

医保统筹对医疗服务公平利用的政策效果研究

马超 宋泽 顾海

【摘要】中国三大基本医疗保险虽然已基本做到全覆盖,但城乡不公平现象仍较为突出。城乡医保统筹制度通过合并新型农村合作医疗保险和城镇居民医疗基本保险,以促进城乡公平。文章借鉴机会平等理论,利用中国健康养老追踪调查 2008、2012 年两期数据,采用倍差法(DID)对城乡医保统筹能否有效促进城乡居民医疗服务利用的机会平等进行实证研究。结果发现:(1)医保统筹缓解了 55.2%的门诊利用次数上的城乡机会不平等。(2)医保统筹在促进城乡住院机会平等方面作用不显著。考虑到住院需求的刚性及新农合本身以保大病住院为主,因此本文结论充分肯定了医保统筹的政策效果。(3)在评估医保统筹政策效果时,采用 Barry 机会平等理论和 Roemer 机会平等理论无本质差异。因此,文章建议,政府应加大力度在更多地区推行医保统筹,同时在制定具体政策时着重关注农村居民住院上的机会不平等。

【关键词】机会平等 医疗服务利用 公平 城乡医保统筹 公正缺口

【作者】马超 东南大学公共卫生学院,讲师;宋泽 北京大学国家发展研究院,博士后;顾海 南京大学政府管理学院,教授。

一、引言

实现城乡居民公平享有基本医疗保险权益是推进医药卫生体制改革的核心目标之一。截至 2014 年年底,城镇职工基本医疗保险(以下简称“职工医保”)、新型农村合作医疗保险(以下简称“新农合”)、城镇居民基本医疗保险(以下简称“城居保”)三大基本医疗保险覆盖率已超过 95%^①,全民医保体系已基本形成。

基本医疗保险系统对医疗服务利用,居民消费等方面产生良好的促进作用,提升了居

* 本文为 2015 年度江苏省自然科学基金“城乡医保统筹对农村老年居民医疗服务利用公平性的影响”(编号: BK20150646)的阶段性成果。

① 数据来自国务院新闻办公室:《2014 年中国人权事业的进展》,2015 年 6 月 8 日。

民的福利水平(臧文斌等,2012)。然而,基本医疗保险制度体系还存在一些问题:(1)基本保障制度的“碎片化”(郑秉文,2009)。基本医疗保险按户籍、职业区分参保对象,三大险种独立运行,分属不同经办机构,统筹层次较低,各制度间缺乏衔接机制。例如,职工医保和城居保由人力资源和社会保障部门主管,通常为市级统筹;而新农合由卫生部门主管,通常只有县级统筹。(2)经办机构主体分散。职工医保和城居保经办机构是人力资源和社会保障部门,新农合管理工作由卫生行政部门负责,但经办机构一般设在乡镇卫生院,因此卫生部门既是新农合的管理者又是经办者,无法发挥经办机构的第三方监督作用。(3)三大险种待遇差距过大。由于三大险种覆盖的人群不同,因此具体缴费标准、统筹规模方面差距较大,这直接导致了三大险种待遇水平上的差距。截至2013年年底,职工医保、城居保、新农合政策报销比例分别约为85%、60%、50%(寸洪斌,2014)。有研究表明,相比于职工医保,新农合并没有显著降低自付医疗费用(Wagstaff等,2009;Lei等,2009);新农合难以发挥其在抵御灾难性卫生支出方面的作用,因病致贫现象也没有得到有效控制(Yip等,2009;程令国、张晔,2012)。农村居民在医疗服务利用上也与城镇居民有较大差距,《2013年中国卫生事业发展情况统计公报》显示,2012年占中国人口60%以上的农村居民,其医疗卫生费用仅占全国卫生总费用的23.7%。

