

## 门诊补偿政策与农户医疗福利水平

李 晴 李明桥\*

**摘要:**在各省市纷纷实施新型农村合作医疗门诊补偿的政策下,本文研究以下两个问题:新型农村合作医疗门诊补偿如何影响农户就诊的医疗需求行为?农户就诊医疗需求行为的变化又会对农户医疗费用产生什么样的影响?研究发现:门诊补偿导致患病农户及时进行门诊治疗,有效地抵御了健康风险,对于解决“因病致贫、因病返贫”问题有极大地促进作用,同时,估计出因门诊补偿导致农户医疗费用仅增长0.5%,这表明门诊补偿提高了农户医疗服务的福利水平。

**关键词:**门诊补偿 医疗费用 福利水平

**JEL 分类号:**D11 J38 ,Q11      **中图分类号:**F320. 2

**文献标记码:**A      **文章编号:**1000 - 6249(2011)08 - 0032 - 013

### 一、引言

农村合作医疗是我国农民自创的互助共济的医疗保障制度,在农民获得基本卫生服务方面发挥了重要作用。农村合作医疗先后经历了几个阶段:20世纪40年代为萌芽阶段,50年代为初创阶段。60~70年代为发展与鼎盛阶段,80年代为解体阶段,90年代以来为恢复发展阶段。进入21世纪后,在医疗卫生服务体系市场化改革的价值取向下,我国居民“看病贵、看病难”问题凸显,医患矛盾不断激化升级,医院运营陷入以药养医的怪圈,农民因病致贫、因病返贫的现象严重而普遍,为社会的不稳定增加了砝码。正是在这种大环境下,如何破解医疗迷局成为当务之急,农村合作医疗改革势在必行,因此新型农村合作医疗(下文简称:新农合)应运而生。新农合制度是由政府组织、引导和支持,农民自愿参加,个人、集体和政府多方筹资,以大病统筹为主的农民医疗互助共济制度,是当今中国农村地区医疗保障体系的主要支柱。

新农合医疗制度从2003年起在全国部分县(市)试点,到2008年逐步实现基本覆盖全国农村居民。新农合试点之初只保大病的补偿政策引起学术界对于新农合缓解“因病致贫、因病返贫”效果产生质疑:如赵志刚等(2006)指出,农户对新农合能否解决家庭的医疗问题表示悲观,认为只保大病受益机会少。封进等(2007)指出:现实中新农合一般只保大病,这将加重逆向选择,降低合作医疗的吸引力,降低参与率。仅仅补贴大病带来的另一个问题是不利于农民在健康出现问题时及时治疗,导致小病拖成大病,反而引起更多的医疗支出,也影响到新农合基金的收支平衡。封进(2009)对我国农村医疗保障制度的补偿模式进行了系统的研究,研究表明仅仅补偿住院费用对减轻医疗负担和灾难性医疗支出的作用十分有限,将补偿范围扩大到门诊费用才能有效地抵御健康风险。张广科等(2010)对新农合制度目标及其实现路径进行研究时发现:新农合制度建立后分担了样本地区农户33.3%的灾难性疾病风险和24.2%的“因病致贫”风险。农户的疾病风险仍然比较严重,新农合制度目标的实现度有待提高,未来新农合的保障范

\* 李晴,中国国际航空股份有限公司贵州分公司综合保障部,Email:46693728@qq.com,通讯地址:贵州省贵阳市龙洞堡机场国际航空股份有限公司贵州分公司综合保障部,邮政编码:550012;李明桥,西南财经大学经济与管理研究院,Email:mingqiaoli001@sina.com,通讯地址:四川省成都市温江区柳台大道555号西南财经大学柳林校区博学园C座113房间,邮政编码:611130。感谢两位匿名审稿人对本文提出了富有建设性的意见和建议。当然,文责自负。

围应保持或强化门诊补偿。胡巧芳(2010)指出为了进一步利用好新农合基金,发挥门诊补偿在扩大受益面、促进小病及早防治等方面的作用,许多省市开始探索建立新农合“门诊补偿”模式用以补偿参合农民普通门诊费用。

在各省市纷纷实施门诊补偿的政策下,无法回避的两个问题是:新农合门诊补偿如何影响于农户医疗需求行为?农户医疗需求行为的变化又会对农户医疗费用产生什么样的影响?本文研究目的就是回答这两个极具现实意义的问题。

## 二、文献综述

对于新农合问题的研究取得了丰富成果,本文只综述了部分代表性的研究文献。王绍光(2008)以中国农村合作医疗体制变迁为案例,详细的描述了中国农村合作医疗体制的路线图:传统农村合作医疗萌芽时期→兴起阶段→普及过程→衰落→对新农合的探索→新农合兴起。该研究发现:集体经济的瓦解和取缔“赤脚医生”的政策是传统农村合作医疗衰落的根本原因,中央和地方政府财政支持是新农合兴起的原动力。封进(2007)通过对异质性个体决策行为的理论研究发现:较少的缴费金额、较高的风险规避、较低的医疗支出倾向和政府财政补贴是导致新农合逆向选择问题较小的主要原因。实际医疗支出的刚性使得穷人的医疗支出倾向显著高于富人,而且由于穷人的收入偏低,遭遇健康负向冲击以后可能需要负债,这一财富效应会引起较大的福利损失。综合以上两点,穷人在新农合中有较高的相对收益。封进等(2009)估计了新农合四种补偿模式带来的效果。该研究表明:治疗费用、疾病特征和医疗的机会成本等因素对治疗方式的选择有显著的影响。仅仅补偿住院费用对减轻医疗负担和灾难性医疗支出的作用十分有限,将补偿范围扩大到门诊费用才能有限地抵御健康风险。该研究还估计了补贴引起医疗费用的上涨幅度对政府补贴的规模。高梦滔(2010)研究了新型农村合作医疗与农户卫生服务利用的关系,该研究发现:新农合能够有效地增加农村卫生服务利用,参加新农合使得农户1年就诊总次数平均增加0.29次;同时,新农合增加农户的医疗卫生服务利用更多地集中于乡镇卫生院,县级医疗机构次之,增加最少的是在村级卫生服务机构。封进(2010)等研究了新农合对县村两级医疗价格的影响。研究发现新农合对村级医疗价格没有影响,但提高了县级医疗价格,进一步的分析表明,报销比率越高,县级医疗价格上涨越大,价格上涨幅度和报销比率基本一致。造成村级医疗价格不受影响的原因在于村级私人诊所价格低且质量与公立机构相当,促使村级诊所医疗价格不因新农合的推行而变化;由于县级医疗机构的垄断性和盈利性的双重特征,导致新农合政策的实施促使县级医疗价格上涨,从而冲销医疗保险的效果。张广科等(2010)基于5省一线调研数据估计了新农合分担农户灾难性疾病风险和“因病致贫”风险的程度。该研究显示,新农合建立后分担了农户33.3%的灾难性疾病风险和24.2%的“因病致贫”风险。结果表明,农户的疾病风险仍然比较严重,新农合制度目标的实现度有待提高,未来新农合的保障范围应保持或强化门诊补偿模式。解垩(2010)研究了医疗保险改革对预防性储蓄的影响,该研究发现:医疗保险改革对预防性储蓄没有挤出效应;对贫困个体而言,医疗保险改革甚至使其增加了预防性储蓄。医疗支出风险并没有随着改革的推进而降低。梁润和汪浩(2010)研究了在完全信息的市场经济条件下,医疗保险的进入对于社会总福利的影响。该研究发现,保险公司的进入可能使得消费者为医疗服务付出更高的代价,但是会提高医院的利润,总的来说保险公司的进入会提升社会总福利。

