

我国医疗保险制度改革的家庭收入分配效应研究 ——基于 CHNS 2000—2011 的分析*

刘娜 吴翼

(湘潭大学 商学院 湖南 湘潭 411105)

摘要: 利用 CHNS 2000 到 2011 年 5 期混合截面数据,考察了我国医疗保险制度改革对家庭间收入分配的动态影响。2SLS 回归分析显示,家庭成员医保参保行为对其家庭总收入产生了显著的正向影响,其中公费医疗、城镇职工医保、城镇居民医保的显著性影响依次降低。随着改革的逐年推进,是否参保对家庭总收入的影响存在从统计显著性到绝对数值上的“U”型变化;基于 G·Field 分解的进一步研究发现,总体上系列医保制度改革对缓解我国收入不平等发挥了积极作用,但近年来对家庭收入差距的贡献率却反负为正,这一现象值得高度关注。政策层面,应全面实施强制参保,谨防医保收入补偿效应拉大收入差距。同时力争快速、高效地推进医保制度改革,将改革进程的负效应降到最低。

关键词: 医疗保险制度改革;收入分配;家庭;G·Field 分解

中图分类号: F014.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-5981(2018)01-0100-07

DOI:10.13715/j.cnki.jxupss.2018.01.017

一、引言与文献

改革开放后,市场经济的长足发展使我国传统医疗保险体系逐渐丧失原有经济基础和组织依托,建立新型社会医疗保险制度成为顺应时代需要的必然选择。在党和政府“三纵三横”^①规划设计下,1998 年我国城镇职工基本医疗保险开始建立,2003 年新型农村合作医疗保险着手试点,2005 年医疗救助制度建设逐步展开,2007 年城镇居民基本医疗保险启动试点。截止 2011 年底,我国城镇职工医保、城镇居民医保、新农合参保人数合计超过 13 亿人,覆盖城乡居民的基本医疗保险制度的建立标志着我国全民医保体系的确立。近年来,在广覆盖的基础上我国城镇居民医保和新农合的政府补助标准仍在逐步提高,城乡居民大病医保、疾病应急救助制度不断完善,三类居民医疗保险体制的合并建设也正在积极推进中。通过系列制度改革,我国医疗保险体系已趋于成熟,实现城乡统筹指日可待。

医疗保险是通过保险体系对所有参保人健康医疗支出进行风险共担的制度设计。作为政府主导、建立在团结互助

基础上的社会共济制度,基本医疗保险本质上就是一种收入再分配关系(权衡,2006^{[1]53};李亚青,2014^{[2]59})。其制度设计实现了健康者与患病者、年轻者和年老者之间的收入再分配。同时,其准公共品属性和政府财政对弱势群体给予的救助补贴,实质上反映了贫困者和富裕者、弱势阶层和优势阶层之间的收入再分配。然而,学者们近年来的相关研究显示,我国卫生筹资总体上反而加剧了收入不平等,表现出亲富人的再分配效应。其中,农村卫生筹资亲富人的再分配程度高于城市,农村卫生筹资的累退程度大于城市,但农村卫生筹资的水平不平等小于城市(解翌,2010^{[3]42-43})。文献对城镇居民医疗保险、城镇职工医疗保险和新型农村合作医疗保险分别进行的考察显示,各项医疗保险制度的收入分配效应存在差异效果。齐良书对我国新型农村合作医疗的减贫、增收及再分配效果进行的评估表明,新农合不仅具有显著的减贫效果,而且有利于促进农民增收、缩小农村内部收入差距(齐良书,2011^{[4]49})。谭晓婷和钟甫宁则探查了新农合不同

* 收稿日期:2017-07-22

作者简介:刘娜(1980—),女,湖南吉首人,经济学博士,湘潭大学商学院副教授、硕士生导师。

吴翼(1981—),男,湖南岳阳人,硕士,湘潭大学商学院讲师。

基金项目:国家社科基金项目“生育政策调整、住户规模效应与中国家庭收入不平等研究”(项目编号:16BJL041);湖南省社科基金项目“基于农户视角的中国收入分配现状与调控政策优化选择研究”(项目编号:14YBA356);湖南省教育厅创新平台基金项目“基于 Piketty 百分位数结构分析的中国家庭收入不平等研究”(项目编号:17K094)。

① “三纵”指城镇职工基本医疗保险制度、新型农村合作医疗制度和城镇居民基本医疗保险制度。此三种制度为国家组织实施的社会保险制度,是基本医疗保障体系的主体部分,位居“三横”的中间一层。另外“两横”的“底横”为针对困难群众的城乡医疗救助制度和社会慈善捐助,“顶横”则是针对群众更高医疗需求的补充医疗保险和商业健康保险。