2009年12月国务院颁布了新医改方案,明确提出逐步实现医疗保险一体化。东莞率先将三大险种合并为一个制度,3项基金并网管理,统筹调剂,制度内部只设一个基金,对所有参保人员都采用完全一致的保障项目和补偿标准。然而,由于职工医保和新农合筹资上的较大差距(职工医保有企业筹资),鲜有城市能做到“三保合一”。郑功成(2008)认为,医保一体化应该首先整合城居保和新农合,待时机成熟再与职工医保合并。顾海(2014)指出,中国当前阶段应更关注城居保与新农合的“二保合一”,优先将这两种更为接近的险种合并。2016年1月12日国务院发布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,明确提出各城乡统筹试点地区在2016年年底前出台具体“二保合一”实施方案。在此背景下研究“城乡医保统筹”问题显得尤为重要。

中国目前有很多关于医疗服务利用公平性的研究,例如,胡琳琳(2005)、解垚(2009)、齐良书和李子奈(2011)均通过对集中指数CI的分解,研究与收入相关的健康和医疗服务利用不平等问题,也有一些专门针对城乡医保统筹公平性的探讨(仇雨临等,2011)。但这些研究均是卫生经济学有关不平等指数的经验分析,涉及“公平”内涵的研究较少。

目前在学界将机会平等理论运用在健康经济学中进行分析越来越受到关注,但相关实证研究还较缺乏(Jusot等,2013)。在这些为数不多的研究中,有些是度量一国国内机会不平等的程度(Rosa,2009),但均未涉及某种医保制度或政策对机会不平等的影响;而且研究涉及的大多为一个群体内部的机会不平等状况,缺少不同群体间的对比。因此,本研究是对健康经济学界经验结论的一个补充。

二、理论、方法与数据

(一) 机会平等理论

在 Rawls (1971) “作为公平的正义”的理论基础上, Roemer (1998) 用数理方式将机会平等的概念引入了经济学, 他认为一个人的“优势”由两方面因素导致, 将自己不可控的因素称为“环境 (circumstance, 记为 c)”, 将自己可控的因素称为“努力 (effort, 记为 e)”。由于“环境”因素而导致的个体“优势”上的不平等是不合理的; 由于“努力”因素导致的个体“优势”的不平等是合理的。Roemer (1998) 反复强调“偏环境效应”, 即一个人的“努力”受“环境”因素的影响较大, 社会应对“环境”因素承担责任, 需要考虑这种“环境”对“努力”的偏效应。Roemer 提出, 社会应根据人们在所属“环境”中的相对努力程度来分配资源, 而不是他们的绝对努力水平。因此, Roemer 用个体在所属“类型”中“努力”的分位数来衡量个体的相对“努力”程度。这种思路被 Ramos 等 (2012) 称为 RIA (Roemer Identification Assumption) 识别方法。目前, Roemer 机会平等理论被越来越多地运用到健康经济学领域 (胡琳琳, 2005; Rosa, 2009, 2010; Trannoy 等, 2010; 齐良书和李子奈, 2011; Chen, 2012; Jusot 等, 2013)。

(二) 实证方法

1. 公正缺口

Fleurbaey (2008) 在机会平等补偿原则下定义了“公正缺口”概念, 并以此衡量群体间的机会不平等程度: 个体实际的“优势 y ”是“环境 c ”和“努力 e ”的函数, 即 $y=f(c, e)$ 。给定一个理想的“环境” (记为 c^*), 在理想环境下的个体“优势”为 $y^*=f(c^*, e)$, 实际优势与理想环境下的优势之差 (y^*-y) 即为公正缺口。

在利用机会平等理论度量医疗服务利用的群体间公正缺口时, Fleurbaey 等 (2011) 将医疗服务利用视为优势, 并令 c 代表群体分割变量, e 代表其他影响因素。本文在此基础上, 将医疗服务利用表示为:

$$y = \alpha + \beta c + (\gamma + \mu c) e + \varepsilon \quad (1)$$

其中, y 代表医疗服务利用, c 代表户籍 ($c=1$ 为城镇户口, $c=0$ 为农村户口), e 代表除户籍外其他影响医疗服务利用的变量, ε 为残差。

本文将城镇环境视为理想的环境, $y^*=f(c^*, e)$ 为个体保持其他因素不变, 但户籍为城镇时的医疗服务利用水平。因此公正缺口为:

$$f.g.R_i = y_{R_i}^* - y_{R_i} = \hat{\beta} + \hat{\mu} e_{R_i} \quad (2)$$

其中, 下标 R 代表农村样本, $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\mu}$ 为式 (1) 参数的估计值, $f.g.R_i$ 代表每个农村居民面临的医疗服务上的公正缺口, 即城乡机会不平等。