虽然现有文献涵盖了新农合的方方面面,包括合作医疗的发展历程、新农合的“逆向选择”和“道德风险”问题、新农合与卫生服务利用、新农合的补偿模式问题以及新农合与医疗价格等,但是,没有关于新农合门诊补偿与医疗费用及其医疗福利水平的研究。虽然封进(2009)等研究得出将补偿范围扩大到门诊费用能有限地抵御健康风险,但是并未涉及门诊补偿如何影响农户的医疗费用及其福利水平。本文基于

农户就诊医疗需求行为视角分析了门诊补偿如何影响医疗费用。

### 三、分析框架

新农合门诊补偿对医疗费用的影响取决于对两类农户医疗需求行为的影响,从而对医疗费用发生作用:第一类农户:该类农户具有及时就医的习惯,不论大病小病,一旦患病就会立即就诊。门诊补偿虽然不会改变这类人的就医及时性,但却可能导致这类农户“道德风险”问题,即农户因为门诊补偿而过度消费医疗服务,同时,门诊补偿也会激励医生发生对门诊治疗参合农户的“诱导需求(Induce demand)”行为。就我国农户实际情况而言,因农户人均收入处于较低水平,农户因门诊补偿而主动增加门诊消费的可能性不大,同时,鉴于数据的局限性,笔者无法估计由于门诊补偿导致医生“诱导需求”问题的影响,故本文并未涉及第一类农户“道德风险”和医生“诱导需求”两个问题的研究,但可以肯定的是,门诊补偿必然导致第一类农户医疗费用的增加。

对于第二类具有不及时就诊习惯的农户而言,患病后不及时就诊会产生两种可能的状态:第一种状态是患病后基于医疗费用的考量不进行治疗,一段时间之后,农户的病情靠自身免疫力不需要花费医疗支出而自然康复。在这种状态下,如果有门诊补偿促使农户及时进行门诊治疗,就会导致医疗费用增加,在这种情况下,门诊补偿就相当于增加了农户门诊支付能力,从而增加了医疗费用,因此,本文把这种情况称为门诊补偿的收入效应;第二种状态是农户不及时门诊治疗,就会造成小病拖成大病,从而导致住院治疗。在这种状态下,如果有门诊补偿,农户及时就诊,从而避免了住院治疗而转向门诊治疗,促使医疗费用因门诊补偿而下降,这种情况下,门诊补偿改变了患病农户的治疗方式,本文把这种情况称为门诊补偿的替代效应。为了初步的验证门诊补偿对第二类农户医疗需求行为的影响,本文利用中国健康与营养调查(CHNS)2006年的数据,分别计算了参合的患病农户有无门诊补偿就医行为的分布。如表1所示,有门诊补偿的患病农户人群门诊治疗比例大于无门诊补偿的患病农户人群,相应地,有门诊补偿的患病农户人群的未治疗比例和住院治疗比例都小于无门诊补偿的患病农户人群。由此可知,门诊补偿很可能影响了农户的就医行为,表1的统计结果与本文对第二类农户就医行为的分析是一致的。因此,对于第二类农户而言,门诊补偿对医疗费用的影响取决于以上收入效应和替代效应相互作用的结果,由此可知,本文的研究目的:首先是探测出新农合门诊补偿对第二类农户就诊行为的影响;其次,判断门诊补偿的收入效应和替代效应共同作用导致医疗费用是增加亦或下降;最后,由于医疗费用因地区而异,因医院的级别而异,所以根据数据估计出医疗费用发生变化的绝对数具有一定的局限性。故本文估计的是因门诊补偿导致医疗费用增加或下降的百分数,这是一个相对指标、具有普适性。为了叙述方便,以下的农户均指第二类农户,除非特别说明之外。分析框架如图1所示。

表1 参合患病农户就医行为分布的对比表 单位: %

|       | 未治疗比例 | 门诊治疗比例 | 住院治疗比例 |
|-------|-------|--------|--------|
| 门诊补偿  | 20.98 | 68.53  | 10.49  |
| 无门诊补偿 | 29.41 | 55.88  | 14.71  |

门诊补偿对医疗费用的影响,可将分析代表性农户医疗费用因门诊补偿而发生的变化作为样本,然后根据样本农户医疗费用的变化推断出总医疗费用的变化,由总医疗费用的变化除以医疗费用,即可求出因门诊补偿导致医疗费用增加或下降百分数。

#### (一) 门诊补偿影响代表性农户医疗费用的期望模型

代表性农户医疗费用因门诊补偿而发生的变化取决于上文所述由门诊补偿的收入效应和替代效应相互作用的结果。其数学表达式可由(1)式所示。

$$E[\Delta C | T=1] = O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1 | T=1, B=1) + H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1 | T=1, B=2) \quad (1)$$

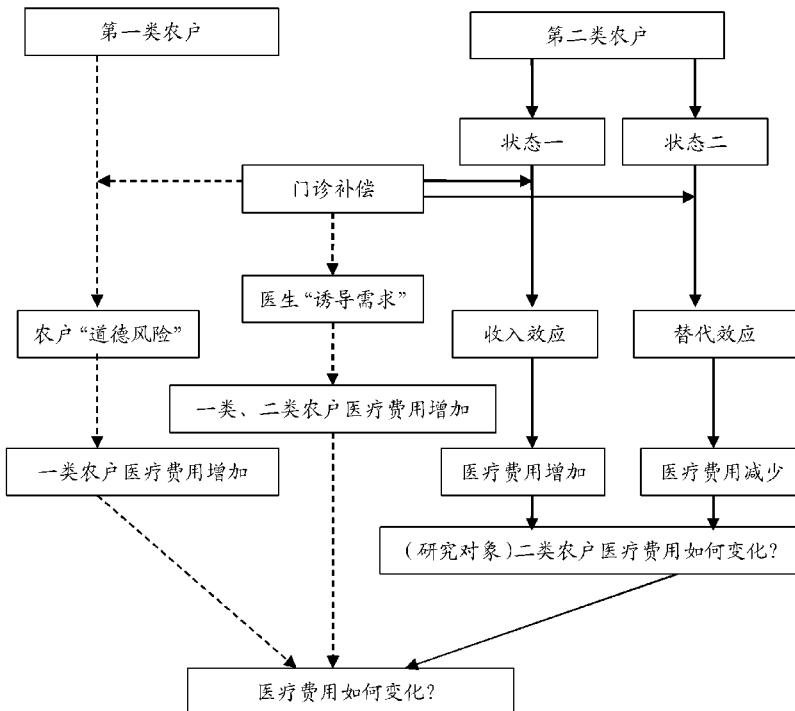


图1 本文的分析框架图

注:本文主要研究的是门诊补偿如何影响第二类农户的医疗费用,实线箭头表示本文将要研究的问题,虚线箭头表示存在但本文并未涉及的问题。虚线箭头表示的问题可以定性分析:对于第一类农户而言,因为新农合实施了门诊补偿政策,这类农户会过度消费门诊治疗的医疗服务,即农户产生“道德风险”行为从而导致一类农户医疗费用增加;对于医生而言,因为新农合实施了门诊补偿政策,医生会对进行门诊治疗的一类、二类农户医疗需求行为产生诱导作用,从而导致一类、二类农户医疗费用增加。