补偿模式的收入分配效应。研究结果显示,新农合的补偿更倾向于患病群体,且低收入群体获得的补偿是高于高收入群体的;然而,对城镇居民医疗保险和城镇职工医疗保险的考察却发现二者不同程度地存在着“逆向再分配”现象(谭晓婷、钟甫宁,2010^[5]93-94)。利用广东M、D两市医疗保险数据库进行的研究,李亚青发现城镇职工医疗保险存在着明显的“逆向再分配”,且大城市及发达地区“逆向再分配”程度比小城市或欠发达地区更大,在职群体“逆向再分配”程度比非在职群体表现得更为突出(李亚青,2014^[2]74-75)。臧文斌等人进一步分析了城镇居民医疗保险对居民总消费以及医疗、教育、日常生活等各项消费的影响,发现城镇居民在参保之后家庭年平均非医疗消费额会显著增加,其中受影响最大的是日常生活及其他开支,此外教育开支也受到影响,但住房开支和医疗开支没有显著变化(臧文斌、赵绍阳、刘国恩,2012^[6]69-71)。

上述文献已对我国系列医疗保险制度的收入再分配效应进行了深入研究,但几乎都是以个人为单位展开探讨的。众所周知,中国是深受“家”文化影响的国度,家庭是社会的细胞,亦是历史上承载各项社会、经济、法律活动的基础单位(邓伟志、刘达临,1982^[7]62;周子良,2010^[8]28-29),考察中国经济问题忽略家庭层面必将是有失偏颇的。事实上,在中国普遍以家庭为单位统一预算和支出的行事惯例下,某位家庭成员从某种医疗保险制度中获得的补偿往往对执行统一消费预算的整个家庭都存在事实上的“增收效应”。正是出于此种考虑,在城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险以个人为单位参保的同时,我国新农合也实行了以家庭为单位参保的原则。无独有偶,江苏省镇江市2009年便开始尝试将医保个人账户向家庭账户过渡,新政允许城镇职工医疗保险参保人员使用个人二级账户资金为自己或家人缴纳保费、支付医疗费用、抵冲个人支付、参加健康维护等。几乎同时,我国2010年已开始倡导家庭医生制度^①,该制度一旦全面建立,必将引发诊疗方式的重大转变,伴随而来的是医保支付模式的变革,甚至是整个医疗保险保障体制的变迁。那么,我国医疗保险制度改革究竟会对家庭间收入分配产生怎样的影响?这对政府制定收入调控政策有何积极意义?本文拟尝试将分析视角从个人层面提升到家庭层面,深入考察医疗保险制度改革对我国家庭之间收入再分配的影响。文章接下来的部分安排如下:第二部分是模型设定与数据说明,第三部分为描述统计与实证分析,第四部分为

结论部分。

二、模型设定与数据说明

鉴于“家文化”对我国居民行为决策的深刻影响,本文将尝试从家庭层面剖析我国医疗保险制度改革的收入分配效应。我们拟重点关注两个基本问题:第一,我国医疗保险制度改革对家庭之间的收入分配究竟产生了怎样的影响?第二,随着医疗保险制度改革的推进,我国家庭间收入分配效应呈现着怎样的动态变化?我们的研究特点是:(1)将政府主导的各项医保制度打包,从更为宏观的视角综合考察系列医保制度改革对家庭收入配置的总体作用;(2)样本考察期间拟设定自新世纪之初至今,囊括主要医疗保险制度改革节点^②,超越十年的考察期将有利于更好地展示医疗保险制度改革对我国家庭收入配置影响的动态变化。

本文将借鉴齐良书规避自选择效应的回归方法(齐良书,2011^[4]37),将“是否参保”虚拟变量引入我国医保制度改革收入分配效应研究。为满足政策评价的需要,我们将商业医疗保险等其他医保排除在外,以全国统一实施的城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、农村合作医疗保险及公费医疗改革为考察对象(以下所有医疗保险收入分配效应分析均仅限于此四类医保)。若家庭成员中有人参与了以上四种医保中的一种,便设定该家庭“已参保”^③。秉承文献做法并尊重中国国情,家庭特征、外部特征及年份虚拟变量等被纳入家庭收入估计函数。据此,可建立计量模型如下:

$$\ln Y_{ij} = \alpha + \beta \text{canbao}_{ij} + \gamma_1 H_{ij} + \gamma_2 I_{ij} + \gamma_3 Z_{ij} + \text{year} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, $\ln Y_{ij}$ 为对数形式的家庭总收入(i 为不同家庭; j 为不同年份)。所有收入数据已进行价格平减,调整到2011年水平); canbao_{ij} 为家庭“是否参加医疗保险”的虚拟变量; H_{ij} 是家庭人口构成变量,包含家庭总人口数及其平方项; I_{ij} 是户主人力资本特征系列变量,囊括户主性别、户主年龄及其平方项、户主受教育年限^④; Z_{ij} 为样本家庭外部制度和环境特征变量,含所在村或社区代码、所在省份、城乡地区; year 是年份虚拟变量; ε 为随机误差项。由此,“是否参保”对家庭总收入的影响将集中表现在等式(1)的系数 β 上。

