶）共同居住、家庭人均年收入水平、健康状况、所处地区虚拟变量等。在实际回归过程中，本文采用 Probit 模型对方程(9)进行估计，得到倾向得分值 p_i 。

在得到了实验组受访者的反事实个体以后²，我们可以将式(8)表示成：

$$ATT^{DID} = \frac{1}{N} \sum_i [(Y_{i,post}^T - Y_{i,pre}^T) - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} (Y_{i,post}^C - Y_{i,pre}^C)] \quad (10)$$

其中， C 表示对照组， $C(i)$ 表示与实验组 i 匹配的对照组的集合， N_i^C 表示与 i 匹配的对照组中的人数，各个与参保者 i 匹配的对照个体 j 的权重为 $w_{ij} = 1/N_i^C$ 。

五、主要回归结果

²参考 Becker-Ichino(2002)等的做法，我们采用了以下算法：(1) 基于倾向得分值 p_i ，将样本划分为 k 个倾向得分长度相等的区间；(2) 检验每个区间内实验组和对照组的倾向得分均值是否相等，若不相等，再将均值不相等的区间进行分割，直到各区间内实验组和对照组的倾向得分均值相等为止；(3) 在每个区间内，检验各自变量的一阶矩在检验实验组和对照组之间是否无显著差异。若此检验说明二者有显著差异，则放松函数 $h(X_{i-1})$ 的设定，加入自变量的高阶项，再重复上述 (1) - (3) 步。最后，我们再用最近邻匹配的方法对每个参保受访者选取对照的个体。

(一) 新农合事前道德风险的总体效果估计

1. 双重差分的回归结果

表 2 报告了双重差分的回归结果。表 2 显示，在控制了社会、经济和人口变量以后，结果显示：交叉项对于吸烟和经常过度饮酒的影响为正，对于经常锻炼的影响为负，说明参加新农合会提高参保者吸烟和经常过度饮酒的概率、降低其经常锻炼的概率，也就是说参加新农合会导致一定程度的道德风险。具体来说，老年受访者在参加新农合后，其吸烟的概率会比非参保的人高 1.7 个百分点，但结果并不显著；经常过度饮酒的概率比非参保者高 3.0 个百分点；经常锻炼的概率比非参保者减少 6.1 个百分点。也就是说，新农合参保使得吸烟的人群比例增加了 8.5% ($=0.017/0.20$)，过度饮酒的人群比例增加了 60.0% ($=0.030/0.050$)，经常参加锻炼的人群比例减少了 25.4% ($=-0.061/0.24$)³。

控制变量中年龄、性别、教育年限以及自评健康对健康防范行为具有显著影响。自评健康作为控制变量的回归系数表明，相比于健康非常好的受访者，健康较差的受访者吸烟、过度饮酒的比例相对较低（虽然回归系数并不显著）、经常锻炼的比例也较低。年龄的回归系数表明，年纪越大吸烟、经常过度饮酒的比例就越小，同时经常锻炼的比例也会越小。男性吸烟、经常过度饮酒以及经常锻炼的比例都高于女性。教育年限对吸烟和经常过度饮酒没有显著影响，但是对经常锻炼行为有显著负向影响。家庭年收入对吸烟、经常过度饮酒的影响不大，对是否经常锻炼有着正向显著的影响。

表 2 新农合对于投保人预防性投入的影响-基于双重差分估计

变量	(1)	(2)	(3)
	是否吸烟 (是=1)	是否过度饮酒 (是=1)	是否经常锻炼 (是=1)
实验组虚拟变量	-0.004 (-0.27)	-0.013 (-1.19)	0.029* (1.73)
实验组虚拟变量×2008年虚拟变量	0.017 (1.14)	0.030*** (2.67)	-0.061*** (-2.83)
2008年虚拟变量	-0.036*** (-2.89)	-0.046*** (-4.66)	0.037** (2.11)
年龄	-0.029*** (-3.60)	-0.005 (-1.10)	0.030*** (3.61)
年龄的平方	0.000*** (3.26)	0.000 (1.03)	-0.000*** (-3.90)
性别(男性=1)	0.340*** (23.38)	0.092*** (12.29)	0.047*** (3.73)
少数民族(少数民族=1)	0.016 (0.76)	0.006 (0.72)	-0.103*** (-5.27)
60岁以前从事专业或管理类工作 (是=1)	0.019 (0.36)	0.019 (0.56)	0.010 (0.24)
教育年限	0.001 (0.42)	-0.002 (-1.19)	0.014*** (5.24)
有配偶(有配偶=1)	-0.006 (-0.43)	-0.007 (-0.85)	-0.033** (-2.39)