以上(1)式中  $E[\Delta C | T=1]$  表示门诊补偿对代表性农户医疗费用变化的期望,其中  $\Delta C$  表示变化的医疗费用;  $T=1$  表示拥有门诊补偿的农户。 $O$  表示门诊治疗概率,即门诊治疗的患病农户人数与门诊治疗和住院治疗患病农户人数之和的比值,同理  $H$  表示住院治疗概率,即住院治疗的患病农户人数与门诊治疗和住院治疗患病农户人数之和的比值。 $O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1 | T=1, B=1)$  表示代表性农户在第一种状态下,门诊补偿促使能自然康复的农户及时就诊,从而导致门诊费用的增加量,即上文所述的代表性农户门诊补偿的收入效应。其中: $O_F$  表示新农合患病农户门诊治疗的人均门诊费用, $P_1$  表示第一种状态发生的概率, $P(a=1 | T=1, B=1)$  表示农户在第一种状态下因门诊补偿而及时门诊治疗增加的概率,即上文所述的门诊补偿对农户就诊行为的影响。 $a=1$  表示农户患病后及时就诊, $B=1$  表示农户患病后能自然康复即为状态一, $B=2$  表示农户患病后小病拖成大病,从而导致住院治疗即为状态二, $a$  和  $B$  都是虚拟变量。 $(H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1 | T=1, B=2)$  表示在第二种状态下,门诊补偿促使以前小病拖成大病而住院治疗的代表性农户及时门诊治疗,避免了住院治疗,从而导致医疗费用的下降量,即上文所述的代表性农户门诊补偿的替代效应,其中  $P_2$  表示第二种状态发生的概率, $P(a=1 | T=1, B=2)$  表示代表性农户在第二种状态下因门诊补偿及时门诊治疗而导致住院治疗减少的概率,这也是上文所述的门诊补偿对农户就诊行为的影响。 $H_F$  表示新农合患病农户住院治疗的人均住院费用。

## (二) 医疗费用因门诊补偿的变化率

根据表达式(1)中门诊补偿的收入效应和替代效应,可以推断出所有农户门诊补偿的总收入效应和总替代效应,如下两个表达式所示。农户医疗费用因门诊补偿而发生的变化量即为总收入效应和总替代

效应之和。

$$\text{总收入效应} = NHO \cdot O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1 | T=1, B=1) \quad (2)$$

$$\text{总替代效应} = NHO \cdot H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1 | T=1, B=2) \quad (3)$$

其中: NHO 表示参合农户就诊人数, 同时, 农户医疗费用等于住院费用与门诊费用之和, 而住院费用和门诊费用可由如下两式求出。

$$\text{门诊费用} = NHO \cdot O \cdot O_F \quad (4)$$

$$\text{住院费用} = NHO \cdot H \cdot H_F \quad (5)$$

由(2)式、(3)式、(4)式和(5)式, 可以推出新农合门诊补偿导致医疗费用发生变化比率如下表达式(6)所示, 通过换算可以得到简化形式(7)式。

$$\text{医疗费用变化率} = \frac{\text{医疗费用变化量}}{\text{医疗费用}} = \frac{\text{总收入效应} + \text{总替代效应}}{\text{住院费用} + \text{门诊费用}} \quad (6)$$

$$= \frac{NHO \cdot O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1 | T=1, B=1) + NHO \cdot H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1 | T=1, B=2)}{NHO \cdot H \cdot H_F + NHO \cdot O \cdot O_F}$$

$$\text{医疗费用变化率} = \frac{O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1 | T=1, B=1) + H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1 | T=1, B=2)}{O \cdot O_F + H \cdot H_F} \quad (7)$$

上式的经济学含义为: 门诊治疗概率、住院治疗概率、门诊补偿的收入效应和替代效应共同决定了新农合门诊补偿导致医疗费用的变化率, 该变化率不受参合农户就诊人数的影响。

#### 四、估计方法的选取和描述

##### (一) 估计方法的选取

关于(7)式的计算关键在于对农户第一种状态因门诊补偿而及时门诊治疗增加的概率  $P(a=1 | T=1, B=1)$  的估计和对第二种状态因门诊补偿导致住院治疗减少的概率  $P(a=1 | T=1, B=2)$  的估计, 即对农户在患病后能自然康复的情况下因门诊补偿而及时进行门诊治疗增加的概率估计 和对农户在以往患病后小病拖成大病, 从而住院治疗的情况下, 因门诊补偿而及时门诊治疗导致住院治疗减少的概率估计。对于农户而言, 新农合即将实施门诊补偿政策的时间和地区完全是随机的, 门诊补偿对于新农合农户就诊行为是一种“自然冲击”, 因此, 估计农户第一种状态和第二种状态下就诊行为因门诊补偿变化的概率( $P(a=1 | T=1, B=1)$  和  $P(a=1 | T=1, B=2)$ )可用估计政策效果的方法( Program Evaluation) 来进行估计。Imbens and Wooldridge(2009)指出: 在最近二十年, 对政策实施的因果效应估计, 无论是在理论上还是在实证应用中, 都具有逐渐发展成熟的趋势。

采用哪种估计方法对政策实施的因果效应进行估计取决于所使用数据的特征, 若已知政策前的事前组( Pretreatment group) 和政策后的处理组( Treatment group)、控制组( Control group) 的变量值, 则可用 DID( Difference-in-Difference) 的方法进行估计。就本文而言, 新农合在 2003 年开始试点, 而本文所使用的中国健康与营养调查的数据只有 2004 年和 2006 年的调查数据涉及到新农合的信息。一方面, 数据中 2004 年参加新农合的人数不多(699 人), 加之本文使用的数据是参加新农合且患病的农户样本, 使得 2004 年政策前的事前组样本量较小(138 人), 政策后的处理组和控制组样本量更小, 回归结果的估计可信度不高; 另一方面, Meyer(1995)指出, 采用 DID 分析方法的必要前提是其他因素与政策变量同步影响被解释变量, 根据实际分析可以看出, 从 2004 年到 2006 年新农合制度建设一直在进行之中, 不仅逐渐采取了门诊补偿, 同时也提高了政府和农户的参合费用、调整补偿标准、改变起付线等等, 因此, 在无法控制其他政策因素的情况下, 采用 DID 的方法无法识别农户就诊行为的变化是由门诊补偿政策还是其他