本文拟采用由北卡罗莱纳大学卡罗莱纳州人口中心和中国疾控中心营养与食品安全所合作采集的中国家庭营养健康调查(China Health and Nutrition Survey)数据。该数据始于1988年,涵盖辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州等我国中、东、西部9省(自治区)的城市和农村地区,大约3~4年展开一轮回访调查,现已公布包含2011年在内的共9期数据。CHNS入户调查采集了十分详实的

① 我国在2011年7月出台的《国务院关于建立全科医生制度的指导意见》中,明确指出了健全以全科团队为基础的社区卫生服务模式,建立家庭医生制度,逐步实施基层首诊、分级诊疗。随后,上海市长宁区开展了“全科医师执业方式和服务模式改革”的试点工作。2016年6月6日,国家卫计委发布《关于印发推进家庭医生签约服务指导意见的通知》,要求到2017年,家庭医生签约服务覆盖率达到30%以上,重点人群签约服务覆盖率达到60%以上。根据《通知》要求,截止到底年底,我国将在200个公立医院试点家庭医生签约服务。

② 城镇职工医疗保险改革始于1998年,农村新型合作医疗保险改革始于2003年,城镇居民医疗保险改革始于2007年。

③ “新农合”要求以家庭为单位参保,这并不会对此变量的统计准确性产生实质性影响。

④ 健康状况无疑会对医疗保险的参保行为产生重要影响。但CHNS样本数据中“户主健康状况”变量数值缺损十分严重,因此我们未对户主健康状况加以控制。

收入和医保相关信息,为本文研究的开展提供了可靠的数据基础。在对家庭经济、人口、参保及外部特征进行匹配后,2000、2004、2006、2009、2011年5期混合截面数据共有有效样本5591个家庭。因对我国系列医疗保险制度改革展开综合效果动态评估,Difference in Difference(DID)方法在此并不适用。由于被解释变量“家庭总收入”是连续变量,我们将直接利用最小二乘法(OLS)考察“是否参保”对家庭之间收入分配的影响。因居民参保可能存在自选择效应引起结果偏误,我们将参照贾男、马俊龙(2015)^{[9][82]}的做法,采用“社区参保家庭占比”作为家庭“是否参保”的工具变量(IV)展开2SLS实证分析。

三、描述统计与实证分析

家庭“是否参保”是我们考察的重点,所以首先对样本家庭参与的各类医疗保险种及总体医保参保率展开描述统计。如前述界定,只要家庭中有成员参与了城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、农村合作医疗保险和公费医疗四类中的任意一种,则设定该家庭已参保,即“是否参保”虚拟变量为1,否则为0。

图1是横跨5期(超过10年)5591个样本家庭医疗保险总体参保率的变化示意图,可以看出,与近年来全国医疗保险总体参保率上升趋势相一致,样本家庭的医疗保险总体参保率亦呈逐年上升的趋势,在2009年、2011年还实现了跳跃式增长^①;城乡数据对比显示,2004至2006年间城镇和农村总体参保率呈现了上下交替:2000至2004年区间内城镇家庭参保率明显高于农村家庭,而2006年以后则是农村家庭参与率高于城镇家庭。这一趋势折射出始于2003年的新农合改革及始于2007年的城居保改革对家庭医疗保险总体参保率的影响。随着各类医疗保险的全面铺开,2009、2011年家庭医疗保险参保率有了明显的提升,城乡差异也开始显著收敛,截至2011年已无明显差别。

图2进一步展示了5个调查年份中城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、农村合作医疗保险及公费医疗的样本家庭参保率变化。其中,改革所针对的公费医疗参保率呈显著下降趋势,而城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、农村合作医疗保险等新兴医疗保险参保率均呈逐年上升趋势,这和图1所展示的家庭总体参保率近年来的快速增长趋势相一致。几近“全面覆盖”的家庭医疗保险参保率无疑对居民分散医疗风险起到了积极作用,然而,家庭医疗保险参保率的快速提升会不会对家庭之间的收入分配产生影响呢?

表1数据显示,随着参保家庭数目的增加,2000年到2011年样本家庭总收入水平也呈现了大幅提升。总体而言,参保家庭比未参保家庭总收入更高。这很可能是参保行为为使参保家庭在面临医疗风险时能够减少医疗支出,相当于提高了家庭可支配收入,同时保障的存在可能使参保家庭倾向于承担更大风险,敢于通过风险投资博取更大收益。但数

据统计也暗示,医疗保险的自愿参保原则可能在客观上吸收更多高收入家庭参与医保。家庭医疗保险参保率的逐步提升究竟会对我国家庭之间的收入分配起到何种影响,这还有待严谨的实证分析。

