

迈向共同富裕的基本医疗服务均等化研究 ——基于中国城乡居民大病保险视角

邹国昊^{1,2}, 张颖¹, 杨楚风¹

(1. 东南大学经济管理学院, 江苏南京 211189; 2. 新加坡国立大学商学院, 新加坡 119245)

摘要:城乡居民大病保险作为推进国家基层医疗卫生体系建设、促进基本医疗服务均等化的重要内容,是扎实推进全体人民共同富裕的关键。文章基于中国城乡居民大病保险视角,使用2010—2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS),从物质富裕、精神富裕、社会共享等多维度构建共同富裕指数评价体系,运用双重差分法评估基本医疗服务均等化对共同富裕的影响。文章研究发现:(1)大病保险能增进收入分配的普惠性,驱动微观个体可支配收入水平提升,并减少社区、区县、城市及省份等多层次社会网络的可支配收入差距,是促进城乡共同富裕的有效方式。(2)机制分析表明,大病保险能通过缩小医疗负担城乡差距、提高医疗资源配置效率和缓解流动性约束,促进共同富裕水平提升。(3)异质性分析表明,在个体方面,大病保险强化了非认知能力,促进人力资本提升;在家庭方面,其丰厚社会资本发挥“非正式保险”作用;在区域方面,其发展数字普惠金融改善金融服务可及性。这些均有助于提升大病保险助推共同富裕成效。(4)立足于扩大内需的视角,大病保险提升了可支配收入,改善了居民消费,两者具有联动性;基于效率与公平视角,大病保险在推进共同富裕进程中未造成显著的效率损失,展现了“公平和效率”的相容性。

关键词:大病保险;共同富裕;收入差距;收入水平

中图分类号:F840.684;F126 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2024)12-0033-14

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.20240718.401

一、引言

党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。中国阶段性共同富裕目标可望又可及(陈宗胜和杨希雷,2023),我国的脱贫攻坚为世界反贫困工作贡献了重要力量。然而贫困发生率整体下行的同时,我国收入不平等程度可能有上升趋势(罗楚亮等,2021),尤其体现在地区间、城乡间、城镇内部以及乡村内部(陈斌开和林毅夫,2013;卢晶亮,2018)。若收入不平等程度上升到抵消经济增长的减贫作用,将陷入“贫困化增长”困境。因此,如何兼顾效率与公平,使人们平等地参与、公平地享受经济增长带来的成果?如何改善群体间收入分配的不平等程度,从而促进共同富裕?这是需要探讨和解决的现实问题。

大病保险作为降低灾难性医疗支出的重要制度安排(Zhang等,2021),学术界围绕其补偿模式、健康绩效、医疗减负(朱铭来等,2017;Zhang等,2019;黄家林和傅虹桥,2021)等方面进行

收稿日期:2024-03-18

基金项目:国家社会科学基金项目(22BGL029)

作者简介:邹国昊(1996—),男,江苏南京人,东南大学和新加坡国立大学联合培养博士研究生;

张颖(1985—)(通讯作者),女,湖北武汉人,东南大学经济管理学院教授,博士生导师;

杨楚风(2001—),女,湖北随州人,东南大学经济管理学院硕士研究生。

了深入研究,但是关于大病保险对居民的可支配收入以及城乡居民收入不平等的改善效应研究比较少。

因此,本文以 2010—2018 年 CFPS 调查数据为研究样本,采用双重差分方法,探究大病保险对试点城市共同富裕水平的影响强度与方向。本文研究结果表明:第一,大病保险能够有效提升全体居民的可支配收入水平、缩小城乡居民收入差距,显著提升地区共同富裕水平。第二,异质性分析表明,个人层面的非认知能力提升、家庭层面的社会资本改善以及区域层面的数字普惠金融发展均有利于促进大病保险提升共同富裕水平。第三,机制分析表明,大病保险能通过缩小医疗负担城乡差距、提高医疗资源配置效率和缓解流动性约束,促进共同富裕水平提升。第四,立足扩大内需视角,大病保险带来的可支配收入增量使城乡居民消费和投资水平均有所提升,然而乡村居民消费仍未从生存型迈向拓展型;基于效率与公平视角,大病保险能增加劳动力供给数量和优化劳动力供给质量,从而提高劳动生产率,助力宏观经济增长,展现了“公平和效率”的相容性。

本文的边际贡献体现在理论与实践两个层面。(1)理论方面:第一,在研究视角上,既有研究主要从宏观层面分析大病保险的经济社会效益,本文聚焦微观个体层面,基于物质富裕、精神富裕、社会共享等维度构建共同富裕指数评价体系,综合测算大病保险政策推行前后我国社区、区县、城市及省份等多层次社会网络共同富裕程度的变化情况,提供了大病保险推进共同富裕的证据;第二,在研究宽度上,为考察大病保险促进共同富裕水平提升的效果,本文从“个人、家庭和区域”三个维度出发,研究了非认知能力、社会资本、数字普惠金融发展对大病保险促进共同富裕的异质性影响,为微观个体深化政策理解、加强自身韧性、提高在共同富裕进程中的获得感提供更多理论支持;第三,在研究深度上,本文基于扩大内需的视角,深入探究大病保险带来的可支配收入增量流向,并从效率与公平视角出发,探究大病保险社会效益的背后是否存在效率损失,为完善多层次医疗保障体系、不断增进“公平和效率”相容性提供理论支撑。(2)实践方面:本文的研究结果具有重要政策参考价值,缩小城乡不平等、实现共同富裕仍需大病保险等医疗保障制度进行改革。本文从社区、区县、城市及省份等多维度探究大病保险助推共同富裕的影响效应,为精准评估大病保险政策福利作用和进一步完善大病保险政策提供了重要参考。

二、理论分析与研究假设

(一)大病保险改善共同富裕水平的理论分析

大病保险制度推进共同富裕主要体现在其通过横向与纵向收入再分配以改善低收入群体的收入分布。从横向收入再分配看,大病保险通过保障资金在健康者和患病者之间、高收入者和低收入者之间的再分配,将健康者和高收入者的一部分收入转移给患病者和低收入者(金彩红, 2005),以“互助共济”的方式,对患病者和低收入者产生了医疗需求的“释放效应”和医疗支出的“减负效应”。在医疗服务价格等条件不变时,横向收入再分配可以降低灾难性医疗支出对其收入产生的冲击,从而起到减少贫困的效果。从纵向收入再分配看,大病保险通过筹资和偿付环节制度安排改善低收入群体的收入分配。在筹资环节,城乡居民医疗保险采用财政补助和个人缴费相结合的混合筹资模式,大病保险作为其重要补充,能够通过财政补助带来的税收收入再分配效应改善低收入群体的可支配收入,提高共同富裕水平。在偿付环节,大病保险的报销收入可以弥补家庭收入损失,为家庭提供一种直接转移支付收入,同时参保者可以利用医疗服务改善健康水平,从而提高自身的人力资本,增强其收入获得能力,该种收入补偿对低收入群