政策变化所以引起的。

当仅知处理组、控制组在政策后变量值时,可以用 ATE(Average-Treatment-effect) 的方法进行政策实施的因果效应估计。ATE 的方法可以是参数估计的形式(Rosenbaum and Rubin 1985),也可以是非参数估计的形式,如基于事前变量(Prement-variable)为基础的配对估计方法( Abadie and Imbens 2002)、基于倾向值(Propensity-score)为基础的配对估计方法。非参估计无需对模型函数形式进行设定,从而避免了因模型函数的错误设定而导致的估计偏误。

基于事前变量为基础的配对估计方法是根据处理组和控制组的事前变量进行配对的,例如,仅知处理组某个样本政策后因变量值,则在控制组中找到与处理组该样本事前变量特征最为相似,即赋范空间距离最小的四个样本对其进行匹配,对这些匹配的控制组样本因变量取均值,则政策实施对处理组该样本的政策效应(ATT)即是处理组因变量值与其匹配的控制组样本因变量均值之差。同理,也可以估计出政策实施对控制组的政策效应(ATC)以及对包括控制组和处理组在内的所有样本的政策效应(ATE)。之所以选择最为相似的四个样本进行匹配,是因为 Abadie and Imbens(2002)指出,只有配对样本数随着样本同时增加时才能使估计的统计量接近有效边界,因此匹配数需要较大。但 Abadie et al. (2001)也指出,为使配对估计不仅仅依靠少量的信息同时又能排除无关信息的干扰,所取配对样本数为四为宜。对于事前变量维度的选取,Abadie and Imbens(2002)指出,对处理组与控制组进行匹配的事前变量的维数最好是小于或等于三维,虽然这样匹配使得估计的统计量能解决有偏性问题,但有可能使估计量不再是有效估计量,幸运的是 Abadie and Imbens(2002)提出的偏差纠正配对估计量(Bias-corrected-Matching-Estimator)能有效的解决这一问题。

使用基于事前变量为基础的配对估计方法进行政策实施因果效应的估计有两个前提条件:(1)( $Y(0), Y(1)$ )  $\perp T | X$  和(2) $0 < P(T | X) < 1$ 。前提条件(1)即是说在控制事前变量X的条件下,因变量潜在结果(Potential outcome)与是否参与政策项目相独立。前提条件(2)是指给定事前变量,样本是否参与政策项目不是事前确定的,而是随机的。因此,能否使用基于事前变量为基础的配对估计方法,取决于具体问题具体分析。就本文而言,事前变量的选取是以 Grossman(1972) 人力资本健康需求理论和国内相应的研究文献为依据,所以它应包括年龄、年龄平方、性别、户口、受教育年限、家庭人均收入和自评健康状况的情况下,前提条件(1)才有可能成立。而本文所选取的事前变量的维度(七维)远大于 Abadie and Imbens(2002)提出的最优匹配维度小于或等于三维,因此,本文不宜采用事前变量为匹配依据的方法。

基于倾向值(Propensity-score)为基础的配对估计方法在匹配的时候不必考虑事前变量的维度问题,从而避免了上述基于事前变量为基础的匹配估计方法的不足之处;而且,即使门诊补偿实施的时间和地区对农户而言不是完全随机的情况下,正如 Rosenbaum and Rubin(1983)指出,在政策实施不完全随机的情况下,基于倾向值为基础的配对估计方法对处理组政策效果(ATT)的估计量虽然有偏,但在所有政策因果效应的估计方法中该估计方法偏误最小。因此,本文运用基于倾向值为基础的配对估计方法对农户第一种状态和第二种状态下因门诊补偿而及时门诊治疗的概率( $P(a = 1 | T = 1, B = 1)$  和  $P(a = 1 | T = 1, B = 2)$ )进行估计。

基于倾向值为基础的配对估计方法的两个假设是:假设(1) $X \perp T | P(X)$ ,是指倾向值给定的条件下,事前变量具有平稳性,也就是说处理组和控制组的变量不具有显著性差异,该假设可用数据进行检验;假设(2)( $Y(0), Y(1)$ )  $\perp T | X$ ,是指给定事前变量的条件下,因变量潜在结果与是否参与政策项目无关。该假设不可检验,所以用此方法进行配对估计时,必须根据相应的经济理论来选择事前变量保证该假设条件的成立。

## (二) 估计方法的描述

基于倾向值为基础的配对估计方法基本思路如下:首先,估计出由 Rosenbaum and Rubin(1983)提出的倾向值(Propensity score),该值的定义为给定事前变量特征 X(Pre-treatment characteristics)的条件下,样本成为处理组( $T = 1$ )的概率,表达式如(8)式所示。其次,由假设(1)可推出政策实施对处理组的政策

效应( $ATT$ )如(9)式所示。其中: $Y_{1i}$ 和 $Y_{0i}$ 分别是第*i*个样本为处理组时的潜在结果(Potential outcome)和为控制组时的潜在结果。

$$P(X) = Pr(T=1|X) = E[T=1|X] \quad (8)$$

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1] = E[E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1, P(X)] \\ &= E[E[Y_{1i} | T_i = 1, P(X)] - E[Y_{0i} | T_i = 0, P(X)] | T_i = 1] \end{aligned} \quad (9)$$

最后,估计出倾向值之后,运用(9)式对处理组政策效应( $ATT$ )进行估计是不可行的,这是因为倾向值是一个连续的变量,处理组和控制组样本的倾向值两两相等是不可能的,因此需要根据倾向值对处理组和控制组进行匹配,然后再进行处理组政策效果( $ATT$ )的估计。对倾向值进行配对广泛使用的方法有最近配对法(Nearest Neighbor Matching)、半径配对法(Radial Matching)以及分层配对法(Stratification Matching)等。

本文选用最近配对法进行处理组政策效果( $ATT$ )的配对估计,其步骤如下:首先找出处理组样本*i*的配对集合 $C(i)$ 如(10)式所示。

$$C(i) = \min_j \|P_i - P_j\| \quad (10)$$

其中: $P_i$ 为处理组样本*i*的倾向值, $P_j$ 为控制组样本*j*的倾向值。处理组样本*i*的配对数量为 $N_i^c$ ,则定义样本*i*的权重为 $w_{ij} = 1/N_i^c$ ,如果 $j \in C(i)$ ,否则 $w_{ij} = 0$ ,由此推断最近配对处理组的政策效应( $ATT$ )可表示为如(11)式所示。

$$ATT = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} [Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^c] = \frac{1}{N^T} [\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^c] = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^c \quad (11)$$

