

# 社会保险如何影响代际收入流动

范绍丰

(厦门大学 公共事务学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 优化收入分配、促进代际收入流动是推进共同富裕的必然要求。本文基于2010—2018年中国家庭追踪调查数据,采用代际收入弹性和代际收入百分位排序关联系数测量代际收入流动,实证检验社会保险对代际收入流动的影响。研究发现,城镇基本养老保险、农村基本养老保险和城镇居民医保显著抑制代际收入流动,新农合对代际收入流动具有显著正向影响,且这种影响在低收入父代家庭和城镇地区更加显著。采用工具变量法控制内生性后的研究结论依然稳健。作用机制分析表明,社会保险通过人力资本、财富资本和借贷资本三种渠道影响代际收入流动。基于实证结论,本文提出相关政策建议以增强社会保险的反贫困和收入再分配功能,进而夯实代际收入流动的物质基础,助力共同富裕和中国式现代化建设。

**关键词:** 社会保险; 代际收入流动; 代际收入弹性; 代际收入百分位排序关联系数; 共同富裕

**中图分类号:** F840.31 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2023)02-0065-14

## 一、引言

代际收入流动<sup>①</sup>是收入分配动态演变的表征,对于推进相对贫困治理和共同富裕具有重要意义。逻辑上讲,代际收入流动性强有利于中低收入家庭后代向上流动和摆脱贫困代际传递,由此有利于促进低收入群体收入增长、中等收入群体规模扩大并形成橄榄型的分配格局。作为重要的再分配制度和推进共同富裕的基础性制度安排,社会保险不仅需要优化代内收入分配,而且需要促成代际分配正义和推动代际收入流动。然而,当前社会保障领域仍存在不平衡不充分问题,调节居民收入差距的作用有限。李实和朱梦冰<sup>[1]</sup>测算发现,中国个人养老金收入的基尼系数从2002年的0.424增至2013年的0.464,到2018年达到0.524。据统计,2020年,中国居民可支配收入基尼系数达到0.468,<sup>②</sup>2021年城乡居民可支配收入之比为2.50:1,20%高收入组家庭和20%低收入组家庭人均可支配收入之比达到10.30:1。<sup>③</sup>应该看到,较大的收入差距阻碍低收入家庭后代向上流动,从而制约共同富裕建设进程。因此,这就需要完善以社会保险制度为主体的社会保障制度,使之有利于缩小收入差距和促进代际收入流动,让不同阶层群体公平共享现代化成果,形成合理、畅通、有序的社会流动秩序。那么,值得思考的是,目前社会保险是否能促进代

① 本文的代际收入流动特指相对代际收入流动,即子代收入与父代收入的关联强度。

② 《中国的全面小康》白皮书新闻发布会答记者问[EB/OL]. (2021-09-28) [2022-08-21]. [http://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/zcjd/202109/t20210930\\_1822661.html](http://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/zcjd/202109/t20210930_1822661.html).

③ 中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报[EB/OL]. (2022-02-28) [2022-08-21]. [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202202/t20220227\\_1827960.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202202/t20220227_1827960.html).

收稿日期: 2022-12-23

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于公平与可持续理念的基本医疗保险制度整合研究”(17YJC820063)

作者简介: 范绍丰(1991-),男(土家族),湖北巴东人,博士研究生,主要从事社会保障方面的研究。E-mail: 13920180154935@stu.xmu.edu.cn

际收入流动? 社会保险影响代际收入流动的机制是什么? 鲜有研究对此进行实证检验。为此, 本文利用2010—2018年中国家庭追踪调查数据, 实证检验社会保险对代际收入流动的影响和作用机制, 以便剖析和补齐社会保险制度短板, 更好地助力代际收入流动和共同富裕建设。

本文的边际贡献主要在于: 第一, 已有研究主要关注人力资本和社会资本对代际收入流动的影响, 本文率先实证考察社会保险对代际收入流动的影响和作用机制, 将代际收入流动影响机制拓展到社会保障领域, 丰富了代际收入流动影响因素的文献。第二, 尽管较多研究考察了社会保险的收入分配效应, 但主要停留于静态收入分配范畴, 且聚焦参保人的当期或短期收入, 较少对以代际层面和持久收入为基础的长期再分配效应展开论证和检验, 本文有利于丰富社会保险对代际收入分配的影响研究。第三, 本文使用组群内其他样本的社会保险参保比例作为工具变量, 运用工具变量法控制模型潜在的内生性问题, 运用倾向得分匹配法解决样本选择偏差问题, 并采用代际收入百分位排序关联系数测量代际收入流动, 增强了估计结果的稳健性。

## 二、文献综述

从功能上讲, 社会保险发挥“实现平等、减轻剥夺”的再分配效应<sup>[2]</sup>。可是, 安德森<sup>[3]</sup>指出, 社会保险亦是一个“分层化”体系。岳经纶等<sup>[4]</sup>认为“福利分层”制约了中国社会保障的再分配效应, 甚至加剧了收入不平等。高和荣和范绍丰<sup>[5]</sup>认为, 社会保障项目安排、覆盖范围、待遇水平扩大了居民收入差距, 阻碍了阶层向上流动, 导致阶层地位固化。何文炯<sup>[6]</sup>认为, 社会保障项目设置差异导致基本风险保障权益的群体差距, 使得社会保障改善收入分配作用有限, 甚至产生负效应。这些观点得到实证研究支持。王延中等<sup>[7]</sup>发现, 尽管社会保障总体上缩小了收入差距, 但在城镇居民和农村居民之间, 社会保险却存在“逆向调节”效应。李实等<sup>[8]</sup>实证发现, “五险一金”总体上对于收入分配具有“逆向调节”作用, 其中养老保险和住房公积金的负向作用最大。廖藏宜和于洁<sup>[9]</sup>使用中国家庭金融调查数据得出中国基本医疗保险制度的收入再分配最终效应为负。顾昕和惠文<sup>[10]</sup>对此解释, 发现问题根源在于医保报销后的自付医疗支出最终扩大了原始收入的不平等。

但是, 另一些研究发现, 社会保险有利于改善收入不平等。李实等<sup>[11]</sup>发现, 社会保障正向调节收入分配, 使居民收入差距下降11%。杨穗等<sup>[12]</sup>证明, 农村社会保障有效缩小了农村居民收入差距。吕承超和邵长花<sup>[13]</sup>进一步得出全国和各省份农村社会保障均发挥收入再分配效应, 且在中西部地区农村更显著。金双华等<sup>[14]</sup>发现, 医保报销缩小了由于医疗支出扩大的收入差距, 该调节作用在城职保中最大, 其次是城居保, 新农合最小。以上研究主要基于年度收入视角, 考察社会保险的当期收入分配效应, 还有研究基于面板数据, 考察社会保险的长期再分配效应。吕承超和王志阁<sup>[15]</sup>利用2001—2015年省际面板数据, 发现社会保障有利于改善收入分配, 但城镇社会保障更显著, 农村社会保障呈现“逆向转移”。Cai和Xu<sup>[16]</sup>基于1988—2018年中国家庭收入调查数据, 发现社会保障政策积极的再分配效应不断改善, 使中国基尼系数降低了0.056个百分点。以上表明, 社会保险对收入不平等的影响并未达成学术共识。

