

医保政策精准扶贫效果研究*

——基于 URBMI 试点评估入户调查数据

黄 薇

内容提要: 本文基于精准扶贫的视角并以家庭为考察对象,采用处理效应模型对现有城镇居民基本医疗保险制度(城居保)的扶贫效果进行了综合评估,并对大病冲击下城居保对不同阶层的收入影响及其滞后效应进行了动态分析。研究发现,城居保政策对低收入城镇家庭具有明显的扶贫效果,尤其是对受到大病风险冲击的困难家庭,在避免出现因病致贫、因病返贫问题上能够起到显著的缓解作用,而且这种作用随着时间延续并通过影响家庭教育培训支出和劳动力健康状况还有进一步增强的趋势,但其扶贫效果在不同收入家庭具有明显的异质性特征,对中高收入参保家庭的影响尤甚,出现了“目标上移”现象,扶贫的精准性与预期存有差距,这为未来的精准扶贫工作指明了改进方向。

关键词: 城镇居民基本医疗保险 收入 精准扶贫 目标上移

一、引言

党的十八大以来,习近平总书记就新时期扶贫开发发表了一系列重要讲话,提出“实施精准扶贫、精准脱贫,因人因地施策,提高扶贫实效”的工作部署,强调将扶贫资源真正瞄准贫困目标人群,使得真扶贫、扶真贫,形成了以精准扶贫为核心的扶贫开发重要战略思想。2003年和2007年,我国针对农村人口和城镇非就业人口分别建立了新型农村合作医疗(新农合)制度和城镇居民基本医疗保险(城居保)制度。^①随着新医保政策覆盖范围的不断扩大和保障水平的稳步提高,在保障城乡贫困低收入人群享有基本医疗卫生服务,防止因病致贫、因病返贫方面发挥了重要作用,成为最直接有效的减贫方式。然而,在城镇化和去产能过程中所产生的“夹心层”——贫困城镇居民并未如同农村贫困人口一样享有扶贫政策救助,其中以少年儿童、学生以及未参加城镇职工基本医疗保险(城职保)的灵活就业人员、劳动年龄未就业人员、农民工、非公经济就业人员等群体为主的城居保参保对象,因缺乏稳定收入来源使得其抵御风险的能力更低,面对疾病风险冲击往往使得整个家庭随时陷入贫困或贫困恶化,导致家庭贫困脆弱性程度的加深,甚至出现贫困脆弱的代际传递现象,已成为不可忽视的社会问题。

在此背景下,本文利用2007—2011年“城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据”(URBMI)的微观数据,分析城居保政策对家庭收入的影响,特别是对于受到灾难性医疗风险冲击的家庭是否产生了作用,进而考察其不同收入阶层家庭影响的异质性,以评估城居保政策对城镇家庭精准扶贫的效果。考虑城居保制度是以家庭缴费为主、政府给予适当补助的非强制性社会医疗保险,相关研究必然面临潜在参保个体是否参保的自我选择所带来的干扰,为解决样本选择过程中可能产生的选择性偏差问题,消除个体不随时间变化的特征,本文采用处理效应模型(treatment

* 黄薇,对外经济贸易大学保险学院,邮政编码:100029,电子信箱:huangweiuiibe@126.com。作者感谢国家“万人计划”青年拔尖人才和国家自然科学基金项目(71373044)的资助,感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

^① 2016年1月,国务院印发《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》(国发〔2016〕3号),要求整合“城居保”和“新农合”两项制度,建立统一的城乡居民基本医疗保险(城乡居民医保)制度。

effect model) 评估城居保政策对不同收入群体的扶贫精准程度,并在此基础上考虑城居保政策发挥效果可能存在的时滞,使用滞后一期的面板数据模型动态考察城居保对家庭收入的影响。

本文的创新和贡献主要在以下三个方面:一是首次以城居保为研究对象直接考察医保政策对居民家庭收入产生的影响,并且探讨了这种影响可能的传导渠道和作用机理;二是比较城居保政策对不同收入水平家庭的扶贫效果,并对其滞后效应进行了动态分析;三是讨论了在大病风险冲击下城居保对不同收入水平家庭抵御风险能力的影响,进一步评估了医保制度扶贫效果的精准性。

二、文献综述与理论假设

理论界认为,较低收入和高额医疗支出的矛盾会导致家庭入不敷出、债务累累,短期的大病风险冲击就可能致低收入家庭陷入长期的贫困(Van Damme et al., 2004; Annear et al., 2007)。而且,低收入家庭由于不得不放弃必要的医疗救治,生活质量和健康状况进一步恶化,加剧了贫困发生的概率,陷入了恶性循环的反复(Wagstaff, 2002; Das et al., 2008),而社会医疗保险可以有效解决低收入家庭的因病致贫、因病返贫问题(Levine, 2008; Chen & Jin, 2012)。具体来说,加入社会医保的家庭中,劳动适龄人口可以通过提高医疗服务利用程度以及健康意识和护理水平来改善其个人健康状况,非劳动适龄人口(老人和孩子)可以通过减少个人医疗实际支出减轻家庭赡养/抚养负担(Shin and Moon, 2007; Wagstaff et al., 2009b)。进一步地,对劳动适龄人口健康状况的改善可以带来收入的“增强效应”和“稳定效应”(Hamid et al., 2011)。其中,在“增强效应”下,劳动力健康状况改善被认为可以通过获得较高的劳动效率和提供更多的劳动供给来增加其收入;在“稳定效应”下,劳动力健康状况改善不仅可以弥补因为疾病所损失的劳动时间,而且从长期看可以减少身体疾病所带来的医疗费用开支,降低对未来收入影响的不确定性。家庭劳动力收入的改善,加之社会医保帮助其对家庭非劳动力赡养/抚养负担的减轻,可以促使家庭有能力扩大人力资本和物质资本投入以获得更高的收入水平(Sauerborn et al., 1996)。进而,家庭整体生活质量和健康营养水平提升,有效降低了家庭脆弱性程度,提升了抵御风险的能力,释放了更多预防性储蓄可用于扩大生产投资和资本经营(Kochar, 2004)。这些影响的叠加可以进一步有效提升家庭收入水平,降低家庭陷入贫困的可能性,使得扶贫效果显现,形成了良性发展的循环。

基于此,随着医保政策的实施和推广,很多学者对医保政策的健康影响和消费影响进行了广泛评估。由于医疗保险能够通过健康状况、劳动效率、劳动供给、生活消费、人力资本投资、生产投资等多渠道作用于居民的收入增加(齐良书, 2011),分析医保政策对影响收入主要渠道的文献逐渐增多:一方面考察医保政策是否能够改善居民的健康状况,从而有助于增加劳动供给、提高劳动效率以获得更高的收入。潘杰等(2013)发现医疗保险制度可以促进参保居民的健康水平的提高,并对弱势群体有相对更大的优势,然而,胡宏伟和刘国恩(2012)却并没有发现城居保能够显著促进城镇居民健康,周钦等(2016)也认为均等化补偿制度下的城居保造成低收入参保人受益的劣势并加剧了健康的不公平。相关文献得到的结果不一致在于健康度量、目标人群和识别方法选择的不同,这可能与医保和个人健康交互影响造成了因果关系识别的困难有关(潘杰和秦雪征, 2014)。另一方面,考察医保政策是否能够减轻居民对医疗费用的负担,进而促进居民非医疗消费支出的增加,把原先用于应付健康风险的经济资源用于人力资本投资或生产投资以获得更高的收入。虽然现有实证研究有关医疗保险对居民非医疗消费支出具有显著促进作用的结论较为一致(甘犁等, 2010; 白重恩等, 2012; 邹红等, 2013; 何兴强和史卫, 2014),但Wagstaff et al. (2009a)、程令国和张晔(2012)、臧文斌等(2012a)的研究并未发现医疗保险对居民的医疗类消费存在显著影响或是给直接医疗支付带来显著下降。由此可见,已有研究试图通过医保政策对居民健康状况或是医疗费用负担的影响来评估其对居民的福利效应和扶贫效果尚缺乏足够的经验证据,对医保政策是否显