³ 由于没有参保者参加新农合具体时间的信息，故本文将 05 和 08 年吸烟等健康行为的均值作为基数计算新农合的事前道德风险效应。

在世子女数	-0.009*** (-3.06)	-0.001 (-0.82)	-0.000 (-0.11)
与子女(或配偶)同居住(同住=1)	0.006 (0.57)	-0.015** (-2.44)	-0.009 (-0.76)
ln(家庭年收入)	-0.002 (-0.71)	-0.002 (-0.90)	0.007** (2.03)
自评健康(好)	0.005 (0.32)	0.001 (0.10)	-0.088*** (-4.08)
自评健康(一般)	0.010 (0.61)	-0.006 (-0.51)	-0.106*** (-4.79)
自评健康(不好)	-0.023 (-1.30)	-0.011 (-0.82)	-0.175*** (-7.53)
自评健康(非常不好)	-0.053* (-1.89)	-0.023 (-1.26)	-0.222*** (-5.17)
常数	1.133*** (3.16)	0.189 (1.00)	-0.825 (-1.43)
是否控制县级哑变量	Y	Y	Y
观测值	6,171	6,172	6,172

注：扩号中报告的是稳健的t统计量；***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

2. 倾向得分匹配与双重差分估计结果

正如上文谈到，虽然双重差分法可以估计出新农合的事前道德风险效果，但农民是否参保可能会带来内生性问题，从而会影响结果的可靠性。为了解决由于自我选择而带来的参保内生性问题，我们采用倾向得分匹配与双重差分相结合的方法来重新估计新农合可能引发的事前道德风险问题。为了给每个参保者找到未参保的反事实个体，我们先采用 Probit 模型估计了每个受访参与新农合的可能性，即倾向得分(Propensity Score)。图 1 表明实验组(1)和控制组(0)参加新农合的倾向得分有共同支撑(Common Support)的比例非常大，这为我们给实验组找到合适的反事实个体奠定了基础。附录给出了匹配前后参保组与非参保组关键变量的对比情况。附表 2 和附表 3 显示，在匹配前，参保组与非参保组在是否有配偶、是否与子女共同居住以及家庭人均年收入等变量上均存在显著差异。经倾向得分匹配后，除个别变量以外(60 岁前从事专业或管理工作)，总体来看参保组和非参保组原有的系统差异已经在统计上变得不再显著。该结果表明倾向匹配法较好地降低了实验组与对照组的在参保前可观测特征的差异。

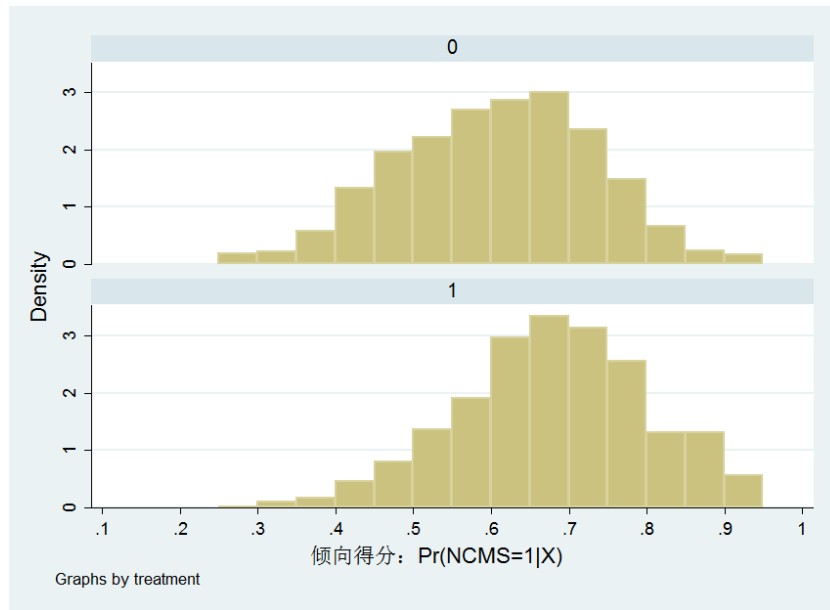


图 1 实验组和控制组倾向得分比较

利用倾向匹配双重差分方法估计出的结果如表 3 所示。表 3 显示，新农合的引入会带来一定程度的事前道德风险，结论与双重差分的估计类似。相比于非参保者，新农合参保者会因为其参加医疗保险增加吸烟概率 2.9 个百分点、增加经常过度饮酒概率 4.2 个百分点，减少经常锻炼的概率 7.7 个百分点。也就是说，新农合参保使得吸烟的人群比例增加了 14.5% ($=0.029/0.20$)，过度饮酒的人群比例增加了 84.0% ($=0.042/0.050$)，经常参加锻炼的人群比例减少了 32.0% ($=-0.077/0.24$)。