在收入不平等对代际收入流动的影响上, 现有文献证明, 收入不平等与代际收入持续性之间呈显著正相关。Corak<sup>[17]</sup>研究美国代际收入流动性时发现“了不起的盖茨比曲线”, 即收入越不平等, 代际收入流动性越低。为此, 他提出为相对弱势群体提供更多的社会福利, 提高儿童人力资本。Amaral等<sup>[18]</sup>检验美国、加拿大和八个欧洲国家收入不平等和代际流动之间的关系, 佐证了“了不起的盖茨比曲线”的结论, 且基尼系数与代际收入弹性关联更强。Fan等<sup>[19]</sup>证明该研究结论在中国同样适用。

总体上看, 已有研究探讨中国社会保险收入分配效应的成果比较丰富, 但仍然存在以下不足和可改进之处: 第一, 已有研究更多关注社会保险的代内收入分配效应, 鲜有对跨代际收入分配

的注解。按照代际正义理论,分配的代际正义要求在“差别原则”的运用中,使得“社会最低受惠值水平延伸到最大化改善最不利者后代的长远前景”<sup>[20]</sup>。因此,这就需要拓展社会保险对代际收入流动的研究,增强社会保险的代际分配正义。第二,已有研究更多以参保人的短期收入或当期收入为基础考察社会保险的收入分配效应,较少考察以持久收入为基础的长期再分配效应。因此,有必要将代际收入流动视角纳入社会保险的收入分配效应之中。第三,尽管社会保险对收入分配的影响尚未凝聚成学术共识,但收入不平等与代际收入流动存在显著相关。这表明,社会保险与代际收入流动之间可能存在因果关系。因此,需要从理论和实证进一步廓清社会保险究竟是促进还是抑制代际收入流动。第四,已有文献证明了人力资本、社会资本对代际收入流动具有显著影响。但是,除了家庭背景,政府支出可以成为补充资源,弥补和支持中低收入家庭对后代投资。然而,已有研究更多关注政府教育支出,较少探讨社会保险的作用。Huang等<sup>[21]</sup>估计了人均政府总支出<sup>①</sup>对代际收入流动性的影响,研究发现,公共服务均等化转移支出有利于提高欠发达地区尤其是经济困难群体子代的代际收入流动。遗憾的是,该研究聚焦宏观层面的政府总支出,既无法考察微观个体间不同的公共服务分配对代际收入流动的影响,也未单独检验社会保险对代际收入流动的直接影响,这为本文提供了进一步研究的空间。

### 三、理论分析与研究假设

现有社会保险项目将保障待遇与缴费水平挂钩,实行浸润着规则公平的“多缴多得”,由此使得社会保险待遇水平在城乡、区域和群体间差距较大。同时,等额或等比例缴费使得农村地区或低收入人群缴费负担较重,城镇地区或高收入群体缴费负担轻。可见,社会保险的缴费和待遇环节均存在逆向收入分配问题。因此,实证研究发现,高收入群体在社会保险中获益更多<sup>[22-23]</sup>。以上表明,社会保险并不利于弥合低收入群体与中高收入群体之间的差距,反而会进一步固化低收入群体收入地位,形成“粘性地板”效应。因此,在结果不平等的再分配场域中,子代的经济水平越由家庭先赋因素所决定,子代处于父辈阶层的可能性就越高,代际收入传递的作用就越大。据此,笔者提出如下研究假设:

**假设1:** 社会保险会显著抑制代际收入流动。

社会保险的不同维度是如何通过不同的作用机制影响代际收入流动呢?现有文献认为,人力资本、财富资本<sup>[22]</sup>和借贷资本<sup>[23]</sup>显著影响子代收入和代际收入流动水平。因此,本文从社会保险影响人力资本、财富资本和借贷资本三个方面来分析社会保险影响代际收入流动的作用机制。

人力资本是解释个人收入的最重要变量之一,对代际收入流动具有重要影响<sup>[24]</sup>。研究发现,受教育程度和健康水平可以显著影响代际收入流动<sup>[22]</sup>。不仅如此,拥有较好的教育人力资本和健康人力资本可以提升子代就业能力,从而促进和改善子代就业,进而促进代际收入流动<sup>[23]</sup>。根据预防性储蓄理论,社会保险有利于减少家庭未来面临的不确定性,因此,会减少家庭预防性储蓄和释放消费<sup>[24]</sup>,进而促进子代的人力资本投资。但是,由于中国养老保险、医疗保险等社会保险制度供给不足,使得参保居民依赖个人储蓄进行自我保障<sup>[25]</sup>。尤其是对于低收入家庭以及农村家庭子代而言,较低的养老金预期很难通过财富替代和降低风险的渠道减少家庭储蓄,因而更加倾向于将养老预期增加的家庭收入结余转化为储蓄<sup>[26]</sup>。同时,高收入家庭受益于养老保险高回报率带来的终生财富增长,参保能够提高家庭当期消费,而低收入家庭实际缴费率负担较重,且在借贷约束的限制下,参保会抑制家庭当期消费<sup>[27]</sup>。在医疗保险领域,高收入群体的医疗支出和医保报销均显著高于健康状况更差的低收入群体,形成一种长期的“隐形剥夺”<sup>[28]</sup>。综上,社会保险可能并未改善甚至加剧了低收入家庭和农村家庭的劣势处境,进而对于代的人力资

① 人均政府总支出为教育、公共基础设施和公共福利等总和。

本投资形成挤出效应。相反,高收入家庭和城市家庭流动性约束本身较低,通过参加社会保险有利于进一步降低家庭面临的不确定风险,从而可能使子代消费决策向最优人力资本投资倾斜。据此,笔者提出如下研究假设:

**假设2:** 社会保险通过抑制低收入家庭子代人力资本投资和增强高收入家庭子代人力资本投资,进而抑制代际收入流动。

财富资本是家庭经济长期稳定的重要因素。家庭财富积累越多,越有利于增加家庭对子代的经济转移和投资,实现子代向上流动。谢若登<sup>[29]</sup>认为,对于贫困和低收入家庭而言,运用福利政策促进家庭资产积累有助于摆脱“贫困陷阱”和贫困代际传递。但是,王亚柯和刘雪颖<sup>[30]</sup>研究表明,养老保险对高收入家庭和城镇家庭金融资产选择的促进作用大于低收入家庭和农村家庭。王稳和孙晓珂<sup>[31]</sup>研究发现,医疗保险对城镇家庭和家庭总资产较高家庭金融资产的持有概率和持有比例都有显著影响,但对农村家庭和总资产较低的家庭没有显著影响。这表明,社会保险对家庭财富投资的促进作用仍存在城乡分化和阶层分化。因此,本文预期社会保险并未显著促进低收入家庭资产积累,相反提高了高收入家庭的资产积累,由此抑制了代际收入流动。据此,笔者提出如下研究假设:

**假设3:** 社会保险通过抑制低收入家庭子代财富资本积累和增强高收入家庭子代财富资本积累,进而抑制代际收入流动。

家庭借贷对代际收入流动具有重要影响。低收入家庭子代因面临借贷约束和资金短缺难以进行最优人力资本投资,高收入家庭则由于较好的信用资质更易获得正规金融机构的信任和借贷支持,因此,高收入家庭子代更易通过正规金融借贷实现收入增长<sup>[32]</sup>。社会保险从两个方面可以改善家庭借贷状况:一方面,社会保险对家庭的直接或间接经济收益有助于提高家庭的偿债能力和借贷资质。另一方面,政府的介入为参保居民的正规信贷获得间接提供了一份良好的“抵押品”<sup>[33]</sup>。但是,由于社会保险存在阶层化的待遇差距,低收入家庭子代的借贷资质相较于高收入子代群体均处于不利地位。综上,本文预期社会保险可能难以改善低收入子代借贷约束,反而增强了高收入子代的借贷获得,进而抑制代际收入流动。据此,笔者提出如下研究假设:

**假设4:** 社会保险通过抑制低收入子代借贷资本和增强高收入子代借贷资本,进而抑制代际收入流动。

## 四、研究设计

### (一) 数据来源

本文使用2010—2018年五期中国家庭追踪调查(CFPS)数据构造平衡面板数据,同时,在回归分析中,运用CFPS面板权数进行加权处理。选择CFPS的原因在于:第一,该调查样本覆盖中国25个省市地区,因此,可被视为一个具有全国代表性样本。第二,该调查对个体、家庭层面信息开展了全方位的深度调查,详细采集了受访者及家庭经济生活的各方面资料,因而满足本研究对变量的所有需求。由于研究代际收入流动需要形成父代与子代的有效样本配对,因此,本文依据CFPS家庭关系库信息,利用被访问者及其父代的个人编码在成人库中进行配对。具体数据处理如下:(1)保留子代为16岁以上且为非在校人口的样本;(2)考虑到父代与子代的年龄差,本文剔除了父代年龄与子代年龄之差小于15岁的样本;(3)为减少暂时性冲击影响,剔除父代年龄超过65岁以及退休和已领取养老金的样本;(4)剔除收入、教育水平、年龄、户籍等关键信息缺失的样本;(5)为消除极端值的影响,本文对连续变量收入、金融资产和家庭净资产进行上下1%的缩尾处理。最终得到1015个有效的父代与子代配对的观测值。<sup>①</sup>

① 考虑到在绝大多数的家庭中,父亲的经济收入占主体地位,且借鉴文献回顾中的多数研究,增加与已有研究的可比性,本文将父亲收入作为家庭父代收入的代理变量。

## (二) 变量说明

### 1. 被解释变量

本文被解释变量是子代个人年总收入,包括工资性收入、经营性收入。为降低暂时性收入偏差对父代和子代收入的影响,本文将样本各年度的收入变量通过CPI调整至2018年的价格水平,使用五期面板数据的收入平均值表示个人收入水平,<sup>①</sup>且回归时取自然对数减少异方差影响。在稳健性检验中,被解释变量还包括子代年总收入平均值的百分位排序。

### 2. 解释变量

本文解释变量是社会保险。包括子代是否有养老保险、是否有医疗保险、拥有养老保险类型和医疗保险类型四个维度。<sup>②</sup>具体而言,根据CFPS问卷设计,是否有养老保险:将参加城镇养老保险、农村养老保险和补充养老保险中任意一种的赋值为1,否则赋值为0;是否有医疗保险:将参加公费医疗、城镇职工医保、城镇居民医保、新农合和补充医疗保险中任意一种的赋值为1,否则赋值为0;养老保险类型:参加农村基本养老保险赋值为1,参加城镇基本养老保险赋值为0;医疗保险类型:参加城镇职工医保、城镇居民医保或新农合赋值为1,否则赋值为0。

### 3. 工具变量

是否参加养老保险和医疗保险是一种主观选择行为,可能受到自身保险意识、工作单位、收入等因素影响,使得解释变量与被解释变量子代收入之间存在反向因果问题,即个体参与社会保险可能是代际收入流动的结果而非影响代际收入流动的原因。而且,还可能同时影响子代收入和社会保险参与行为的遗漏变量。因此,模型估计结果可能会由于遗漏变量和反向因果而有偏。借鉴宗庆庆等<sup>[34]</sup>与周钦等<sup>[35]</sup>研究,本文选择“样本所在社区的参保比率(不包括样本个体)”作为工具变量。同社区居民之间的信息传递、社会网络以及其内部形成的社会规范是同群效应发挥作用的重要渠道。因此,社区内其他居民的参保倾向与个体参保可能性相关,但并不会直接影响样本个体的收入水平,受访样本所在社区的其他样本个体的参保倾向相对于受访者的社会保险参与决定是严格外生的。因此,本文选择的工具变量满足排他性和外生性假设。

### 4. 控制变量

个体特征变量。包含:年龄、年龄的平方项、性别、婚姻状态、受教育年限、自评健康状况等。其中,对于性别变量,将男性赋值为1,女性赋值为0;对于婚姻状态变量,将有配偶赋值为1,其他赋值为0;对于自评健康状况变量,将非常健康、很健康、比较健康赋值为1,一般和不健康赋值为0。根据明瑟收入方程,考虑到父代与子代年龄的同期性比较,本文借鉴已有文献处理生命周期偏误的方法,在控制变量中同时引入父代和子代年龄的一次项和二次项以及受教育年限,以减少该类偏误影响,提高模型估计的可信度。

家庭特征变量。包含:父代受教育年限、父代户口、父代年龄及平方项。其中,父代收入使用五期面板数据的父亲收入平均值表示;父代户口将非农业户口赋值为1,农业户口赋值为0。

