

“新农合”: 经济绩效还是健康绩效?*

程令国 张 晔

内容提要: 本文使用中国老年健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 的 2005 年和 2008 年两期数据, 对新农合的绩效重新进行了考察。本文发现: 新农合显著提高了参合者的健康水平; 改善了参合者“有病不医”的状况, 提高了其医疗服务利用率; 降低了参合者的自付比例, 但实际医疗支出和大病支出发生率并未显著下降; 医疗服务利用率的提高成为新农合影响参合者健康水平的一个重要渠道。据此本文推断, 医疗服务需求弹性较大等原因使得参合者对新农合的反应是增加医疗消费而非减少医疗支出, 因此新农合在改善参合者健康状况的同时, 并未明显降低医疗负担。

关键词: 新农合 政策评估 健康绩效 经济绩效

一、引 言

新型农村合作医疗制度 (简称“新农合”) 是近年来我国农村医疗卫生体系的一个重大变革。目的是“重点解决农民因大病出现的因病致贫、返贫的问题”, 基本制度设计是“自愿加入”、“大病防治为主”, 为参合者提供医疗补贴。^①自 2003 年新农合在我国部分县市试点推行以来, 参加人数以年均 34% 的速度迅猛增长。截至 2009 年底, 开展新农合的地区已达 2716 个, 参合人数达 8.33 亿, 覆盖人群高达 94%。国家及各级财政仅 2009 年度的新农合补助资金就超过 740 亿元, 占整个新农合筹资基金的 79% (卫生部 2010)。

然而, 新农合的实施绩效如何? 从现有研究来看, 似乎效果并不理想。一方面, 学者们发现新农合在“大病支出保障”和减轻“因病致贫”方面只起到微弱的作用。Shi et al. (2010) 利用河北、陕西和内蒙古的调查数据发现, 提供新农合补助金后, 参合者的大病支出发生率从 14.3% 下降到 12.9%, 因病致贫率从 8.2% 下降到 7.6%, 总体仍维持在较高水平; Sun et al. (2009a) 则利用山东临沂的农户调查数据, 发现加入新农合使得大病支出的发生率从 2004 年的 8.98% 仅下降到 8.25% 左右。因此新农合对减少大病支出和因病致贫的作用较为有限 (Yip & Hsiao 2009; You & Kobayashi 2009; Sun et al. 2010)。另一方面, 新农合也没有显著减轻参合者的医疗负担。Lei & Lin (2009) 利用中国健康营养调查 (CHNS) 数据, 发现参合者的实际医疗支出并未显著下降; Wagstaff et al. (2009) 发现新农合不但没有降低医疗支出, 反而提高了非住院医疗服务的支出, 从而增加了患者在报销前的开支。

医疗支出下降不显著, 或许是由于参合者享受了更多的医疗服务。Wagstaff et al. (2009) 发

* 程令国, 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心, 邮政编码: 100871, 电子信箱: chenglingguo@gmail.com; 张晔, 南京大学经济学院国际经济贸易系, 南京大学国际经济研究所, 邮政编码: 210093, 电子信箱: zhangyenju@gmail.com。感谢北京大学国家发展研究院的曾毅、赵耀辉、雷晓燕、巫和懋、朱家祥等老师的指导和建议; 感谢南京大学经济学院的刘志彪、郑江淮、谢建国、皮建才、郑东雅等老师的意见和评论; 感谢沈可博士的有益评论。非常感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见。当然文责自负。

① 新农合主要对农民因患重大疾病发生的大额医疗费用 (比如住院费) 给予一定比例的报销。但不同地区在非住院医疗费用是否报销、报销额度方面有所不同 (Du and Zhang 2007; Lei and Lin 2009; 封进、李珍珍 2009)。

现不管是住院服务还是非住院服务,患者对医疗服务的利用率都得到了提高。但 Lei & Lin (2009) 发现新农合仅增加了参合者对日常体检等预防性医疗服务的使用,而并未提高对正规医疗服务的利用率; Yu et al. (2010) 和 Yip et al. (2009) 则发现新农合仅增加了住院医疗服务的利用率,而对非住院医疗服务的利用率几乎没有作用。所以新农合对医疗利用率的影响也没有一致结论。

由此看来,新农合的实施似乎远未达到人们的期望。然而,仅仅估算新农合的经济效果能否正确评价其真正绩效?我们认为评估新农合的绩效,还必须考虑它对参合者健康水平的影响(WHO, 2000)。但这一点被普遍忽视了。仅有 Lei & Lin (2009) 使用“自评健康”和“过去四周内生病或受伤次数”考察了新农合的健康绩效,但并未发现新农合能显著改善参合者的健康状况。然而,由于自评健康指标具有主观性,以及四周生病数的观测期较短,加上该文仅使用了截至 2006 年的数据,新农合的健康绩效可能会被低估。更重要的是,新农合对不同年龄段个体的影响可能具有较大差异,导致整体回归结果不显著。因而这一结论的稳健性还需要进一步检验。

为此,本文试图对新农合的绩效重新加以探讨。我们把经济绩效定义为新农合对降低参合者的实际医疗支出,以及减少大病支出等方面的作用;而把健康绩效定义为新农合对提高参合者健康水平的作用。本文着重探讨:新农合的实际绩效如何?是经济绩效还是健康绩效,或者兼而有之?其原因和机制是什么?本文研究采用了农村老年人样本,主要考虑到:青壮年作为农村家庭的主要劳动力,生病时无论有无医疗保险,往往优先获得家庭的医疗救助;而老年人虽然健康状况较差、患病率高、对医疗服务需求大(Seshamani and Gray, 2004; 姜向群、万红霞, 2004),但在医疗资源分配上却处于弱势地位,生重病时往往不得不放弃救治。在此情况下,老年人可能会比其他年龄组对新农合的实施带来的医疗服务相对价格的变动更加敏感(Ringel et al., 2002),导致新农合绩效可能比其他年龄组表现得更为显著,而这种绩效在使用不分年龄组的数据进行研究时,很可能被掩盖。

本文其余章节安排如下:第二部分简要介绍了本文的数据来源及描述性统计;第三部分阐述了本文的模型设定及识别策略;第四部分是估计结果和讨论;最后是简要结论。

二、数据来源及描述性统计

(一) 数据介绍与变量定义

本文使用了中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS) 的最新数据。它涵盖了受访者的人口特征、认知能力、生活方式等多方面信息。我们利用 2005 年和 2008 年两次调查均存活的农村老年人样本构造了一个平衡面板数据。为了把新农合的效应从其他种类医疗保险的效应中分离出来,我们进一步把参合组定义为“2005 年没有任何保险,但在 2005 年到 2008 年间仅加入了‘合作医疗’一种医疗保险”的个体;而控制组为“2005 年到 2008 年均没有任何医疗保险”的个体。因此样本中不再包含 2005 年前参加新农合的个体,以及加入其它医疗保险的个体。经过上述限定后,我们的分析对象包括 3361 个受访老人,其中实验组和对照组分别为 2197 个和 1164 个。

本文主要解释变量为“是否加入新农合”,“加入”赋值为 1,否则取 0。被解释变量分为三类。第一类是衡量健康状况的指标。包括: ADL 受损(ability of daily life)、①自评健康、②认知功能