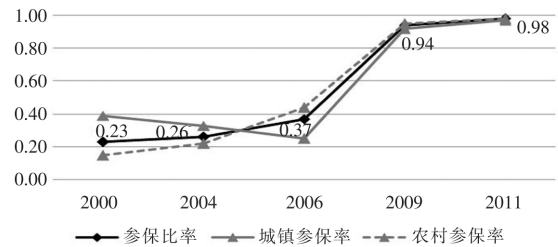


图1 家庭医保参保比率动态变化:总体

备注:上图仅标注出总体参保比率数据值,此参保率包含公费医疗、农村合作医保、城镇职工医保、城镇居民医保四种保险在内,即每个家庭只要参保四中保险中的一种,即记总参保率为参保。

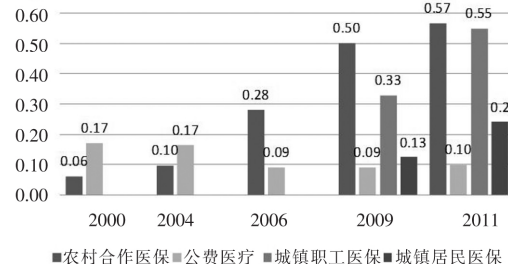


图2 家庭医保参保比率动态变化:分险种

表1 样本家庭医疗保险参保与家庭收入动态变化

年份	已参加医保			未参加医保		
	家庭数	百分比	家庭总收入	家庭数	百分比	家庭总收入
2000	260	0.23	14 085.15	871	0.77	8 178.72
2004	264	0.26	18 582.38	758	0.74	13 927.5
2006	337	0.37	16 879.66	573	0.63	17 674.58
2009	991	0.94	30 610.76	62	0.06	21 676.61
2011	1 439	0.98	50 345.81	36	0.02	43 173.91
合计	3 291	0.56	26 100.76	2 300	0.44	20 926.26

备注:以上收入数据均按照CPI指数调整到2011年水平。

表2是基于式(1)展开的实证分析结果。第一列为不含“已参保”变量时,系列控制变量对家庭总收入影响的OLS回归结果,第二列则增加了“已参保”变量,第三列展示的是以“社区参保家庭占比”为“家庭是否参保”的工具变量进行的2SLS回归结果。可以看到,加入“已参保”变量后,无论是否采用工具变量R²都从0.408上升到0.414,这证实家庭是否有成员参与四类医保对家庭总收入水平确实存在影响。就“社区参保家庭占比”和“家庭是否参保”展开的一阶段OLS回归结果展示见表3。分析表明,工具变量“社区参保家庭占比”在99.2%相关度上解释了原变量“家庭是否参保”,且在1%统计水平上显著。一阶段回归中F值为1

① 需要特别说明的是,CHNS数据历次入户调查均涉及医疗保险相关内容,但在2009、2011最新两次调查中将医保调查问卷进行了调整,阐述上将农村合作医疗保险更新为“新农保”,并明确了“城镇职工医疗保险”和“城镇居民医疗保险”。调查上的调整和新农保及城镇居民医疗保险改革在全国全面铺开使得2009、2011样本家庭参保率有明显的提升。

231.07, R^2 为 0.761 2、P 值为 0.000 0, 其中 Cragg-Donald Wald F 值为 5 997.598, 显著大于 10。这表明“社区参保家庭占比”是“家庭是否参保”良好的工具变量。若无特别说明, 本节后续回归都将采用 2SLS 分析, IV 一阶回归 F 值及 R^2 将在结果表中给出。综合上述分析, 全样本回归分析表明: 家庭成员参与政府主导的四类医疗保险对家庭总收入确有显著的提升作用, 其综合影响达到 23.1%。

表 2 参与医保对家庭总收入的影响
(全样本)

VARIABLES	(1) OLS	(2) OLS	(3) 2SLS
	无参保信息	无 IV	有 IV
已参保		0.280*** (0.037 9)	0.231*** (0.052 2)
家庭人口	0.412*** (0.039 2)	0.403*** (0.039 0)	0.405*** (0.039 1)
家庭人口平方项	-0.0311*** (0.004 97)	-0.0299*** (0.004 95)	-0.0301*** (0.004 95)
户主性别	-0.0670* (0.037 0)	-0.0644* (0.036 8)	-0.0648* (0.036 8)
户主年龄	0.00306 (0.007 19)	0.00299 (0.007 15)	0.00301 (0.007 16)
户主年龄平方项/1 000	0.0113 (0.064 9)	0.00647 (0.064 5)	0.00730 (0.064 6)
户主受教育年限	0.0676*** (0.003 74)	0.0647*** (0.003 74)	0.0652*** (0.003 76)
所在社区	-0.000283*** (2.68e-05)	-0.000292*** (2.67e-05)	-0.000290*** (2.68e-05)
所在省份	2.823*** (0.268)	2.908*** (0.267)	2.893*** (0.268)
城乡变量	0.456*** (0.031 5)	0.460*** (0.031 3)	0.459*** (0.031 3)
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes
R^2	0.408	0.414	0.414
P	0.000 0	0.000 0	0.000 0
N	5 422	5 422	5 422