著影响居民收入还无法得出明确的判断。

为了准确评价医保政策对居民收入的影响,少数研究进行了直接估算。齐良书(2011)使用2003—2006年覆盖全国30个省区的面板数据,发现参加新农合能够显著提高农民收入,不仅能在农户层面上显著降低贫困发生概率,而且能在省区层面上显著降低贫困率,减贫效果明显。杨文等(2012)也认为社会医疗保险等保障性公共服务能够直接和间接发挥缓解贫困作用,有效降低农村家庭脆弱性。但解歪(2008)实证检验了1989—2006年医疗保险对中国城乡家庭的反贫困效应,发现医疗保险补偿后,城乡患病家庭的贫困并没有减轻,医疗保险在减少贫困上的作用很小。而白重恩等(2013)的结果则表明新农合对于不同分位人群收入的影响方向和大小有显著异质性,最低收入和少数最高收入人群在参合后收入水平受损,中高收入人群则从参合中获益。

从上述研究可以看到,医保政策对居民收入产生正面影响以实现扶贫效果的可能性是存在的,但很难得到较为统一的结论。受限于数据来源的可得,大部分研究侧重新农合对农村居民收入的影响开展实证检验,而且主要使用2006年及以前年份的微观数据。^①虽然已有研究发现城居保有利于促进参保个人的健康,对社会经济状态较差的人群影响更大(潘杰等,2013),且会显著增加家庭非医疗消费,尤其是对低收入家庭的教育开支影响较大(臧文斌等,2012a),这都为城居保通过改善参保对象,尤其是劳动适龄参保人口的健康状况、就业能力等问题进而影响家庭收入水平提供了可能性,但尚未有研究直接关注城镇基本医保政策对家庭收入的影响,尤其是考察城居保在缓解城镇家庭因病致贫、因病返贫所发挥扶贫作用的研究尤为有限。

本文通过研究试图回答和解决以下几个问题:一是城居保政策对城镇家庭居民整体的扶贫效果如何?二是城居保政策对不同收入群体的扶贫效果是否存在显著的差异?三是城居保政策是否会面临灾难性医疗风险冲击而可能导致因病致贫、返贫的家庭起到缓冲作用?在此基础上,基于以上理论分析,提出如下研究假设:

假设1:城居保对城镇居民家庭的收入状况总体具有显著的正向影响。

如上述理论分析所述,社会医保能够通过健康状况的改善来促进家庭人力资本和物质资本投入进而对收入产生影响,但考虑不同收入阶层的家庭状况不同,尤其是其所拥有的家庭资本和实力差距较大,社会医保对健康、资本、消费、储蓄等所产生的叠加效应在不同收入家庭可能会产生显著不同。因此,本文提出第二个假设:

假设2:城居保对不同收入阶层城镇居民家庭收入的影响存在显著差异。

相比高收入家庭而言,低收入家庭抵御风险的能力更弱,特别是面对大病风险冲击下的承受能力更差,社会医保对家庭收入长期性的“增强效应”和“稳定效应”不足以抵御短期性的大病医疗支出负担,则扶贫的“精准性”效果仍旧无法显现。因此,本文提出的第三个假设如下:

假设3:大病风险冲击下,城居保对不同收入阶层的扶贫效果存在显著差异。

三、计量模型与数据

(一) 样本及数据来源

本文研究所用数据来自城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据(URBMI)。该调查始于2007年,采用多阶段、概率与规模成比例抽样(PPS)方法,在全国选取包头、常德、成都、吉林、绍兴、厦门、西宁、乌鲁木齐和淄博等9个具有代表性的城市进行了有关城镇居民基本医疗保险覆盖情况和实施效果的入户调查,获取了详细的人口特征、健康状况、医疗花费、医疗保险以及家庭经

^① 卢盛峰和卢洪友(2013)基于1989—2009年“中国健康与营养调查(CHNS)”入户调查数据进行了实证检验,但其侧重于考察政府救助对居民户贫困状况的影响效应,户主是否有医疗保险仅作为居民户特征予以考虑,且未区分医疗保险的具体类别。

济状况等微观数据。随后,2008—2011年共进行了4期跟踪调查,为此,本文的样本周期为2007—2011年。从年龄分布的情况来看,劳动适龄人口的参保人员是城居保政策涵盖的主流人群,其参保比例呈现出一定的上升趋势;从就业情况看,参保人员主要为无业或者学生,但正式员工、临时工、钟点工、个体及自由职业者等群体的比例在逐年增长,非就业人员则在逐年减少^①。这也意味着城居保政策如果能够发挥预期作用,将使得参保家庭收入以及分担风险的能力有所提高。

在该样本周期内,为了准确评估城居保对城镇家庭的扶贫效果,剔除其他类型社会医疗保险和商业医疗保险可能产生的影响,本文选取样本仅考虑家庭成员只参加城居保或无任何医保的情况,在剔除数据存在缺省值和非正常观察值之后,最终确定的混合截面样本共包括7752个家庭观察值(2007—2011年每年的家庭观察值分别为1869、1582、1217、1355、1729),涉及4445户家庭,其中,4870个家庭观察值至少有1名成员参加并仅参加了城居保,2882个家庭观察值无参加任何类型的医保^②。

(二) 模型设定及变量选取

如前文所述,由于城镇家庭参加城居保是自愿性质的,因此存在选择性偏差问题,为考察是否参加城居保对城镇家庭收入的可能影响,传统OLS回归会导致结果存在偏误。为此,本文借鉴Heckman(1976,1979)、Greene(2003)的做法,采用处理效应模型(treatment effect model)解决样本选择过程中可能产生的选择性偏差问题:

回归模型:

$$Y_i = a_i + \beta I_i + \alpha X_i + \delta W_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\text{选择模型: } I_i^* = Z_i \gamma + \eta X_i + u_i \quad (2)$$

$$I_i = 1 \text{ if } I_i^* > 0 \text{ and } I_i = 0 \text{ if } I_i^* \leq 0$$

$$\text{Prob}(I_i = 1 | Z_i) = \Phi(Z_i \gamma) \quad (3)$$

其中,在回归模型中, Y_i 为家庭年人均实际收入(incomep),包括工资(含奖金、退休金)、买卖经商、亲戚朋友资助和财产性收入等主要来源(不包括政府救济和补助),考虑样本家庭差异性较大,为消除异方差的影响,回归中进行对数转换处理; I_i 代表是否加入城居保的虚拟变量(bmi),bmi=1表明家庭成员加入且仅加入了城居保,家庭无其他类型医疗保险,bmi=0表明家庭无任何类型医疗保险; X_i 为家庭特征控制变量,其中,家庭规模(family)、老年人和未成年人占比(seniorrate和minorate)反映了家庭规模和结构等人口特征;人均住院花费(sickexpenp)反映了家庭医疗经济风险的程度(取对数);户主特征则包括了户主的性别(bossmale)、年龄(bossage)和受教育程度(bossedu),以上因素已被研究证明会对家庭收入产生显著的影响(齐良书2011;白重恩等2013);劳动力是家庭收入的主要来源,劳动力男性占比(malerate)、年龄(aveage)、教育程度(aveedu)以及健康状况(avehealth)等劳动力特征也是决定家庭收入的重要因子(段景辉和陈建宝2009)。此外,考虑调查问卷时间周期跨度和选取的9个城市存在较大差异,回归中还考虑了地区特征变量(W_i)和年份固定效应,具体包括家庭所在城市人均GDP(gdpp)和人均储蓄余额(savingp)等反映地区经济发展水平和居民富裕程度的指标(均取对数)以及年度虚拟变量,以控制各试点城市之间的政策差别以及样本周期内政策的总体变化。