为了保证估计结果的稳健性，本文选取不同临近个数 (number of neighbors) 作为稳健性检验。稳健性估计结果表明，即使采取不同临近个数，估计结果的符号和显著程度几乎不变 (至少在 5% 显著性水平上显著，且仅是系数大小略有变化)。新农合会引致事前道德风险的结论依然成立。

表 3 新农合对于投保人预防性投入的影响-基于倾向得分匹配与双重差分的估计

预防性投入行为	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
吸烟 (是=1)	0.029** (2.01)	0.042*** (2.60)	0.031** (2.58)
经常过度饮酒 (是=1)	0.042*** (3.54)	0.045*** (3.51)	0.030*** (2.67)
经常锻炼 (是=1)	-0.077*** (-2.91)	-0.069*** (-2.95)	-0.066*** (-3.04)
观测值	3326	3326	3326

注：扩号中报告的是稳健的 Z 统计量；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(二) 新农合事前道德风险的异质性分析

为了考察新农合所引致的事前道德风险是否受到参保者健康水平的影响，我们按照健康水平的差异将样本进行分组。按受访者 2005 年的自评健康水平⁴的高低，我们将样本分成两

⁴ 由于健康水平的高低会通过影响个人心理状态来影响参保者的预防性投入行为，而自评健康能较好地影响个人心理状态，故此处我们按自评健康水平将样本进行划分。事实上我们也做了按“访员对受访者健康评价”进行划分的稳健性检验，结果并无显著差异。具体结果请参加第六部分稳健性检验。

组（自评健康很好、自评健康好为一组；自评健康一般、不好、很不好为另一组），以检验健康水平的差异是否会对新农合引致事前道德风险的效果产生影响。根据分组结果，自评健康较好的受访者有 1661 位，自评健康较差的有 1690 位。参考上文的方法，表 4 展示了基于不同自评健康水平分组而进行的双重差分估计结果。表 4 前三列的结果显示，自评健康较好的新农合参保者的事前道德风险较强，其回归系数的绝对值全部大于总体效应估计结果（如表 2）。相反在自评健康较差的组别中（表 4 最后三列），新农合参保者与非参保者在预防性健康行为方面基本无显著差异。事前道德风险在不同健康水平人群之间的确存在异质性。

表 4 健康水平、医疗保险与事前道德风险-基于双重差分的估计

变量	自评健康较好组			自评健康较差组		
	(1) 吸烟 (是=1)	(2) 过度饮酒 (是=1)	(3) 经常锻炼 (是=1)	(4) 吸烟 (是=1)	(5) 过度饮酒 (是=1)	(6) 经常锻炼 (是=1)
实验组虚拟变量	-0.025 (-1.07)	-0.009 (-0.59)	0.021 (0.82)	0.005 (0.25)	-0.010 (-0.70)	0.043* (1.86)
实验组虚拟变量 ×2008 年虚拟变量	0.052** (2.03)	0.033* (1.80)	-0.088** (-2.55)	-0.017 (-0.83)	0.027* (1.73)	-0.047 (-1.56)
2008 年虚拟变量	0.077*** (3.57)	0.056*** (3.54)	0.041 (1.43)	0.003 (0.20)	0.038*** (2.84)	0.036 (1.45)
年龄	-0.027** (-2.22)	-0.010 (-1.40)	0.035*** (2.75)	-0.022** (-2.01)	0.004 (0.76)	0.025** (2.23)
年龄的平方	0.000** (1.98)	0.000 (1.32)	0.000*** (-2.83)	0.000* (1.82)	0.000 (-0.83)	0.000*** (-2.59)
性别（男性=1）	0.363*** (18.55)	0.113*** (9.58)	0.025 (1.29)	0.320*** (16.92)	0.073*** (7.36)	0.066*** (3.84)
少数民族（是=1）	0.016 (0.42)	-0.014 (-1.60)	0.126*** (-3.72)	0.009 (0.38)	0.017 (1.37)	0.083*** (-3.42)
60 岁以前从事专业 或管理工作(从事=1)	0.050 (0.66)	0.041 (0.69)	0.018 (0.26)	0.008 (0.13)	0.004 (0.13)	-0.005 (-0.09)
教育年限	-0.001 (-0.20)	-0.003 (-1.36)	0.017*** (3.92)	0.003 (0.81)	-0.001 (-0.70)	0.013*** (3.60)
有配偶（有配偶=1）	-0.028 (-1.33)	-0.003 (-0.22)	-0.046** (-2.16)	0.023 (1.20)	-0.013 (-1.28)	-0.021 (-1.07)
在世子女数	-0.005 (-1.13)	0.001 (0.46)	-0.001 (-0.25)	-0.008** (-1.96)	-0.003 (-1.62)	0.001 (0.19)
与子女（或配偶）同 居住（同住=1）	-0.015 (-0.95)	-0.014 (-1.48)	-0.010 (-0.55)	0.022 (1.55)	-0.013* (-1.78)	-0.014 (-0.89)
ln(家庭年收入)	0.005 (1.17)	0.001 (0.36)	0.013** (2.24)	-0.007* (-1.79)	-0.003 (-1.35)	0.004 (0.84)
自评健康（好）	-0.006 (-0.36)	-0.004 (-0.29)	0.092*** (-4.13)			
自评健康（一般）				0.074*** (2.65)	0.022 (1.17)	-1.183** (-2.35)
自评健康（不好）				0.038 (1.31)	0.022 (1.10)	-1.250** (-2.48)
控制县固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	2,955	2,956	2,956	3,216	3,216	3,216