同时,本文还控制地区类型变量和城乡分类变量。设置地区虚拟变量 $r_1$ 和 $r_2$ ,将CFPS数据25个省市自治区,划分为东中西三个地区。其中, $r_1=1$ 且 $r_2=0$ 表示东部地区; $r_1=0$ 且 $r_2=1$ 表示西部地区; $r_1=0$ 且 $r_2=0$ 表示中部地区。城乡分类变量将城镇赋值为1,农村赋值为0。

## (三) 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表1所示。

① 若某一年份父亲收入为缺失值,本文选择母亲收入进行替代。

② 原因在于养老保险和医疗保险是覆盖人群最广、对人们收入影响最大的社会保险类型,能够较好地代表社会保险的整体水平。鉴于参加补充养老保险和补充医保样本观测值仅有38个和15个,本文暂不单独分析。另外,解释变量中包括父代个人年总收入,由于经典模型中已经包含,本文不做详细说明。

表1 主要变量的描述性统计结果

| 变 量               | 符 号                           | 均 值         | 标准差         | 最小值     | 最大值        |
|-------------------|-------------------------------|-------------|-------------|---------|------------|
| 子代个人年总收入          | inc <sub>e</sub>              | 14 335.910  | 18 108.370  | 0       | 82 308.340 |
| 父代个人年总收入          | inc <sub>f</sub>              | 10 464.300  | 14 832.620  | 0       | 74 128.980 |
| 子代年总收入平均值的百分位排序   | ran <sub>e</sub>              | 50.256      | 28.922      | 1       | 100        |
| 父代年总收入平均值的百分位排序   | ran <sub>f</sub>              | 50.187      | 28.993      | 1       | 100        |
| 子代就业              | job                           | 0.832       | 0.374       | 0       | 1          |
| 子代就业质量            | job <sub>q</sub>              | 0.371       | 0.483       | 0       | 1          |
| 家庭金融资产            | ass <sub>1</sub>              | 35 645.440  | 76 495.200  | 0       | 500 000    |
| 家庭净资产             | ass <sub>2</sub>              | 469 127.400 | 637 201.800 | -44 550 | 3 780 000  |
| 养老保险              | pen                           | 0.445       | 0.497       | 0       | 1          |
| 医疗保险              | ins                           | 0.896       | 0.306       | 0       | 1          |
| 城镇基本养老保险          | pen <sub>1</sub>              | 0.147       | 0.354       | 0       | 1          |
| 农村基本养老保险          | pen <sub>2</sub>              | 0.291       | 0.454       | 0       | 1          |
| 城镇职工医保            | ins <sub>1</sub>              | 0.089       | 0.284       | 0       | 1          |
| 城镇居民医保            | ins <sub>2</sub>              | 0.069       | 0.254       | 0       | 1          |
| 新农合               | ins <sub>3</sub>              | 0.731       | 0.444       | 0       | 1          |
| 子代年龄              | age                           | 26.762      | 4.624       | 16      | 42         |
| 子代年龄 <sup>2</sup> | age <sup>2</sup>              | 737.540     | 253.452     | 256     | 1 764      |
| 子代受教育年限           | edu                           | 9.621       | 3.486       | 0       | 16         |
| 子代性别              | gen                           | 0.773       | 0.419       | 0       | 1          |
| 子代婚姻              | mar                           | 0.642       | 0.480       | 0       | 1          |
| 子代健康              | hea                           | 0.961       | 0.195       | 0       | 1          |
| 父代年龄              | age <sub>f</sub>              | 52.062      | 5.375       | 37      | 65         |
| 父代年龄 <sup>2</sup> | age <sub>f</sub> <sup>2</sup> | 2 739.317   | 556.687     | 1 369   | 4 225      |
| 父代受教育年限           | edu <sub>f</sub>              | 7.345       | 3.845       | 0       | 16         |
| 父代户口              | huk                           | 0.201       | 0.401       | 0       | 1          |
| 城乡分类              | urb                           | 0.395       | 0.489       | 0       | 1          |
| 地区类型              | reg <sub>1</sub>              | 0.421       | 0.494       | 0       | 1          |
|                   | reg <sub>2</sub>              | 0.266       | 0.442       | 0       | 1          |
|                   | reg <sub>3</sub>              | 0.313       | 0.464       | 0       | 1          |

注：有效样本数1 015个；为直观起见，表中变量数值均未取对数。

由表1可以看出，2010—2018年，子代个人年总收入均值为14 335.910元，高于父代个人年总收入均值10 464.300元；子代样本平均年龄为26.762岁，父代的平均年龄为52.062岁；子代受教育年限均值为9.621年，父代受教育年限均值仅为7.345年。总体而言，相比父代，子代的年均收入水平以及受教育程度都得到提高。社会保险参保方面，子代参加养老保险占比44.5%，子代参加医疗保险占比89.6%。其中，参加城镇基本养老保险占比14.7%，参加农村基本养老保险占比29.1%，参加城镇职工医保和城镇居民医保分别占8.9%和6.9%，参加新农合占比73.1%。

2010—2018年，本文测算代际收入弹性取值范围在[0.249, 0.319]之间，与杨沫和王岩<sup>[36]</sup>的研究结果一致，意味着当父代收入增长1%时，子代收入约增长0.25%—0.32%。其中，2010年代际收入弹性为0.266，2012年代际收入弹性为0.304，2014年降至0.271，2016年进一步降至0.249，但2018年又提高到0.319。可见，代际收入弹性值呈现先下降后逐渐上升的U型态势。

(四) 模型构建

第一步, 引入经典的代际收入弹性方程, 构建基准回归模型:

$$\ln Y_{icx} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ifx} + \gamma Z_{ix} + \mu_{ix} \quad (1)$$

其中,  $i$ 表示第*i*对父子配对;  $c$ 表示子代;  $f$ 表示父代;  $x$ 表示区县;  $Y$ 表示个体年收入; 考虑到个人收入随着年龄增长呈倒U型变化趋势, 因而在控制变量 $Z$ 中同时引入了父代和子代的年龄、年龄的二次项、受教育年限以及地区等因素;  $\mu_{ix}$ 为随机扰动项;  $\beta_1$ 是子代收入对父代收入的代际弹性,  $1 - \beta_1$ 则反映代际收入流动性。

第二步, 为了在同一模型框架中分析社会保险对代际收入流动性影响, 模型进一步扩展为:

$$\ln Y_{icx} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ifx} + \beta_2 \ln I_{ifx} + \gamma Z_{ix} + \mu_{ix} \quad (2)$$