2. RIA 公正缺口

在 Roemer (1998) “偏环境效应”思路下, 将努力变量 e 分为 e_1 和 e_2 两类, e_1 代表政策法规、医保制度和社会经济地位, e_2 代表个体就医需要等 (Fleurbaey 等, 2011)。按照 RIA 识别

方法,由户籍差异造成 e_1 分布上的差异导致其医疗服务利用上的差异也被视为不公正。因此,本文在建立方程时用城乡居民在所在户籍内部的分位数 π_{1i} 替换相应变量实际值 e_{1i} ,得到:

$$y_i = \alpha_i + \beta c_i + (\gamma + \mu c_i) \pi_{1i} + (\nu + \omega c_i) e_{2i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

因此,RIA 识别方法下的公正缺口为:

$$r.f.g._{Ri} = \hat{\beta} + \hat{\mu} \pi_{1Ri} + \hat{\omega} e_{2Ri} \quad (4)$$

其中, $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\omega}$ 为式(3)参数的估计值, $r.f.g._{Ri}$ 代表 RIA 公正缺口,以区别上面的 $f.g._{Ri}$ 。

由于 RIA 公正缺口相比前一种普通的公正缺口更加苛刻。Barry (1991) 认为无须考虑环境对努力的“偏环境效应”,只有努力绝对水平不同造成优势上的差异才不属于机会不平等。在这点上与 Roemer 分歧较大。因此,本文将第一种情况下计算的公正缺口称为“Barry 机会不平等”或“Barry 公正缺口”,后一种 RIA 公正缺口称为“Roemer 机会不平等”或“Roemer 公正缺口”(Jusot 等,2013)。

3. 城乡医保统筹对促进机会平等的作用

本文的重点工作在于检验城乡医保统筹制度是否缓解城乡医疗服务的机会不平等,并使用中国健康养老追踪调查 2008、2012 年两期数据,利用 DID 方法对该问题进行识别,以缓解内生性带来的干扰。即:

$$f.g._{id} = \delta D_{it} + \lambda_i + \tau_d + X'_{id} \theta + v_{id} \quad (5)$$

其中, D_{it} 表示社区是否在 2012 年实行医保统筹 ($D_{it}=1$ 为是, $D_{it}=0$ 为否)^①, λ_i 、 τ_d 分别代表时点固定效应和社区固定效应, X'_{id} 代表收入、年龄、医疗需要等个体层面的控制变量, v_{id} 代表残差。 δ 即本文关注的参数,代表了城乡医保统筹对公正缺口的影响。在实证研究时,用同样的方法将因变量 $f.g._{id}$ 替换为 $r.f.g._{id}$,同时考察 Barry 机会不平等和 Roemer 机会不平等。

(三) 数据与变量

本研究使用中国健康养老追踪调查数据库 2008、2012 年两期数据。该数据库收集了一套代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据,涵盖了收入、健康状况、医疗服务利用等方面信息。中国健康养老追踪调查于 2008 年在甘肃和浙江两省进行了预调查,共得到 1 570 个家庭中的 2 658 份个体样本,应答率为 85%。2012 年又对上述两省 45 岁及以上的中老年人进行了追踪预调查,收集到 1 554 户 2 385 个被访者信息。该调查在医保信息问卷中包含了有关“城乡医保统筹”方面的问题,而且调查对象为中老年居民,因此新农合、城居保参保者占比较高。

在具体医疗服务利用的实证研究中,通常用医疗支出费用,或用一定时期内看病次数衡量医疗服务利用。这两个指标侧重点不同,各有利弊,本研究分别选取了这两方面的指标作为关注变量,即:过去 1 个月的门诊次数、过去 1 个月的总医疗支出、过去 1 年是否住过

^① 在本文的样本中,2008 年尚无社区实行医保统筹。在 2012 年实行医保统筹实际上就是年份与是否统筹的交互项。

院、最近1次住院的总费用。其他变量 c 为户籍; e_1 包括:受教育情况、家庭人均收入、报销额; e_2 包括:年龄、性别、婚姻状况、是否残疾、是否有高血压、是否有慢性肺部疾病、是否有胃病、是否有关节炎风湿病、是否有癌症、是否曾遭遇重大意外事故、是否吸烟、家中是否有厕所、家中是否有自来水。