① 该指标是对老人日常生活自理能力的衡量,包括洗澡、吃饭、穿衣、上厕所、控制大小便和室内移动等六项能力。这是一个反向指标,老人能自己完成这六项活动,定义为“ADL 完好”(ADL = 0);至少 1 项活动需要依赖他人的帮助完成,定义为“ADL 受损”(ADL = 1)。

② 这一指标基于对问卷中“您觉得现在您自己的健康状况怎么样”的回答。我们将“很好”与“好”归并为“自评健康良好”(赋值为 1)，“一般”、“不好”和“很不好”归并为“自评健康较差”(赋值为 0)，“无法回答”视作缺失值。

(mini-mental state examination, MMSE)^①以及近两年患重病次数、近两年因病卧床天数,以及受访时患病数等。第二类是反映医疗支出负担和大病支出发生率的指标。包括:医疗总支出、实际医疗支出、自付比例和是否发生大病支出。其中自付比例根据老人的实际医疗支出与医疗总支出的比值得到,而大病支出按照实际医疗支出占年度收入的比重是否超过一个固定比例来衡量(Shi et al. 2010; Sun et al. 2009a)。本文给出了分别按照 20% 和 40% 标准计算的大病支出发生率。第三类是反映医疗服务利用率的指标。包括:生病时能否得到医院救治、近两年医院确诊疾病数、近两年患病由医院确诊的比例等。

(二) 描述性统计

表 1 给出了参合组和控制组的描述性统计。其中前两列和后两列分别给出了 2005 年和 2008 年参合组在加入新农合前后与控制组相比较的特征描述。可以看出 2005 年加入新农合以前,参合组与控制组在健康以及医疗服务利用率方面并无明显差别。而在参合组加入新农合后的 2008 年,尽管随着年龄增长两组老人都有健康恶化的趋势,但参合组在某些变量上表现出较明显的优势。

与控制组相比,参合组 ADL 受损的比例明显较低(两组值分别为 0.18 和 0.14, p 值 < 0.01),认知功能增强(分别为 20.71 和 22.23, p 值 < 0.01),近两年因病卧床天数较少(分别为 11.67 和 7.09, p 值 < 0.05),生病时得到医院救治的可能性更大(分别为 0.85 和 0.92, p 值 < 0.01)。

再看医疗支出负担和大病支出方面。加入新农合前,参合组的总医疗支出和实际医疗支出较控制组略低,但仅在边际水平(10%)上显著。参合组和控制组的自付比例则几无差异,分别为 99% 和 98%。值得注意的是,加入新农合后参合组的医疗支出不降反升。总医疗支出和实际医疗支出分别从参合前的 676 元和 663 元,上升到 1039 元和 912 元。但由于控制组的医疗支出也在上升,因此难以直接判断新农合对医疗支出的影响。而参合组的自付比例相对控制组则发生了明显下降(分别为 0.92 和 0.98, p 值 < 0.01)。在 20% 标准衡量的大病支出发生率上,参合组比控制组发生大病支出的可能性高(分别为 0.34 和 0.31, p 值 < 0.05),但在 40% 标准衡量的大病支出水平上,参合组与控制组之间的差异并不显著。

三、模型设定及识别策略

评估新农合的绩效时,必须考虑几个问题。一是逆向选择问题。由于是否加入新农合是农民自愿选择的结果,所以健康状况不佳的农民因预计自己未来的医疗支出较大,更倾向于参加新农合,使得新农合的健康绩效可能被低估。^②二是样本中有很高比例的观测对象的医疗支出为零。^③被解释变量大量取零会破坏随机误差项的正态性假设,导致估计可能有偏。为此,前者我们主要采用固定效应模型和倾向分值基础上的差分内差分方法(PSMDD)加以克服,后者则使用了两部分模型和样本选择模型。^④

(一) 固定效应模型(fixed effect model)

由于一些遗漏变量,如观测不到的个人、家庭以及地区等层面的异质性,会同时影响到参合者

① 该指标在国际通用的简易精神状态量表(MMSE)基础上(Deb and Braganza, 1999)构建,并根据中国的文化传统对量表加以适当修改。MMSE 的分值为 0—30 分。

② 为减少逆向选择的风险,中央规定只有一地的参合率达到 80% 以上时,中央政府才提供配套资金,以鼓励地方政府动员当地民众参与(Wu et al. 2006);大多数地方政府也要求参加新农合须以家庭为基本参保单位,农户只能选择家庭全部加入或不加入。已有的研究也发现,由于低费率、高补贴、地方政府的高度动员等原因,新农合的参与率很高,因此逆向选择问题可能存在但效应较小(封进、宋铮, 2007; Wang et al. 2006; 刘国恩等, 2011)。

③ 在全部 6722 个样本观察值中有 1230 人次没有任何医疗支出,占总数的 18.3%。

④ 此外还必须考虑样本损耗问题。由于本文使用了两期均存活的农村老年人数据,而健康状况不佳的老年人死亡率较高,从而可能产生样本选择性偏误。对这一问题,我们在附录 A 进行了辅助性检验。感谢匿名审稿人的提醒。

表 1 描述性统计

变量	2005 年		2008 年	
	参合组	控制组	参合组	控制组
类别 1: 健康类变量				
ADL 受损(否=0)	0.11(0.31)	0.11(0.31)	0.14*** (0.35)	0.18(0.39)
自评健康好(不好=0)	0.52(0.50)	0.51(0.50)	0.43(0.50)	0.46(0.50)
认知功能	23.91(7.56)	23.48(7.79)	22.23*** (9.31)	20.71(9.68)
近两年患重病次数	0.21(0.02)	0.24(0.02)	0.32(0.03)	0.32(0.04)
近两年因病卧床天数	8.76(53.90)	8.13(45.62)	7.09** (45.68)	11.67(63.82)
受访时患病数	0.99(1.31)	1.04(1.18)	1.00(3.88)	0.86(1.04)
类别 2: 医疗服务利用率				
生病能得到医院救治(否=0)	0.85(0.36)	0.85(0.36)	0.92*** (0.28)	0.85(0.35)
近两年医院确诊疾病数	0.72(1.06)	0.76(1.03)	1.22(0.98)	1.19(0.94)
近两年医院确诊比例	0.73(0.41)	0.72(0.41)	0.74(0.41)	0.73(0.41)
类别 3: 医疗支出负担和大病支出				
医疗总支出(元)	675.92* (1790.3)	799.87(1971.4)	1039.26(2886.9)	1210.14(3166.8)
实际医疗支出(元)	662.82* (1777.8)	783.52(1965.6)	912.21*** (2486.4)	1181.08(3109.9)
自付比例	0.99(0.10)	0.98(0.12)	0.92*** (0.19)	0.98(0.14)
大病支出发生率(20%)	0.34** (0.48)	0.31(0.46)	0.32* (0.47)	0.29(0.45)
大病支出发生率(40%)	0.22(0.41)	0.20(0.40)	0.21(0.41)	0.22(0.41)
类别 4: 社会、经济及人口学特征				
年龄	81.45* (11.03)	82.21(10.78)	84.61* (11.04)	85.37(10.82)
女性(男性=0)	0.58(0.49)	0.57(0.49)	0.58(0.49)	0.57(0.50)
少数民族(汉族=0)	0.13*** (0.33)	0.04(0.20)	0.13*** (0.33)	0.04(0.20)
有配偶(否=0)	0.39*** (0.49)	0.33(0.47)	0.32(0.47)	0.30(0.46)
教育年限	1.45(2.50)	1.38(2.60)	1.45(2.50)	1.38(2.60)
职业(专业或管理类工作=1,其他=0)	0.02(0.14)	0.02(0.16)	0.02(0.14)	0.02(0.16)
饮酒多(否=0)	0.06*** (0.24)	0.09(0.29)	0.04(0.19)	0.04(0.19)
吸烟多(否=0)	0.22(0.42)	0.23(0.42)	0.18(0.39)	0.17(0.38)
经常锻炼(否=0)	0.26*** (0.44)	0.21(0.41)	0.23(0.42)	0.24(0.43)
存活子女个数	3.88*** (1.78)	3.58(1.8)	3.87*** (1.71)	3.63(1.72)
与子女同住(否=0)	0.87(0.34)	0.83(0.38)	0.87*** (0.33)	0.81(0.39)
收入	2414.3*** (4333.1)	3822.24(8116.0)	3428.23(3848.6)	3617.88(4566.0)
生活资源充足(否=0)	0.70(0.46)	0.70(0.46)	0.69(0.46)	0.68(0.47)