其中,  $I$ 表示社会保险, 回归分析中具体包括是否参加养老保险、医疗保险、城镇基本养老保险、农村基本养老保险、城镇职工医保、城镇居民医保和新农合。

第三步, 引入社会保险与父代收入的交互项, 对上述回归模型进行再扩展:

$$\ln Y_{icx} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ifx} + \beta_2 \ln I_{ifx} + \beta_3 \ln Y_{ifx} \times \ln I_{ifx} + \gamma Z_{ix} + \mu_{ix} \quad (3)$$

对上式求导后可知,  $\beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ifx}$ 衡量父代收入对子代收入的影响程度,  $\beta_3$ 表示社会保险对于代际收入弹性的作用方向。若 $\beta_3 < 0$ , 意味着拥有社会保险使得子代收入与父代收入的关联度被减弱, 代际之间的流动性增强, 反映了社会保险对代际收入流动的作用。

五、实证结果和分析

(一) 基准回归分析

根据模型(3), 对收入代际弹性进行基准回归分析。为了验证社会保险影响代际流动性的理论假设, 本文进一步将是否参加养老保险、医疗保险及其与父代收入对数的交互项逐步加入回归模型, 利用线性回归方程进行检验, 结果如表2所示。表2中, 列(1)显示, 父代与子代代际收入弹性估计为0.251, 意味着当父代收入增长1%时, 子代收入约增长0.251%。列(2)和列(3)分别估计是否参加养老保险以及是否参加医保对代际收入弹性的影响。结果表明, 控制了个人特征和家庭特征后, 解释变量是否参加养老保险变量与父代收入交互项系数为正, 且在5%统计水平上显著。这表明, 对全样本而言, 与未参加养老保险样本相比, 参加养老保险增强了子代与父代的收入关联性, 显著抑制了代际收入流动。同时, 尽管参加医疗保险与父代收入交互项系数为正, 但并不具有统计上的显著性, 意味着参加医疗保险对代际收入流动未产生显著影响。

表2 社会保险对代际收入流动影响的OLS回归结果

| 变 量                    | 被解释变量: $\ln inc_c$ |                  |                  |
|------------------------|--------------------|------------------|------------------|
|                        | (1)                | (2)              | (3)              |
| $\ln inc_f$            | 0.251*** (0.056)   | 0.175*** (0.063) | 0.223 (0.154)    |
| pen                    |                    | -1.560* (0.850)  |                  |
| $\ln inc_c \times pen$ |                    | 0.185** (0.093)  |                  |
| ins                    |                    |                  | -0.245 (1.481)   |
| $\ln inc_c \times ins$ |                    |                  | 0.024 (0.160)    |
| gen                    | 0.531*** (0.082)   | 0.533*** (0.082) | 0.528** (0.083)  |
| age                    | 0.211** (0.101)    | 0.207** (0.102)  | 0.211** (0.101)  |
| age <sup>2</sup>       | -0.003* (0.002)    | -0.003* (0.002)  | -0.003* (0.002)  |
| edu                    | 0.086*** (0.014)   | 0.083*** (0.015) | 0.086*** (0.014) |
| mar                    | -0.184** (0.089)   | -0.177** (0.090) | -0.186** (0.087) |
| hea                    | 0.138 (0.167)      | 0.014 (0.160)    | 0.021 (0.150)    |

续表

| 变 量                           | 被解释变量: $\ln inc_t$ |                  |                  |
|-------------------------------|--------------------|------------------|------------------|
|                               | (1)                | (2)              | (3)              |
| huk                           | -0.190 (0.123)     | -0.185 (0.116)   | -0.194 (0.123)   |
| age <sub>t</sub>              | -0.211 (0.142)     | -0.204 (0.141)   | -0.201 (0.140)   |
| age <sub>t</sub> <sup>2</sup> | 0.002** (0.001)    | 0.002** (0.001)  | 0.002** (0.001)  |
| edu <sub>t</sub>              | -0.008 (0.010)     | -0.007 (0.010)   | -0.009 (0.010)   |
| urb                           | 0.146* (0.084)     | 0.141* (0.083)   | 0.146* (0.085)   |
| reg                           | 0.187*** (0.052)   | 0.187*** (0.052) | 0.185*** (0.053) |
| _cons                         | 7.460*** (2.821)   | 8.312*** (2.768) | 7.782** (3.248)  |
| N                             | 1 000              | 1 000            | 1 000            |
| R <sup>2</sup>                | 0.396              | 0.404            | 0.396            |

注: \*表示  $p$  值  $< 0.1$ , \*\*表示  $p$  值  $< 0.05$ , \*\*\*表示  $p$  值  $< 0.01$ ; 括号内为异方差稳健标准误; 下同。

表3为参加不同社会保险类型对代际收入流动性的影响。列(1)—列(5)分别代表城镇基本养老保险、农村基本养老保险、城镇职工医保、城镇居民医保和新农合对代际收入流动影响的回归结果。从中可以看出,列(1)、列(2)和列(4)显示,城镇基本养老保险、农村基本养老保险以及城镇居民医保与父代个人年总收入自然对数交互项的估计系数分别为0.270、0.210和0.036,表明对全样本而言,参加城镇基本养老保险、农村基本养老保险和城镇居民医保加强了父代收入对子代收入的影响,显著抑制了代际收入流动。列(3)显示,城镇职工医保与父代个人年总收入自然对数交互项的估计系数为正,但不具有统计显著性,意味着参加城镇职工医保对代际收入流动无显著影响。列(5)显示,新农合与父代个人年总收入自然对数交互项的估计系数为负,表明尽管参加新农合有利于促进代际收入流动,但由于作用有限并不具有统计显著性。

表3 不同社会保险类型对代际收入流动性的OLS回归结果

| 变 量                      | 被解释变量: $\ln inc_t$ |                |               |                 |                |
|--------------------------|--------------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
|                          | (1)                | (2)            | (3)           | (4)             | (5)            |
| $\ln inc_t \times pen_1$ | 0.270** (0.141)    |                |               |                 |                |
| $\ln inc_t \times pen_2$ |                    | 0.210* (0.112) |               |                 |                |
| $\ln inc_t \times ins_1$ |                    |                | 0.043 (0.198) |                 |                |
| $\ln inc_t \times ins_2$ |                    |                |               | 0.036** (0.015) |                |
| $\ln inc_t \times ins_3$ |                    |                |               |                 | -0.010 (0.125) |
| control                  | 控制                 | 控制             | 控制            | 控制              | 控制             |
| N                        | 401                | 599            | 401           | 401             | 599            |
| R <sup>2</sup>           | 0.353              | 0.475          | 0.352         | 0.352           | 0.466          |

注: control包括子代年龄、年龄<sup>2</sup>、性别、婚姻、受教育年限、健康、父代受教育年限、父代户口、父代年龄<sup>2</sup>、城乡分类以及地区类型,下同。