^① 人力资源社会保障部发布的2011年全国社会保险情况显示,截至2011年底,我国城居保参保人数为22116万人,比上年末增加2588万人,其中参加城居保的农民工人数为4641万人,比上年末增加58万人,与URBMI样本基本一致。

^② 受限于问卷,按照标准筛选出的样本中有2586户家庭仅有1年的数据,无法进行持续跟踪研究,为此本文选择采用混合截面样本数据进行分析,后文在进一步研究中也对其余1859户可持续跟踪的家庭采用面板数据形式进行了分析。

在选择模型中,在对家庭成员是否参加城居保具有显著影响的诸多因素中,除上述家庭特征变量 X_i 外,还应包括取对数后的人均医疗保健支出 (medconsump) 等家庭医疗负担指标 (薛新东和刘国恩 2009)。此外,考虑城居保选择可能带来的内生性问题,在借鉴 Schultz & Tansel (1997)、Schultz (2001)、张车伟 (2003)、邓新波 (2010)、杨玉萍 (2014) 等研究的基础上,本文选取“家庭获得医疗服务的便捷性”和“家庭所在城市医疗服务的可得性”等影响参保率的重要因素作为工具变量 (Z_i),具体包括家庭去最近医疗机构的时间 (time) 和距离 (distance) 以及家庭所在城市每千人拥有医生数 (doctorp),它们对家庭选择参加城居保具有显著影响,但对家庭收入而言是外生因素,符合工具变量的使用特征。^①此外,由于样本之间(特别是同市样本之间)可能存在一定的相关性或相似性,采用聚类稳健标准误 (clustering robust standard errors) 处理方式,以消除序列相关和异方差等的影响。

与此同时,考虑城居保政策的时滞性,同时解决内生性问题,本文引入滞后一期的 I_{it-1} 代表样本观察值上期是否加入城居保的虚拟变量,通过非平衡面板数据模型进行了回归:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta I_{it-1} + \alpha X_{it} + \delta W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

同时,受到灾难性医疗风险冲击是家庭致贫、返贫的主要因素,城居保政策设计的初衷也是为了缓解家庭因病致贫、因病返贫。本文以人均住院花费 (sickexpenp) 的对数作为灾难性医疗风险的衡量指标,将至少有一名家庭成员在过去一年住过院的家庭定义为大病冲击家庭,为进一步考察参加城居保是否会对发生灾难性医疗风险的家庭收入冲击起到缓解作用,在式(1)和式(4)中引入交互项 $bmi * \lnsickexpenp$,以此可以区别加入城居保和未加入城居保对大病冲击家庭的收入所受影响的差异。变量的具体选取说明见表1。

(三) 变量描述性统计

从表2的描述性统计可见,2007—2011年间总计7752个家庭观察值中,平均62.8%的家庭选择加入了城居保。^②其中,从整体收入水平看,未参保家庭的人均收入(10130.6元)要明显高于参保家庭(8620.6元);如果样本按照收入五等分分组,不同收入组的年均人均收入相差较大,且两类样本在各自组内最低收入阶层(收入最低的20%)的差距尤为突出(1850.99元和1016.91元)。但从消费支出看,虽然未参保家庭的人均支出要高于参保家庭(8410.19元和7523.05元),但这主要是非医疗消费支出(7628.4元和6747.24元)的差异造成,两类样本在家庭医疗保健支出上的差异并不大(781.79元和775.81元)。此外,城居保样本中有28%的家庭仍属于当地的低保户,而这一比例在未参保样本中仅为14%,而且,参保家庭的人均住院花费(292.97元)也要显著高于未参保家庭(243.81元),这些比较都说明越是收入水平低、大病支出高的家庭,越是倾向加入城居保,而收入较高、较少受到灾难性医疗冲击的家庭则没有动力参加城居保,反映了家庭参保行为具有明显的逆向选择特征,这与臧文斌等(2012b)的研究一致,也在一定程度上印证了本文提出的必须考虑选择性偏差问题。

^① 本文对3个工具变量选取的有效性进行了检验:通过 underidentification test 发现,Anderson canon. corr. LM statistic = 109.123, Chi-sq(3) P-val = 0.0000,表明工具变量与内生变量无关的原假设被拒绝,不存在识别不足的问题,选取的工具变量与内生变量相关;通过 weak identification test 发现, Cragg-Donald Wald F statistic = 36.794,大于5%偏误下的临界值(Stock-Yogo weak ID test critical values) 13.91,表明工具变量与内生性变量有较强的相关性的原假设不能被拒绝,不存在弱工具变量的问题,选取的工具变量与内生变量有较强的相关关系;通过 overidentification test 发现, Sargan statistic = 6.688, Chi-sq(2) P-val = 0.4048,表明工具变量选取合理有效的原假设不能被拒绝,不存在过度识别的问题,选取的工具变量较为合理。此外,本文也进行了变量间的相关性检验,结果显示所有工具变量与家庭收入变量并不存在显著的相关性。

^② 本文样本中2007—2011年各年以家庭为单位的参保率分别为34.51%、58.15%、71.82%、77.67%、80.3%,与城居保政策在全国的总体发展趋势是基本一致的。

表 1 变量选取说明

变 量	代 码	含 义
家庭收入特征	incomep	家庭年人均实际收入(扣除政府救助)(元)
家庭消费特征	consump	家庭年人均总支出(元)
	medconsump	家庭年人均总医疗保健支出(元)
	nonmedconsump	家庭年人均总非医疗保健支出(元)
	educonsump	家庭年人均教育培训支出(元)
家庭医保参保特征	bmi	家庭是否参加城居保(bmi = 1 表明家庭成员加入且仅加入城居保; bmi = 0 表明家庭无医保)
家庭人口特征	family	家庭成员数量(人)
	seniorrate	家庭 60 岁以上老年人占比(%)
	minorrate	家庭 18 岁以下未成年人占比(%)
家庭风险特征	sickexpnp	家庭年人均住院总花费(元)
	lif	家庭是否属于该地区低保户(lif = 1 表明家庭是低保户; lif = 0 表明家庭不是低保户)
家庭户主特征	bossmale	家庭户主是否为男性(bossmale = 1 表明户主为男性; bossmale = 0 表明户主为女性)
	bossage	家庭户主年龄(岁)
	bossedu	家庭户主受教育程度
家庭劳动力特征	malerate	家庭劳动力(18—60 岁家庭成员) 男性占比(%)
	aveage	家庭劳动力(18—60 岁家庭成员) 平均年龄(岁)
	aveedu	家庭劳动力(18—60 岁家庭成员) 平均受教育程度
	avehealth	家庭劳动力(18—60 岁家庭成员) 平均健康状况
地区特征	gdpp	家庭所在地级市人均 GDP(万元)
	savingp	家庭所在地级市人均储蓄年末余额(元)
工具变量	time	家庭去最近医疗机构的时间(分钟)
	distance	家庭去最近医疗机构的距离(公里)
	doctorp	家庭所在地级市每千人拥有医生数(个)

注:变量来源于“国务院城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据”(URBMI) 其中“受教育程度”分为 7 个等级(1 为小学以下, 7 为硕士及以上), 等级数值越高表明受教育程度越高; “平均健康状况”采用百分制衡量(100 代表最好的状况, 0 代表最差的状态), 数值越高表明健康状况越好。