表1 变量的描述性统计

变 量	农村(N=2464)		城镇(N=284)	
	均值	标准差	均值	标准差
过去1个月门诊次数	0.369	1.095	0.592	1.542
过去1个月医疗费用(元)	25.672	177.681	82.275	417.255
过去1年是否住院	0.074	0.262	0.109	0.312
最近1次住院总费用(元)	732.888	8190.787	828.507	4350.934
过去1个月报销额(元)	3.905	47.073	17.883	138.750
最近1次住院报销额(元)	316.840	6761.171	498.662	3474.378
家庭人均收入(千元)	6.548	16.513	8.125	21.871
是否从事农业活动	0.604	0.489	0.187	0.390
年龄(岁)	59.819	10.047	59.028	9.734
是否在婚	0.850	0.357	0.856	0.352
男性	0.466	0.499	0.380	0.486
残疾	0.131	0.337	0.092	0.289
高血压	0.143	0.350	0.211	0.409
慢性肺部疾病	0.065	0.246	0.102	0.303
胃病	0.144	0.352	0.113	0.317
关节炎风湿病	0.211	0.408	0.208	0.406
癌症	0.010	0.100	0.007	0.084
曾遭遇重大意外事故	0.090	0.286	0.120	0.325
吸烟	0.369	0.482	0.282	0.451
家中有厕所	0.863	0.344	0.926	0.262
家中有自来水	0.771	0.420	0.933	0.250
受教育程度(N)				
文盲	1146		72	
中学以下	956		120	
中学及以上	362		92	
省(N)				
浙江	1357		156	
甘肃	1107		128	

注:过去1年是否住院、是否从事农业活动、是否在婚、男性、残疾、高血压、慢性肺部疾病、胃病、关节炎风湿病、癌症、曾遭遇重大意外事故、吸烟、家中有厕所、家中有自来水均为二分变量,1=是,0=否。虽然城镇居民的样本量较小,但不进入式(5)的倍差模型 DID 计算中,不会影响本文的实证分析。

本研究选取出2008年参加新农合和城居保的个体,剔除缺失值,得到1509个样本,其中农村居民1378个,城镇居民131个。追踪这1509个样本2012年的信息,形成两期数据。在2012年数据中损失270个样本,剩余1239个样本,其中农村居民1086个,城镇居民153个。具体变量的描述性统计如表1所示。从表1可以发现,过去1个月的门诊次数、过去1个月的总医疗支出、过去1年是否住过院、最近1次住院的总费用这4个衡量医疗服务利用的指标,城镇均高于农村。同时,教育、收入、报销额这些 e_1 类因素,城镇也均高于农村。

三、实证分析

(一) 公正缺口的计算结果

从本文计算的Barry公正缺口看,在衡量医疗服务利用的4个指标上,

表 2 Barry 和 Roemer 公正缺口数值

变 量	2008 年		2012 年		DID 值
	控制组	处理组	控制组	处理组	
Barry 公正缺口					
过去 1 个月门诊次数	0.373 (1.399)	0.510 (0.978)	0.315 (1.024)	0.249 (1.163)	-0.204
过去 1 个月医疗费用	42.885 (160.414)	42.311 (116.061)	78.840 (150.667)	42.496 (289.938)	-35.770
过去 1 年是否住院	0.004 (0.273)	-0.023 (0.222)	0.074 (0.291)	0.040 (0.263)	-0.007
最近 1 次住院费用	-151.229 (3539.899)	-128.424 (1160.681)	-40.332 (4449.487)	-40.540 (1781.797)	-23.014
Roemer 公正缺口					
过去 1 个月门诊次数	0.274*** (1.412)	0.366*** (1.012)	0.276*** (1.058)	0.158*** (1.191)	-0.210
过去 1 个月医疗费用	682.972*** (1557.573)	732.750*** (108.659)	804.227*** (143.766)	769.117*** (315.813)	-84.887
过去 1 年是否住院	0.013*** (0.272)	-0.008*** (0.227)	0.066*** (0.291)	0.041 (0.270)	-0.004
最近 1 次住院费用	15153.240*** (15678.070)	16247.770*** (1723.462)	16049.720*** (5110.022)	16332.110*** (3513.418)	-812.140
样本量	951	427	758	328	2464