注: 1) 参合组指 2005 年未参加新农合但此后到 2008 年间参加新农合的老人; 控制组指 2005 年到 2008 年间都未参加新农合的老人。2) 括号内为样本标准差。3) **、*、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著度水平, 下表同; 此处 p 值是对给定年份的各个变量进行两组差别的 t 检验得到的。

的参合意愿以及我们关注的被解释变量,导致估计偏误;而固定效应模型能在一定程度上控制不随时间改变的遗漏变量问题。我们设立固定效应模型为:

$$y_{ist} = \alpha_0 + \alpha_1 NCMS_{ist} + X_{ist}\beta + \delta_s + \lambda_t + c_i + \varepsilon_{ist} \quad (1)$$

其中 y_{ist} 是个体 i 在 s 省 t 时点的被解释变量,代表参合者的健康状况、医疗服务利用率或医疗支出。 $NCMS_{ist}$ 代表个体 i 在 s 省 t 时点“是否加入”新农合的哑变量,加入取 1,未加入取 0。 X_{ist} 是其他控制变量,包括性别、年龄、职业、教育、婚姻、对数收入、存活子女个数、生活资源是否充足等可见特征。 δ_s 是省固定效应, λ_t 是调查年份的哑变量, c_i 是不可观测的个体固定效应,扰动项 ε_{ist} 包含了其他不可观测的随“个体”、“省别”以及“时间”都改变的因素。显然,省和个人层面的异质性 δ_s 和 c_i 可以通过固定效应模型予以剔除。

(二) 倾向分值匹配基础上的差分内差分方法 (PSMDD)

为了更有效地减少估计偏误,我们进一步采用倾向分值匹配基础上的差分内差分方法 (PSMDD) 进行估计。这一方法相对于固定效应模型有两个独特优势:一是它作为一种非参方法,不依赖于线性模型的假设。因此即便新农合对参合者的影响不是线性的,估计结果仍是一致的。二是对控制组进行更准确的处理,即在构造控制组时只选择落到“共同支持”(common support) 区间的非参合者,即尽量选择那些除“是否参合”以外其他各方面特征与实验组(参合组)中的参合者相近的个体,使得实验组与控制组之间更加可比,因而得到的估计会更精确一些。

该方法的第一步是估计倾向分值函数(propensity score function) $P(NCMS_{it} = 1 | X_{it})$,即给定“一组可观察的特征”情况下个体 i 参加新农合的概率。在估计得到每个个体的倾向分值后,再据此对样本进行匹配。本文采用常见的规值半径匹配方法(caliper and radius matching),即选取与给定参合者的倾向分值之差处于一个“可接受的最大限度内”(本文取值为 0.01)的所有非参合者与其相配对。配对完成后,需做共同支持检验和匹配程度检验(见附录 B)。检验通过后,^①根据下面公式(Heckman et al., 1997; Eichler and Lechner 2002),就可以估得“新农合对参合者的平均效应”,用 τ_{ATT}^{PSM} 表示:

$$\tau_{ATT}^{PSMDD} = E_{P(X_i) | D_i=1} \{ E(\Delta Y_{1it} | D_i = 1, P(X_i)) - E(\Delta Y_{0it} | D_i = 0, P(X_i)) \} \quad (2)$$

这里 $\Delta Y_{1it} \equiv Y_{1it} - Y_{1it-1}$, $\Delta Y_{0it} \equiv Y_{0it} - Y_{0it-1}$ 。其中 Y_{1it} 是个体 i 在 t 时点“参与新农合”的潜在结果(potential outcome), Y_{0it} 是个体 i 在 t 时点“不参与新农合”的潜在结果。 $D = 1$ 表示参与新农合; $D = 0$ 表示没有参与新农合。

(三) 两部分模型和 Heckman 选择模型

大量的零医疗支出将导致新农合绩效的估计有偏。同时,非零医疗支出经对数变换后仍存在严重偏正态(JB 统计量高达 708.5),此时使用极大似然法估计 Tobit 模型也会产生偏误;而两部分模型不依赖同方差和正态性假设(Duan et al., 1983),估计结果更加稳健,因此我们选择了两部分模型进行估计。同时,为了控制参合组与控制组在医疗支出上的共同时间趋势,我们采用了差分内差分(DID)的面板结构。于是设定两部分模型如下:

$$\Pr(I_i = 1) = \Pr(y_{isgt} > 0) = \Pr(\alpha_1 + \beta_1 G_g + \gamma_1 YR_t + \rho_1 G_g * YR_t + x_{ist}\eta_1 + \delta_s + \varepsilon_{isgt} > 0) \quad (3)$$

$$\ln(y_{isgt} | I_i = 1) = \alpha_2 + \beta_2 G_g + \gamma_2 YR_t + \rho_2 G_g * YR_t + x_{ist}\eta_2 + \delta_s + \xi_{isgt} \quad (4)$$

这里假定: $\varepsilon_{isgt} \sim N(0, 1)$, $\xi_{isgt} \sim N(0, \sigma_\xi^2)$, $\text{cov}(\varepsilon_{isgt}, \xi_{isgt}) = 0$ 。被解释变量 y_{isgt} 代表医疗支出,其他控制变量 X_{ist} 主要包括性别、年龄、年龄的平方、民族、教育、职业、对数收入、存活子女个数等。 G_g

^① 共同支持检验发现,参合组和控制组个体的倾向分值大多都落在 [0.5, 0.8] 之间,因此我们有足够多的样本获得了共同支持。因篇幅限制,我们删去了具体的检验结果。读者如有兴趣,可向作者索取。