表 2 混合截面数据样本描述性统计

变量代码	总样本			参保城居保子样本(bmi = 1)			未参保城居保子样本(bmi = 0)		
	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
incomep	9181.98	0	240000	8620.6	0	240000	10130.6	0	180000
0—20%	1316.14	0	2800	1016.91	0	2400	1850.99	0	3000
20—40%	3932.98	2820	5100	3844.61	2460	4800	4133.85	3024	5520
40—60%	6822.71	5142.86	8000	6805.17	4860	8000	6902.51	5600	8000
60—80%	10842.9	8036	12000	10827.76	8040	12000	10928.07	8036	13200
80—100%	25482.89	12024	240000	24379.41	12096	240000	27283.98	13500	180000

续表 2

变量代码	总样本			参保城居保子样本(bmi = 1)			未参保城居保子样本(bmi = 0)		
	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
consump	7852.86	0	340000	7523.05	0	333333.3	8410.19	0	340000
medconsump	778.03	0	240113.3	775.81	0	50000	781.79	0	240113.3
nonmedconsump	7074.83	0	340000	6747.24	0	333266.7	7628.40	0	340000
educonsump	1007.08	0	60000	985.82	0	17500	1043.00	0	60000
bmi	0.63	0	1	1	1	1	0	0	0
family	2.91	1	12	2.95	1	12	2.84	1	12
seniorrate	0.08	0	0.86	0.09	0	0.8	0.06	0	0.86
minorate	0.14	0	0.75	0.14	0	0.67	0.15	0	0.75
sickexpenp	274.70	0	45000	292.97	0	45000	243.81	0	25000
lif	0.23	0	1	0.28	0	1	0.14	0	1
bossmale	0.69	0	1	0.68	0	1	0.71	0	1
bossage	48.23	0	96	50.02	0	96	45.22	0	89
bossedu	3.18	1	7	3.16	1	7	3.21	1	7
malerate	0.48	0	1	0.48	0	1	0.49	0	1
aveage	41.33	18	60	42.23	18	60	39.82	18	60
aveedu	3.39	1	7	3.39	1	7	3.39	1	7
avehealth	10.11	0	100	9.82	0	100	10.57	0	100
gdpp	39795.04	15901	112372	39626.06	15901	112372	40080.58	15901	112372
savingp	27885.69	6307.83	200972.2	27635.65	6307.83	200972.2	28308.21	6307.83	200972.2
time	12.47	0	200	12.43	0	200	12.53	1	100
distance	1.94	0	800	1.98	0	800	1.86	0	500
doctorp	2.64	1.28	7.06	2.57	1.28	7.06	2.76	1.28	7.06
样本观察值	7752			4870			2882		

数据来源：“国务院城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据”(URBMI 2007—2011)。

四、计量结果与分析

(一) 城居保政策对城镇家庭的扶贫效果总体评估

表 3 第(1)列显示的是对 2007—2011 年包括 7752 个家庭观察值的混合截面样本采用处理效应模型回归分析的结果。在解决选择性偏差问题并控制年度和地区差异效应后,我们发现加入城居保(bmi)会促进家庭年人均收入增长 13.78%,如按参保家庭样本人均收入(表 2 中的 8620.6 元)计算,相当于增加了 1187.9 元,表明城居保政策会对家庭收入有显著的正向影响,其对城镇家庭的福利效应显现。^①此外,家庭规模(family)、户主的性别特征(bossmale)以及劳动力的受教育程度(aveedu)和健康状况(avehealth)均会对家庭收入具有显著的提升作用,而家庭未成年人占比(minorate)、户主的年龄(bossage)、劳动力的年龄(aveage)和家庭住院费用(sickexpenp)则会对家

^① 本文也选择样本家庭中已参保人口占其所有应参保人口的比例(bmirate)作为衡量家庭参与城居保的程度,判断家庭应参保未参保人员的减少(即家庭参保意愿的提升)是否会对家庭收入产生影响,以此考察城居保的福利效应和扶贫效果,得到的结果与表 3 一致,限于篇幅没有报告。

表 3 treatment effect model 回归结果(总样本)

	(1)		(2)	
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.
回归模型				
bmi (The Treatment)	0.1378 ***	0.3346	0.1374 ***	0.3337
bmi* Lnsickexpenp			0.0814 **	0.0152
family	0.0604 *	0.0945	0.0607 *	0.0945
seniorrate	0.2383	0.6618	0.2373	0.6616
minorrate	-0.3478 *	0.5407	-0.3470 *	0.5404
Lnsickexpenp	-0.1621 ***	0.1239	-0.2299 **	0.0177
bossmale	0.1641 **	0.1266	0.1634 **	0.1271
bossage	-0.0418 ***	0.0087	-0.0419 ***	0.0087
bossedu	0.0585	0.0438	0.0581	0.0440
malerate	0.0298	0.1697	0.0304	0.1696
aveage	-0.0129 **	0.1033	-0.0129 **	0.0103
aveedu	0.1420 ***	0.0637	0.1427 ***	0.0636
avehealth	0.0242 ***	0.1253	0.0242 **	0.1255
Lngdpp	0.0156	0.1338	0.0154	0.1339
Lnsavingp	0.2275 ***	0.2075	0.2277 ***	0.2074
常数项	6.8176 ***	1.9827	6.8173 ***	1.9825
年度虚拟变量	是		是	
选择模型				
Lnmedconsump	0.0192 ***	0.0096	0.0192 ***	0.0096
family	-0.0137	0.0449	-0.0137	0.0449
seniorrate	0.0579	0.2192	0.0581	0.2194
minorrate	0.2589 ***	0.2884	0.2591 ***	0.2884
Lnsickexpenp	0.0018 **	0.0075	0.0021 **	0.0075
bossmale	-0.0842 **	0.0598	-0.0840 **	0.0599
bossage	0.0152 ***	0.0021	0.0152 ***	0.0022
bossedu	0.0435 *	0.0312	0.0434 *	0.0312
malerate	-0.0306	0.0743	-0.0307	0.0743
aveage	0.0121 ***	0.0049	0.0121 ***	0.0049
aveedu	0.0033 *	0.0321	0.0033 *	0.0321
avehealth	-0.0313 *	0.0627	-0.0312 *	0.0626
time	-0.0048 ***	0.0020	-0.0048 ***	0.0020
distance	-0.0007 **	0.0009	-0.0007 **	0.0009
doctorp	0.0452 ***	0.0752	0.0453 ***	0.0752
常数项	-0.9407 ***	0.2513	-0.9404 ***	0.2509
Rho	0.8751	0.0359	0.8752	0.0359
Wald Test of $\rho = 0$	78.08 ***		78.20 ***	
样本观察值	7752		7752	

注: *** 表示在 1% 水平下显著, ** 表示在 5% 水平下显著, * 表示在 10% 水平下显著。

庭人均收入有显著的负向影响,这与我们之前的预期是一致的。特别是灾难性医疗风险冲击对家庭收入的影响尤为明显,人均住院费用每增加1%,会导致家庭人均收入减少16.21%,这既反映了解决因病致贫、因病返贫问题已成为扶贫工作的关键重点,也表明城居保政策设计可以成为破解因病致贫、因病返贫并进一步实现精准扶贫的有效措施。

而且,表3第(1)列的选择模型回归结果也表明,在对城居保选择行为产生作用的诸多因素中,家庭人均医疗保健支出(*medconsump*)、人均住院费用(*sickexpenp*)、劳动力健康水平(*avehealth*)等衡量家庭健康状况的指标均对选择参保具有显著影响,总体健康状况较差的家庭更倾向于选择参保;家庭未成年人(*minorate*)越多、户主年龄(*bossage*)和劳动力平均年龄(*aveage*)越大以及户主为女性(*bossmale*)的家庭也更倾向于选择参保,这样的家庭属于风险回避型,更加依赖和注重通过社会医疗保险以抵御可能发生的疾病风险冲击,这和上文比较分析发现家庭参保行为具有明显的逆向选择是一致的。而户主学历(*bossedu*)和劳动力受教育程度(*aveedu*)的高低也决定了其对城居保政策的理解和参与积极性。此外,去附近医疗机构的时间(*time*)越短、距离(*distance*)越近,所在城市医疗卫生服务事业(*doctorp*)越发达,家庭参加城居保的可能性越大,这与家庭获得医疗服务便捷性和可及性有关,也为实现城居保全民覆盖、充分发挥政策作用提供了发展方向和依据。^①