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。括号内数据为标准差。这里还检验了 Roemer 公正缺口和 Barry 公正缺口是否相等：原假设为二者相等。控制组为 2012 年未开展城乡医保统筹的社区，处理组为 2012 年开展了城乡医保统筹的社区。

DID 均为负值(见表 2)，也就是说从均值上看，开展城乡医保统筹的社区比未开展的社区，机会不平等状况减少得更多。从本文同时计算的 Roemer 公正缺口看，4 个 DID 值也均为负数。此外，本文检验了 Barry 公正缺口和 Roemer 公正缺口是否相等。如表 2 所示，除了 2012 年处理组的是否住院变量外，在其余 15 个数值上，Barry 公正缺口均和 Roemer 公正缺口有显著差异。其中有 5 个数值 Barry 公正缺口明显大于 Roemer 公正缺口，有 10 个数值 Roemer 公正缺口明显大于 Barry 公正缺口。

(二) 医保统筹对机会不平等的影响

本文按照式(5)进行回归分析，结果如表 3 所示。

从表 3 中可以看出，城乡医保统筹明显缩小了过去 1 个月门诊次数的公正缺口，为 0.213 次。农村居民过去 1 个月门诊次数的公正缺口为 0.362 次，因此城乡医保统筹能够缓解门诊上 58.8% 的机会不平等。同时，城乡医保统筹显著缩小了过去 1 个月医疗费用的公正缺口，达到 21.01 元。农村居民过去 1 个月医疗费用的公正缺口为 53.80 元，因此城乡医保统筹能够缓解医疗费用上 39.1% 的机会不平等。此外，本研究发现现在住院指标上，无论是按次数

表3 城乡医保统筹对缓解 Barry 公正缺口的作用(N=2464)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	过去 1 个月门诊次数	过去 1 个月医疗费用	过去 1 年是否住院	最近 1 次住院费用
2012 年 × 处理组	-0.213*** (0.076)	-21.010* (11.130)	-0.026 (0.020)	-166.301 (177.201)
2012 年	0.013 (0.054)	-4.127 (5.990)	0.082*** (0.013)	202.900 (138.200)
家庭人均收入(千元)	0.001 (0.001)	-0.013 (0.079)	0.001 (0.001)	-4.344 (2.770)
中学以下	-0.179*** (0.049)	-100.500*** (6.998)	-0.008 (0.012)	-420.723*** (134.123)
中学及以上	0.138** (0.069)	-75.710*** (7.389)	-0.018 (0.017)	-354.290*** (106.354)
从事农业劳动	0.149*** (0.055)	-34.820*** (7.306)	-0.032*** (0.012)	141.854 (114.800)
年龄	0.012*** (0.002)	2.500*** (0.262)	0.003*** (0.001)	13.720 (8.360)
在婚	0.379*** (0.077)	68.360*** (10.550)	0.021 (0.016)	267.867 (344.945)
男性	-0.581*** (0.061)	-42.580*** (6.600)	-0.048*** (0.018)	-315.100** (159.500)
残疾	0.359*** (0.083)	129.500*** (10.100)	-0.031* (0.019)	228.884 (222.145)
高血压	-0.327*** (0.062)	-1.496 (7.637)	-0.007 (0.019)	-525.000 (344.600)
肺部疾病	-0.638*** (0.094)	-98.550*** (13.300)	-0.093*** (0.030)	-213.000 (151.800)
胃部疾病	0.675*** (0.078)	84.980*** (8.321)	-0.017 (0.017)	412.862*** (126.319)
关节炎	-0.215*** (0.055)	103.000*** (8.382)	0.010 (0.042)	75.280 (108.100)
癌症	-1.135** (0.497)	-103.400*** (28.530)	-0.393*** (0.091)	-5904.482** (2964.718)
曾遭遇重大意外事故	0.293*** (0.088)	-55.290*** (7.191)	0.032* (0.019)	36.080 (127.945)
吸烟	0.291*** (0.061)	-11.460 (7.289)	0.060*** (0.018)	16.190 (212.122)
家中有厕所	0.039 (0.065)	8.147 (7.928)	-0.005 (0.015)	-24.730 (135.300)
家中有自来水	-0.684*** (0.071)	1.126 (5.848)	-0.097*** (0.015)	313.000*** (87.750)
报销额		-1.257** (0.608)		0.119*** (0.042)
截距	-0.006 (0.199)	-87.950*** (19.210)	-0.120** (0.053)	-1085.100 (732.800)