注：扩号中报告的是稳健的t统计量；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

为了控制新农合参保的内生性，本文同样采用 PSMDID 的方法以期望获得可靠的结果。表 5 上半部分是基于自评健康较好的子样本的估计结果，下半部分是基于自评健康较差的子样本的估计结果。从表 5 可以看出，医疗保险的事前道德风险在自评健康较好的组别中十分显著。在自评健康较好的子样本中，新农合引入使得吸烟概率增加了 4.4 个百分点、经常过

度饮酒概率增加了 2.7 个百分点、经常锻炼的概率下降了 8.8 个百分点。也就是说，新农合参保使得吸烟的人群比例增加了 19.2% (=0.044/0.229)，过度饮酒的人群比例增加了 67.5%(=0.027/0.040)，经常参加锻炼的人群比例减少了 33.0%(=-0.088/0.266)。并且基于 PSMDID 的估计结果较为稳健(除了“经常过度饮酒”变量在选择 1 个临近数的情况下的回归结果不显著以外,其他情况的估计结果的符号、系数大小以及显著性都没有发生显著变化)。相反,基于自评健康较差的子样本的回归结果表明,没有证据表明在自评健康较差的人群中新农合引起事较强的事前道德风险。换句话说,在自评健康较差的人群中,新农合的事前道德风险几乎不存在。具体来说,新农合引入以后,吸烟概率几乎没有变化、过度饮酒概率增加 1.9 个百分点、经常锻炼的概率降低 3.3 个百分点,但是估计系数远小于基于自评健康较好的人群所得到的相对应的估计系数,并且几乎所有的估计系数都不显著。以上结果显示,新农合的事前道德风险效应存在显著的异质性。引入新农合会在自评健康较高的人群中带来较强的事前道德风险,但是在自评健康较低的人群中此效应几乎不存在。

表 5 新农合对于投保人预防性投入的影响-基于倾向得分匹配与双重差分的估计

预防性投入行为: 自评健康较好组	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
吸烟 (是=1)	0.044* (1.73)	0.049* (1.78)	0.046** (2.15)
经常过度饮酒 (是=1)	0.027* (1.66)	0.028 (1.19)	0.039** (2.22)
经常锻炼 (是=1)	-0.088** (-2.56)	-0.072** (-1.97)	-0.116*** (-3.47)
观测值	1647	1648	1648
预防性投入行为: 自评健康较差组	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
吸烟 (是=1)	0.000 (0.02)	-0.020 (-1.00)	0.011 (0.62)
经常过度饮酒 (是=1)	0.019 (1.06)	0.016 (0.77)	0.029* (1.96)
经常锻炼 (是=1)	-0.033 (-1.08)	-0.053 (-1.60)	-0.037 (-1.33)
观测值	1,678	1,678	1,678

注: 扩号中报告的是稳健的Z统计量; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

(三) 健康水平导致事前道德风险异质性的可能解释

为什么医疗保险的事前道德风险在不同健康人群之间存在异质性? 一种可能的解释: 异质性来源于不同健康人群获取健康知识、增加健康行为的机会和能力。医疗保险引入以后, 健康较差的群体具有更强的动机去增加医疗卫生服务利用, 增加与医务人员、专业医学人士的沟通机会, 从而间接提高了自身的健康意识。为了验证这一解释是否成立, 本文对医疗保险对不同健康人群的医疗服务利用效果进行了进一步的分析。由于中国老年人健康长寿影响因素调查 (CLHLS) 没有老年人在调查年份利用医疗服务的具体信息 (例如门诊), 本文使用“生病时是否能够得到及时治疗”作为医疗服务利用情况代理变量。该变量衡量的是受访者对医疗服务使用的主观倾向, Cheng et al (2014) 也利用该指标作为医疗服务利用情况的代理指标。本小节依然使用前文中 PSMDID 方法作为考察新农合对医疗服务利用影响的方法。