(二) 城居保政策对不同收入阶层的扶贫效果评估

为了进一步考察城居保政策扶贫作用的精准性,本文将样本家庭按照经济状况进行了统计意义上的等分分组(*inclevel*)^②,相应设置了虚拟变量*inclevel*,引入交互项*inclevel* bmi*放入处理效应模型中,^③以评估城居保对不同阶层家庭收入的影响。表4采用五等分分组,将2007—2011年混合截面样本家庭分成五组,最低阶层(第1组,即样本中人均消费支出最低的20%的家庭)为基准。第(1)列回归结果显示,在不同分组阶层,相对于未参保家庭,加入城居保(*bmi*)均会对家庭人均收入增长起到显著的促进作用,但这种显著正向的影响程度却在阶层之间(*inclevel* bmi*)存在较大差异。

图1显示,从城居保对家庭收入促进作用的变化看,随着所在阶层的提高,城居保对收入的影响逐渐增强,对最低阶层(第1组)家庭而言,加入城居保能够使得家庭人均收入增长11.36%,而对最高阶层(第5组,即人均消费最高的20%的家庭)来说,这种促进作用达到17.53%,两者相差6.17个百分点(*inclevel* bmi*),存在较为明显的差距。从城居保促进收入增长的绝对值看,随着收入阶层的提高,城居保的这种促进作用也愈发增强,如在次低阶层(第2组,即人均消费次低的20%的家庭),按其参保家庭样本人均收入(表2中的3844.61元)计算,加入城居保能够促进家庭人均收入增长11.95%,相当于增加459.43元;而在最高阶层(第5组),按其参保家庭样本人均收入(表2中的24379.41元)计算,加入城居保能够促进家庭人均收入增长17.53%,相当于增加4273.71元,两者相差9.3倍,进一步扩大了两阶层的收入差距(6.3倍)。也就是说,城居保政策对不同阶层的家庭收入均有显著的促进作用,但其扶贫增收的作用在经济状况较好的高收入阶层

^① 为避免工具变量选择的主观随意性,考虑各地区、各年对个人参加城居保的政府补助存在明显差异,参考潘杰等(2013)的做法,本文也采用了各城市对参保人群的政府补助比例(*proportion*)作为工具变量,估计了城居保对家庭收入的影响,得到的结果与表3一致,限于篇幅没有在文中报告。

^② 鉴于Nguyen et al. (2003)认为收入有可能被低估,特别是被调查者往往倾向于隐藏自身的真实收入,采用消费变量的研究更真实和可靠,且国家统计局宏观经济分析课题组(2002)认为以最低20%收入阶层的人均消费支出作为我国低收入群体的划分标准比较适宜,故本文使用家庭人均消费支出来反映家庭经济状况。

^③ 采用引入交互项进行分组回归而非分层回归(即对样本分组后分别进行回归),因为分层回归难以通过系数显著性判断其对不同收入阶层的影响差异,也不能仅通过比较系数大小来判断该问题(程名望等,2014)。

尤为明显,而在低收入阶层效果相对最小,而这恰恰应该是最需要城居保政策发挥扶贫功能的目标群体。这种“目标上移”可能的解释是城居保政策的补偿力度有限,对低收入阶层医疗服务利用的需求拉动不足,医疗保健支出负担的减轻作用和健康状况的改善作用不甚明显,也无法推动其扩大教育、培训等人力资本投资类非医疗消费,这使得其增收效果不如高收入阶层明显,需要引起重视。

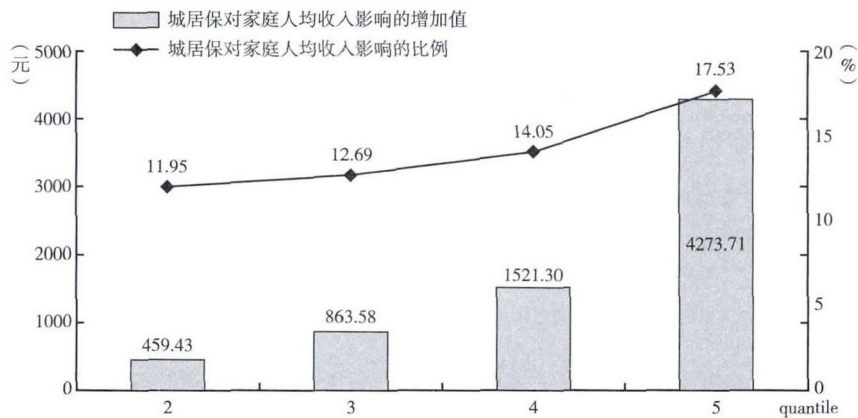


图1 五等分分组下城居保对家庭人均收入的影响

此外,为了更加精准地判断城居保对低收入阶层家庭的扶贫效果,本文还对样本家庭按照人均消费支出进行了十等分分组(见图2)。图2显示的情况与五等分分组基本一致,城居保对家庭收入的促进作用随着阶层的提升而不断加强。而且,进一步观察这种促进作用在阶层之间的变化($inclevel * bmi$)发现,城居保政策增收的效果在中等水平以上家庭呈加速增强的趋势,如在中等水平以下的第2—5组(样本人均消费最低的10%—50%),城居保对收入的促进作用在阶层之间变化较为稳定,差距相对较小(保持在1%以下),以平均30.96%的速度递增,而在中等收入水平以上的第6—10组(样本人均消费最高的10%—50%),这一递增速度达到50.71%,尤其是在最高收入阶层(第10组,样本人均消费最高的10%),城居保对其家庭收入的促进作用较前一阶层提升了4.07个百分点,增长了64.72%,这都进一步证实了城居保的“目标上移”现象。

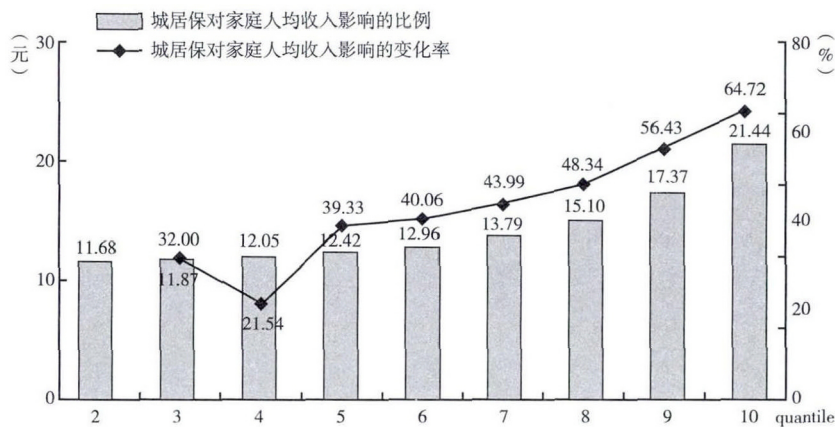


图2 十等分分组下城居保对家庭人均收入的影响

(三) 大病冲击下城居保政策对不同收入阶层的扶贫效果评估

城居保政策设计的初衷是为了避免城镇家庭出现因病致贫、因病返贫问题,能够有效抵御和缓解疾病等灾难性医疗风险对家庭的冲击,因此,本文进一步考察了城居保对大病冲击下家庭人均收入的影响。表3第(2)列结果显示,交互项 $bmi * lnsickexpen$ 显著为正,回归系数为0.0814,且在5%的水平上显著,表明参加城居保对受到大病冲击的家庭收入有正向影响,相比未参保家庭而言,