注:受教育程度变量的参照组为文盲;社区变量已控制。括号内数据为稳健标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

(过去 1 年是否住院)还是按费用(最近 1 次住院费用),城乡医保统筹的作用均不显著。

与前文类似,本文也按照 Roemer 的理念进行了类似的研究(见表 4)。从表 4 可以看出,在关键参数即 2012 年 × 处理组的交互项系数的显著性方面,Roemer 理念下的结论与 Barry 差别不大。

(三) 稳健性探讨

1. 样本退出和户籍改变问题

考虑到样本退出和户籍改变可能会对本文结论产生影响,本研究剔除了 2012 年退出的样本和户籍发生变化的个体,按照前面的方法重新进行了分析作为稳健性检验。结果发现,剔除退出样本和户籍变化样本后,参数值的显著性均没有发生变化,只是在具体数值上略微有些变化(见表 5)。这说明样本退出和户籍改变并没有影响本文结论的稳健性。

2. 平衡面板数据固定效应模型

DID 的关键性假设在于处理组和控制组原本有同样的趋势,而共同趋势假设在只有两期

表 4 城乡医保统筹对缓解 Roemer 公正缺口的作用(N=2464)

变 量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	过去 1 个月门诊次数	过去 1 个月医疗费用	过去 1 年是否住院	最近 1 次住院费用
2012 年 × 处理组	-0.213*** (0.076)	-59.350 (43.870)	-0.024 (0.020)	-372.250 (325.502)
2012 年	0.090* (0.054)	92.809 (64.170)	0.062*** (0.013)	810.600* (430.823)
家庭人均收入(千元)	-0.001 (0.001)	0.184 (0.372)	0.009*** (0.001)	3.691 (4.007)
中学以下	-0.018 (0.049)	-34.430 (43.940)	-0.009 (0.013)	-469.809 (308.339)
中学及以上	-0.046 (0.069)	-15.920 (19.900)	0.001 (0.017)	-33.634 (159.728)
从事农业劳动	0.146*** (0.055)	-105.700 (78.970)	-0.041*** (0.012)	-370.923 (511.534)
年龄	0.006*** (0.003)	-0.896 (3.661)	0.0035*** (0.001)	-24.953 (24.791)
在婚	0.377*** (0.077)	34.550 (35.180)	0.031* (0.017)	-73.672 (405.679)
男性	-0.582*** (0.062)	-29.170 (35.280)	-0.053*** (0.018)	-148.464 (268.840)
残疾	0.273*** (0.084)	136.200*** (22.200)	-0.027 (0.019)	115.123 (259.126)
高血压	-0.348*** (0.062)	-20.260 (13.140)	-0.001 (0.019)	-1294.735*** (350.538)
肺部疾病	-0.613*** (0.094)	-97.300*** (16.313)	-0.099*** (0.030)	-703.342*** (172.774)
胃部疾病	0.699*** (0.079)	93.419*** (10.300)	-0.022 (0.017)	-67.564 (135.100)
关节炎	-0.231*** (0.055)	103.623*** (13.610)	0.016 (0.014)	871.000*** (129.102)
癌症	-1.316*** (0.504)	-102.200*** (32.825)	-0.366*** (0.090)	-5415.755* (2901.882)
曾遭遇重大意外事故	0.334*** (0.087)	-23.684 (18.186)	0.036* (0.019)	1090.767*** (170.548)
吸烟	0.290*** (0.062)	-64.034 (61.182)	0.067*** (0.018)	240.974 (435.000)
家中有厕所	0.095 (0.065)	-16.283 (36.980)	-0.016 (0.016)	-46.000 (270.245)
家中有自来水	-0.713*** (0.072)	11.843 (10.182)	-0.081*** (0.016)	868.372*** (105.235)
报销额		-1.423** (0.606)		-1.096*** (0.041)
截距	0.132 (0.200)	812.733*** (303.806)	-0.132** (0.053)	17314.340*** (2075.148)