## (二) 内生性检验

为缓解可能因为遗漏变量和反向因果导致的内生性问题,本文选取样本所在社区的养老保险和医疗保险的参保比率(不包括样本个体)分别作为是否参加养老保险和医疗保险工具变量,<sup>①</sup>使用两阶段最小二乘法(2SLS)估计社会保险对代际收入流动的影响,回归结果如表4所示。表4中,第一,需要关注工具变量的有效性,参加养老保险、医疗保险、城镇基本养老保险、农村

① 同理,将样本所在社区的城镇基本养老保险、农村基本养老保险、城镇职工医保、城镇居民医保和新农合的参保比率(不包括样本个体)分别作为参加城镇基本养老保险、农村基本养老保险、城镇职工医保、城镇居民医保和新农合的工具变量。



基本养老保险以及城镇职工医保、城镇居民医保和新农合的一阶段F值及其与父代收入对数交互项的一阶段F值均大于10,<sup>①</sup>Kleibergen-Paaprk LM统计量在1%的统计水平上显著,强烈拒绝不可识别的原假设,Cragg-Donald Wald F值大于10%偏误水平下的临界值7.03,证明不存在弱工具变量的问题。第二,内生性检验方面,参加养老保险、医疗保险、城镇基本养老保险、农村基本养老保险以及城镇职工医保、城镇居民医保与父代收入对数交互项的估计结果至少在5%水平上拒绝了不存在内生性的假设,因此,上述核心解释变量存在内生性问题。新农合与父代收入对数交互项的统计量并未通过显著性检验,意味着在相应回归模型中接受参加新农合与父代收入对数交互项不存在内生性的假设。模型估计结果显示,参加养老保险、城镇基本养老保险以及农村基本养老保险与父代收入对数交互项系数依然显著为正,这表明对于全样本而言,参加养老保险显著强化了代际收入传递。但是,城镇居民医保对代际收入流动的影响失去了显著性。无论是参加职工医保还是新农合依然不对代际收入流动产生显著影响。此外,本文还采用了对弱工具变量敏感性更弱的有限信息最大似然法(LIML)进行实证检验,结果发现LIML与2SLS的估计结果一致,进一步表明本文不存在弱工具变量问题。

表4 基于工具变量法的回归结果

| 变 量                                   | 被解释变量: lninc <sub>it</sub> |           |                        |                       |                            | (2) LIML         |
|---------------------------------------|----------------------------|-----------|------------------------|-----------------------|----------------------------|------------------|
|                                       | (1) 2SLS                   | 内生性检验     | Kleibergen-Paaprk LM 值 | Cragg-Donald Wald F 值 | Kleibergen-Paaprk Wald F 值 |                  |
| lninc <sub>it</sub> ×pen              | 0.325*** (0.122)           | 26.554*** | 49.970***              | 42.177                | 30.142                     | 0.325*** (0.122) |
| lninc <sub>it</sub> ×ins              | 0.872 (0.706)              | 13.564*** | 24.195***              | 15.499                | 12.736                     | 0.872 (0.706)    |
| lninc <sub>it</sub> ×pen <sub>1</sub> | 0.710*** (0.269)           | 21.777*** | 23.459***              | 21.849                | 11.146                     | 0.710*** (0.269) |
| lninc <sub>it</sub> ×pen <sub>2</sub> | 0.447* (0.264)             | 10.234*** | 20.904***              | 26.336                | 10.461                     | 0.447* (0.264)   |
| lninc <sub>it</sub> ×ins <sub>1</sub> | 0.264 (0.289)              | 10.734*** | 18.476***              | 35.707                | 18.408                     | 0.264 (0.289)    |
| lninc <sub>it</sub> ×ins <sub>2</sub> | 0.038 (0.042)              | 6.490**   | 10.137***              | 11.149                | 4.702                      | 0.038 (0.042)    |
| lninc <sub>it</sub> ×ins <sub>3</sub> | 0.064 (0.159)              | 0.256     | 28.098***              | 107.018               | 13.252                     | 0.064 (0.159)    |
| control                               | 控制                         | 控制        | 控制                     | 控制                    | 控制                         | 控制               |

(三) 稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性,本文从变量测量方法和估计方法两个方面进行稳健性检验。<sup>②</sup>

1. 更换被解释变量和解释变量测量方法

Chetty等<sup>[37]</sup>认为,代际收入弹性方法产生非常不稳定的流动性估计,因为对数子代收入和父代收入之间的关系是高度非线性的,从而可能产生相当高的估计值,且代际收入弹性估计缺乏零收入样本的测量,增加了收入变量的测量误差,为此他们提出代际收入百分位排序关联系数的替代方法。因此,本文利用代际年总收入平均值的百分位排序关联系数衡量代际收入流动,采用工具变量2SLS方法验证本文实证结论,检验结果与采用工具变量的基准回归结果一致,证明结果稳健。

2. 更换估计方法

是否参加社会保险是居民自愿选择的结果,因而实证分析时必须考虑由此造成的选择性偏

① 第一阶段回归中参加养老保险一阶段F值95.120,与父代收入对数交互项F值78.730;参加医疗保险一阶段F值11.840,与父代收入对数交互项F值12.510;参加城镇基本养老保险一阶段F值33.250,与父代收入对数交互项F值33.210;参加农村基本养老一阶段F值75.070,与父代收入对数交互项F值75.300;参加城镇职工医保一阶段F值21.760,与父代收入对数交互项F值21.570;参加城镇居民医保一阶段F值22.210,与父代收入对数交互项F值29.770;参加新农合一阶段F值80.490,与父代收入对数交互项84.090。  
② 限于篇幅,未汇报详细回归结果,留存备索。

误。本文运用倾向得分匹配法解决样本的选择偏差问题,对参加社会保险的样本和未参加社会保险的样本进行匹配,并分别采用代际收入弹性和代际收入百分位排序关联系数测量代际收入流动。结果表明,回归结果与采用工具变量的基准回归结果依然大致保持一致。具体来说,参加养老保险与父代个人年总收入自然对数交互项的估计系数分别为0.186和0.121,且仍在10%水平上显著,城镇基本养老保险的估计系数分别为0.273和0.247,且均在1%水平上显著,参加医疗保险对代际收入流动的影响依然不显著。