备注: ***, * 分别表示在 1%、10% 统计水平上显著。

表 3 参与医保对家庭总收入的影响
(2SLS 一阶段回归)

VARIABLES	家庭是否参保 (已参保)
社区参保家庭占比	0.992*** (0.012 8)
家庭人口	0.014 2 (0.009 65)
家庭人口平方项	-0.001 57 (0.001 22)
户主性别	-0.003 82 (0.009 10)
户主年龄	-2.14e-05 (0.001 77)
户主年龄平方项/1 000	0.011 4 (0.016 0)

VARIABLES	家庭是否参保 (已参保)
户主受教育年限	0.004 74*** (0.000 922)
所在社区	1.01e-05 (6.61e-06)
所在省份	-0.101 (0.066 1)
城乡变量	-0.013 2* (0.007 75)
年份虚拟变量	Yes
F 值	1 231.07
R^2	0.761
P	0.000 0
Cragg-Donald Wald F 值	5 997.598
N	5 422

备注: ***, * 分别表示在 1%、10% 统计水平上显著。

然而, 我们所考察的四类医保制度在参保方式、缴费标准、保险待遇等方面存在较大差异。为剖析不同参保类型对家庭收入分配可能产生的异质影响, 我们区分四类医保展开了进一步的分析, 2SLS 回归结果如表 4 所示。跨越十年的综合分析显示, 公费医疗、城镇职工医保、城镇居民医保对家庭总收入水平都存在着 1% 统计水平上的显著影响, 其影响程度分别为 32.3%、23.5% 和 13%。然而, 农村合作医疗却没有对家庭总收入水平产生显著影响。结合图 2 展示的分险种家庭医保参保比率动态变化可知, 新农合家庭参保率直至 2009 年和 2011 年才快速上涨。而相对其他医保制度, 新农合在保障范围和水平上都是相对较低的(王丽丽、孙淑云, 2016^{[10]125}), 加之农民工群体在新农合报销上有诸多限制, 其程序不够便利(秦雪征、周建波、辛奕、庄晨, 2014^{[11]65}; 贾男、马俊龙, 2015^{[9]89}), 这很可能使新农合在实际使用率上打折扣。对公费医疗而言, 虽然十年间的参保率有些许下降, 但基于公费医疗在参保群体上的限制以及相对宽泛的保障范围和较高的保障水平, 其对家庭收入的影响效果位列四类医保之首是可以理解的。但是, 十二五规划伊始全国各地已开始逐步取消公费医疗制度, 公费医疗行将退出历史舞台, 其对我国家庭收入不平等的影响也将逐步消失(曾金冬, 2012^{[12]6})。而处在中位的城镇职工医疗保险和城镇居民医疗保险则发挥着相对稳健的收入补偿效应, 随着参与率的逐步提升, 城镇职工医疗保险和城镇居民医疗保险在提升城镇家庭收入水平上将起到越来越重要的作用。综合而言, 我国在农村地区实行的新型农村合作医疗制度在农民参保权益、医保承保水平等方面仍亟待提高, 应着重解决新农合制度改革中存在的现实困难和问题, 使农民便利地享受新农合的制度保障。

表 4 参与不同的四类医保对家庭总收入的影响: 2SLS 回归

VARIABLES	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS
	有 IV	有 IV	有 IV	有 IV
公费医疗	0.323***			
已参保	(0.044 7)			
城镇职工		0.235***		
医保已参保		(0.043 6)		
城镇居民			0.130***	
医保已参保			(0.053 4)	
农村合作				-0.020 0
医疗已参保				(0.037 9)
家庭人口	0.396***	0.364***	0.398***	0.422***
	(0.039 3)	(0.041 0)	(0.040 0)	(0.039 9)
家庭人口	-0.028 9***	-0.026 4***	-0.030 2***	-0.032 3***
平方项	(0.004 98)	(0.005 19)	(0.005 06)	(0.005 06)
户主性别	-0.049 0	-0.002 90	-0.059 8	-0.035 4
	(0.037 1)	(0.038 9)	(0.037 7)	(0.037 9)
户主年龄	0.007 58	0.002 13	0.001 68	0.007 87
	(0.007 23)	(0.007 48)	(0.007 33)	(0.007 35)
户主年龄	-0.048 4	-0.001 38	0.017 9	-0.042 1
平方项/1000	(0.065 7)	(0.067 5)	(0.066 1)	(0.066 4)
户主受教育	0.057 6***	0.052 5***	0.068 4***	0.061 1***
年限	(0.004 13)	(0.004 13)	(0.003 81)	(0.003 92)
所在社区	-0.000 257***	-0.000 161***	-0.000 245***	-0.000 180***
	(2.72e-05)	(3.01e-05)	(2.78e-05)	(3.14e-05)
所在省份	2.562***	1.597***	2.443***	1.789***
	(0.272)	(0.301)	(0.278)	(0.314)
城乡变量	0.382***	0.297***	0.403***	0.291***
	(0.034 1)	(0.035 9)	(0.032 9)	(0.040 5)
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
一阶回归系数	0.934	0.778	0.931	0.926
一阶 F 值	132.65	356.59	157.04	459.13
一阶 R ²	0.255 7	0.480 1	0.289 1	0.543 1
一阶				
Cragg -Donald	887.252	1 103.313	1 259.792	1 546.480
Wald F				
R ²	0.409	0.359	0.385	0.388
P	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
N	5 422	5 422	5 422	5 422