注:同表 3。

数据时通常难以检验。因此本文拟控制个体固定效应进行稳健性分析,结果如表 6 所示。

从表 6 可以看出,参数值与表 5 相比有了一定的变化,但 Barry 理念下过去 1 个月门诊次数、过去 1 个月医疗费用、Roemer 理念下过去 1 个月门诊次数的公正缺口这 3 个系数仍然通过了显著性检验。这从侧面反映了前文 DID 方法的结论具有一定的可信性。需要说明的是,如果存在一些随时间变化并且不可被观测的变量,而且这些变量影响到了公正缺口,那么固定效应模型可能存在偏误。如果这些不可观测变量本身就造成了处理组和控制组的不同趋势,那么固定效应模型和 DID 模型会出现同方向的偏误。

综上所述,并结合表 3 至表 6 可以发现,城乡医保统筹减少了大约 0.2 次农村居民门诊利用上的机会不平等,考虑到农村居民过去 1 个月门诊次数公正缺口的均值为 0.362 次,因此可以得出结论,医保统筹缓解了农村居民门诊利用上 55.2% 的机会不平等。此外,在过去 1 个月的医疗费用方面,考虑到 Barry 理念下的参数都仅通过 0.1 水平上的显著性检验, Roemer 理念下的参数均未能通过 0.1 水平上的显著性检验(p 值略大于 0.1,均在 0.1~0.2 之间),因此本文认为医保统筹对于促进医疗费用方面机会不平等的效应较弱。至于住院方面(是

表 5 稳健性检验

	过去 1 个月门诊次数	过去 1 个月医疗费用	过去 1 年是否住院	最近 1 次住院费用
剔除退出样本				
Barry	-0.201*** (0.077)	-21.229* (11.347)	-0.028 (0.020)	-221.769 (174.119)
Roemer	-0.200*** (0.077)	-65.573 (49.649)	-0.027 (0.020)	-471.345 (356.265)
样本量	2227	2227	2227	2227
剔除户籍变化样本				
Barry	-0.202*** (0.078)	-21.847* (11.789)	-0.027 (0.020)	-208.190 (170.855)
Roemer	-0.202*** (0.078)	-67.627 (51.429)	-0.026 (0.020)	-467.621 (364.270)
样本量	2156	2156	2156	2156

注:括号内数据为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 6 固定效应模型(N=2156)

	过去 1 个月门诊次数	过去 1 个月医疗费用	过去 1 年是否住院	最近 1 次住院费用
Barry	-0.197** (0.009)	-34.904** (16.391)	-0.017 (0.023)	2.697 (222.989)
Roemer	-0.196** (0.091)	-102.162 (70.761)	-0.014 (0.023)	-950.242 (656.274)

注:同表 5。

否住院和住院费用),本文没有发现医保统筹能促进城乡间的机会平等。不过需要指出的是,由于本文所用样本量较少,结论的准确性和稳健性需要谨慎看待。此外,DID 模型的共同趋势假设可能无法完美满足;同样面板数据个体固定效应模型也可能因为不可观测变量而产生偏误。考虑到城乡医保统筹政策可能是由 2008~2012 年其他一些经济政策造成的,因此本文的实证方法无法完全从这些经济政策中将医保统筹政策彻底剥离出来。