#### (四) 异质性分析

##### 1. 收入水平异质性

本文按照父代收入中位数将样本分为低收入和高收入两组,当父代收入位于中位数以上时,认为子代出身于高收入群体,对应虚拟变量取值为1,反之出身于低收入群体,对应虚拟变量取值为0。表5中,列(1)和列(2)分别为社会保险对低收入父代家庭和高收入父代家庭代际收入流动的影响。回归结果显示,参加养老保险和城镇居民医保对代际收入流动的抑制作用在低收入父代家庭中更加显著。可能的原因是,由于低收入家庭面临收入约束,社会保险缴费会进一步增加经济负担。同时,社会保险保障水平偏低,使得低收入家庭可能会倾向于增加自我储蓄,这进一步导致低收入家庭对子代人力资本投资不足,限制了子代收入的提高。

##### 2. 城乡异质性

本文将样本划分为农村和城镇两组,回归结果如表5列(3)和列(4)所示。从列(3)和列(4)的回归结果可以看出,参加养老保险对城镇地区居民代际收入流动的抑制作用更显著。同时,参加医疗保险可以显著促进城镇地区居民的代际收入流动,主要原因是参加新农合的农村子代流动人口的代际收入流动性得到提升,且在1%水平上显著。

表5 异质性回归结果

| 变 量                      | 被解释变量: $\ln inc_t$ |                |                   |                |
|--------------------------|--------------------|----------------|-------------------|----------------|
|                          | (1)                | (2)            | (3)               | (4)            |
| $\ln inc_t \times pen$   | 0.786*** (0.221)   | 0.401 (0.247)  | 0.202** (0.093)   | 0.089 (0.113)  |
| $\ln inc_t \times ins$   | -0.534* (0.273)    | 0.048 (0.287)  | -0.560** (0.226)  | 0.220 (0.142)  |
| $\ln inc_t \times pen_1$ | 0.743** (0.293)    | 0.236 (0.231)  | 0.447*** (0.141)  | 0.146 (0.154)  |
| $\ln inc_t \times pen_2$ | 0.162** (0.076)    | -0.127 (0.109) | -0.312 (0.225)    | -0.142 (0.128) |
| $\ln inc_t \times ins_1$ | -0.041 (0.448)     | -0.217 (0.206) | 0.004 (0.216)     | -0.217 (0.198) |
| $\ln inc_t \times ins_2$ | 0.062* (0.035)     | 0.008 (0.022)  | 0.030 (0.020)     | -0.010 (0.020) |
| $\ln inc_t \times ins_3$ | -0.152 (0.292)     | 0.215 (0.218)  | -0.571*** (0.184) | 0.036 (0.149)  |
| control                  | 控制                 | 控制             | 控制                | 控制             |

## 六、影响机制分析

### (一) 人力资本的影响<sup>①</sup>

为了验证社会保险是否通过人力资本影响代际收入流动,本文运用2SLS模型和倾向得分匹配法分别考察社会保险对教育人力资本和健康人力资本的影响。其中,利用“教育培训支出占消费性支出比例”对子代教育人力资本进行测度;并将“健康自评状况”作为健康人力资本的代理变量。这是因为,教育培训支出占消费性支出比例能够以货币单位量化对子代教育人力资本投资的程度;健康状况直接反映个体健康人力资本积累的水平。回归结果表明,参加养老保险使高收入家庭子代教育培训支出比例提高了5.9个百分点,且在5%水平上显著,但并未对低收入家庭

① 限于篇幅,以下均未汇报详细回归结果,留存备索。

子代教育培训支出产生显著影响。同时,无论是参加城镇职工医保、城镇居民医保还是新农合,均未能显著影响高收入家庭和低收入家庭子代教育培训支出比例。因此,参加养老保险抑制代际收入流动可以通过扩大高收入家庭与低收入家庭子代教育人力资本投资差距来传导。同时,参加养老保险和参加医疗保险均未对高收入家庭与低收入家庭子代健康状况产生显著影响。这表明,健康并不是社会保险影响代际收入流动的作用渠道。

个体较好的人力资本积累有利于增加有效劳动力供给和助推高质量就业,从而有利于获得较高的劳动收入。因此,为进一步拓展社会保险对子代人力资本的影响,本文利用倾向得分匹配法考察社会保险对子代劳动力供给和供给质量的影响。其中,劳动力供给用子代“是否就业”衡量。随后,本文计算了全样本的平均工资性收入,将工资性收入高于平均工资收入水平的样本赋值为1,表示其就业质量较高,否则赋值为0。

研究发现,参加养老保险和城镇基本养老保险均显著提高了高收入家庭子代就业参与,且并未对低收入家庭子代就业产生显著影响。同时,参加养老保险和城镇基本养老保险均未对子代就业质量产生显著影响。这表明,参加养老保险和城镇基本养老保险主要是通过促进高收入家庭子代就业参与,从而增加其劳动收入,进而降低了代际收入流动性。但是,农村基本养老保险显著提高了高收入家庭子代的就业质量,且降低了低收入家庭子代就业质量,因而农村基本养老保险主要是通过就业质量而非就业参与影响代际收入流动。参加医疗保险可以显著增强城镇地区低收入家庭子代就业质量,因此,有助于促进低收入家庭子代收入流动。但是,城镇居民医保对高收入家庭子代就业参与和就业质量均具有显著影响,且对低收入家庭子代不具有显著影响。这表明,是否就业和就业质量是城镇居民医保抑制代际收入流动的影响渠道。新农合对农村低收入家庭子代流动人口的就业参与和就业质量更加显著,从而有效提升了代际收入流动性。

### (二) 财富资本的影响

本文借鉴韦宏耀和钟涨宝<sup>[38]</sup>与葛永波等<sup>[39]</sup>做法,运用“家庭金融资产”和“家庭净资产”<sup>①</sup>来衡量家庭财富资本水平,并利用倾向得分匹配法考察社会保险对家庭金融资产和家庭净资产的影响。

研究发现,在养老保险对家庭财富资本的影响上,参加养老保险和城镇基本养老保险对高收入家庭的金融资产规模具有显著正向影响,而未显著影响低收入家庭的金融资产。同时,参加养老保险和城镇基本养老保险均未对高收入家庭和低收入家庭净资产规模产生显著影响。这表明,参加养老保险和城镇基本养老保险对代际收入流动的抑制作用主要是通过金融资产渠道进行传导。与此相反,农村基本养老保险未对高收入家庭和低收入家庭金融资产规模产生显著影响,但对高收入家庭的净资产具有显著正向影响,且未显著影响低收入家庭的净资产。因此,家庭净资产是农村基本养老保险对代际收入流动产生抑制作用的影响渠道。在医疗保险对家庭财富资本的影响上,参加医疗保险对城镇高收入家庭和城镇低收入家庭的净资产均具有显著正向影响,但对低收入家庭影响更加显著。参加新农合仅对农村低收入流动群体的净资产具有显著促进作用。这表明,医疗保险对城镇地区居民代际收入流动的促进作用主要是通过缩小低收入家庭与高收入家庭净资产差距来实现的。相反,城镇居民医保对城镇高收入家庭的金融资产具有显著正向影响,但对低收入家庭不具有显著影响。因此,城镇居民医保反倒扩大了不同收入家庭的财富差距,由此抑制了居民代际收入流动。