体的边际效用更高(邹国昊和张颖, 2023), 这能降低收入不平等程度, 促进共同富裕。因此, 本文提出如下假设:

假设 1: 大病保险能提高共同富裕水平。

(二) 大病保险改善共同富裕水平的作用机制

在分析大病保险推进共同富裕直接影响的基础上, 也需准确把握其内在机理。本文从医疗减负、医疗配置和流动性释放三大关键路径出发, 探究大病保险推进共同富裕的作用路径。

1. 医疗“减负”机制。第一, 大病保险作为完善中国医疗体系的重要制度安排, 能缩减大病患者医疗支出以缓解医疗负担(陈中南和孙圣民, 2022), 并减少医疗负担城乡差距。一方面, 大病保险的风险共担和“互助共济”功能有利于降低医疗服务的相对价格(彭浩然等, 2016), 通过风险转移和补偿机制有效缓解疾病带来的经济冲击; 另一方面, 大病保险降低了患者的自付医疗费用比例, 相较于城镇居民具备更高可支配收入水平, 外部医疗成本的变动对于乡村居民医疗减负作用会更显著, 进而有利于缩小医疗负担城乡差距。第二, 大病保险缩小医疗负担城乡差距并直接对医疗费用进行补偿报销, 能够提高城乡居民可支配收入, 缩小城乡可支配收入差距, 促进共同富裕。一方面, 大病保险减轻了城乡居民医疗支出负担, 促使微观个体将原先用于应对健康风险的经济资源转向人力资本投资或生产投资, 以增强其收入获得能力, 从而提升城乡居民可支配收入水平; 另一方面, 医疗负担城乡差距的缩小对于乡村群体的健康水平提升会更显著, 最终增加乡村群体劳动供给, 提高劳动效率以获得更高收入, 降低城乡居民可支配收入差距, 促进全体人民共同富裕。因此, 本文提出如下假设:

假设 2: 大病保险通过改善居民医疗负担来促进共同富裕。

2. 医疗配置机制。第一, 大病保险作为应对健康风险、缓释重特大疾病冲击的重要制度安排, 能缓解医疗支出压力并释放居民医疗需求, 以需求带动医疗资源配置优化, 使更多低收入患者获得及时高效治疗。一方面, 大病保险作为城乡统筹医保的重要补充, 有助于提升城乡医疗资源配置效率, 提高城乡居民健康保障水平; 另一方面, 大病保险能够通过风险保障机制释放低收入群体医疗需求, 促进医疗服务产品供给均等配置, 缓解医疗资源供给的结构性矛盾, 从而促进优质医疗资源均衡布局。第二, 医疗资源配置效率的提高为城乡居民提供了更全面的卫生保障, 降低较大金额的医疗支出冲击居民可支配收入的可能性。一方面, 医疗资源配置效率的提升带来优质资源, 这有利于提升低收入群体疾病防治能力, 减少其因健康状况持续恶化带来的医疗支出, 使低收入群体所需承担的额外医疗成本下降, 有利于提高其可支配收入水平; 另一方面, 医疗资源配置效率的提高可以避免居民因健康状况的恶化而造成家庭收入减少和非必要开销增加, 从而缓解家庭的贫困脆弱性(张璇玥和姚树洁, 2020), 促进共同富裕。因此, 本文提出如下假设:

假设 3: 大病保险通过提高医疗资源配置效率来促进共同富裕。

3. 流动性释放机制。第一, 大病保险作为一项补充性医疗保险, 能够为参保者的灾难性医疗支出提供补偿, 这有利于降低家庭为应对意外疾病冲击而准备的储蓄, 缓解微观个体面临的流动性约束。一方面, 大病保险能降低未来不确定健康风险对家庭财富造成的冲击, 进而降低家庭应对健康风险的预防性储蓄率, 在居民对家庭财富预期稳定的基础上, 预防性储蓄下降将显著缓解其面临的流动性约束; 另一方面, 大病保险能补偿意外疾病带来的城乡居民可支配收入突发性减少, 进而缓解重大疾病发生时居民面临的借贷压力和借贷成本, 这将使居民避免流动性资产损失。第二, 流动性约束降低有利于提高居民外部资金可及性, 提升其通过外部融资

开展生产和生活的可能性,缩小不同群体间的收入差距,促进共同富裕。一方面,流动性约束的降低能够增加居民正规金融市场的参与度(张贺和白钦先,2018),为其提供投融资机会,进而增加相对低收入群体的资产配置选择,改善城乡居民收入不平等程度,提高民生福利水平;另一方面,由于低收入群体更易受到流动性约束的影响(甘犁等,2018),释放流动性能够减小低收入家庭面临的信贷约束,提高其人力资本投资水平,改善其劳动素养与劳动效率,进而缩小其与高收入群体的差距,促进共同富裕。因此,本文提出如下假设:

假设4:大病保险通过缓解流动性约束来促进共同富裕。

根据上述理论分析,本文得到大病保险推进共同富裕的影响机制图,如图1所示。

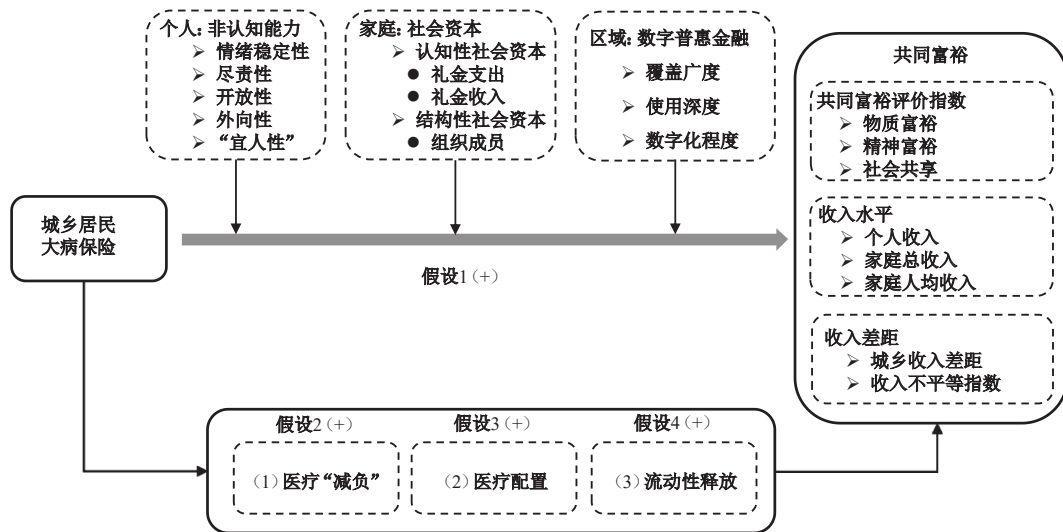


图1 大病保险促进共同富裕的影响机制

三、实证策略

(一)数据来源与样本选取

本文采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,探讨大病保险对共同富裕的影响,选取2010—2018年调查数据作为初始研究样本,并进行如下处理:(1)剔除变量严重缺失样本;(2)剔除参与商业保险的个人及家庭样本,以避免商业保险对本文的政策效应造成偏误;(3)考虑到大病保险作为新型农村合作医疗与城镇居民医疗保险附加的基本保险,本文仅筛选出样本期内至少参与上述两种保险之一的数据,以避免上述两种保险对政策效应的干扰;(4)对部分连续变量进行两侧1%缩尾处理。

(二)变量选取及描述性统计

1. 被解释变量。本文在基准回归部分采用微观共同富裕指数(*Com_Prosp*)作为被解释变量进行检验。本文尝试从微观层面构建多维融合的指标体系。已有研究对于共同富裕水平的测度主要从精神与物质两个维度考虑(申云和李京蓉,2020)。本文依据马斯洛需求理论,参考张金林等(2022)、王美玲和姜竹(2023)等构造思路,增加社会共享这个维度,即从基础层级(物质富裕)、提升层级(精神富裕)与发展层级(社会共享)这三个一级指标构建微观共同富裕指数评价体系,具体二级和三级指标的构建情况详见表1。参考已有研究测算思路,考虑到物质富裕、精神富裕与社会共享在重要性水平上是相同的(王美玲和姜竹,2023),同时为了尽可能展现微观个体的特征属性,本文采用等权重法进行赋权并最终测算得到共同富裕评价指数。

表 1 微观共同富裕指数评价体系构建

| | 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 | 指标符号 | 指标含义 |
|------|--------|-------------------|---------------------------|---|--|
| 共同富裕 | 物质富裕 | 收入 | 人均收入 | <i>Inco_avg</i> | 人均收入是否达到22408元,达到赋值为1,否则为0 |
| | | | 家庭相对收入 | <i>Inco_fid</i> | 设定相对贫困线为家庭所在省份年收入中位数的40%,家庭年收入水平不低于相对贫困线则赋值为1,否则为0 |
| | | 财富 | 住房市场价值 | <i>Housemv</i> | 超过家庭所在省份住房市场价值的中位数赋值为1,否则为0 |
| | 家庭金融资产 | | <i>Finaass</i> | 超过该省份家庭金融资产价值的中位数赋值为1,否则为0 | |
| | 消费 | 居民消费性支出 | <i>Consexp</i> | 不低于该省份当年中位数赋值为1,否则为0 | |
| | | 家庭总支出 | <i>Tothouexp</i> | 不低于该省份当年中位数赋值为1,否则为0 | |
| | 精神富裕 | 健康 | 家庭成员健康 | <i>Famheal_fid</i> | 自评健康状况较好赋值为1,否则为0 |
| | | | 人均医疗资源 | <i>Medres</i> | 当地医疗卫生机构数不低于6个/万人赋值为1,否则为0 |
| | | 社会保障 | 养老保障 | <i>Oldsecur</i> | 拥有养老保险赋值为1,否则为0 |
| | | | 医疗保障 | <i>Medsecur</i> | 拥有医疗保险赋值为1,否则为0 |
| | 教育 | 受教育程度 | <i>Educa</i> | 拥有高中及以上学历则赋值为1,否则赋值为0 | |
| 文化 | 教育文化支出 | <i>Educons</i> | 教育文化支出占比不低于11%时赋值为1,否则为0 | | |
| | 主观幸福感 | <i>Well_being</i> | 对自己生活的满意程度,满意及以上赋值为1,否则为0 | | |
| 社会共享 | 群体差异 | 收入差异性 | <i>Incomedis</i> | 当地城乡收入比不超过全国状况赋值为1,否则为0 | |
| | | 消费差异性 | <i>Consudis</i> | 当地城乡消费比不超过全国状况赋值为1,否则为0 | |
| 区域差异 | 当地贫困程度 | 当地贫困程度 | <i>Povlev</i> | 当地领取最低生活保障、“五保户”人数占比不超过当年全国领取同类补助人数占比,赋值为1,反之为0 | |
| | | 地理位置 | <i>Geopos</i> | 东部地区赋值为1,否则为0 | |

2. 解释变量。参考邹国昊和张颖(2023)的研究,文章以2013年作为政策冲击的节点,控制组为未在全市范围内完成改革的地级市,实验组为已在全市范围内完成改革的地级市,采用双重差分模型综合评估大病保险的政策效应。政策实施虚拟变量为本文的核心解释变量,由政策试点地区哑变量(*treat*)与试点时间哑变量(*post*)相乘得到。若该地区被列入大病保险试点地区,*treat*赋值为1,否则为0;在试点年份后,*post*赋值为1,否则为0。不同于以往从省份层面区分实验组和控制组,本文从城市层面加以区分。^①

3. 控制变量。为控制影响收入水平与收入差距影响共同富裕的其他因素,本文参考黄阳华等(2023)、王修华和赵亚雄(2023)等方法,分别从个人、家庭以及地区三个维度选取一系列控制变量,详见表2。

表 2 控制变量选取

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|------|--------|----------------|------------------------------------|
| 个人 | 年龄 | <i>Age</i> | 被调查个人的年龄 |
| | 年龄平方项 | <i>Age2</i> | 被调查个人的年龄的平方/100 |
| | 户口性质 | <i>Reside</i> | 城镇户口赋值为1,否则为0 |
| | 受教育情况 | <i>Educa</i> | 被调查个人接受高中及以上教育赋值为1,否则为0 |
| | 健康状况 | <i>Healcon</i> | 从CFPS中得到数据,从“非常不健康”到“非常健康”依次赋值为0—7 |
| | 智力水平 | <i>Intelev</i> | 根据CFPS得到数据,从“很差”到“很好”依次赋值为1—7 |
| | 风险态度 | <i>Riskatt</i> | 是否持有风险资产,持有赋值为1,否则为0 |
| 家庭 | 家庭房屋产权 | <i>Housequ</i> | 家庭成员拥有完全产权赋值为2,家庭成员拥有部分产权赋值为1,否则为0 |
| | 家庭成员数量 | <i>famsize</i> | 被调查个人所在家庭的成员数 |