其中: $N^T$ 表示处理组样本数, $Y_i^T$ 表示处理组样本*i*政策后的取值, $Y_j^c$ 表示控制组样本*j*政策后的取值,且处理组政策效应的方差表达式为:

$$Var(ATT) = \frac{1}{N^T} Var(Y_i^T) + \frac{1}{(N^T)^2} \sum_{j \in C} (w_j)^2 Var(Y_j^c) \quad (12)$$

由(11)式和(12)式可以对门诊补偿导致农户第一种状态门诊治疗增加的概率 $P(a=1 | T=1, \beta=1)$ 和农户第二种状态住院治疗减少的概率 $P(a=1 | T=1, \beta=2)$ 进行统计推断。

## 五、数据、变量和实证结果的分析

### (一) 数据说明

本文数据来源于北卡罗来纳大学和中国疾病预防控制中心联合进行的国际合作项目——中国健康与营养调查(CHNS)数据。CHNS数据涵盖九个在地理位置、经济发展、基础设施和健康状况都存在较大差异的省份(辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州),至今进行了七轮调查(1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年和2006年),每个省的样本都来自于多阶段随机分层抽样。该项目旨在调查中国居民健康和营养状况以及相关影响因素,因而包含有详尽关于个人健康方面的信息,以及人口学特征和社会经济活动等方面的数据。王绍光(2008)指出:2003年1月,国务院办公厅转发卫生部、财政部、农业部《关于建立新型农村合作医疗制度的意见》,要求从2003年起,各省、自治区、直辖市至少要选择2~3个县(市)进行新农合医疗试点,取得经验后逐步推开。随即,国务院成立了以吴仪副总理为组长的新农合部级联席会议,并按照经济社会发展的地区差异,首先选取了吉林、浙江、湖北和云南四个省份进行试点,后才陆续在全国开展试点工作。

由此可知,CHNS的数据只有2004年和2006年最后两轮的调查涉及到新农合方面的信息。而2004年的数据又是新农合实施的第二年,被调查的成年人之中参加新农合的样本主要来自于湖北省。因此,CHNS对农户2004年关于新农合方面的调查主要涉及新农合的试点地区,而且CHNS中2004年被调查的成年人之中参加新农合的样本量较小(699人),故CHNS2004年对农户关于新农合方面的调查数据不

具有代表性。王绍光(2008)同时也指出 新农合在2005年在全国各地迅速普及 根据2005年9月召开的全国新农合试点工作会议决定 到2008年在全国农村基本建立新农合制度 ,比原定于2010年实现的时间目标提前两年。因此 ,CHNS中2006年被调查的成年人之中参加新农合的样本量(2594人)远大于2004年的样本量。由以上分析可知 本文采用的是CHNS2006年成人调查数据对新农合门诊补偿对医疗费用的影响进行分析。

## (二) 变量选取及样本描述

就门诊补偿导致农户第一种状态门诊治疗增加的概率  $P(a=1|T=1, B=1)$  和农户第二种状态住院治疗减少的概率  $P(a=1|T=1, B=2)$  进行估计而言 ,对于变量的选取可分为三类: 因变量( $Y$ )、政策变量( $T$ )和事前变量( $X$ )。首先 对于因变量选取( $Y$ ) ,文中使用的样本是2006年参加新农合且对“过去四周中 ,你是否生过病或受过伤? 是否患有慢性病或急性病?”肯定回答的农户。需要说明的是笔者没有区分“是否患有慢性病或急性病?”与“是否生过病或受过伤?”这两个问题的原因在于 ,虽然是否患有慢性病或急性病与是否生过病或受过伤的就医行为是不同的 ,但是根据作者与成都市第五人民医院主任医师杨医师以及贵州省普定县新型农村合作医疗管理办公室(简称: 合管办) 周科员的访谈得知 ,患者在决定门诊治疗还是住院治疗时取决于疾病的严重程度 ,而与所患是慢性病还是急性病没有直接的联系。所以本文以2006年参加新农合且对“过去四周中 ,你是否生过病或受过伤? 是否患有慢性病或急性病?”肯定回答的农户 ,而没有区分所患的是急性病还是慢性病。另一方面 ,本文关注的是门诊补偿如何影响参合患病农户在住院治疗、门诊治疗和未采取措施三者之中的选择行为 ,从而对医疗费用产生影响。而不是关注门诊补偿如何影响急性病或慢性病的参合患病农户就医行为 ,进而影响到医药费用 ,故没有区分这两个问题下统一设问问题。当然 ,如果在研究关于病种方面的经济学问题是 ,这样的区分是非常必要且必不可少的。

就门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加的概率  $P(a=1|T=1, B=1)$  而言 ,没有门诊补偿之前 农户患病后不采取任何措施而自然康复。有了门诊补偿之后 ,农户患病后就会及时门诊治疗 ,由此可知 ,生成一个二元变量——即状态一给定的条件下 ,因变量的取值范围是患病后门诊治疗和患病后未采取任何措施的农户 ,当新农合农户患病后进行门诊治疗赋值为一 ,未采取任何措施赋值为零——作为因变量就可以表示上述行为。同理 就门诊补偿导致农户第二种状态下住院治疗减少的概率  $P(a=1|T=1, B=2)$  而言 ,没有门诊补偿之前 ,农户患病后不及时门诊治疗 ,小病拖成大病从而住院治疗。有了门诊补偿之后 农户患病后就会及时门诊治疗 ,无需住院治疗 ,由此可知 ,生成一个二元变量——即状态二给定的条件下 ,因变量的取值范围是患病后门诊治疗和住院治疗的农户 ,当新农合农户患病后进行住院治疗赋值为一 ,进行门诊治疗赋值为零——作为因变量就可以表示上述行为。对于政策变量( $T$ )选取 ,本文生产一个二元变量——新农合有门诊补偿的农户赋值为一 ,没有门诊补偿赋值为零——表示门诊补偿的政策影响。

就事前变量( $X$ )的选取而言 ,它只有满足基于倾向值为基础配对估计的两个假设 ,才能使估计结果是一致、有效的统计量。对于假设(1):  $X \perp T | P(X)$  即倾向值给定的条件下 事前变量具有平稳性来说 ,可以根据所选取的事前变量进行平稳性检验来验证是否满足假设(1)的条件。对于假设(2):  $(Y(0), Y(1)) \perp T | X$  即给定事前变量的条件下 ,被解释变量潜在结果与是否参与政策项目无关来说 ,该假设不可检验。因此 ,本文根据 Grossman(1972) 的人力资本健康需求模型的结论之一——健康折旧率在生命周期某一时间后随年龄而增加 ,故年龄对于健康需求的影响是非线性的 ,教育程度对健康需求也会产生影响——和赵忠(2006) 验证了我国健康与年龄之间的非线性关系 ,故本文包括的事前变量有农户年龄、年龄的平方和受教育年限。宋璐等(2010) 指出我国农村健康支出上存在明显的性别差异 ,因此性别也是本文所选取的事前变量之一。由于我国二元经济结构导致城乡医疗卫生资源分布不合理 加之农村居民和城镇居民健康需求行为可能因户籍差异而不同 ,所以户口类型也是本文的事前变量之一。最后 ,反映社会经济状况的家庭人均收入和自评健康状况也是本文的事前变量。