备注: ***, * 分别表示在 1%、10% 统计水平上显著。上述区分四类医保的回归分析中, “家庭是否参保”(已参保) 变量均使用相应医保类型的“社区参保家庭占比”作为工具变量。例如“已参保公费医疗”变量采用了“社区参加公费医疗家庭占比”为工具变量。

相对于综合影响效果, 笔者其实更关注“是否参保”在 5 个调查年份(2000 年到 2011 年) 间对提升家庭总收入水平作用效果的动态差异。表 5 显示, 2000 年到 2011 年间“是否参保”对提升家庭总收入存在着统计显著性和绝对数值大小上的双重“U”型影响。2006 年之前, 参与医疗保险对家庭总收入水平的影响是显著递减的, 此时期城镇职工医疗保险制度改革持续进行, 公费医疗在医疗保险体系中所占比重锐减, 新农保开始逐步实施。在我国医疗保险制度改革新老体系交替的关键阶段里, “是否参保”对家庭总收入的提升

作用受到了一定影响。而随着始于 2007 年的城镇居民医疗保险制度改革等的全面铺开, 政府主导的系列医疗保险迅速实现高覆盖, 使其对家庭总收入的提升作用迅速回升。依据表 6 中不同收入组及其城乡差异可以进一步探知, 我国医疗保险体系的收入转移效应主要集中在低收入家庭, 且边际上对农村家庭的影响大于城镇家庭。这表明, 持续推进的系列医疗保险制度改革对缓解我国严峻的收入差距具有积极的调节作用。

表 5 参与医保对家庭总收入的影响: 2SLS 回归
(5 个调查年份)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2000	2004	2006	2009	2011
已参保	0.555***	0.237**	0.027 8	0.495**	0.913***
	(0.099 5)	(0.109)	(0.097 1)	(0.244)	(0.346)
家庭特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
外部特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
一阶 F 值	160.75	131.31	115.69	39.49	44.94
一阶 R ²	0.625 9	0.565 2	0.563 8	0.275 2	0.235 2
R ²	0.290	0.223	0.232	0.240	0.253
P	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
N	972	1 021	906	1 051	1 472

备注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

在家庭收入 2SLS 回归基础之上, 我们拟采用 G·Field 分解技术^①就医疗保险参保行为对家庭之间的收入差距可能产生的影响展开进一步探讨。我们将重点考察“是否参保”对家庭收入不平等的影响程度, 同时基于户主数据考察受教育年限的影响, 以检验分析的稳健性。

表 6 参与医保对家庭总收入的影响: 2SLS 回归
(不同收入组及城乡差异)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低收入组	中等收入组	高收入组	城镇	农村
已参保	0.203***	0.004 77	-0.187	0.260***	0.295***
	(0.062 2)	(0.023 9)	(0.125)	(0.051 0)	(0.053 5)
家庭特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
外部特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
一阶 F 值	624.22	184.66	132.75	306.33	1 138.39
一阶 R ²	0.737 8	0.679 7	0.638 3	0.665 9	0.813 4
R ²	0.125	0.080	0.111	0.410	0.360
P	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
N	3 121	1 233	1 068	2 012	3 410

备注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 统计水平上显著。

表 7 展示了基于 G·Field 分解的我国家庭收入基尼系数动态变化。第一行第二列到第六列分别展示了“是否参保”对当期基尼系数的解释份额, 即 2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年, “是否参保”对家庭之间收入

① Field Gary S. Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the United States[R]. Working Paper, 2002(10).