是代表组别的哑变量,取 1 代表参合组,取 0 代表控制组。 YR_t 则是代表调查年份的哑变量,取 1 代表调查年份是 2008 年,取 0 则代表 2005 年。 δ_s 是 21 个省的哑变量。显然, G_g 与 YR_t 的乘积项系数 ρ_1 、 ρ_2 即我们关注的新农合的(经济)绩效。

上述两部分模型有一个暗含的假定,即个体在做“是否发生医疗开支”和“如果发生,支出多少”这两个决策时是独立进行的。但如果“是否发生医疗开支”是老年人基于对医疗服务价格、就医的便利程度以及其他自身因素的考虑而进行的自我选择,此时二部分模型将会出现选择性偏误。为此,我们进一步使用 Heckman 选择模型(Heckman,1976)对模型设定进行稳健性检验。选择模型由选择方程和支出方程两部分组成,仍采用 DID 的面板结构:

$$Treatment_i = 1(\alpha_1 + \beta_1 G_g + \gamma_1 YR_t + \rho_1 G_g * YR_t + x_{ist} z_1 + \delta_s + \varepsilon_{isgt} > 0) \quad (5)$$

$$\ln(y_{isgt} | Treatment_i = 1) = \alpha_2 + \beta_2 G_g + \gamma_2 YR_t + \rho_2 G_g * YR_t + x_{ist} z_2 + \delta_s + \xi_{isgt} \quad (6)$$

这里假设(ε_{isgt} , ξ_{isgt})服从二维正态分布,其他变量的定义与两部分模型相同。与上述两部分模型不同的是,此时允许两个随机扰动项相关,即允许 $cov(\varepsilon_{isgt}, \xi_{isgt}) \neq 0$ 。

四、估计结果与讨论

(一) 估计结果

表 2 给出了新农合对健康、医疗服务利用率以及医疗支出影响的估计结果。^① 1—3 列分别给出了普通最小二乘法、固定效应模型以及 PSMDD 方法的估计结果。我们主要关心后两种结果。值得注意的是,三种方法得出的结果虽然在数值上略有差异,但结论大体一致,这说明我们的结论是比较稳健的。

表 2 新农合的绩效考察

	OLS			FE			PSMDD		
	系数	rsd	样本量	系数	rsd	样本量	系数	rsd	样本量
A. 健康相关变量									
1. ADL 受损(否=0)	-0.054***	0.016	6696	-0.056***	0.020	6722	-0.036***	0.017	2812
2. 自评健康好(不好=0)	-0.039*	0.023	5179	-0.031	0.032	5198	0.018	0.029	2578
3. 认知功能	1.067***	0.364	6675	1.043**	0.428	6701	0.69**	0.37	2798
4. 近两年患重病次数	-0.008	0.027	5562	0.011	0.037	5585	0.047	0.034	2810
5. 近两年因病卧床天数	-5.119*	2.899	5540	-7.227**	3.464	5563	-5.38**	3.15	2793
6. 受访时患病数	0.206	0.131	5565	0.281**	0.137	5588	0.143	0.111	2812
B. 医疗服务使用率									
7. 生病时能得到医院救治(否=0)	0.040***	0.013	5565	0.060***	0.019	5588	0.079***	0.019	2812
8. 近两年医院确诊的疾病数	0.04	0.059	4436	0.019	0.082	4458	0.025	0.074	1560
9. 近两年医院确诊的疾病比例	0.078	0.057	5421	0.153	0.159	5451	0.038	0.037	980
C. 医疗支出负担									
10. 实际医疗支出	-214.713	138.160	5492	-170.246	156.365	5515	-125.61	139.18	2729
11. 自付比例	-0.051***	0.007	4535	-0.058***	0.009	4558	-0.062***	0.009	1896

注:1) rsd 指 cluster 调整的稳健标准差;2) 控制变量为:性别、第一期调查时年龄、民族、教育年限、职业、婚姻状况、存活子女个数、是否与子女同住、生活资源是否充足、对数收入、“省”哑变量、调查“年”哑变量。

由表 2 可以看出,在健康绩效方面,新农合显著降低了参合者 ADL 受损的概率。与控制组相比,参合者 ADL 受损的 FE 和 PSMDD 估计分别下降了 5.6% 和 3.6%,且两者均在 1% 的水平上显

^① 由于表 2 涉及了 33 个回归方程,限于篇幅只列出了关键变量的估计系数。感兴趣的读者可向作者索取详细结果。

著。同时参合者的认知功能(MMSE)也有一定提高,评分较非参合者高出0.69—1.04分,考虑到2008年控制组的MMSE均值为20.71,由此带来的认知功能的改善大致为3.3%—4.8%;而因病卧床天数,参合者则减少了5—7天。这两个指标均在5%的水平上显著。因此新农合对参合者健康绩效的影响是非常明显的。

有趣的是,参合者的自评健康并未发生显著改善。PSMDD估计结果显示,参合者自评健康好的概率大致提高了1.8%,但不显著;FE估计的符号和预期相反,也不显著。这一结果与Lei & Lin (2009)的发现是类似的。这说明“自评健康”这个主观性指标虽然与个体的客观性健康状况紧密相关,但仍有差异。比如,新农合的推广以及日常性体检的增加,可能使得农民检查出一些以前自己不知道的病症,反而降低了自评健康程度。

在医疗服务利用率方面,参加新农合显著提高了参合者“生病时能得到医院救治”的可能性,获得救治的概率提高了6%—8%,且非常显著。这意味着加入新农合后,很多以前得病只能“自己扛”的病人现在进入医院,农村居民接受正规医疗服务的可能性大大增加了。同时,参合后“医院确诊的疾病数”有所增加(虽然在统计上不显著),这或许暗示了为什么参合者自评健康会下降,同时印证了参加新农合有利于提高正规医疗服务利用率的结论。

我们同样给出了医疗支出和自付比例的估计结果。参加新农合能够降低实际医疗支出约12%—16%(以2008年控制组的均值计算),但并不具有统计显著性。这一结论支持了Lei & Lin (2009)、Wagstaff et al. (2009)等人的研究。然而,由于大量调查对象的医疗支出为零,结果可能有偏,因此该结论还需要进一步的验证。尽管实际支出没有显著下降,但对于发生医疗支出的参合者而言,其自付比例比参合前下降了约5个百分点,且极为显著,由此我们可以估算出新农合的补偿比例大致为5%。但对该比例的理解必须谨慎。因为新农合以大病预防为主,所以在给付上主要侧重于由大病引起的住院费用,许多地方的新农合方案中,往往不包括医院外的治疗费用,而这里的5%是以赔付额除以总的医疗支出来计算的。