城居保政策能够较为有效的减轻家庭医疗负担、增加医疗救助,分担了大病冲击所造成家庭人均收入的下降,一定程度上缓解了因病致贫、因病返贫问题的出现。

表 4 treatment effect model 回归结果(等分分组样本)

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	Robust Std. Err	Coef.	Robust Std. Err	Coef.	Robust Std. Err
bmi (The Treatment)	0.1136 ^{***}	0.2265	0.1137 ^{***}	0.2295	0.1131 ^{***}	0.2278
Lnsickexpenp	-0.1642 ^{***}	0.0142	-0.1921 ^{***}	0.0168	-0.2107 ^{***}	0.0167
bmi* Lnsickexpenp			0.0488 [*]	0.0140	0.0162 [*]	0.0301
inclevel* bmi						
2	0.0059 ^{***}	0.1919	0.0059 ^{***}	0.1924	0.01 ^{***}	0.2053
3	0.0133 ^{***}	0.1958	0.0133 ^{***}	0.1969	0.0197 ^{***}	0.2113
4	0.0269 ^{***}	0.2064	0.0269 ^{***}	0.2077	0.0339 ^{***}	0.2153
5	0.0617 [*]	0.2259	0.0618 [*]	0.2292	0.0733 ^{**}	0.2336
inclevel* bmi* Lnsickexpenp						
2					0.3074	0.0356
3					0.1369	0.0393
4					0.0205 [*]	0.0261
5					0.0102 ^{**}	0.0295
Rho	0.8634	0.0359	0.8633	0.0358	0.8633	0.0358
Wald Test of $\rho = 0$	85.88 ^{***}		86.22 ^{***}		86.34 ^{***}	
样本观察值	7752		7752		7752	

注:限于篇幅,没有列出其他控制变量以及选择模型的回归结果。***表示1%显著,**表示5%显著,*表示10%显著。

为了观察城居保政策对家庭灾难性的医疗冲击的缓解作用是否在不同收入阶层存在差异,评估其扶贫效果的精准性,本文在五等分分组样本里进一步引入了交互项 inclevel* bmi* Lnsickexpenp。除相关回归结果继续支持城居保对住院患病家庭的人均收入起到缓冲作用的结论外(表4第2列),这种作用在不同收入阶层存在明显差异。表4第(3)列回归结果显示,交互项 inclevel* bmi* Lnsickexpenp 仅在参保的次高层(第4组 样本人均消费次高的20%)和最高阶层(第5组)显著为正,回归系数分别为0.0205和0.0102,且两者分别在10%和5%的水平上显著,而对于中等阶层(第3组,人均消费中间的20%)以下的家庭来说,inclevel* bmi* Lnsickexpenp 的系数并不显著。这说明,在五等分分组样本中,在发生灾难性的医疗风险冲击下,城居保的作用特别在中等以上收入阶层显得愈发明显。也就是说,城居保政策虽然对低收入阶层因病造成贫困的程度有所缓解,但它对受到灾难性医疗风险冲击的高收入家庭更为有利,这也会在某种程度上鼓励高收入家庭对医疗服务的过度利用,造成医疗资源的不公平,影响了精准扶贫目标的实现。

(四) 稳健性检验

鉴于 URBMI 问卷对低收入人群的界定标准差异性较大,为进一步考察城居保对低收入家庭的扶贫效果,本文在考虑家庭所在地区差异特征的基础上,以样本家庭“是否被列为当地的低保户”

设置虚拟变量(lif) ,lif = 1 表明家庭被列为当地低保户 ,反之亦然 ,以此来进一步识别样本家庭中的低收入阶层 ,考察城居保是否会为家庭摘掉“低保户”的帽子发挥积极作用 ,起到显著的扶贫效果。与此同时 ,本文也根据问卷所涉及城市公布的最低生活保障线标准 ,以样本家庭人均收入“是否超过当地最低生活保障线”设置虚拟变量(lig) ,lig = 1 表明家庭人均收入低于最低生活保障 ,属于城镇贫困家庭 ,反之亦然 ,以此考察城居保对城镇贫困家庭脱贫的作用发挥。

表 5 显示 ,加入城居保可以使得参保家庭成为当地低保户的概率下降 10.18% ,人均收入低于当地最低生活保障线的概率下降 7.47% ,扶贫效果较为明显。如果考虑受到大病冲击下的家庭 ,人均住院费用每增加 1% ,会导致未参保家庭成为低保户和人均收入低于最低生活保障线的概率分别上升 19.61% 和 17.06% ,而交互项 bmi* Lnsickexpen 在式(2)和(4)中均显著为负 ,回归系数分别为 -0.0319 和 -0.0261 ,且两者分别在 10% 和 5% 的水平上显著 ,表明加入城居保会导致家庭成为低保户和人均收入低于最低生活保障线的概率分别下降 3.19% 和 2.61% ,缓解因病致贫、因病返贫的作用非常明显。以上分析与前文以家庭人均收入为被解释变量的结论基本一致 ,结果较为稳健。

表 5 稳健性检验

	家庭属于当地低保户(lif)		家庭人均收入低于当地最低生活保障线(lig)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
bmi	-0.1018*** (0.1676)	-0.1018*** (0.1691)	-0.0747*** (0.1648)	-0.0746*** (0.1357)
Lnsickexpen	0.1788* (0.0015)	0.1961* (0.0027)	0.1409* (0.0056)	0.1706* (0.0036)
bmi* Lnsickexpen		-0.0319* (0.0042)		-0.0261** (0.0097)
样本观察值	7752	7752	7752	7752
个体数量	4445	4445	4445	4445
Rho	0.1421 (0.2372)	0.1402 (0.2412)	0.0643 (0.1816)	0.0609 (0.1421)
Wald Test of $\rho = 0$	4.35**	4.33**	34.68***	40.36***

注:回归全部采用处理效应模型 ,各回归模型控制变量同表 4 ,限于篇幅 ,没有列出其他部分的回归结果。括号内报告系数的稳健标准误 ,*** 表示在 1% 水平下显著 ,** 表示在 5% 水平下显著 ,* 表示在 10% 水平下显著。

五、进一步的研究

(一) 滞后一期测算

考虑城居保政策作用的发挥可能存在一定时滞 ,同时为了避免内生性问题 ,本文将衡量家庭是否城居保的变量 bmi 滞后一期(bmi_lag)后 ,基于 2008—2011 年的 1859 户家庭组成的非平衡面板数据样本进行了回归分析 ,^①受限于部分数据存在缺失 ,最终进入回归的家庭观察值包括 2460 个 ,

^① 本文也考虑对 bmi 进行滞后 2 期或 3 期的处理 ,但由于样本量大幅下降 ,比如 bmi 滞后 2 期后 ,回归模型仅包括 1429 个家庭观察值 ,导致回归的结果不显著 ,结论缺乏科学性 ,故不再列出。

涉及 1491 户家庭。回归结果(可索取)显示,上期加入城居保会带来当期家庭人均收入增加 18.91%,相比城居保对同期家庭收入的促进作用(表 3 的 13.78%)有了一定程度的提升,这也印证了城居保政策作用发挥存在时滞性的假设,而且对收入的作用随着时间的推移有进一步增强的趋势。