表 6 展示了新农合对不同健康人群医疗服务利用的影响。对于健康较好的人群，新农合引入增加了医疗服务利用率 5-6 个百分点。而对于健康组较差的人群，新农合引入则增加了医疗服务利用率 7-10 个百分点，并且结果更为显著。这说明新农合的确更多的增加了健康较差人群接触医疗服务、医生专业知识的机会，这对健康水平会导致医疗保险事前道德风险在不同健康人群中存在异质性提供了可能的解释，也验证了理论模型的合理性。最后需要强调的是，由医疗保险对医疗服务利用情况的异质性导致不同健康人群的事前道德风险异质性只是一种可能的解释。由于数据的限制本文不能够对事前道德风险异质性的原因做完整全面的分析。

表 6 新农合对医疗服务利用的影响-基于倾向得分匹配与双重差分的估计

预防性投入行为：自评健康较好组	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
生病时是否能够得到及时治疗 (是=1)	0.059** (2.14)	0.055* (1.74)	0.054** (2.35)
观测值	1648	1648	1648
预防性投入行为：自评健康较差组	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
生病时是否能够得到及时治疗 (是=1)	0.079** (2.47)	0.102*** (2.75)	0.063** (2.21)
观测值	1,678	1,678	1,678

注：扩号中报告的是稳健的Z统计量；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

六、稳健性检验

(一) 安慰剂检验 (Placebo Test)

虽然我们采用了双重差分以及基于倾向得分匹配后的双重差分来对模型进行估计，以试图控制不随时间变化的因素、不可观测因素随时间变化的共同趋势对结果的影响。但从严格的角度来讲，第五部分的估计结果仍有可能是由某些不可观测因素在实验组和控制组中具有不同的随时间变化趋势所导致的。为了排除这种不可观测因素时间趋势异质性的存在，我们选取第五部分回归样本中在 2002 和 2005 年也存在的个体作为安慰剂检验的样本。还是按照 08 年是否参加新农合来分组，08 年参加新农合的群体依然作为实验组，08 年没有参加新农合的群体依然作为控制组，但是回归时只用 2002 和 2005 年的数据。假设实验发生在 2002 和 2005 年之间并进行同样的回归。为了探讨异质性，按照样本个体在 2002 年的自评健康状况进行分组，分组方法与第五部分相同。如果第五部分的回归结果是由某些不可观测因素在实验组和控制组中具有不同的随时间变化趋势所导致的，那么该趋势的异质性会使得基于 2002 和 2005 年样本的安慰剂检验结果与第五部分的回归结果相同。

安慰剂检验结果如表 7 显示。无论是基于总体样本、健康较好群体样本还是健康较差样本的分析，实验组与控制组在 2002 和 2005 年期间吸烟、过度饮酒行为均不存在显著的差异，并且经常锻炼方面呈现出相反的趋势。这就说明第五部分的结果并不是由不可观测因素的时间趋势异质性导致的。在经常锻炼方面，在 2002 和 2005 年期间，实验组相比于控制组具有增加锻炼的时间趋势。该趋势在总体样本、健康较好样本以及健康较差样本中都存在，并且

在健康较好的群体中这种趋势更为明显。但是第五部分回归结果显示，相比于控制组，实验组经常锻炼的比例下降（健康较好的群体下降 8-10 个百分点，健康较差的群体无显著差异）。安慰剂检验结果说明，实验组相比于控制组在 2002 和 2005 年期间存在的锻炼比例的增加趋势在 2005 和 2008 年期间出现了反转。这表明第五部分关于锻炼方面的事前道德风险估计结果被低估，以经常锻炼与否为度量的事前道德风险实际可能更强，这进一步加强了第五部分的结论。

表 7 安慰剂检验结果

预防性投入行为：总体估计结果	每个实验组个体所找对照组个数		
	1	2	4
吸烟（是=1）	-0.011 (-0.48)	-0.023 (-1.23)	-0.019 (-1.10)
经常过度饮酒（是=1）	-0.005 (-0.21)	-0.004 (-0.21)	-0.006 (-0.32)
经常锻炼（是=1）	0.148*** (4.10)	0.141*** (4.10)	0.107*** (3.08)
观测值	1,787	1,787	1,787
预防性投入行为：自评健康较好组	每个实验组个体所找对照组个数		
	1	2	4
吸烟（是=1）	-0.011 (-0.34)	-0.015 (-0.56)	-0.010 (-0.36)
经常过度饮酒（是=1）	0.005 (0.17)	-0.025 (-0.68)	-0.012 (-0.50)
经常锻炼（是=1）	0.185*** (3.67)	0.210*** (4.68)	0.215*** (5.26)
观测值	912	912	912
预防性投入行为：自评健康较差组	每个实验组个体所找对照组个数		
	1	2	4
吸烟（是=1）	-0.023 (-0.76)	-0.029 (-0.99)	-0.027 (-1.06)
经常过度饮酒（是=1）	0.011 (0.43)	-0.011 (-0.52)	-0.007 (-0.34)
经常锻炼（是=1）	0.097* (1.71)	0.056 (1.08)	0.086** (1.96)
观测值	875	875	875