为了更准确地估计新农合的经济绩效,我们进一步使用两部分模型和Heckman样本选择模型,重新估计了新农合对实际医疗支出的影响。模型的估计结果如表3。

表3第1列和第2列给出了对实际医疗支出(对数)进行两部分模型估计的结果。其中第1列显示了新农合对参合者“发生正的医疗支出”概率的影响。可以看出,加入新农合使得参合者发生正的医疗支出的概率提高了25.7%,且结果非常显著。这说明参加新农合后,极大改变了参合者有病不医的状况,使得发生医疗支出的概率显著上升。这一结果与我们前面的结论(即加入新农合导致医疗服务利用率提高)是相一致的。有趣的是,新农合降低医疗支出的效果仍然不显著。表3第2列给出了在发生正的医疗支出的情况下,新农合对参合者医疗支出的影响。结果显示,在发生医疗支出的条件下,新农合使得参合者的实际医疗支出减少了7.6%。但这个结果在统计上并不显著,因此没有证据表明新农合能显著降低参合者的实际医疗开支。第3列和第4列则给出了Heckman选择模型估计的结果,它们与两部分模型的结果非常接近。这意味着参合者在医疗支出方面选择性效应并不明显。

然而,新农合对医疗支出的影响不显著,或许是由于新农合主要针对大病防治的缘故。因此我们又使用probit模型估计了新农合对大病支出发生率的影响。表3第5列和第6列给出了相关的估计结果。可以发现,按实际医疗支出占年度收入的比重超过20%和40%的不同标准计算,加入新农合使得参合者的大病支出发生率分别下降了7%和10%,但也都不具有统计显著性。因此,即使就新农合的大病保障功能而言,新农合的经济绩效也是较为有限的。

那么,新农合是如何提高参合者的健康水平的?上文结果显示,新农合减少了参合者有病不医的状况,促进了参合者医疗服务利用率的提高。在此基础上,我们对新农合影响参合者健康水平的

表 3 新农合绩效的进一步考察

	实际医疗支出(对数)				大病支出	
	两部分模型		Heckman 模型		probit 模型	
	第一部分	第二部分	选择方程	支出方程	(20%)	(40%)
参合组	0.068 (0.069)	-0.081 (0.063)	0.06 (0.061)	-0.088 (0.066)	0.015 (0.059)	-0.041 (0.063)
调查年份	0.014 (0.118)	0.739 *** (0.106)	0.012 (0.107)	0.751 *** (0.108)	0.474 *** (0.103)	0.543 *** (0.111)
参合组 × 调查年份	0.257 *** (0.092)	-0.076 (0.081)	0.233 *** (0.086)	-0.106 (0.129)	-0.007 (0.079)	-0.1 (0.085)
年龄	0.054 * (0.030)	0.093 *** (0.026)	0.048 * (0.026)	0.093 *** (0.033)	0.095 *** (0.025)	0.078 *** (0.027)
年龄平方	-0.000 * (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 * (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
女性(男性 = 0)	0.164 *** (0.050)	0.123 *** (0.045)	0.145 *** (0.043)	0.112 (0.075)	0.114 *** (0.043)	0.103 ** (0.046)
少数民族(汉族 = 0)	-0.593 *** (0.086)	-0.173 ** (0.080)	-0.541 *** (0.073)	-0.094 (0.272)	-0.335 *** (0.078)	0.308 *** (0.087)
有配偶(否 = 0)	0.086 (0.057)	0.182 *** (0.052)	0.074 (0.051)	0.185 *** (0.058)	0.227 *** (0.048)	0.201 *** (0.052)
职业	0.199 (0.167)	0.227 (0.150)	0.185 (0.146)	0.193 (0.153)	0.007 (0.136)	-0.041 (0.146)
存活子女个数	0.013 (0.013)	0.039 *** (0.011)	0.012 (0.011)	0.037 *** (0.011)	0.01 (0.010)	0.021 * (0.011)
ADL 受损(否 = 0)	0.403 *** (0.081)	0.776 *** (0.062)	0.357 *** (0.072)	0.740 *** (0.147)	0.707 *** (0.062)	0.691 *** (0.064)
收入(对数)	0.027 (0.018)	0.015 (0.016)	0.025 (0.016)	0.01 (0.019)	-0.155 *** (0.015)	0.187 *** (0.016)
经常锻炼(否 = 0)	-0.091 (0.056)	0.067 (0.050)	-0.075 (0.051)	0.089 (0.058)	-0.038 (0.047)	0.035 (0.050)
与子女同住(否 = 0)	0.026 (0.073)		0.012 (0.065)			
常数项	-1.244 (1.305)	2.143 * (1.163)	-1.08 (1.145)	2.288 (1.664)	-3.253 *** (1.103)	-2.709 ** (1.182)
逆米尔斯比率①			-0.356 (1.141)			
样本量	5500	4511	5500	5500	5573	5573

注:1) 第一部分、选择方程以及大病支出的两个 probit 回归给出的是边际效应;2) 第二部分模型采用了随机效应模型,固定效应模型的结果与其相似,Hausman 检验显示两者结果无显著区别,因此没有列出;3) 上述方程均控制了 21 个“省”的哑变量,限于篇幅未列出。

① 逆米尔斯比率结果显示,“是否发生医疗开支”、“如果发生,支出多少”这两个过程相互独立的假设不能被拒绝,这部分解释了两部分模型和 Heckman 模型结果的一致性。

表 4 新农合健康绩效的渠道分析

	日常行为能力(ADL 受损)				认知功能(MMSE 得分)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
参合组	-0.056 *** (0.020)	-0.054 *** (0.020)	-0.057 (0.065)	-0.082 (0.065)	1.043 ** (0.427)	0.975 ** (0.431)	-1.636 (1.347)	-1.604 (1.347)
有配偶(否 = 0)	-0.031 (0.025)	-0.032 (0.025)	-0.052 (0.066)	-0.060 (0.064)	-0.116 (0.564)	-0.085 (0.563)	1.737 (1.204)	1.793 (1.177)
存活子女个数	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.032 (0.025)	-0.045* (0.024)	0.273 (0.184)	0.254 (0.184)	0.171 (0.521)	0.307 (0.547)
与子女同住 (否 = 0)	0.042* (0.022)	0.043* (0.022)	0.083 (0.061)	0.073 (0.061)	0.236 (0.471)	0.205 (0.474)	2.119* (1.274)	2.259* (1.279)
生活资源充足 (否 = 0)	-0.063 *** (0.016)	-0.058 *** (0.016)	-0.032 (0.059)	-0.016 (0.059)	1.719 *** (0.362)	1.556 *** (0.368)	1.831 (1.302)	1.317 (1.290)
收入(对数)	0.001 (0.006)	0.002 (0.006)	0.031* (0.018)	0.025 (0.017)	-0.038 (0.120)	-0.056 (0.120)	-0.707 ** (0.349)	-0.613* (0.353)
调查年份	0.083 *** (0.017)	0.083 *** (0.017)	0.156 *** (0.046)	0.165 *** (0.046)	-2.721 *** (0.369)	-2.720 *** (0.369)	-2.012 ** (0.930)	-1.980 ** (0.935)
生病时能得到医院 救治(否 = 0)		-0.033 (0.024)				1.079 ** (0.499)		
因贫放弃医院救治 (否 = 0)			0.023 (0.055)	0.029 (0.054)			-1.220 (1.129)	-1.453 (1.127)
实际医疗支出 (对数)				0.025 *** (0.008)				-0.275* (0.150)
常数项	0.135 ** (0.057)	0.153 *** (0.058)	-0.026 (0.181)	-0.051 (0.178)	21.652 *** (1.181)	21.063 *** (1.219)	24.764 *** (3.179)	25.097 *** (3.235)
样本数	5588	5588	3273	3253	5571	5571	3268	3248
R ²	0.026	0.027	0.123	0.157	0.065	0.067	0.189	0.196