从扶贫作用发挥的精准程度看,交互项 $inclevel * bmi_lag$ 在各组均显著为正,但在次低阶层(第 2 组)的系数相比其他各组最低(0.0467),而在中等阶层(第 3 组)的系数最高(0.1457),表明上期加入城居保对当期最低阶层家庭收入的影响仍然最小,而对中等阶层收入的影响最大。相比于城居保对同期不同阶层家庭收入的影响(图 1),滞后一期的城居保对收入的影响在最低阶层(第 1 组)和最高阶层(第 5 组)有了明显的下降(第 1 组由 11.36% 下降到 7.32%;第 5 组由 17.53% 下降到 14%),但对中等阶层(第 3 组)的影响却有明显的提升(由 12.69% 上升到 21.89%)。

如果考虑大病风险的冲击,交互项 $bmi_lag * Lnsickexpen$ 显著为正,回归系数为 0.0866,且在 10% 的水平上显著,表明对于受到大病冲击的家庭而言,上期加入城居保对其当期可能出现因病致贫、因病返贫问题能够起到有效的缓解作用。而与此相对应的,表 5 式(3)中交互项 $bmi * Lnsickexpen$ 回归系数为 0.0162 且在 10% 的水平上显著,表明相比城居保对同期的影响,这种缓解因大病风险冲击带来收入下降的作用在经过一期时滞后得到了进一步加强。进一步考虑这种作用在各阶层的异质性,交互项 $inclevel * bmi_lag * Lnsickexpen$ 仅对于中等阶层(第 3 组)显著为正,而对其他阶层并不显著,表明城居保缓解大病风险冲击的作用对中等阶层家庭最为明显。

比较城居保对不同阶层家庭收入的当期效应和滞后效应表明,加入城居保对当期高阶层家庭的直接影响最大,而经过一段时间后,中等阶层的家庭开始逐渐获得政策福利,“目标上移”现象使得城居保扶贫效果的精准性与预期存有差距。

(二) 影响渠道分析

考虑城居保可能会通过改善和保障家庭成员的健康状况进而影响收入,也可能会通过刺激非医疗消费支出,尤其是增加教育培训支出提升人力资本进而影响收入,本文分别从健康状况和教育培训支出两个角度观察城居保可能产生的影响。为此,分别以家庭人均教育培训支出的对数($\ln educonsump$)和劳动力健康状况($avehealth$)为被解释变量,以 bmi_lag 为解释变量引入面板数据模型,^①回归结果显示(表 5 第(2)列和第(3)列),上期加入城居保确实会使得当期家庭教育培训支出相应增加 26.72%、劳动力健康状况相应改善 1.14%,这也进一步解释了城居保对家庭收入可能产生的正向影响。

从不同阶层的效果比较看,交互项 $inclevel * bmi_lag$ 均显著为正,但中等阶层(第 3 组)的系数相比其他各组最高(分别为 0.2815 和 0.0359),表明受加入城居保政策的影响,中等阶层家庭教育培训支出增加和劳动力健康改善的幅度最大。同时,无论是以教育培训支出为被解释变量,还是以健康状况为被解释变量,交互项 $inclevel * bmi_lag * Lnsickexpen$ 均仅在中等阶层(第 3 组)显著为正(分别为 0.0386 和 0.0065)。这表明,加入城居保对受到大病风险冲击的中等阶层家庭而言,其教育培训支出和健康状况的负面影响能够得到有效缓解。这与城居保对中等阶层家庭收入的影响最为明显的结论是一致的,反映了城居保确实可能会通过刺激家庭教育培训支出或改善健康状况等渠道进一步带来收入的增长。而观察最低阶层家庭(第 1 组),加入城居保政策对其教育培训支

^① 本文也使用处理效应模型测算了城居保对同期家庭人均教育培训支出和劳动力健康状况的影响,结论基本一致,受篇幅所限,在此不再赘述。

出增加和劳动力健康改善分别仅为 5.29% 和 0.08% ,与中等阶层比较相差达 6.3 倍和 45.9 倍。而当受到大病冲击后,最低阶层的家庭即使参加城居保也会出现教育培训支出和健康状况的下降,这都会对家庭脱贫产生负面影响,同时也为城居保如何实现精准扶贫提供了证据和进一步的改进方向。

六、结论和政策建议

本文通过 2007—2011 年“城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查数据”(URBMI)的微观数据,基于精准扶贫的视角并以家庭为考察对象,采用处理效应模型对现有城居保制度的扶贫效果进行了评价。研究发现,参加城居保会促进同期家庭人均收入增长 13.78% ,如按平均参保家庭人均收入 8620.6 元计算,相当于增加了 1187.9 元,同时这种对收入的提升作用随着时间的推移有进一步增强的趋势,对下一期家庭收入的影响则会增加 5.13 个百分点至 18.91% ,城居保政策对参保家庭收入存在显著的正向影响,而这种影响会通过参保家庭的教育培训支出增加和劳动力健康状况改善而实现。同时,与灾难性医疗风险冲击会导致未参保家庭当期及下一期人均收入均出现明显下降所不同的是,参加城居保能够非常有效的分担疾病风险对家庭的冲击,起到缓解家庭出现因病致贫、因病返贫的作用。

然而,城居保的扶贫效果在不同阶层的家庭存在明显的异质性特征:城居保对同期家庭人均收入的促进作用会随着家庭经济实力的提高而显著增强,即使考虑政策的时滞,中等阶层的家庭也是城居保政策的最大受益者,而相比于其他阶层而言,城居保对最低阶层的家庭扶贫效果最小。与此同时,城居保政策缓解因病致贫、因病返贫的作用同样对低收入阶层来说远没有中、高收入阶层那么显著。也就是说,医保政策设计的对象定位出现了“目标上移”现象,使得其作用发挥的精准性受到了影响。这意味着现有城居保政策具有明显的减贫效果和缓解因病致贫、因病返贫的作用,但在扶贫的精准性上与预期还存在差距。

本文认为,在强调快速推进城居保制度参保覆盖面的同时,应通过更为细致的多维度评估体系设计,精准识别扶贫对象,实行动态调整贫困人口数量,同时逐步均衡城乡待遇差异,做好不同制度医保政策的统筹衔接。另一方面,我国城居保采用固定筹资方式,起付线设置是以当地城镇居民人均可支配收入为标准,而未与实际的每户家庭(人均)收入挂钩,容易造成目前“低收入人群用不上”的低效率保障现状,降低了政策的实际受益人群规模,难以实现降低低收入家庭灾难性卫生支出的政策目标,无法充分发挥城居保减贫效果。因此,应探索完善筹资办法,设计更为精准的起付线设置,鼓励建立个人缴费和起付线标准与居民家庭收入相挂钩的动态调整机制,并以此为基础,根据贫困程度针对性的逐步提高医保报销比例,从而既缓解了精准贫困对象的医疗费用负担,也解决了公平性的问题。

参考文献

- 白重恩、李宏彬、吴斌珍 2012:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第 2 期。
- 白重恩、董丽霞、赵文哲 2013:《“新农合”的再分配效应:基于中国农村微观调查数据的分析》,《21 世纪数量经济学》第 13 卷。
- 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。
- 程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华 2014:《农村减贫应该更关注教育还是健康?——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》,《经济研究》第 11 期。
- 邓新波 2010:《健康、教育人力资本对中国城市居民收入的影响》,《经济研究导刊》第 21 期。
- 段景辉、陈建宝 2009:《我国城乡家庭收入差异影响因素的分位数回归解构》,《经济学家》第 9 期。
- 甘犁、刘国恩、马双 2010:《基本医疗保险对促进家庭消费的影响》,《经济研究》增刊。