① 本文限制类城市或区县数据的分析工作在北京大学中国社会科学调查中心机房进行。

续表 2 控制变量选取

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|------|----------|-----------------|--------------------------|
| 地区 | 政府财政支出强度 | <i>Gov</i> | 政府一般预算支出(万元)/地区GDP(万元) |
| | 地区经济发展水平 | <i>Gdpp</i> | 人均实际GDP取对数 |
| | 产业结构水平 | <i>Industr</i> | 第一产业增加值(万元)/地区生产总值(万元) |
| | 工业发展水平 | <i>Indusdev</i> | 规模以上工业总产值(万元)/地区生产总值(万元) |
| | 地区基础设施水平 | <i>Infras</i> | 固定电话用户(万户)/总人口(万人) |
| | 地区社会福利程度 | <i>Benefit</i> | 各种社会福利收养性单位床位数的对数 |

(三)模型设定

针对前文提出的研究假说,本文构建了如下 DID 模型:

$$Y = \alpha + \gamma_1(treat_{it} \times post_{it}) + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y = \alpha + \beta_1(treat_{it} \times post_{it}) + \beta_2 Controls + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y 分别表示微观共同富裕指数、收入水平、收入差距。收入水平包括个人收入、家庭总收入、家庭人均收入,收入差距主要通过收入相对剥夺指数、基尼系数、Mehran 指数、MLD 指数、Piesch 指数、RMD 指数与城乡收入比等 7 个收入不平等指标来表示,收入水平与收入差距的界定与检验结果请见稳健性检验部分。 θ_i 表示时间固定效应, μ_i 表示个体固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。 $Controls$ 为所有控制变量的集合。式(1)为考虑在不加入控制变量情况下政策试点哑变量 ($treat_{it} \times post_{it}$, 以下简称 tp) 与被解释变量的回归结果。式(2)为加入控制变量后的多元回归结果,在避免遗漏变量基础上进一步明确了大病保险政策试点对共同富裕的影响大小。

考虑到大病保险政策试点具有一定持续性,本文参考邹国昊和张颖(2023)研究思路,在基准模型基础上构建动态 DID 模型,综合检验大病保险实施后的动态影响效应:

$$Y = \alpha + \sum_{t=2010}^{t=2018} \delta_1(treat_{it} \times post_t) + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y = \alpha + \sum_{t=2010}^{t=2018} \phi_1(treat_{it} \times post_t) + \phi_2 Controls + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $post_t$ 为时间虚拟变量,本文以政策第一期(2014)为基期进而同时控制平行趋势, $post_t$ 分别取值 2010 年、2012 年、2016 年和 2018 年,其他参数定义与基准模型一致。

(四)描述性统计结果

表 3 反映了主要变量的描述性统计结果,可以发现微观共同富裕指数均值为 7.402,与中位数比较接近,表明整体样本中微观个体共同富裕发展情况处在中等水平,仍有一定提升空间。其他变量的分布与波动情况与已有研究结果保持一致,均处在合理范围内。

表 3 描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 中位数 |
|------------------|-------|--------|--------|--------|
| <i>Com_Prosp</i> | 37647 | 7.402 | 2.483 | 7 |
| <i>tp</i> | 37647 | 0.183 | 0.387 | 0 |
| <i>Age</i> | 37647 | 51.819 | 13.328 | 52 |
| <i>Age2</i> | 37647 | 28.628 | 13.725 | 27.040 |
| <i>Reside</i> | 37614 | 0.238 | 0.426 | 0 |
| <i>Educa</i> | 37647 | 0.125 | 0.331 | 0 |
| <i>Healcon</i> | 37647 | 4.103 | 1.628 | 4 |

续表 3 描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 中位数 |
|-----------------|-------|--------|-------|--------|
| <i>Intelev</i> | 37645 | 5.073 | 1.307 | 5 |
| <i>Riskatt</i> | 37562 | 0.054 | 0.227 | 0 |
| <i>Housequ</i> | 37562 | 1.816 | 0.560 | 2 |
| <i>famsize</i> | 37562 | 4.177 | 1.922 | 4 |
| <i>Gov</i> | 37647 | 0.210 | 0.186 | 0.154 |
| <i>Gdpp</i> | 37647 | 10.293 | 0.692 | 10.310 |
| <i>Indusstr</i> | 37647 | 0.171 | 0.105 | 0.130 |
| <i>Indusdev</i> | 37647 | 0.277 | 0.240 | 0.243 |
| <i>Infras</i> | 37647 | 0.130 | 0.097 | 0.110 |
| <i>Benefit</i> | 37647 | 7.009 | 1.118 | 7.318 |

(五)特征事实分析^①

根据前文确定的指标体系,本文测算得到了2010—2018年中国共同富裕进展程度的评价指数,包含物质富裕指数、精神富裕指数与社会共享指数三个一级指标指数。本文参考李强等(2013)划分方法,分东部、中部、西部对其时空演变进行分析。根据图表分析结果,中国共同富裕指数总体呈现逐步上升趋势,这与已有研究结论保持一致(陈宗胜和杨希雷,2023)。另外,东部和西部总体走势呈现稳步上升趋势,中部呈现波动上升的演进趋势,三大区域共同富裕指数差距逐渐缩小。

四、实证结果

(一)基准分析

表4反映了大病保险对共同富裕的基准回归结果与动态影响效应,所有回归均控制个体与时间双向固定效应,并在个体层面进行聚类调整。表4列(2)显示控制外部特征后回归系数显著为正,表明大病保险政策的实施显著提升了试点地区共同富裕水平。列(3)和(4)结果表明大病保险政策实施效果的时间效应整体增强。原因可能在于,大病保险政策在部分地区全面推行后,由于政策不断完善以及地方政府的执行与推广力度不断加大,地区医疗资源配置能力得到配套提升,这显著减少了微观个体的医疗负担,缓解了居民流动性约束,居民可支配收入显著增加,从而促进了共同富裕。

表 4 基准回归结果

| | (1) <i>Com_Prosp</i> | (2) <i>Com_Prosp</i> | (3) <i>Com_Prosp</i> | (4) <i>Com_Prosp</i> |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>tp</i> | 0.104***(0.035) | 0.122***(0.034) | | |
| <i>tp2010</i> | | | -0.059(0.057) | -0.040(0.056) |
| <i>tp2012</i> | | | -0.009(0.051) | -0.057(0.050) |
| <i>tp2016</i> | | | 0.102*(0.056) | 0.115**(0.056) |
| <i>tp2018</i> | | | 0.119**(0.051) | 0.114**(0.050) |
| <i>Age</i> | | 0.150***(0.027) | | 0.149***(0.026) |
| <i>Age2</i> | | -0.123***(0.011) | | -0.123***(0.011) |
| <i>Reside</i> | | 0.156***(0.056) | | 0.157***(0.056) |