注: 1) 本表使用了 FE 方法进行估计, 因此本表与表 2 的部分估计结果相同, 其中固定不变的控制变量, 如性别、年龄、民族、教育年限、职业、21 个“省”的哑变量、“年”哑变量被省略。2) 表中没有放入表 1 中的另外两个反映医疗服务利用率的变量“医院确诊的疾病数”和“医院确诊疾病的比例”, 原因在于这两个变量本身受到参合者健康状况的影响, 如果作为渠道变量放入回归方程会带来较强的内生性。

渠道进一步进行了探索。其基本想法是, 如果新农合是通过医疗服务利用率这一渠道来影响参合者健康水平的, 那么在新农合健康绩效的估计方程中, 控制住医疗服务利用率的相关变量后, 新农合的健康绩效应变小或者不显著。^① 估计结果见表 4, 因篇幅所限, 我们只给出了最重要的 ADL 受损和认知功能的 FE 估计结果。表 4 的(1) —(4) 列给出了医疗服务利用率在新农合降低参合者 ADL 受损概率中作用的估计。第(1) 列中没有添加任何医疗服务利用率指标; 第(2) 列则在第(1) 列回归方程的基础上增加了“生病时能得到医院救治”这个变量。可以看出, 增加这个变量后, 参合组估计系数的绝对值从 0.056 下降到 0.054, 下降约为 4%。这一效应似乎并不很大。考虑到新农合主要是减少了因经济原因而无法就医的可能性, 因此, 我们在第(1) 列的基础上加入了“因贫

① 此处感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

放弃医院救治”这个变量,以求更准确地捕捉到新农合通过医疗服务补贴而对参合者健康水平的影响。结果发现,增加这一变量后,参合组的估计系数有所增大,但统计上不再显著。第(4)列则加入了实际医疗支出变量,结果没有发生大的变化。第(5)~(8)列给出了医疗服务利用率在新农合影响参合者MMSE得分中作用的估计。第(5)列中没有增加任何的渠道变量。第(6)列则增加了“生病时能得到医院救治”变量,此时参合组的估计系数从1.043下降到0.975,下降约为7%。第(7)列把这一变量换作“因贫放弃医院救治”,参合组估计系数同样变得不再显著,且符号也变得不正确。第(8)列加入了实际医疗支出变量,结果也没有发生大的变化。因此,确有证据表明,新农合确实通过医疗服务利用率的提高而改善了参合者的健康水平,而其中减少“因贫放弃医院治疗”可能性起了很重要的作用。^①

根据以上估计结果,我们可以得出这样的结论:加入新农合后,参合者的健康水平大概提升了3%~5%;参合者的自付比例大约降低了5%,但是参合者的医疗支出和大病支出发生率并没有显著下降;参合者患病后发生正的医疗支出的概率和得到医院救治的概率分别提高了23%~26%和6%~8%,医疗服务利用率的提高成为新农合影响参合者健康水平的一个重要渠道。

(二) 讨论与可能的解释

接下来,我们对上述发现做一些讨论和解释。首先,新农合的经济绩效为何不明显?我们给出几个可能的解释。首先也是最重要的解释是,参合者的医疗服务需求价格弹性较大。从理论上说,对医疗服务的需求是人们对“良好健康”的需求所带来的引致需求,人们根据医疗服务价格来确定自身合意的健康存量水平(Grossman,1972)。参加新农合降低了参合者所面临的医疗服务价格,这引起参合者“合意”的健康存量和相应健康投资的增加,从而引起医疗服务需求的上升。于是,新农合经济绩效的大小主要取决于两方面力量的对比:一方面,参加新农合引起医疗服务价格的下降,在医疗服务需求不变的情况下会使得实际医疗开支下降;另一方面,医疗服务价格的下降会刺激参合者对医疗服务需求的增加,使得实际医疗开支增加。究竟哪种力量占主导,主要由医疗服务需求的价格弹性来决定:当价格弹性较大时,医疗服务价格的下降被其需求的快速增加所抵消,就可能出现本文所看到的实际医疗支出下降不明显的情形;当医疗服务需求弹性大于1时,医疗服务的价格下降甚至会引起人们实际医疗支出的上升。

从现实来看,许多农村居民之前生病时无钱诊治,因此医疗支出也较少;新农合实施后,补贴政策导致参合者的自付比例下降(约5%),刺激了参合者对医疗服务的消费,使得医疗总支出可能不减反增。我们的两部分模型和样本选择模型的结果以及许多同类研究(Wagstaff,2009; Lei and Lin,2009)都为此提供了证据。与此同时,新农合对不同项目的医疗补贴改变了不同项目之间的相对价格,导致参合者选择更贵更好的被补贴服务,这也带来了医疗支出的增加。比如许多原先在村诊所或镇卫生院看病的居民,参合后转而到更好的县市级医院甚至地市、省级或专业医院就医(Brown and Theoharides,2009),或者倾向于在费用更高的住院治疗(封进、李珍珍,2009)。

可能造成经济绩效不明显的另一个原因是,正如许多文献(Yip and Hsiao,2009; Brown et al.,2009)指出,新农合在设计中存在着某些不足。许多地方的实施方案,起付额过高,封顶线过低,报销比例较小,而且保障范围受到诸多限制。多数地方只保障住院医疗支出,而对非住院医疗支出补偿有限。大部分的慢性病(如高血压等)往往不包含在新农合的保障范围之内,从而新农合在降低实际医疗支出方面作用有限。此外,新农合有时也会导致基层医疗服务供给者的行为发生扭曲,使其倾向于“过度开药”、“过度诊断”,甚至提高报销前的医疗服务定价,从而部分抵消了新农合的经

^① 值得指出的是,上述检验只是探索性的。由于缺乏更好的医疗服务利用率的代理变量,难以进行更加丰富和深入的分析。现有的分析本质上是一种相关性分析。

济补助效果(封进等 2010; Sun et al. 2009b)。

然而,为什么新农合经济绩效不理想的同时却表现出了明显的健康绩效?我们也给出几个可能的解释。首先从理论上说,医疗服务价格的下降带来了合意健康资本存量的增加。人们比参合前消费更多的医疗服务(尤其是医疗服务需求弹性较大时),从而健康水平上升。上文的估计结果显示,新农合提高了参合者寻求正规医疗的概率,并增加了患者得到医院及时救治的可能性(约6%—8%);医疗服务利用率的提高成为新农合影响参合者健康水平的一个重要渠道。其次,医疗价格的相对下降也使得参合者有动机寻求更贵更好的医疗服务。较贵的医疗服务在导致新农合经济绩效不显著的同时,也可能改善了医疗服务的质量,提高了参合者的健康水平。再次,正如 Lei & Lin(2009)的研究显示,新农合的推行大大提高了日常性体检等预防性医疗服务,这虽然可能降低了农民的自评健康程度,却减少了突发性病症。在此过程中相伴随的医药保健知识的传播,也有助于健康生活方式的推广,从根本上改善和提高农民的健康水平。