四、结 语

本文借鉴 Roemer 机会平等理论框架,利用中国健康养老追踪调查 2008、2012 年两期数据,对城乡医保统筹是否有效促进了城乡居民医疗服务利用的机会平等进行实证研究,并得出以下结论:(1)城乡医保统筹显著促进了门诊利用上的城乡机会平等,缓解了 55.2%的机会不平等;(2)医保统筹对促进医疗费用方面机会平等的效应较弱;(3)目前尚未得到医保统筹能有效促进住院机会平等的证据;(4)Barry 理念下的机会不平等数值与 Roemer 理念下的数值存在显著差异,Roemer 的理念更为苛刻,但对于解释城乡医保统筹对机会平等的促进效应方面,二者并无本质差异。鉴于上述结论,考虑到住院需求的刚性及新农合本身以保大病住院为主,所以医保统筹在住院方面的效果并不是评价政策绩效的主要依据,门诊服务利用指标更能反映城乡医保统筹的现行效果。本文认为,城乡医保统筹在促进城乡居民门诊医疗机会平等方面有显著作用。因此,政府应当加大力度在更多地区推行医保统筹,并提高统筹层次,从而更好地促进社会实质公平。另外,各地政府在制定具体统筹政策时需要注意的是,如果当地新农合和城居保在住院待遇方面本身就差距不大,那么住院机会平等的政策效果不显著是合理的,无须特别处理;如果原本当地新农合和城居保在住院待遇方

面有较大差距,那么制定统筹政策时,需要有针对性地向农民住院方面倾斜,以促进城乡居民住院方面的机会平等。

参考文献:

1. 程令国、张晔(2012):《“新农合”:经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》,第1期。
2. 寸洪斌(2014):《基本医疗保险一体化制度研究》,南开大学博士论文。
3. 胡琳琳(2005):《我国与收入相关的健康不平等实证研究》,《卫生经济研究》,第12期。
4. 顾海(2014):《中国统筹城乡医疗保障制度模式与路径选择》,《学海》,第1期。
5. 齐良书、李子奈(2011):《与收入相关的健康和医疗服务利用流动性》,《经济研究》,第9期。
6. 仇雨临等(2011):《城乡医疗保障的统筹发展研究:理论、实证与对策》,《中国软科学》,第4期。
7. 解丕(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。
8. 臧文斌等(2012):《中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响》,《经济研究》,第7期。
9. 郑秉文(2009):《中国社保“碎片化制度”危害与“碎片化冲动”探源》,《甘肃社会科学》,第3期。
10. 郑功成(2008):《中国社会保障改革与发展战略——理念、目标与行动方案》,人民出版社。
11. Barry B.(1991), *Liberty and Justice: Essays in Political Theory*. Vol.2. Oxford University Press.
12. Chen J.(2012), *An Analysis of Policy Effect on Equality of Opportunity for Health*. Yale University.
13. Fleurbaey M.(2008), *Fairness, Responsibility and Welfare*. Oxford University Press.
14. Fleurbaey M. and Schokkaert E.(2011), *Equity in Health and Health Care*. In *Handbook of Health Economics*. Vol. 2, edited by M.V. Pauly, T.G. McGuire, and P.P. Barros, pp.1003–1092. Waltham, MA: North Holland.
15. Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A. (2013), Circumstance and Effort: How Important is their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity in Health?. *Health Economics*. 22(12), pp.1470–1495.
16. 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(S2), pp.25–46.
17. Ramos X. and Van de Gaer D. (2012), Empirical Approaches to Inequality of Opportunity: Principles, Measures, and Evidence. Working Paper Universiteit Gent.
18. Rawls J. (1971), *A Theory of Justice*. Cambridge University Press.
19. Roemer J.E. (1998), *Equality of Opportunity*. Cambridge University Press.
20. Rosa Dias P. (2009), Inequality of Opportunity in Health: Evidence From a UK Cohort Study. *Health Economics*. 18(9), pp.1057–1074.
21. Rosa Dias P. (2010), Modelling Opportunity in Health Under Partial Observability of Circumstances. *Health Economics*. 19(3), pp.252–264.
22. Trannoy A., Tubeuf S., Jusot F., Devaux M. (2010), Inequality of Opportunities in Health in France: A First Pass. *Health Economics*. 19(8), pp.921–938.
23. Wagstaff A., Lindelow M., Gao J., Xu L., Qian J. (2009), Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme. *Journal of Health Economics*. 28(1), pp. 1–19.
24. Yip W. and Hsiao W. (2009), China's Health Care Reform: A Tentative Assessment. *China Economic Review*. 20(4), pp.613–619.

(责任编辑:朱 萍)