① 限于篇幅,图表分析省略,留存备索。

续表 4 基准回归结果

| | (1)Com_Prosp | (2)Com_Prosp | (3)Com_Prosp | (4)Com_Prosp |
|-----------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| <i>Educa</i> | | 1.050*** (0.049) | | 1.050*** (0.049) |
| <i>Healcon</i> | | 0.066*** (0.007) | | 0.066*** (0.007) |
| <i>Intelev</i> | | 0.046*** (0.008) | | 0.046*** (0.008) |
| <i>Riskatt</i> | | 0.306*** (0.054) | | 0.305*** (0.054) |
| <i>Housequ</i> | | 0.173*** (0.019) | | 0.174*** (0.019) |
| <i>famsize</i> | | 0.115*** (0.010) | | 0.115*** (0.010) |
| <i>Gov</i> | | -0.225*** (0.080) | | -0.224*** (0.080) |
| <i>Gdpp</i> | | 0.340*** (0.056) | | 0.337*** (0.057) |
| <i>Indusstr</i> | | 0.468** (0.198) | | 0.454** (0.196) |
| <i>Indusdev</i> | | 0.252*** (0.076) | | 0.259*** (0.077) |
| <i>Infras</i> | | 0.437** (0.218) | | 0.457** (0.219) |
| <i>Benefit</i> | | 0.048*** (0.018) | | 0.046*** (0.018) |
| <i>Constant</i> | 7.382*** (0.006) | -2.351* (1.426) | 7.391*** (0.010) | -2.267 (1.423) |
| <i>N</i> | 37619 | 37499 | 37619 | 37499 |
| <i>F</i> | 8.638*** | 75.005*** | 3.732*** | 63.301*** |

注：括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，下表同。

(二) 平行趋势检验与安慰剂检验^①

DID 模型的实施前提是实验组与控制组在政策发生前具有平行发展趋势，根据图表分析结果，政策实施前 *tp* 系数估计值与 0 没有显著偏差，政策实施后 *tp* 系数与 0 存在显著的正向偏差，表明本文结论通过了平行趋势假设检验。由于共同富裕水平变化可能是一些不可观测因素导致的，本文虚构实验组来进行安慰剂检验，进行 500 次随机抽样。根据图表分析结果，回归系数服从正态分布且主要落在 0 值附近，绝大部分回归系数估计值在水平虚线以上，表明基准回归系数与虚假回归系数分布存在显著差异，其在安慰剂检验中属于小概率事件。因此，本文基准结果是稳健的。

(三) 稳健性测试

1. 从“共享”与“富裕”角度研究共同富裕

本文借鉴陈宗胜和杨希雷(2023)、刘培林等(2021)的研究思路，综合考虑社会发展成果共享性和物质生活水平富裕度，分别从“共享”和“富裕”视角综合衡量共同富裕，并在村居、区县、城市、省份四个维度进行测算。从“共享”与“富裕”两个维度分析共同富裕后重新进行回归。检验结果表明，大病保险显著收敛收入不平等情况，缩小城乡收入差距，且收入水平得到明显提高。因此，大病保险促进了收入分配的普惠性与公平性，更大程度上提升了低收入群体的收入水平，促进了共同富裕。^②

2. Heckman 两步法

为进一步解决可能存在的样本自选择问题，我们采用 Heckman 两阶段法进行检验。表 5 结果表明，逆米尔斯比率(*IMR*)的估计系数均不显著，这表明本文样本可以排除自选择问题，不存在显著分布偏差。此外，在将 *IMR* 加入基准回归模型后，*tp* 的系数仍显著为正，这与基准回归结果保持一致，说明文章结论是稳健的。

① 限于篇幅，图表分析省略，留存备案。

② 限于篇幅，指标构造过程与实证结果省略，留存备案。

表 5 Heckman 两阶段回归

| | (1)Com_Prosp | (2)Com_Prosp | (3)Com_Prosp | (4)Com_Prosp | (5)Com_Prosp | (6)Com_Prosp |
|-----------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| <i>tp</i> | 0.723 ^{**} (0.056) | 1.211 ^{***} (0.071) | 1.370 ^{***} (0.087) | 1.383 ^{***} (0.089) | 0.992 ^{***} (0.073) | 0.804 ^{***} (0.070) |
| <i>IMR</i> | -0.066(0.124) | -0.074(0.123) | -0.034(0.108) | 0.109(0.112) | 0.164(0.114) | 0.076(0.117) |
| <i>Constant</i> | 1.681 ^{***} (0.241) | 1.681 ^{***} (0.241) | 1.663 ^{***} (0.245) | 1.663 ^{***} (0.245) | 1.681 ^{***} (0.241) | 1.681 ^{***} (0.241) |
| <i>N</i> | 28779 | 28779 | 28223 | 28223 | 28779 | 28779 |

3. 其他稳健性检验^①

第一,采用倾向得分匹配方法来缓解个体固有差异带来的样本选择偏差,在通过平衡性测试并剔除不满足共同区域假定的观测值后,PSM-DID的系数显著为正。^②第二,参照尹志超等(2020)检验思路,选取2010年与2012年数据为研究样本,通过改变政策施行时点为2011年进行反事实检验。根据回归结果,基准回归中政策效应不存在,即虚拟大病保险政策不能使试点地区的共同富裕水平相对于非试点地区发生显著变化。第三,本文将控制变量进行滞后一期处理,在避免互为因果基础上确保政策效果的跨期有效性,这证明了大病保险具有动态影响效应。第四,对结果变量进行两侧1%缩尾处理以剔除极端值影响,估计系数在1%显著性水平下仍为正。综上所述,基准回归结论较为稳健。

(四)异质性分析结果^③

1. 非认知能力的异质性分析结果

本文参考Borghans等(2008)设计思路,采用“大五人格量表”进行综合刻画,分别从情绪稳定性、尽责性、开放性、外向性、“宜人性”五个维度全面衡量微观个体的非认知能力。^④针对2010年、2012年、2014年、2016年的非认知能力指标,本文基于五个基础指标的内涵界定,参考已有研究方法(李静和陈超,2023),从CFPS数据中挑选一致性问题作为相应替代,并构造对应年份的非认知能力指标。本文对该指标进行优化处理(李根丽和尤亮,2022):对逆向指标进行趋同化处理,保证所有指标结果的同向性,并对数据进行标准化处理以避免单位差异,采用均值法构造非认知能力指标值。为了保持研究一致性,本文借鉴已有研究(李涛和张文韬,2015)的方法,将2018年非认知能力指标进行重新构造,挑选CFPS2018年相关问题进行整合,经标准化后采用均值法最终构造非认知能力指标。根据回归结果,非认知能力单独项的系数均显著为正,交互项系数也在5%的显著性水平下为正,表明对非认知能力更强的居民来说,大病保险带来的共同富裕改善效应更为显著。