## 门诊补偿政策与农户医疗福利水平

表2 门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加概率的处理组和控制组对比表

| 事前变量    | 均值              |                 | 两组差异            | 最小值 |     | 最大值   |       |
|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----|-----|-------|-------|
|         | 处理组             | 控制组             |                 | 处理组 | 控制组 | 处理组   | 控制组   |
| 年龄      | 55.6<br>(16.26) | 49.7<br>(16.86) | 5.9<br>(5.09)   | 17  | 18  | 88    | 82    |
| 受教育年限   | 4.52<br>(3.75)  | 6.72<br>(4.01)  | -2.2<br>(1.01)  | 0   | 0   | 12    | 15    |
| 性别      | 0.58<br>(0.49)  | 0.54<br>(0.5)   | 0.04<br>(0.4)   | 0   | 0   | 1     | 1     |
| 户口      | 0.93<br>(0.28)  | 0.95<br>(0.2)   | -0.02<br>(0.02) | 0   | 0   | 1     | 1     |
| 家庭人均年收入 | 5491<br>(6668)  | 6546<br>(12695) | -1055<br>(582)  | 505 | 600 | 60000 | 60000 |
| 自感健康状况  | 2.97<br>(0.73)  | 3.18<br>(0.9)   | -0.21<br>(0.12) | 1   | 1   | 4     | 4     |

注:二元变量:性别为0表示男性,为1表示女性;户口为0表示城镇户口,为1表示农村户口;自感健康状况为1表示非常好,为2表示好,为3表示一般,4表示差。因变量的取值范围是患病后门诊治疗和患病后未采取任何措施的农户,所以农户平均年龄较大。年龄越大,则受教育程度越低。括号内为标准差。

表3 门诊补偿导致农户第二种状态住院治疗减少概率的处理组和控制组对比表

| 事前变量    | 均值               |                  | 两组差异            | 最小值 |     | 最大值   |       |
|---------|------------------|------------------|-----------------|-----|-----|-------|-------|
|         | 处理组              | 控制组              |                 | 处理组 | 控制组 | 处理组   | 控制组   |
| 年龄      | 54.14<br>(15.16) | 54.86<br>(14.58) | -0.72<br>(1.31) | 17  | 24  | 83    | 91    |
| 受教育年限   | 4.36<br>(3.75)   | 6.84<br>(3.96)   | -2.48<br>(1.04) | 0   | 0   | 12    | 15    |
| 性别      | 0.65<br>(0.48)   | 0.57<br>(0.51)   | 0.08<br>(0.15)  | 0   | 0   | 1     | 1     |
| 户口      | 0.91<br>(0.28)   | 0.95<br>(0.23)   | -0.04<br>(0.09) | 0   | 0   | 1     | 1     |
| 家庭人均年收入 | 5831<br>(5951)   | 6122<br>(10270)  | -291<br>(786)   | 505 | 600 | 60000 | 60000 |
| 自感健康状况  | 3.11<br>(0.67)   | 2.92<br>(0.94)   | 0.19<br>(0.57)  | 2   | 1   | 4     | 4     |

注:二元变量:性别为0表示男性,为1表示女性;户口为0表示城镇户口,为1表示农村户口;自感健康状况为1表示非常好,为2表示好,为3表示一般,4表示差。因变量的取值范围是患病后门诊治疗和住院治疗的农户,所以农户平均年龄较大。年龄越大,则受教育程度越低。括号内为标准差。

门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加概率  $P(a=1|T=1, B=1)$  的处理组和控制组如表2所示,就均值而言,有门诊补偿农户的人均年龄更大、受教育年限更短、女性更多、城镇户口较多、家庭人

均年收入更低、自感健康状况更好。就处理组和控制组各个事前变量进行显著性检验发现,除受教育年限在5%的置信水平内存在显著差异之外,其它事前变量都不存在显著性差异,如表2所示。同理,门诊补偿导致农户第二种状态下住院治疗减少概率  $P(a=1|T=1, B=2)$  的处理组和控制组如表3所示,就均值而言,有门诊补偿农户的人均年龄更小、受教育年限更短、女性更多、城镇户口较多、家庭人均年收入更低、自感健康状况更差。就处理组和控制组各个事前变量进行显著性检验发现,除受教育年限在5%的置信水平内存在显著差异之外,其它事前变量都不存在显著性差异,如表3所示。

通过表2和表3中事前变量的处理组和控制组进行平稳性检验发现,表2和表3都满足事前变量平稳性假设,即给定倾向值的条件下,有门诊补偿的农户和没有门诊补偿的农户在年龄、受教育年限、性别、户口、家庭人均年收入和自感健康状况方面不具有显著性差异。因此,通过以上分析本文选取的事前变量满足基于倾向值为基础的配对估计方法的两个假设条件,可以使用该方法对门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加的概率  $P(a=1|T=1, B=1)$  和农户第二种状态下住院治疗减少的概率  $P(a=1|T=1, B=2)$  进行估计。

### (三) 实证结果的分析

运用基于倾向值为基础的配对估计方法,估计出的因门诊补偿导致农户在第一种状态下门诊治疗增加的概率为3.5个百分点,也就是说,农户门诊补偿以前患病之后未采取任何措施而自然康复,现因门诊补偿,患病之后而进行门诊治疗的概率增加了3.5个百分点。为了进行对比,本文同时也估计出了因门诊补偿导致CHNS数据2006年拥有医疗保险的成年人群以前患病后未采取任何措施而自然康复,现因门诊补偿,患病之后进行门诊治疗增加的概率(3.6个百分点)。由此可知,门诊补偿对新农合农户在第一种状态下医疗需求行为的影响与门诊补偿对其他医疗保险投保人在第一种状态下医疗需求行为的影响是一致的,门诊补偿都导致了门诊治疗概率的增加。估计结果如表4所示。

表4 门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加概率(ATT)

| 估计方法      | 样本范围 | 处理组样本数 | 控制组样本数 | ATT   | 标准误   | t统计量  |
|-----------|------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 最近配对法     | 全样本  | 313    | 55     | 0.036 | 0.018 | 2.028 |
|           | 新农合  | 103    | 45     | 0.035 | 0.02  | 1.753 |
| Kernel配对法 | 全样本  | 313    | 55     | 0.036 | 0.019 | 1.95  |
|           | 新农合  | 103    | 45     | 0.035 | 0.02  | 1.741 |

注:ATT表式因门诊补偿导致新农合农户在第一种状态下及时进行门诊治疗增加概率。为了估计系数显著性更加稳健,标准误是采用Bootstrap重复500次得到的。虽然本文运用的是最近配对法(Nearest Neighbor Matching)进行估计,但是为了探测不同估计方法估计出的ATT是否有显著差异,本文还运用了半径配对法(Radium Matching)、分层配对法(Stratification Matching)和Kernel配对法对ATT进行估计,其他方法的估计结果与最近配对法的估计结果相一致,为了使表格更为简洁,本文只显示了最近配对法和Kernel配对法的估计结果。敏感性分析(Sensitivity analysis)在PSM分析中是比较重要的一环,因为在非实验数据中不可能估计选择性偏误的大小。为探讨估计结果是否具有稳健性,本文同时运用了Lechner-bounds方法和Rosenbaum-bounds方法对估计结果进行了敏感性分析(Sensitivity analysis),发现两种敏感性分析方法的估计结果都较为稳健。