- 国家统计局宏观经济分析课题组 2002:《低收入群体保护:一个值得关注的现实问题》,《统计研究》第12期。
- 何兴强、史卫 2014:《健康风险与城镇居民家庭消费》,《经济研究》第5期。
- 胡宏伟、刘国恩 2012:《城镇居民医疗保险对国民健康的影响效应与机制》,《南方经济》第10期。
- 潘杰、雷晓燕、刘国恩 2013:《医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》,《经济研究》第4期。
- 潘杰、秦雪征 2014:《医疗保险促进健康吗?——相关因果研究评述》,《世界经济文汇》第6期。
- 齐良书 2011:《新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 解丕 2008:《医疗保险与城乡反贫困:1989—2006》,《财经研究》第12期。
- 薛新东、刘国恩 2009:《城镇居民基本医疗保险的参与意愿及影响因素》,《西北人口》第1期。
- 杨文、孙蚌珠、王学龙 2012:《中国农村家庭脆弱性的测量与分解》,《经济研究》第4期。
- 杨玉萍 2014:《健康的收入效应——基于分位数回归的研究》,《财经科学》第4期。
- 臧文斌、刘国恩、徐菲、熊先军 2012a:《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。
- 臧文斌、赵绍阳、刘国恩 2012b:《城镇基本医疗保险中逆向选择的检验》,《经济学(季刊)》第1期。
- 张车伟 2003:《营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据》,《经济研究》第1期。
- 邹红、喻开志、李奥蕾 2013:《养老保险和医疗保险对城镇家庭消费的影响研究》,《统计研究》第11期。
- 周钦、田森、潘杰 2016:《均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究》,《经济研究》第6期。
- Annear, P. L., Wilkinson, D., and Chean, M. R., 2007, Study of Financial Access to Health Services for the Poor in Cambodia, Phnom Penh, Cambodia Ministry of Health, WHO, RMIT University.
- Chen, Yuyu, and Jin, Ginger Zhe, 2012, “Does Health Insurance Coverage Lead to Better Health and Educational Outcomes? Evidence from Rural China”, *Journal of Health Economics*, Vol. 31, 1—14.
- Das, J., Hammer, J., and Leonard, K., 2008, “The Quality of Medical Advice in Low Income Countries”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 22, 93—114.
- Greene, W., 2003, *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- Hamid, S. A., Roberts, J., and Mosley, P., 2011, “Can Micro Health Insurance Reduce Poverty? Evidence from Bangladesh”, *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 78, 57—82.
- Heckman, J. J., 1976, “The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for such Models”, *Analysis of Economic Social Measurement*, Vol. 5, 475—492.
- Heckman, J. J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, Vol. 47, 53—161.
- Kochar, A., 2004, “Ill-Health, Savings and Portfolio Choices in Developing Economies”, *Journal of Development Economics*, Vol. 73, 257—285.
- Levine, D. I., 2008, “A Literature Review on the Effects of Health Insurance and Selection into Health Insurance”, Working paper, University of California.
- Nguyen, B. T., Albrecht, J. W., Vroman, S. B., and Westbrook, M. D., 2003, “A Quantile Regression Decomposition of Urban-rural Inequality in Vietnam”, *Journal of Development Economics*, Vol. 83(2), 466—490.
- Sauerborn, R., Adams, A., and Hien, M., 1996, “Households Strategies to Cope With the Economic Costs of Illness”, *Social Science and Medicine*, Vol. 43, 291—301.
- Schultz, T. P., 2001, Productivity Benefits of Improving Health: Evidence from Low-income Countries, Working paper.
- Schultz, T. P., and Tansel, A., 1997, “Wage and Labor Supply Effects of Illness in Cote d’Ivoire and Ghana: Instrumental Variable Estimates for Day Disabled”, *Journal of Development Economics*, Vol. 53, 251—286.
- Shin, J., and Moon, S., 2007, “HMO Plans, Self-Selection, and Utilization of Health Care Services”, *Applied Economics*, Vol. 39, 2769—2784.
- Van Damme, W., Leemput, L. V., Por, I., Hardeman, W., and Meessen, B., 2004, “Out-of-pocket Health Expenditure and Debt in Poor Households: Evidence from Cambodia”, *Tropical Medicine and International Health*, Vol. 9, 273—280.
- Wagstaff, A., 2002, “Poverty and Health Sector Inequalities”, *Bulletin of W. H. O*, Vol. 80, 40—49.
- Wagstaff, A., Lindelow, M., Gao, J., Xu, L., and Qian, J., 2009a, “Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China’s New Cooperative Medical Scheme”, *Journal of Health Economics*, Vol. 28, 1—19.
- Wagstaff, A., Yip, W., Lindelow, M., and Hsiao, W. C., 2009b, “China’s Health System and its Reform: A Review of Recent Studies”, *Health Economics*, Vol. 18, 7—23.

Impact of China's Urban Resident Basic Medical Insurance on Targeted Poverty Alleviation

HUANG Wei

(University of International Business and Economics)

Summary: According to the poverty standards determined by the World Bank in 2009 (i. e. \$ 1. 25 per person per day) , the number of people in poverty decreased by 754 million between 1981 and 2011 , which accounts for more than 70% of total poor population worldwide. However , the scale of the poverty-stricken population in the central and western China is still large. The poverty-stricken population is poorer , the cost of poverty reduction is higher , and the alleviation of poverty is more difficult. In 2015 , a survey of poverty-stricken population shows that 44. 1% of poverty is illness-caused poverty , which becomes one of the main causes of poverty amongst Chinese urban and rural households. China established Urban Resident Basic Medical Insurance (URBMI) Institution in 2007 , aiming to provide basic medical and health services to urban low-income people , which is considered as one of the most direct and effective poverty reduction policies.

Using URBMI micro-data from 2007 to 2011 , this paper analyzes the impact of insurance policy on household income , specifically focusing on households who suffered from catastrophic medical risks. In addition , to identify the poverty alleviation effect of URBMI on urban households , this paper examines the heterogeneity in households with different income levels. Given URBMI system is a non-compulsory social health insurance , which is paid by households and partially subsidized by the government , this paper utilizes the treatment effect model to mitigate the self-selection bias in sample selection and to eliminate the non-time-varying individual characteristics. Also , the treatment effect model is used to evaluate the degree of poverty alleviation effect in different income groups. Moreover , this paper employs the first-lagged dynamic panel model to study the impact of URBMI on household income and to explore the possible lags in the effectiveness of the URBMI system.

The results show that the URBMI policy has a significant effect of poverty alleviation on low-income urban households. More specifically , participating in the URBMI system increases the household per capita income growth by 13. 78% . In other words , if the average household income is RMB 8620. 6 , then 13. 78% increase in household per capita income implies an equivalent increase of RMB 1187. 9. This positive effect is further enhanced over time , by increasing family education and labor training expenditure , and the improved health status. The results indicate that , participating in the URBMI system can effectively mitigate the impact of disease risk on households , which can reduce the illness-related poverty. However , there is heterogeneity in the effect of poverty alleviation in households with different incomes. In particular , the positive impact of URBMI on low-income households is much smaller than that of middle and high-income households. This finding highlights the phenomenon of “target shifting” in the design of healthcare policy , which has influenced the precision of policy implementation and resulted in unexpected outcomes. Therefore , it is important to precisely design deductible rules , and to ensure that individual payments and deductible standards are linked to household income level. Also , it is suggested to gradually increase the proportion of medical insurance reimbursement based on the targeted degree of poverty , which will not only alleviate individual's medical expenses burden , but also enhance fairness in the system.

This paper makes significant contributions in the following three aspects. Firstly , this paper directly investigates the impact of URBMI policy on household income , and explores the possible underlying channels and mechanisms. Secondly , this paper analyzes the effect of URBMI policy on the poverty alleviation of households (with different income levels) , as well as the hysteresis effect. Finally , this paper discusses the impact of URBMI policy on households' (with different income levels) ability to manage risks , when confronting the risk of serious illness , and further evaluates the precision of the anti-poverty effect of the healthcare system.

Keywords: Urban China; Health Insurance; Poverty alleviation

JEL Classification: I13 , I38 , G22

(责任编辑: 王利娜) (校对: 晓 鸥)