注：扩号中报告的是稳健的Z统计量；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

（二）健康水平的度量

第五部分中，我们使用自评健康作为健康水平的度量指标。但是个人自评健康可能存在评价标准的不同，因此我们使用“访员对受访者健康水平做出的评价”作为受访者健康状况的划分标准来进行稳健性分析。由于划分标准不同，使用“访员对受访者健康评价”作为划分标准使得健康较差群体的样本数量大幅度减少：健康较好群体组样本数 2970 个，健康较差群体组样本数 356 个。本小节估计方法与第五部分相同。估计结果如表 8 所示。估计结果表明，使用“访员对受访者健康评价”作为划分标准不会影响本文主要结论，在健康较好群体与健康

较差群体之间事前道德风险异质性依然存在。健康较好群体由于引入新农合所导致的事前道德风险的规模与第五部分的结果类似。这说明本文主要估计结果是可靠的。

表 8 使用访员对受访者健康评价用于稳健性检验结果

预防性投入行为：总体估计结果	每个实验组个体所找对照组个数		
	1	2	4
吸烟（是=1）	0.028*	0.025*	0.025*
	(1.78)	(1.83)	(1.92)
经常过度饮酒（是=1）	0.010	0.025**	0.025**
	(0.76)	(2.08)	(2.21)
经常锻炼（是=1）	-0.094***	-0.086***	-0.072***
	(-3.76)	(-3.72)	(-3.14)
观测值	3,326	3,326	3,326
预防性投入行为：访员评价健康较好组	每个实验组个体所找对照组个数		
	1	2	4
吸烟（是=1）	0.045**	0.042**	0.031**
	(2.33)	(2.50)	(2.03)
经常过度饮酒（是=1）	0.028**	0.022*	0.028**
	(2.06)	(1.85)	(2.49)
经常锻炼（是=1）	-0.042	-0.062**	-0.059**
	(-1.40)	(-2.42)	(-2.46)
观测值	2970	2970	2970
预防性投入行为：访员评价健康较差组	每个实验组个体所找对照组个数		
	1	2	4
吸烟（是=1）	-0.038	-0.055	-0.046
	(-1.12)	(-1.64)	(-1.48)
经常过度饮酒（是=1）	0.019	0.026	0.024
	(0.70)	(1.10)	(1.06)
经常锻炼（是=1）	-0.043	-0.081	-0.062
	(-0.81)	(-1.49)	(-1.09)
观测值	356	356	356

注：扩号中报告的是稳健的Z统计量；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

七、 总结与政策建议

本文通过扩展 Ehrlich and Becker (1972) 关于事前道德风险的模型刻画了新农合对预防性健康行为的作用，并刻画了健康水平差异可能会导致新农合事前道德风险的异质性情况。在此理论基础上，本文利用中国老年人健康长寿影响因素调查 (CLHLS) 验证了事前道德风险的存在以及健康水平差异带来的异质性。总体样本估计发现，新农合的扩张会带来事前道德风险：相比于没有参保者，新农合受访者吸烟比例增加 3-4 个百分点、过度饮酒比例增加 3-4 个百分点，经常锻炼比例减少 6-8 个百分点。换言之，新农合参保的事前道德风险效应使得吸烟、不经常锻炼的人群比例相应增加 15-25%，过度饮酒的人群比例增加幅度更高。同时，本文发现健康水平会影响新农合的事前道德风险的程度：健康较好的人群存在较强事

前道德风险, 参加新农合分别使得其吸烟比例增加 4.4 个百分点、过度饮酒比例增加 2.7 个百分点、经常锻炼比例减少 8.8 个百分点(换言之, 对于健康较好的人群, 新农合使得吸烟的人群比例、不经常参加锻炼的人群比例相应增加 20-30%, 过度饮酒的人群比例增加幅度更大); 但是事前道德风险在健康较差的人群中几乎不存在(系数很小且不显著)。在此基础上, 我们进一步探讨了事前道德风险异质性可能的原因, 发现异质性可能是因为医疗保险使得健康较差的人更多利用医疗卫生服务从而部分或者完全抵消了事前道德风险。为了验证结果的可靠性, 本文还进行了稳健性检验, 包括安慰剂检验以及更换健康水平的度量指标, 稳健性检验结果进一步验证了文章结果的可靠性。