至此,我们可以对这一系列结果提供一个完整的解释。我们认为,参合者的医疗服务支出、医疗服务利用率和健康水平这三者之间存在着密切联系:新农合的医疗补贴降低了参合者大病支出的自付比例,这等于降低了医疗服务的价格,导致人们合意的健康存量水平上升。医疗服务需求弹性较大等原因,一方面使得参合者提高了寻求医院治疗的可能性,或消费更多更好的医疗服务,从而改善了参合者的健康水平;另一方面,医疗服务价格的下降很大程度上被医疗服务需求的快速上升所抵消,这导致以实际医疗支出和大病支出发生率为评价指标的新农合的经济绩效并不显著。

五、结 论

本文利用中国老年健康影响因素跟踪调查的最新数据,对新农合的绩效进行了全面考察。结果发现,在中国农村老年人这个群体中,新农合能够显著改善参合者的健康状况,减少参合者原先“有病不医”的状况,提高参合者对医疗服务的利用率;医疗服务利用率的提高成为新农合影响参合者健康水平的一个重要渠道;参合者的自付比例虽有所下降,但并未显著减少参合者的实际医疗支出和大病支出发生率。据此我们认为,参合者对新农合的政策反应是消费更多更好的医疗服务,而并非减少实际医疗支出。因此新农合能够显著改善参合者的健康状况,但在减少参合者的实际医疗支出负担和防范疾病经济风险上作用有限。

本文的贡献有两点。第一,本文为全面科学地评估新农合的绩效提供了一个新视角。卫生系统的根本目的是提高人们的健康水平。新农合降低农民医疗支出负担的作用固然重要,但根本目的还是为了使农民获得医疗救治的权利和抵抗重大疾病风险的能力,维持和改善参合农民的健康水平。因此新农合对参合者健康水平的影响,理应成为其绩效考察的起点和基础。

第二,从上述思路出发,我们发现新农合显著提高了参合者的健康水平。因此新农合的成就值得肯定。本文为新农合的正向健康影响提供了经验证据。同时我们的研究也发现,新农合的补贴政策导致参合者的医疗服务需求上升,以至于新农合并不能显著降低参合者的医疗支出负担和大病支出发生率,经济绩效不理想。这一方面为评估新农合的经济绩效提供了进一步的证据,同时说明,以往的政策评估对新农合作用的认识仅仅停留于防范疾病的经济风险和减少“因病致贫”,是有很局限的。

最后需要指出的是,本文使用的是中国农村老年人的数据。由于老年人的医疗服务需求对医疗价格的敏感性可能较青壮年更高,所以在老年人群中我们看到了新农合显著的健康绩效。虽然我们相信新农合对其他年龄段个体的健康状况具有类似的改善作用,但严谨起见,仍需使用所有年龄段的数据对新农合绩效进行更准确的评估。

附录 A

正文中结果本质上反映的是新农合对“存活老年人”健康的改善作用。由于我们使用的老年人样本死亡率较高有可能会带来样本选择问题。利用我们的样本中 2005 年已经参与新农合的 1069 名农村老人(这部分样本在正文分析中没有用到),我们可以比较两个组别老人在 2005—2008 年间的存活率差异。

在表 5 中,我们尝试用受访老人 2008 年的存活状态对其 2005 年是否参合进行了 probit 回归。这里被解释变量是 $dth05_08$,即受访老人是否在 2008 年调查时点前去世, $dth05_08 = 1$ 表示去世,0 则表示存活。主要解释变量为 $ncms05$,即 2005 年受访老人是否参合。 $ncms05 = 1$ 表示该受访人 2005 年参与了新农合(且未参加其他任何一种保险); $ncms05 = 0$ 则表示未参与新农合(且未参加其他任何一种保险)。

表 5 新农合对参合老人死亡率的影响

	被解释变量: $dth05-08$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$ncms05$	-0.019 (0.020)	-0.020 (0.020)	-0.020 (0.020)	-0.046* (0.025)	-0.265*** (0.022)	-0.266*** (0.022)	-0.266*** (0.022)	-0.271*** (0.028)
女性(男性=0)	-0.068*** (0.013)	-0.070*** (0.015)	-0.081*** (0.015)	-0.081*** (0.016)	-0.056*** (0.016)	-0.045** (0.018)	-0.050*** (0.018)	-0.062*** (0.018)
年龄	0.025*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.022*** (0.001)
少数民族 (汉族=0)	-0.020 (0.022)	-0.023 (0.022)	-0.027 (0.022)	0.004 (0.026)	0.131*** (0.027)	0.131*** (0.027)	0.131*** (0.028)	0.065* (0.036)
教育年限		0.002 (0.017)	0.001 (0.017)	0.009 (0.017)		0.031 (0.020)	0.032 (0.020)	0.028 (0.020)
职业		-0.055 (0.042)	-0.049 (0.043)	-0.049 (0.043)		-0.050 (0.057)	-0.040 (0.057)	-0.027 (0.056)
生活资源充足 (否=0)		-0.015 (0.013)	-0.015 (0.013)	-0.016 (0.013)		-0.011 (0.016)	-0.014 (0.016)	-0.010 (0.016)
有配偶(否=0)			-0.050*** (0.017)	-0.048*** (0.017)			-0.027 (0.021)	-0.027 (0.021)
存活子女个数			-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)			0.003 (0.004)	0.004 (0.004)
与子女同住 (否=0)			0.032 (0.020)	0.035* (0.020)			0.065*** (0.025)	0.061** (0.025)
“省”哑变量	NO	NO	NO	YES	NO	NO	NO	YES
样本数	7113	7088	7088	7088	4596	4578	4578	4578

注:上述估计采用了 probit 模型,表中报告的是均值处的边际效应及标准差。

(1) — (4) 列的结果显示 2005 年参合者的死亡率低 4.6%,虽然只在边际上显著。然而,这一结果可能低估了新农合对参合老年人死亡率的减少作用。因为上述回归的对照组是 2005 年没有参合的老年人,这其中的一部分人在 2005—2008 年间参与了新农合(这部分人如果 2008 年依然存活,则我们可以从样本中确认出来;如果死亡,由于死亡老人登记表中没有直接询问死亡老人临终前是否参合,因而无法确认该老年人在 2005—2008 年间的参合情况);如果新农合能降低参合者的死亡率,那么这部分人的存在会低估对照组的死亡率水平,从而低估新农合的效应。为此,我们在(5) — (8) 列中把对照组中 2005 年到 2008 年间参加新农合的个体分离出去(此时的对照组为 2005—2008 年间始终没有参加新农合或者 2005 年调查时点没有参合且在 2008 年调查时点前去世的老年人)。结果发现,新农合显著降低了参合者的死亡概率高达 27%。这一结果在 1% 水平上显著,且对模型设定表现的非常

稳健。考虑到死亡老年人中可能有部分老人在 2005—2008 年间参加新农合,却无法识别出来,(5) —(8) 列的结果依然可能低估新农合对参合老年人死亡率的降低作用,但这只会进一步加强本文的结论。