2. 社会资本的异质性分析结果

文章同时采用家庭层面的社会资本作为调节变量,参考Yip等(2007)、Berry和Welsh(2010)、周广肃等(2014)的研究思路,将社会资本分为认知性和结构性两类。具体而言,采用礼金支出和礼金收入衡量认知性社会资本,采用是否属于特定组织成员衡量结构性社会资本。根据回归结果,社会资本单独项的系数均显著为正,交互项系数至少在5%的显著性水平下为正,表明社会资本能够增强大病保险对共同富裕的促进作用。

① 限于篇幅,图表分析省略,留存备索。

② 为避免偏误,本文同时采用1对1匹配、近邻匹配、卡尺匹配、半径匹配、核匹配、样条匹配等方法分别报告了大病保险政策效应的估计结果。限于篇幅,估计结果省略,留存备索。

③ 限于篇幅,图表分析省略,留存备索。

④ CFPS2018年调查数据中已经提供“大五人格量表”的相关提问与回答,所以2018年的非认知能力指标可以直接得到。

3. 数字普惠金融的异质性分析结果

本文采用数字普惠金融发展水平作为区域层面的调节变量,参考郭峰等(2020)的研究思路,使用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同设计的数字普惠金融指数。根据回归结果,数字普惠金融单独项的系数显著为正,交互项系数在 5% 显著性水平下为正,表明数字普惠金融对大病保险的共同富裕效应有正面促进作用。

五、机制检验

(一)医疗减负机制

本文借鉴邹国昊和张颖(2023)的研究思路,选择乡村居民医疗负担与城镇居民医疗负担的比值来度量医疗负担城乡差距。其中, *Medcopaymeto* 为居民所在区域乡村总医疗自付占总医疗费用的值除以城镇总医疗自付占总医疗费用的值, *Medcopayho* 为居民所在区域乡村总医疗自付占总住院费用的值除以城镇总医疗自付占总住院费用的值。医疗减负的机制检验结果如表 6 中 Panel A 所示,列(1)和列(4)结果表明大病保险确实会显著降低医疗负担城乡差距。列(2)和列(5)将医疗负担城乡差距纳入回归模型,发现大病保险对共同富裕指数的回归系数在 1% 显著性水平下依旧为正,医疗负担城乡差距的回归系数至少在 5% 的显著性水平下均为负,这说明医疗负担城乡差距在大病保险改善共同富裕水平中起到了部分中介作用。列(3)和列(6)是医疗负担城乡差距对共同富裕进行回归的检验结果。可以发现,回归系数均在 1% 的显著性水平下为负。以上结果可以说明,由于乡村居民初始可支配收入水平相对较低,大病保险降低城乡居民医疗支出自付比重对其产生的边际效用更高,从而减少了医疗负担城乡差距,改善了低收入群体的财富水平,从而促进了共同富裕。

表 6 机制检验结果

| Panel A: 医疗减负机制的检验结果 | | | | | | |
|-----------------------------|---------------------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) <i>Medcopaymeto</i> | (2) <i>Com_Prosp</i> | (3) <i>Com_Prosp</i> | (4) <i>Medcopayho</i> | (5) <i>Com_Prosp</i> | (6) <i>Com_Prosp</i> |
| <i>tp</i> | -0.679*** (0.106) | 0.158*** (0.035) | | -11.869*** (0.889) | 0.112*** (0.038) | |
| <i>Medcopaymeto</i> | | -0.007*** (0.001) | -0.007*** (0.001) | | | |
| <i>Medcopayho</i> | | | | | -0.001** (0.0004) | -0.001*** (0.0004) |
| Panel B: 医疗配置机制的检验结果 | | | | | | |
| | (1) <i>Medresallo1</i> | (2) <i>Com_Prosp</i> | (3) <i>Com_Prosp</i> | (4) <i>Medresallo2</i> | (5) <i>Com_Prosp</i> | (6) <i>Com_Prosp</i> |
| <i>tp</i> | 0.550*** (0.145) | 0.128** (0.062) | | 0.112** (0.047) | 0.110* (0.062) | |
| <i>Medresallo1</i> | | 0.010** (0.005) | 0.011** (0.005) | | | |
| <i>Medresallo2</i> | | | | | 0.061*** (0.015) | 0.062*** (0.015) |
| | (7) <i>Medresallo3</i> | (8) <i>Com_Prosp</i> | (9) <i>Com_Prosp</i> | (10) <i>Medresallo4</i> | (11) <i>Com_Prosp</i> | (12) <i>Com_Prosp</i> |
| <i>tp</i> | 0.164*** (0.045) | 0.129** (0.062) | | 0.007** (0.004) | 0.167*** (0.035) | |
| <i>Medresallo3</i> | | 0.057*** (0.015) | 0.058*** (0.016) | | | |
| <i>Medresallo4</i> | | | | | 0.328*** (0.056) | 0.330*** (0.056) |
| Panel C: 流动性释放机制的检验结果 | | | | | | |
| | (1) <i>Liquidity_constraint</i> | (2) <i>Com_Prosp</i> | (3) <i>Com_Prosp</i> | (4) <i>WI</i> | (5) <i>Com_Prosp</i> | (6) <i>Com_Prosp</i> |
| <i>tp</i> | -0.016* (0.009) | 0.117*** (0.034) | | -0.043** (0.017) | 0.173*** (0.050) | |
| <i>liquidity_constraint</i> | | -0.322*** (0.021) | -0.323*** (0.021) | | | |
| <i>WI</i> | | | | | -0.065** (0.028) | -0.068** (0.028) |

注:回归结果均控制个人、家庭以及地区维度的特征变量与双向固定效应。

(二) 医疗配置机制

本文探讨的医疗资源配置机制参照周广肃等(2014)的研究思路,采用四个代理变量进行度量:*Medresallo1*表示居民所在村镇的医疗卫生人员数;*Medresallo2*表示居民所在村镇的最大医疗点工作面积;*Medresallo3*表示居民所在村镇或居住地范围内的医院或医疗点数量;*Medresallo4*表示居民所在区域医疗卫生机构床位数的对数。医疗资源配置机制检验结果如表6中Panel B所示,列(1)、列(4)、列(7)、列(10)结果表明大病保险确实能提高医疗资源配置效率。列(2)、列(5)、列(8)、列(11)将医疗资源配置效率加入回归模型。可以发现,医疗资源配置效率在大病保险改善共同富裕水平中起到了部分中介作用。列(3)、列(6)、列(9)、列(12)将医疗资源配置效率与共同富裕指数进行回归,回归系数至少在5%的显著性水平下为正,验证了中介变量的合理性。以上结果表明,大病保险制度释放的医疗需求使得各地提高乡镇层面的医疗卫生机构数量,增强医疗资源总量的充分性和配置的平衡性,有效解决微观个体医疗获取的资源不平等问题,使低收入群体享受了更多医疗资源。