事前道德风险由于增加了健康风险行为, 可能会带来疾病的增加, 从而导致医疗费用的上涨和社会成本的增加。以吸烟为例, 对于中国 65 岁以上老人, 2008 年由于吸烟所带来的直接医疗支出达到 27.6 亿美元 (Yang et al., 2011)。回归结果验证了新农合的事前道德风险的存在, 新农合使得 60 岁以上吸烟人群相应增加至少 15%。结合 Yang et al. (2011) 的估计结果, 我们粗略计算, 新农合事前道德风险将会带来 4.1 亿美元的医疗支出增加。如果考虑到吸烟的间接成本, 新农合事前道德风险所带来的经济损失可能会更大。

以上的研究结果为我们审视当前的文献提供了一个新的视角。文献中关于医疗保险事前道德风险的研究无法取得一致的结果, 可能是因为不同研究对象的健康水平存在着较大的差异, 在进一步研究中应该充分考虑健康水平对医疗保险事前道德风险研究结果稳健性的影响。同时, 本文所发现的事前道德风险异质性特别是在老年人群中的异质性为完善医疗保险政策提供了新的参考。首先, 随着疾病负担不断增加、医疗费用快速上涨, 完善医疗体系的预防功能有着十分重要的意义。目前, 我国政府卫生投入主要是用于疾病治疗, 其用于疾病预防、健康保健用途比例很小。因此, 建议投资更多的资金用于购买初级保健服务、增加健康设施, 用于提高患者的健康意识、提高锻炼参与率等。其次, 事前道德风险的异质性显示, 控制事前道德风险、提高健康教育宣传应该更有针对性加强相对健康老人的预防保健工作。目前, 一些地区正在推行对没有使用新农合资金的参保者进行免费体检, 这种做法可以进一步进行推广。除了体检以外, 建议利用医保资金鼓励健康人群进行健身消费、戒烟戒酒、健康咨询等活动, 从源头控制疾病风险, 降低医疗费用, 提高社会福利。

当然, 由于数据的限制, 我们仅对吸烟、过度饮酒以及锻炼等行为进行了检验; 此外, 同样由于数据的限制, 我们并不能对健康水平影响医疗保险事前道德风险的全部途径进行完整的分析。当以后数据可得时, 对其它事前道德风险行为的验证以及其它影响途径的探讨值得以后进一步研究。

参考文献

- [1] Bai, C., H. Li and B. Wu, "Health Insurance and Consumption: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", *Economic Research Journal*, 2012, 2, 41-53. (in Chinese)
- [2] Cheng, L. and Y. Zhang, "The New Rural Cooperative Medical Scheme: Financial Protection or Health Improvement?", *Economic Research Journal*, 2012, 1, 120-133. (in Chinese)
- [3] Cheng, L. et al., "The Impact of Health Insurance on Health Outcomes and Spending of The Elderly: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", *Health economics*, 2015, forthcoming.
- [4] Courbage, C., and A. Coulon, "Prevention and Private Health Insurance in the UK", *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 2004, 29(4), 719-727.
- [5] Ehrlich, I., and G. Becker, "Market Insurance, Self-insurance, and Self-protection", *Journal of*

Political Economy, 1972, 623-648.

- [6] Finkelstein, A., “The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare”, *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(1), 1-37.
- [7] Gan, L., G. Liu, and S. Ma, “Resident Basic Medical Insurance and Household Current Consumption”, *Economic Research Journal*, 2010, Special Issue 1, 30-38. (in Chinese)
- [8] Heckman, J., R. LaLonde and J. Smith, “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs”, *Handbook of Labor Economics*, 1999, 3, 1865-2097.
- [9] Imbens, G., “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A review”, *Review of Economics and statistics*, 2004, 86(1), 4-29.
- [10] Klick, J., and T. Stratmann, “Diabetes Treatments and Moral Hazard”, *Journal of Law and Economics*, 2007, 50(3), 519-538.
- [11] Lei, X., and W. Lin, “The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health”, *Health Economics*, 2009, 18(S2), S25-S46.
- [12] Ma, S., W. Zang and L. Gan, “The Effect of the New Rural Cooperative Medical System on Rural Household Food Consumption”, *China Economic Quarterly*, 2010, 10(1), 249-270. (in Chinese)
- [13] Manning, W., et al., “Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment”, *American economic review*, 1987, 251-277.
- [14] Newhouse. J. P., and Rand Corporation Insurance Experiment Group, “Free for all? Lessons from the RAND health insurance experiment”, Harvard University Press, 1993.
- [15] Peng X. and X. Qin, “A Theoretical and Empirical Investigation on the Ex-ante Moral Hazard”, *China Economic Quarterly*, 2014, 14(1), 159-184. (in Chinese)
- [16] Stanciole, A., “Health Insurance and Life Style Choices: Identifying the Ex-ante Moral Hazard”, IRISS at CEPS/INSTEAD, 2007.
- [17] Wagstaff, A., et al., “Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme”, *Journal of health economics*, 2009, 28(1), 1-19.
- [18] Yang, L., H. Sung, Z. Mao, T. Hu & K. Rao, “Economic costs attributable to smoking in China: update and an 8-year comparison, 2000–2008”, *Tobacco Control*, 2011, 20(4), 266-272.
- [19] Yilma, Z., L. van Kempen, and T. de Hoop, “A Perverse ‘Net’ Effect? Health Insurance and Ex-ante Moral Hazard in Ghana”, *Social Science & Medicine*, 2012, 75(1), 138-147.
- [20] Zeng, Y. et al. “Sociodemographic and Health Profiles of the Oldest Old in China”, *Population and Development Review*, 2002, 28(2), 251-273.
- [21] Zweifel, P., and W. Manning, “Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care”, *Handbook of Health Economics*, 2000, 1, 409-459.