不平等的贡献程度分别为5.54%、1.18%、-0.1%、0.13%和0.23%。这呈现出与前述区分年份的2SLS回归相一致的“U”型变化。特别注意的是,2006年“是否参保”对家庭收入不平等的贡献出现了负值,即在2006年“是否参保”对缩小我国家庭之间的收入差距产生了积极影响。但是,其他年份“是否参保”对家庭收入不平等却存在着或多或少的正向贡献。数值上看,2006年以前,以公费医疗为代表的原有医疗保险体系对家庭收入不平等的贡献较大,改革以后的新医疗保险体系则侧重“广覆盖”,对收入不平等起到了积极的缓解作用。然而,随着新型农村合作医疗、城镇居民医疗保险的推进,在2009年和2011年“是否参保”对收入不平等的贡献中又反负为正,数值上虽然极小,但却显现在收入差距扩大上逐步增加的贡献度,这一现象值得高度关注;表7第一行第七列到第十列则展示了“是否参保”对不同时期基尼系数变动的解释份额。可以看到,“是否参保”对四时期收入差距变动的影响也展现出“U”型变化。00~04时期是医疗保险制度改革的初期,“是否参保”对缩小收入差距发挥了积极作用,这有可能受益于对公费医疗这种存在严格参保范围限制制度的废黜。但在04~06时期,我国医疗保险制度改革处在破旧立新的关键阶段,改革自身引发的不稳定和变革一定程度上导致了收入不平等的产生。随着新农合、城居保等制度的逐步建立,我国新型医疗保险体系初现端倪,其对收入不平等产生的抑制作用越来越强。由此我们看到,“是否参保”对收入差距的正向贡献在04~06时期、06~09时期逐步减缓,直至09~11时期显现出缩小收入差距的良好效果。随着全民医保体系的全面建立及对医疗保障支持力度的不断增强,我们有理由期待全新的医保体系在缩小我国收入差距上发挥更有效的作用。

表7 我国家庭总收入基尼系数变动分解:G·Field分解^①

VARIABLES	S ⁰⁰	S ⁰⁴	S ⁰⁶	S ⁰⁹	S ¹¹
是否参与 医疗保险	5.54	1.18	-0.1	0.13	0.23
户主受教 育年限	5.88	11.62	11.22	9.36	12.22

VARIABLES	π (00~04)	π (04~06)	π (06~09)	π (09~11)
是否参与 医疗保险	-75.78	54.59	23.08	-5.87
户主受 教育年限	73.17	28.31	-36.52	-42.24

备注:S为相关变量对总体收入不平等的解释份额, π 为各变量对不同时期收入差距变动的解释。

为考察上述分析的稳健性,我们进一步观察“户主受教育年限”的影响。表7第二行展示了“户主受教育年限”对家庭收入不平等的解释份额。户主受教育年限对

当期基尼系数的解释度(第二列到第六列)均为正值,且数值上有小幅波动,这说明总体上户主受教育年限存在拉大当期收入差距的作用。从不同时期基尼系数变化的贡献度来看,户主受教育年限的贡献存在由正转负的变化趋势,即户主受教育年限对家庭间跨期收入不平等的作用由拉大收入差距转变为缩小收入差距。上述讨论结果和罗楚亮与王亚柯利用CHIPS数据对我国1995—2007年收入不平等因素分析结果(罗楚亮、王亚柯,2012^{[13]77})趋势上是完全一致的,因此,本部分基于G·Field分解技术就家庭是否参与医疗保险对家庭收入差距的影响分析是可以置信的。

四、结论

利用CHNS2000到2011年5期混合截面数据,本文考察了我国医疗保险制度改革对家庭间收入分配的动态影响。2SLS全样本回归显示,家庭成员医保参保行为(含政府主导的医疗保险城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、农村合作医疗保险及公费医疗四类医疗保险)对其家庭总收入水平产生了显著的正向影响,其中公费医疗、城镇职工医保、城镇居民医保作用效果逐次降低。这表明,风险分担机制使我国医疗保险制度体系总体上具备良好的家庭收入再分配调节功能。2000到2011年动态分期考察进一步显示,“是否参保”对家庭总收入存在从统计显著性到绝对数值上的“U”型影响。这说明,医疗保险制度改革进程本身对其家庭收入调节作用产生了一定负向影响。区分不同收入组及城乡差异的回归结果进一步表明,我国医疗保险制度体系的收入补偿效应主要集中于低收入家庭,且对农村家庭的影响高于城镇家庭。在农村地区内部收入差距持续高于城镇地区内部的现实背景下,持续推进医疗保险制度改革必将有利于缓解我国严峻的收入差距形势;基于G·Field分解技术的研究进一步发现,2006年以前以有严格参保范围限制的公费医疗制度为代表的老医保体系对家庭收入不平等的贡献程度较大。改革后的新医疗保险体系对缓解我国收入不平等起到了积极作用,然而随着新型农村合作医疗和城镇居民医疗保险的逐步推进,是否参保在2009年和2011年对收入不平等的贡献再次反负为正,且显现出在收入差距扩张上逐步增大的贡献率,这一现象值得高度重视。受到数据基础的严格限制,我们无法采用DID等分析方法对“是否参保”的家庭分配效应展开综合考察,但本文仍不失为是从家庭层面探讨我国医疗保险制度改革收入再分配效应的一次尝试。跨期逾十年的综合考察明确证实,我国系列医疗保险制度改革对居民家庭收入具有显著的提升作用,这对我国医疗保险制度改革的进一步推进亦具有重要的政策参考价值。