同样运用基于倾向值为基础的配对估计方法,估计出的因门诊补偿导致农户在第二种状态下住院治疗减少的概率为12.3个百分点,如表5所示,也就是说,农户门诊补偿以前患病之后未采取任何措施,导致小病拖成大病从而住院治疗,现因门诊补偿,患病之后及时门诊治疗,从而导致住院治疗减少的概率为12.3个百分点。为了进行对比,本文同时也估计出了因门诊补偿导致CHNS数据2006年拥有医疗保险的成年人群以前患病后未采取任何措施导致小病拖成大病从而住院治疗,现因门诊补偿,患病之后及时门诊治疗,从而导致住院治疗减少的概率为10.4个百分点,但是这个估计结果不是很显著。由此可知,门诊补偿对新农合农户在第二种状态下医疗需求行为的影响大于门诊报销对其他医疗保险投保人在第

二种状态下医疗需求行为的影响,而且门诊补偿影响其它医疗保险投保人在第二种状态下医疗需求行为的可信度较小。该结论指出同样是门诊补偿的政策效应,却导致了新农合农户和其它医疗保险投保人不同的医疗需求行为,间接的说明我国居民健康及医疗服务利用存在水平不公平的现象——水平公平,其定位为:同等需要应该得到同等保健,不应考虑个体的收入、地域、种族等特征,而需要一般与年龄、自身健康状况等变量相关(Stephen 2005)——本文的这个研究结论与解垩(2009)对健康公平性研究的结果一致,虽然解垩运用回归基础上集中系数分解的方法对健康公平性进行研究,但是,其结果都是殊途同归。

表 5 门诊补偿导致第二种状态农户住院治疗减少概率(ATT)

| 估计方法       | 样本范围 | 处理组样本数 | 控制组样本数 | ATT    | 标准误   | t 统计量  |
|------------|------|--------|--------|--------|-------|--------|
| 最近配对法      | 全样本  | 106    | 40     | -0.104 | 0.084 | -1.234 |
|            | 新农合  | 81     | 37     | -0.123 | 0.037 | -3.357 |
| Kernel 配对法 | 全样本  | 106    | 40     | -0.102 | 0.085 | -1.2   |
|            | 新农合  | 81     | 37     | -0.125 | 0.035 | -3.571 |

注: ATT 表示因门诊补偿导致新农合农户在第二种状态下及时进行门诊治疗,从而导致住院减少的概率。为了估计系数显著性更加稳健,标准误是采用 Bootstrap 重复 500 次得到的。虽然本文运用的是最近配对法(Nearest Neighbor Matching)进行估计,但是为了探测不同估计方法估计出的 ATT 是否有显著差异,本文还运用了半径配对法(Radium Matching)、分层配对法(Stratification Matching)和 Kernel 配对法对 ATT 进行估计,其他方法的估计结果与最近配对法的估计结果相一致,为了使表格更为简洁,本文只显示了最近配对法和 Kernel 配对法的估计结果。敏感性分析(Sensitivity analysis)在 PSM 分析中是比较重要的一环,因为在非实验数据中不可能估计选择性偏误的大小。为探讨估计结果是否具有稳健性,本文同时运用了 Lechner-bounds 方法和 Rosenbaum-bounds 方法对估计结果进行了敏感性分析(Sensitivity analysis),发现两种敏感性分析方法的估计结果都较为稳健。

本文估计出门诊补偿导致农户状态一门诊治疗概率的增加量和农户状态二住院治疗概率概率的减少量之后,求出其它相应变量值就可以估计出门诊补偿导致医疗费用增加或下降的百分比。首先,对于新农合门诊治疗概率和住院治疗概率的计算。CHNS 数据中有关于过去四周是否进行门诊治疗或住院治疗的问题,门诊治疗概率等于新农合门诊治疗人数除以新农合门诊治疗人数和住院治疗人数之和,由新农合门诊治疗概率与住院治疗概率之和等于一可推出新农合住院治疗概率。其次,对于新农合人均门诊费用和人均住院费用的计算。为了使人均门诊费用和人均住院费用不受异常值的影响,本文在计算这两个指标时,都剔除了门诊费用或住院费用在其相应费用分布中处于 5% 分位数以下和 95% 分位数以上的样本,然后再计算人均门诊费用和人均住院费用。最后,对于状态一和状态二发生概率的计算。本文先计算出新农合农户患病后未采取任何措施而自然康复的人数和住院治疗人数,状态一发生的概率用患病后未采取任何措施而自然康复的人数与该人数与住院治疗人数之和的比例来代替,由状态一与状态二发生概率之和等于一可推出状态二发生的概率。由(1)式和以上求出的变量指标,则代表性农户门诊补偿的收入效应为 2.9 元,门诊补偿的替代效应为 -20.72 元。再由(7)式和相应变量指标可求出新农合门诊补偿导致了医疗费用增加了 0.5% 相应的变量及变量值如表 6 所示。

本文计算出的因门诊补偿导致农户住院治疗减少的概率为 12.3%,即门诊补偿促使二类农户及时进行门诊治疗,从而有效的抵御健康风险,该结论与封进(2009)关于我国农村医疗保障制度的补偿模式进行研究得出的结论——仅仅补偿住院费用对减轻医疗负担和灾难性医疗支出的作用十分有限,将补偿范围扩大到门诊费用能有效地抵御健康风险——是一致的。由上文分析可知,门诊补偿导致第二类农户医疗费用的增加,而且门诊补偿也会导致第一类农户医疗费用的增加,因此,门诊补偿必然导致医疗费用增加。该研究结果也与封进(2009)的结论一致,但与封进不同的是本文研究得出门诊补偿对第二类农户医

疗费用增加较少(0.5%) ,因此 ,可以推断出门诊补偿导致医疗费用的增加可能是由于导致第一类农户医疗费用的增加 ,而就我国农户的实际情况而言 ,因农户的人均收入处于较低水平 ,农户因门诊补偿而主动增加门诊消费的可能性不大 因此门诊补偿激励医生产生“诱导需求( Induce demand) ”的行为才是医疗费用上涨的主要原因 ,而封进( 2009) 只是估计了不同补偿模式下医疗费用的上涨幅度和政府补贴规模 ,而没用详细分析医疗费用上涨的原因。