附录 B

表 6 结果显示,除了最后一个变量“西部地区”外,表中所列变量两组之间并无显著差异。说明匹配质量总体说来较好,倾向分值函数设定较合理。表中变量均在 2005 年取值。

表 6 倾向分值匹配基础上的差分内差分方法的匹配程度检验

变量	均值		% reduction		t-检验	
	参合组	控制组	% bias	bias	t 统计量	p > t
70—79 岁	0.31	0.31	1.6	69.8	-1.06	0.288
80—89 岁	0.25	0.25	-0.5	89.3	0.6	0.547
90—99 岁	0.18	0.18	-2.2	34.1	0.29	0.774
100 岁以上	0.07	0.07	0.7	15.4	0.74	0.46
女性	0.56	0.56	0.8	-674.9	0.19	0.852
职业	0.02	0.02	0.3	94.5	1.51	0.132
教育年限	1.52	1.55	-1.4	38.9	-0.71	0.478
自评健康好	0.52	0.54	-2.5	-62.1	-0.77	0.441
有配偶	0.41	0.39	2.2	80.5	-1.56	0.118
近两年因病卧床天数	7.59	6.82	1.8	-10.1	0.16	0.873
受访时患病数	0.99	1.00	-0.7	82.9	1.01	0.313
生病能得到医院救治	0.85	0.87	-3	15.4	-1.68	0.094
生活资源充足	0.69	0.71	-4.6	-324	-1.33	0.182
医疗支出占收入比重	0.52	0.56	-2	-115.9	-0.45	0.655
中部地区	0.29	0.30	-3.2	57.2	-0.22	0.823
西部地区	0.50	0.49	1.5	95.2	-7.14	0

参考文献

- 封进、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。
- 封进、刘芳、陈沁,2010《新型农村合作医疗对县村两级价格的影响》,《经济研究》第11期。
- 封进、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6卷第3期。
- 姜向群、万红霞,2004《老年人口的医疗需求和医疗保险制度改革》,《中国人口科学(增刊)》。
- 刘国恩、蔡春光、李林,2011《中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析》,《经济研究》第3期。
- 卫生部,2010《2009 年我国卫生事业发展统计公报》,中华人民共和国卫生部, www.moh.gov.cn。
- Brown, P. H., A. De Brauw and Y. Du, 2009, “Understanding Variation in the Design of China’s New Cooperative Medical System”, *China Quarterly*, 198: 304—329.
- Brown, P. H. and C. Theoharides, 2009, “Health-Seeking Behavior and Hospital Choice in China’s New Cooperative Medical System”, *Health Economics*, 18, S2: S47—S64.
- Deb S, Braganza J., 1999, “Comparison of Rating Scales for the Diagnosis of Dementia in Adults with Down’s Syndrome”, *Journal of Intellectual Disability Research*, 43: 400—407.
- Du, L. and W. Zhang, 2007, *The Development on China’s Health*, No. 3. Beijing, China: Social Science Academic Press.
- Duan et al., 1983, “A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1(2): 115—26.
- Eichler, M. and M. Lechner, 2002, “An Evaluation of Public Employment Programmes in the East German State of Sachsen-Anhalt”, *Labor Economics—An International Journal*, 9: 143—186.
- Grossman, M., 1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 80: 223—55.
- Heckman, J., 1976, “The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models”, *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475—492.

- Heckman, J., H. Ichimura and P. Todd, 1997, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, 65: 261—294.
- Lei, X. and W. Lin, 2009, "The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health?", *Health Economics*, 18: S25—S46.
- Ringel, J. S., S. D. Hosek, B. A. Vollaard and S. Mahnovski, 2002, "The Elasticity of Demand for Health Care: A Review of the Literature and its Application to the Military Health System", National Defense Research Institute, RAND Health.
- Seshamani, M. and A. M. Gray, 2004, "A Longitudinal Study of the Effects of Age and Time to Death on Hospital Costs", *Journal of Health Economics*, 23(2): 217—235.
- Shi, W., V. Chongsuvivatwong, A. Geater, J. Zhang, H. Zhang and D. Brombal, 2010, "The Influence of the Rural Health Security Schemes on Health Utilization and Household Impoverishment in Rural China: Data from a Household Survey of Western and Central China", *International Journal for Equity in Health*, 9: 7.
- Sun, X., S. Jackson, G. A. Carmichael and A. C. Sleight, 2009a, "Catastrophic Medical Payment and Financial Protection in Rural China: Evidence from the New Cooperative Medical Scheme in Shandong Province", *Health Economics*, 18: 103—119.
- Sun, X., S. Jackson, G. A. Carmichael and A. C. Sleight, 2009b, "Prescribing Behavior of Village Doctors under China's New Cooperative Medical Scheme", *Social Science and Medicine*, 68 10: 1775—1779.
- Sun, X., A. C. Sleight, G. A. Carmichael and S. Jackson, 2010, "Health Payment-induced Poverty under China's New Cooperative Medical Scheme in Rural Shandong", *Health Policy and Planning*, 2010: 1—8.
- 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.
- Wang, H., L. Zhang, W. Yip and W. Hsiao, 2006, "Adverse Selection in a Voluntary Rural Mutual Health Care Health Insurance Scheme in China", *Social Science and Medicine*, 63(5): 1236—1245.
- Wu, M., Z. Zhang, M. He, Y. Ruan, C. Lv, L. Tao and M. Miao, 2006, "Qualitative Study on the Implementation and Determinants of the New Cooperative Medical System in Rural China", Study Report from WB/MOH NCMS Study.
- World Health Organization, 2000, "The World Health Report 2000: Health Systems: Improving Performance", http://www.who.int/whr/2000/en/whr00_en.pdf.
- Yip, W. and W. C. Hsiao, 2009, "Non-Evidence-Based Policy: How Effective is China's New Cooperative Medical Scheme in Reducing Medical Impoverishment?", *Social Science and Medicine*, 68: 201—209.
- You, X. and Y. Kobayashi, 2009, "The New Cooperative Medical Scheme in China", *Health Policy*, 91: 1—9.
- Yu, B., Q. Meng, C. Collins, R. Tolhurst, S. Tang, Fei Yan, L. Bogg and X. Liu, 2010, "How Does the New Cooperative Medical Scheme Influence Health Service Utilization? A Study in Two Provinces in Rural China", *BMC Health Services Research*, 10: 116.

The New Rural Cooperative Medical Scheme: Financial Protection or Health Improvement?

Cheng Lingguo^a and Zhang Ye^b

(a: The National School of Development, Peking University;

b: International Economics Department, School of Business, Nanjing University)

Abstract: Using the sample from the latest two waves of Chinese Longitudinal Healthy and Longevity Survey (CLHLS). This paper investigates the impacts of the New Rural Cooperative Medical Scheme (NRCMS). The result finds NRCMS increases the enrollees' access to the medical service and stimulates their service utilization, and hence improves their health status significantly. Meanwhile, this paper does not find that the enrollees' medical expense burden was alleviated significantly.

Key Words: NRCMS; Policy Evaluation; Medical Care Services; Health Status

JEL Classification: I10, I12, I18

(责任编辑: 松 木) (校对: 晓 鸥)