(三) 流动性释放机制

本文在验证流动性释放机制时参考了Zeldes(1989)、徐润和陈斌开(2015)的研究,采用*liquidity_constraint*和*WI*来衡量居民面临的流动性约束。具体而言,*liquidity_constraint*以居民所在家庭的金融资产总价值是否低于两个月永久收入衡量,低于则赋值为1,表明该家庭存在流动性约束,否则赋值为0;*WI*以收入流动资产比*I/W*衡量,该指标越高则表示该家庭的收入与流动资产的比值越大,说明家庭受到的流动性约束较大。

流动性约束机制检验结果如表6中Panel C所示。根据列(1)、列(4)的回归结果,大病保险会显著缓解居民面临的流动性约束。列(2)、列(5)将流动性约束加入回归模型。可以发现,流动性约束同样在大病保险改善共同富裕水平中起到了部分中介作用。列(3)、列(6)是流动性约束与共同富裕指数直接回归的检验结果。可以发现,回归系数至少在5%的显著性水平下为负,这证明了机制检验的稳健性。实证结果说明,大病保险能够改善居民对未来不确定性的预期,减少低收入群体的过度预防性储蓄,促进其合理配置家庭资产中有息资产比例,改善家庭资产结构,从而促进共同富裕。

六、进一步分析

(一) 对可支配收入增量流向的进一步分析^①

为研究可支配收入增量对居民需求的改善作用,文章通过分样本回归分别检验了大病保险对居民消费和投资的影响。根据回归结果,大病保险对全样本、农村样本和城镇样本的家庭总消费及家庭人均消费影响系数至少在10%显著性水平下为正。其中,乡村样本的影响系数显著高于城镇样本,说明大病保险能显著提升居民家庭消费支出,但对乡村居民的提升效果更为明显。根据回归结果,大病保险显著增加了全样本与农村样本的食品消费、全样本与城镇样本的教育消费。

根据回归结果,大病保险对全样本、农村样本和城镇样本的家庭总投资及家庭人均投资影响系数至少在5%显著性水平下为正,说明大病保险能显著提升居民家庭投资支出。参考高楠等(2019)定义方式,将活期存款和定期存款余额定义为家庭无风险资产,参考尹志超等(2014)

^① 限于篇幅,下文的图表分析省略,留存备索。

定义方式,将风险资产划分为股票、基金、金融债券、企业债券、金融衍生品、金融理财产品、外汇、黄金等。根据回归结果,大病保险显著增加了全样本、农村样本和城镇样本的无风险资产投资,农村样本的影响系数显著高于城镇样本,同时大病保险显著提高了城镇样本的风险资产投资水平,但对全样本和农村样本的影响并不显著。根据回归结果,大病保险能提升居民个人健康与可支配收入水平,从而影响居民资产投资选择。

(二)对“效率和公平”相容性的进一步分析

本文参考宋佳莹等(2023)的设计思路,从效率视角出发,用劳动人口占总人口的比值测算劳动力供给数量,用地区普通高等学校在校大学生数测算劳动力供给质量,用地区 GDP 测算经济增长,从而探究大病保险的经济效益。根据回归结果,大病保险能有效提升地区劳动力供给的数量和质量,最终促进经济增长,并且兼顾效率与公平。因此,大病保险能通过改善居民健康状况来增加劳动力供给数量(Fogel, 1994),同时降低居民可支配收入下降的可能性,从而降低居民预防性储蓄,增加其人力资本投资和教育支出(王弟海, 2012),提升劳动力素养,提高劳动效率,从而促进经济可持续增长。

七、结论与政策建议

文章基于 2010—2018 年中国家庭追踪调查数据,运用双重差分法检验了大病保险对共同富裕的影响及其作用路径。研究发现:第一,大病保险能有效改善城乡居民可支配收入水平,缩小城乡收入差距,从而促进共同富裕;第二,从“个人、家庭和区域”维度出发,强化非认知能力有利于增强人力资本,发展数字普惠金融有助于缓解信息不对称问题,这有助于增强大病保险提升共同富裕水平的效果;第三,机制分析表明,大病保险能通过缩小医疗负担城乡差距、提高医疗资源配置效率和缓解流动性约束,从而提高共同富裕水平;第四,大病保险带来的收入增量使城乡居民消费和投资水平均有所提升。此外,基于效率与公平视角,大病保险能增加劳动力供给数量和优化劳动力供给质量,从而提高劳动生产率,促进宏观经济增长,即大病保险展现了“效率和公平”的相容性。

本文提出以下三点对策建议:第一,应坚持城乡统筹发展,从而促进共同富裕。大病保险作为改善健康状况、推动“城乡共富”的政策,应坚持城乡融合发展,以减小城乡差距,促进共同富裕。一方面,优化大病保险的差异化保障水平、力度和范围,进而强化基本公共医疗服务的效果,缩小城乡差距,为促进共同富裕提供医疗支撑;另一方面,优化大病保险统筹管理机制,完善欠发达地区大病保险政策,减小地区间的医疗保障水平及抗疾病风险能力差距。第二,应提高医保公平性,兼顾发展效率。为持续保障城乡居民的健康权益,需兼顾效率与公平,稳步提升大病保险的健康保障水平,确保大病保险支出能高效解决居民“因病致贫”问题的同时也有利于社会经济发展:一方面,根据贫困程度优化医保报销比例,降低较大金额的医疗支出对低收入群体可支配收入的冲击,从而缓解劳动者的医疗费用负担,同时增强大病保险公平性;另一方面,对大病保险运行状况、执行效果及可持续性进行监督,通过改善劳动者素质、提高劳动效率等提高经济发展的效率。第三,应提高居民非认知水平,提升自身能力。提高大病保险促进共同富裕的效果也需要劳动者提高自身非认知能力,提高居民自身的社会资本,提升劳动者能力。一方面,强化高校教育、职业培训中非认知能力的培养力度,帮助劳动者更好地适应市场变化和发展需求,从而提高劳动素质;另一方面,完善社会保障体系,鼓励居民积极参与社会活动,提高其社会资本的积累和运用能力,充分发挥社会资本的保障作用,进而提升家庭抗风险水平,通过居民自身发展来促进共同富裕。