表6 代表性农户医疗需求相关变量和实证结果表

| 状态一变量            | 变量代码                    | 变量值   | 状态二变量   | 变量代码                            | 变量值    |
|------------------|-------------------------|-------|---------|---------------------------------|--------|
| 门诊治疗概率           | $O$                     | 0.93  | 住院治疗概率  | $H$                             | 0.07   |
| 人均门诊费用           | $O_F$                   | 90    | 人均住院费用  | $H_F$                           | 2196   |
| 状态一发生概率          | $P_1$                   | 0.92  | 状态二发生概率 | $P_2$                           | 0.08   |
| 因门诊补偿导致          |                         |       | 因门诊补偿   |                                 |        |
| 农户门诊治疗           | $P(a=1 T=1,B=1)$        | 0.035 | 导致农户住院  | $P(a=1 T=1,B=2)$                | -0.123 |
| 增加的概率            |                         |       | 治疗减少的概率 |                                 |        |
| 门诊补偿             | $O_F \cdot P_1 \cdot P$ | 2.9   | 门诊补偿    | $(H_{F-O_F}) \cdot P_2 \cdot P$ | -20.72 |
| 收入效应             | $(a=1 T=1,B=1)$         |       | 替代效应    | $(a=1 T=1,B=2)$                 |        |
| 因门诊补偿导致医疗费用增加的比例 |                         |       |         |                                 | 0.50%  |

## 六、结论与评述

本文首先简要介绍了门诊补偿如何影响具有不同就医习惯的两类农户 ,由于数据的局限性 ,并没有详细的分析门诊补偿如何对第一类农户医疗需求行为产生影响。而第二类具有不及时治疗习惯的农户又会导致两种可能的状态——农户患病后未采取治疗措施 ,但身体能自然康复即为状态一; 农户患病后未采取任何措施 小病拖成大病 从而住院治疗即为状态二。门诊补偿对状态一和状态二下医疗需求行为的影响从而导致医疗费用的变化即为本文所述门诊补偿的收入效应和替代效应。其次 ,本文通过建立代表性农户因门诊补偿导致医疗费用发生变化的模型 ,分析了门诊补偿对医疗费用产生影响的路径 ,即门诊补偿直接影响农户医疗需求行为 ,从而间接导致医疗费用的变化。最后 ,本文估计出因门诊补偿导致第二类农户医疗费用增长 0.5% 。

综上所述 新农合门诊补偿对第二类农户医疗需求行为的影响表现在: 一方面 ,门诊补偿促使农户状态下及时进行门诊治疗。虽然这增加了医疗费用 ,但是能使农户迅速的恢复健康 ,减轻了因为患病而对家庭收入能力的冲击 ,而且还能避免农户患病后未采取任何措施而自然康复所经历的痛苦。另一方面 ,门诊补偿促使农户状态二下降住院治疗的概率高达 12.3% ,这表明门诊补偿使农户及时进行门诊治疗避免拖成大病 ,有效地抵御了健康风险的冲击 ,因此 ,门诊补偿很大程度上缓解了现阶段农户“因病致贫”和“因病返贫”的现象 ,对于建设社会主义和谐社会起到积极的作用。新农合门诊补偿导致第二类农户医疗费用仅仅增加 0.5% ,但却使得具有不及时进行治疗习惯的农户改变就医行为 在很大程度上优化了医疗资源的配置 ,提高了新农合农户健康的福利水平。

本文的不足之处在于: 由于数据的局限性而没有分析门诊补偿对第一类农户医疗需求行为的影响 ,以及门诊补偿导致医生对门诊治疗参合农户的“诱导需求”问题 ,而这恰恰就是新农合门诊补偿导致医疗费用上涨的主要原因。

## 参考文献

Abadie , A. , D. Drukker , J. L. Herr and G. W. Imbens , 2001, “Implementing Matching Estimator for Average Treatment Effect in Stata” ,

- the *Stata Journal*, 1, pp. 1–18.
- Abadie, A. and Guido W. Imbens, 2002, “Sample and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effect”, *NBER Working Paper*, No. 283.
- Grossman, Michael., The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation, New York: Columbia University Press For The National Bureau of Economic Research, 1972, pp. 3–10.
- Guido W. Imbens and Jeffrey M. Wooldridge, 2009, “Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. *Journal of Economic Literature*, pp. 5–86.
- Meyer, B. D., 1995, “Natural and Quasi-Experiments in Economics”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, pp. 151–161.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin., 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects” *Biometrika*, 70 (1), pp. 41–45.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin., 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score”, *American Statistics*, 6, pp. 34–58.
- Morris, Stephen, Matthew Sutton and Hugh Gravelle, 2005, “Inequity and Inequity in the Use of Health Care in England: An Empirical Investigation”, *Social Science and Medicine*, 60, pp. 1251–1266.
- 封进和宋铮, 2007,《中国农村医疗保障制度: 一项基于异质性个体决策行为的理论研究》,《经济学季刊》第4期 148–149页。
- 封进和李珍珍, 2009,《中国农村医疗保障制度的补偿模式研究》,《经济研究》第4期 103–115页。
- 封进、刘芳和陈沁, 2010,《新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响》,《经济研究》第11期 127–139页。
- 高梦滔, 2010,《新型农村合作医疗与农户卫生服务利用》,《世界经济》第10期 79–97页。
- 胡巧芳, 2010,《新农合“门诊统筹”研究进展分析》,《卫生经济研究》第8期 35–37页。
- 解垩, 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 92–105页。
- 解垩, 2010,《城镇医疗保险改革对预防性储蓄有挤出效应吗》,《南方经济》第9期 64–72页。
- 梁润和汪浩, 2010,《医疗保险的福利效应》,《南方经济》第6期 3–16页。
- 宋璐和左冬梅, 2010,《农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异: 以巢湖地区为例》,《中国农村经济》第5期 74–85页。
- 王绍光, 2008,《学习机制与适应能力: 中国农村合作医疗体制变迁的启示》,《中国社会科学》第6期 101–133页。
- 张广科和黄瑞芹, 2010,《新型农村合作医疗制度目标及其实现路径》,《中国人口科学》第4期 77–86页。
- 赵志刚和高启杰, 2006,《农户医疗需求的约束因素分析——以京郊农民为例》,《中国农村观察》第3期 32–39页。
- 赵忠, 2006,《我国农村人口的健康状况及影响因素》,《管理世界》第3期 78–85页。

## The Effect of Outpatient-copayment in New Rural Collective Medical Service on the Welfare of Peasant Households

Qing Li Mingqiao Li

**Abstract:** A lot of local governments begin to expand copayment range of new rural collective medical service from hospitalization to outpatient. For this situation, we want to answer the following two questions: first, what's the effect of outpatient-copayment on behaviors of peasant households; Second, what's the impact of behaviors of peasant households on medical expense. Based on CHNS and propensity score matching, we find that the policy of outpatient-copayment enables peasant households to outpatient as soon as possible. This help to solve the problem that peasant households fall into or return to poverty during illness. Meanwhile, we also find outpatient-copayment increases medical expense by only 0.5 percent. From our analysis, outpatient-copayment improves the welfare of peasant households.

**Keywords:** Outpatient-copayment; Medical Expense; Medical Welfare

(责任编辑: 聂海峰)