附表 1 丢失样本、死亡样本以及存活样本的描述性统计分析

	总样本	缺失样本	随访总样本	随访存活样本	随访死亡样本	t统计量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(3) - (2)
样本数	7181	853	6328	3681	2647	
变量	均值					
经常吸烟	0.204	0.200	0.205	0.230	0.170	0.3415
经常过度饮酒	0.0650	0.0821	0.0627	0.0668	0.0570	1.6353
经常锻炼	0.219	0.240	0.216	0.252	0.167	-1.6115

访员评价健康	1.948	1.910	1.953	1.803	2.162	1.7001*
自评健康	2.624	2.641	2.622	2.538	2.756	-0.5273
年龄	86.39	86.22	86.41	81.63	93.07	0.4537
教育年限	1.263	1.362	1.250	1.473	0.941	-1.2423
60岁事前从事专业管理工作	0.0236	0.0317	0.0225	0.0270	0.0163	-1.6686*
婚姻状态	0.305	0.307	0.305	0.399	0.173	-0.1473
ln(家庭年收入)	7.735	7.996	7.700	7.695	7.706	-4.3607***
性别	0.408	0.396	0.410	0.429	0.383	0.7627
少数民族	0.0870	0.0234	0.0956	0.0937	0.0982	7.0416***
存活孩子个数	4.644	4.458	4.669	4.858	4.406	2.7889***
是否与孩子配偶共同居住	0.582	0.553	0.586	0.538	0.652	1.8138*

附表 2 倾向得分匹配中平衡条件的主要结果：参保组与非参保组关键变量对比

变量名	倾向匹配之前				倾向匹配之后				% 偏误减小
	实验组	控制组	t	P> t	实验组	控制组	t	P> t	
年龄	81.48	82.22	-1.86	0.0630	80.95	81.41	-1.38	0.168	38.3
男性	0.423	0.427	-0.22	0.823	0.431	0.435	-0.30	0.766	-13.5
少数民族	0.128	0.043	7.94	0.000	0.133	0.149	-1.54	0.124	80.5
在 60 岁以前从事专业或管理类工作	0.0197	0.025	-1.00	0.319	0.0197	0.0303	-2.19	0.0290	-100.9
教育年限	1.449	1.377	0.79	0.430	1.489	1.507	-0.23	0.818	74.9
有配偶	0.414	0.348	3.73	0.000	0.424	0.422	0.090	0.925	97.8
在世子女数	4.968	4.631	4.60	0.000	4.981	4.920	1.02	0.305	81.7
与子女同住	0.561	0.509	2.86	0.004	0.551	0.551	0.030	0.975	99.1
家庭人均年收入	7.537	7.936	-6.07	0.00	7.526	7.511	0.26	0.792	96.3
吸烟	0.222	0.234	-0.75	0.455	0.227	0.249	-1.67	0.0940	-94.7
经常过度饮酒	0.0562	0.0859	-3.29	0.001	0.0567	0.0546	0.37	0.709	91.1
经常锻炼	0.262	0.215	3.03	0.002	0.264	0.267	-0.21	0.833	93.9
自评健康	2.533	2.568	-1.05	0.294	2.534	2.509	0.90	0.369	28.4
生病时能得到充分医疗服务	0.852	0.846	0.43	0.664	0.853	0.840	1.18	0.237	-134.6

附表 3 倾向得分匹配中平衡条件的整体检验

	伪 R ²	LR χ^2	P> χ^2	均值偏差	中位数偏差
未匹配时	0.0580	237.2	0.000	12.70	10.70
匹配后	0.00300	16.94	0.390	2.400	1.400