基于前述新农合制度的家庭收入分配效应分析,我们建议:(1)应全面实施强制参保,谨防医保收入补偿效应拉大收入差距。研究表明,我国近十年来的医保制度改革并未展

^① 因本文侧重于对我国医疗保险制度体系进行综合考察,区分四类医保制度的家庭收入差距G·Field分解分析将在后续的分项研究中陆续展开。

现出对收入差距显著、一致的收敛作用。这不排除是大部分医保制度实施“自愿参保”^①给投保人过大“自选”空间,造成高收入家庭更多享受制度福利却“遗漏”抗风险能力较低的低收入家庭,形成事实上拉大收入差距的效果。因此,即使在全国医疗保险具有较高参与率的现实背景下,也应考虑实施全面强制参保。(2)快速高效地推进医保制度改革,把改革进程的负效应降到最低。研究表明,十年来我国医疗保险制度改革具有总体上显著的家庭收入转移效应,但伴随医保改革进程,此收入转移效应呈U型动态变化。可见,医疗保险制度改革进程本身对改革的收入分配效应是有负向影响的。因此,政府应快速推进改革进程,努力将改革本身的负效应降到最低。(3)鉴于不同医保制度对家庭收入水平存在异质影响,改革的推进应有所侧重和适度倾斜。应通过稳定参保率、逐步提高保障范围和水平进一步巩固并扩大城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险发挥的稳健的收入补偿效应。着重解决新型农村合作医疗推进中存在的现实困难和问题,在农民参保权益、医保承保水平等方面加大投入,使农民便利地享受新农合制度的保障。(4)鉴于传统文化对国人行为决策的深刻影响,在制定和实施包括医疗保险在内的各项制度、政策时应考虑从家庭层面展开预判和评估,提高政策的针对性和有效性。

参考文献:

[1] 权衡. 收入分配与社会和谐[M]. 上海: 上海社会科学院出版社, 2006.

- [2] 李亚青. 城镇职工基本医疗保险的“逆向再分配”问题研究——基于广东两市大样本数据的分析[J]. 广东财经大学学报, 2014(5).
- [3] 解亚. 中国卫生筹资的再分配效应[J]. 人口与发展, 2010(4).
- [4] 齐良书. 新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(8).
- [5] 谭晓婷, 钟甫宁. 新型农村合作医疗不同补偿模式的收入分配效应——基于江苏、安徽两省30县1500个农户的实证分析[J]. 中国农村经济, 2010(3).
- [6] 臧文斌, 赵绍阳, 刘国恩. 城镇基本医疗保险中逆向选择的检验[J]. 经济学(季刊), 2012(1).
- [7] 邓伟志, 刘达临. 家庭社会学讲座: 人人都来关心家庭社会学[J]. 社会, 1982(1).
- [8] 周子良. 中国传统社会中“户”的法律意义[J]. 太原理工大学学报(社会科学版), 2010(3).
- [9] 贾男, 马俊龙. 非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J]. 管理世界, 2015(9).
- [10] 王丽丽, 孙淑云. 保大还是保小: 新型农村合作医疗的难题与破解[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2016(1).
- [11] 秦雪征, 周建波, 辛奕, 庄晨. 城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例[J]. 中国农村经济, 2014(2).
- [12] 曾金冬. 截至今年初, 八成省份已取消公费医疗[J]. 理论导报, 2012(6).
- [13] 罗楚亮, 王亚柯. 城镇居民收入差距扩张及其因素的经验分析[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2012(3).

责任编辑: 廖文婷

On the Household Distribution Effects of Medical Insurance Reform in China CHNS 2000–2011

LIU Na, WU Yi

(Business School, Xiangtan University, Xiangtan Hunan 411105, China)

Abstract: Based on the pooled cross-sectional data of CHNS 2000–2011, this paper gives a test on the household distribution effect of medical insurance reform in China. 2SLS regression analysis indicates that, those families in which family members bought medical insurance tend to have higher household income thoroughly. As free medical care system, urban employee medical insurance system, and urban resident medical insurance system are in rank, the marginal positive effect decreases gradually. Considering whether the family bought insurance or not, the impact of insurance on total family income has a “U” change from statistical significance to absolute figure. In addition, the study based on the G • Field’s decomposition analysis demonstrates that, medical insurance reforms play a positive role in narrowing income gap, however, in recent years, it also make positive contributions to widening income gap. Our government should implement medical insurance compulsorily, beware of the effect of medical insurance income compensation to widen the income gap, and boost reforms efficiently to lower the negative effects to the minimum.

Keywords: medical insurance reform; income distribution; household; G • Field’s composition analysis

① 我国现有医保参保制度中除城镇职工医疗保险要求强制参保外, 城镇居民医疗保险、农村合作医疗保险均实施自愿参保。