主要参考文献:

- [1]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013, (4): 81-102.
- [2]陈中南,孙圣民.大病保险的减贫效果研究——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2022, (3): 24-39.
- [3]陈宗胜,杨希雷.论中国共同富裕测度指标和阶段性进展程度[J]. 经济研究, 2023, (9): 79-97.
- [4]甘犁,赵乃宝,孙永智.收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 2018, (12): 34-50.
- [5]高楠,梁平汉,何青.过度自信、风险偏好和资产配置——来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2019, (3): 1081-1100.
- [6]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, (4): 1401-1418.
- [7]黄家林,傅虹桥.补充医疗保险对老年人死亡率的影响:以大病保险为例[J]. 世界经济, 2021, (10): 179-200.
- [8]黄阳华,张佳佳,蔡宇涵,等.居民数字化水平的增收与分配效应——来自中国家庭数字经济调查数据库的证据[J]. 中国工业经济, 2023, (10): 23-41.
- [9]金彩红.中国医疗保障制度的收入再分配调节机制研究[J]. 经济体制改革, 2005, (6): 120-124.
- [10]李静,陈超.不容忽视的“软实力”:非认知能力与个体收入不平等[J]. 劳动经济研究, 2023, (3): 120-144.
- [11]李强,王洪川,胡鞍钢.中国电力消费与经济增长——基于省际面板数据的因果分析[J]. 中国工业经济, 2013, (9): 19-30.
- [12]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, (8): 117-127.
- [13]卢晶亮.城镇劳动者工资不平等的演化:1995—2013[J]. 经济学(季刊), 2018, (4): 1305-1328.
- [14]罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J]. 中国社会科学, 2021, (1): 33-54.
- [15]彭浩然,郑倩响,岳经纶,等.中国卫生筹资转型的决定因素与健康绩效[J]. 管理世界, 2016, (6): 90-97.
- [16]申云,李京蓉.我国农村居民生活富裕评价指标体系研究——基于全面建成小康社会的视角[J]. 调研世界, 2020, (1): 42-50.
- [17]宋佳莹,马嘉蕾,高传胜.社会保障与经济增长:效率与公平视角——基于劳动力供给与居民收入差距的路径研究[J]. 经济问题探索, 2023, (5): 30-45.
- [18]王弟海.健康人力资本、经济增长和贫困陷阱[J]. 经济研究, 2012, (6): 143-155.
- [19]王修华,赵亚雄.县域银行业竞争与农户共同富裕——绝对收入和相对收入的双重视角[J]. 经济研究, 2023, (9): 98-115.
- [20]徐润,陈斌开.个人所得税改革可以刺激居民消费吗?——来自 2011 年所得税改革的证据[J]. 金融研究, 2015, (11): 80-97.
- [21]尹志超,郭沛瑶,张琳琬.“为有源头活水来”:精准扶贫对农户信贷的影响[J]. 管理世界, 2020, (2): 59-71.
- [22]尹志超,宋全云,吴雨.金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, (4): 62-75.
- [23]张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J]. 经济问题探索, 2018, (10): 122-129.
- [24]张金林,董小凡,李健.数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究, 2022, (7): 4-17.
- [25]张璇玥,姚树洁.2010—2018 年中国农村多维贫困:分布与特征[J]. 农业经济问题, 2020, (7): 80-93.
- [26]周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, 2014, (7): 12-21.
- [27]朱铭来,于新亮,王美娇,等.中国家庭灾难性医疗支出与大病保险补偿模式评价研究[J]. 经济研究, 2017, (9): 133-149.
- [28]邹国昊,张颖.大病保险缩小医疗负担城乡差距了吗[J]. 现代经济探讨, 2023, (2): 15-27.
- [29]Berry H L, Welsh J A. Social capital and health in Australia: An overview from the household, income and labour dynamics in Australia survey[J]. Social Science & Medicine, 2010, 70(4): 588-596.

- [30]Borghans L, Duckworth A L, Heckman J J, et al. The economics and psychology of personality traits[J]. *Journal of Human Resources*, 2008, 43(4):972–1059.
- [31]Fogel R W. Economic growth, population theory, and physiology: The bearing of long-term processes on the Making of Economic Policy[J]. *American Economic Review*, 1994, 84(3): 369–395.
- [32]Yip W, Subramanian S V, Mitchell A D, et al. Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China[J]. *Social Science & Medicine*, 2007, 64(1): 35–49.
- [33]Zeldes S P. Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97(2): 305–346.
- [34]Zhang Y, Guan Y M, Hu D, et al. The basic vs. ability-to-pay approach: Evidence from China’s critical illness insurance on whether different measurements of catastrophic health expenditure matter[J]. *Frontiers in Public Health*, 2021, 9: 646810.
- [35]Zhang Y, Vanneste J, Xu J X, et al. Critical illness insurance to alleviate catastrophic health expenditures: New evidence from China[J]. *International Journal of Health Economics and Management*, 2019, 19(2): 193–212.

A Research on Equalization of Primary Healthcare Services towards Common Prosperity: From the Perspective of Critical Illness Insurance for Urban and Rural Residents in China

Zou Guohao^{1,2}, Zhang Ying¹, Yang Chufeng¹

(1. School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 211189, China;

2. Business School, National University of Singapore, Singapore 119245, Singapore)

Summary: As an important component of advancing the construction of the national primary healthcare system and promoting the equalization of basic medical services, the critical illness insurance for urban and rural residents is a key element in solidly promoting common prosperity. From the perspective of China’s critical illness insurance for urban and rural residents and using data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2010 to 2018, a scientifically comprehensive evaluation system of the common prosperity index is constructed from multiple dimensions. The DID method is used to evaluate the impact of the equalization of basic medical services on common prosperity. The findings indicate that: (1) Critical illness insurance can enhance the inclusiveness of income distribution, drive the increase in disposable income at the micro-individual level, and mitigate the disposable income gap across multi-level social networks. Mechanism testing shows that critical illness insurance can promote common prosperity by narrowing the urban-rural gap in medical burdens, improving the efficiency of medical resource allocation, and alleviating liquidity constraints. (2) From the perspective of expanding domestic demand to facilitate domestic circulation, the increase in disposable income brought about by critical illness insurance is linked to improvements in residents’ consumption and investment. The study empirically investigates the impact of critical illness insurance on common prosperity, and provides important references for accurately assessing the welfare boundaries of the critical illness insurance policy and further improving regional critical illness insurance policy arrangements.

Key words: critical illness insurance; common prosperity; income gap; income level

(责任编辑 顾 坚)