### (三) 借贷资本的影响

本文借鉴刘琳和赵建梅<sup>[40]</sup>与尹志超等<sup>[41]</sup>做法,以“是否受到借贷约束”表示家庭借贷资本状况,即将有借贷或借款需求但申请被拒家庭定义为受借贷约束家庭赋值为1,表示借贷资本不

① 根据CFPS问卷,家庭金融资产包括存款、股票、基金、债券、金融衍生品、其他金融产品及借款;家庭净资产定义为家庭总资产减去家庭总负债。

足,否则赋值为0;以“借款规模”反映家庭借贷资本的程度,即借款规模越大,受借贷约束程度越低,家庭借贷资本越高,并运用倾向得分匹配法考察社会保险对家庭借贷资本的影响。

研究发现,参加养老保险使低收入子代的家庭借贷约束显著增加了6.3个百分点,且显著降低了低收入子代家庭的借款规模,由此将可能抑制家庭消费和阻碍子代的最优人力资本投资。因此,本文认为,借贷资本是养老保险抑制代际收入流动的影响渠道。城镇职工医保和城镇居民医保均未对家庭借贷资本产生显著影响,但新农合使农村高收入流动群体的借贷约束显著增加了12个百分点,从而有利于缩小不同收入家庭借贷资本差距,促进代际收入流动。

## 七、结论和政策建议

本文基于2010—2018年中国家庭追踪调查数据,利用代际收入弹性和代际收入百分位排序关联系数测量方法,实证分析社会保险对代际收入流动的影响。研究发现,养老保险显著抑制了代际收入流动,医疗保险则有利于促进代际收入流动。其中,城镇基本养老保险和农村基本养老保险均显著强化了代际收入传递,同时城镇居民医保也抑制了代际收入流动,但新农合对农村流动人口的代际收入流动产生了显著正向影响。异质性分析表明,社会保险对代际收入流动的作用在低收入父代家庭和城镇地区更为显著。作用机制分析表明,人力资本、财富资本和借贷资本是社会保险显著影响代际收入流动的渠道。其中,养老保险显著提高了高收入家庭子代教育培训支出、就业参与和金融资产,且显著降低了低收入子代家庭的借贷资本。医疗保险有利于缩小低收入家庭与高收入家庭净资产差距,且新农合有利于提高农村低收入家庭子代流动人口的就业参与、就业质量和家庭净资产,从而有效提升了代际收入流动性,城镇居民医保反倒扩大了不同收入家庭的财富差距,由此抑制了居民代际收入流动。

根据研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,建立公平普惠、待遇一致和旨在解决民众基本生活需求的“非缴费型养老金”,弥补“多缴多得”的养老保险造成的待遇差距。这不仅有利于减轻低收入家庭养老负担,也有助于形成更加良好的养老预期,进而减少家庭预防性储蓄和促进子代人力资本投资均等化,提高低收入家庭子代的收入水平。

第二,提高社会保险实际保障水平。包括稳步提高城乡居民基础养老金、逐步扩展慢性病病种统筹保障范围、提高门诊慢特病报销比例、实施低收入家庭分类资助参保和自付医疗费用封顶等措施,从而建立低收入家庭常态化保障机制,增强社会保险对低收入家庭的反贫困功能。这就有利于稳固和提高低收入家庭的生活品质和健康福祉,减少子代参与劳动力市场的后顾之忧及促进低收入家庭资产积累,夯实代际收入流动的物质基础。

第三,提高社会保险统筹层次,增强公平性和收入再分配功能。一方面,扎实推进养老保险全国统筹,根据民众基本生活需求测算缴费率和待遇水平,促进各省市基本养老保险缴费比例和待遇标准大致相当;另一方面,根据民众基本医疗消费水平测算医保基金给付标准,并按照“以支定收”筹资原则形成与居民可支配收入挂钩的筹资费率机制,以便减轻低收入家庭缴费负担和缩小居民医保与职工医保筹资和待遇差距,从而推进城乡居民医保与职工医保待遇均等化。总之,需要实现社会保险更加公平正义,推进群体、城乡、地区基本社会保障权益均等化,使之发挥正向再分配功能,促进低收入家庭子代自由流动,进而实现其收入向上流动。

### 参考文献:

- [1] 李实,朱梦冰.推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现[J].管理世界,2022,38(1):52-61+76+62.
- [2] 诺曼·巴里.福利[M].储建国,译.长春:吉林人民出版社,2005:118.
- [3] 艾斯平·安德森.福利资本主义的三个世界[M].郑秉文,译.北京:法律出版社,2003:25.

- [4] 岳经纶,方珂,蒋卓余.福利分层:社会政策视野下的中国收入不平等[J]. 社会科学研究,2020(1):115-124.
- [5] 高和荣,范绍丰.阶层固化:社会保障制度本性的遮蔽与消解[J]. 内蒙古社会科学,2021,42(2):153-161+213.
- [6] 何文炯.建设适应共同富裕的社会保障制度[J]. 社会保障评论,2022,6(1):23-34.
- [7] 王延中,龙玉其,江翠萍,等.中国社会保障收入再分配效应研究——以社会保险为例[J]. 经济研究,2016,51(2):4-15+41.
- [8] 李实,吴珊珊,孟凡强.“五险一金”扩大了城镇职工收入不平等吗?[J]. 社会科学辑刊,2019(2):73-87.
- [9] 廖藏宜,于洁.中国基本医疗保险制度的收入再分配效应研究——基于中国家庭金融调查数据的经验分析[J]. 财经问题研究,2021(7):57-65.
- [10] 顾昕,惠文.共同富裕视域下全民医保的再分配效应研究[J]. 财经问题研究,2022(12):3-14.
- [11] 李实,朱梦冰,詹鹏.中国社会保障制度的收入再分配效应[J]. 社会保障评论,2017,1(4):3-20.
- [12] 杨穗,赵小漫,高琴.新时代中国农村社会政策与收入差距[J]. 中国农村经济,2021(9):80-94.
- [13] 吕承超,邵长花.农村社会保障发挥了收入再分配效应吗——来自CHIP数据的经验分析[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2019,33(4):47-57.
- [14] 金双华,于洁,田人合.中国基本医疗保险制度促进受益公平吗?——基于中国家庭金融调查的实证分析[J]. 经济学(季刊),2020,19(4):1291-1314.
- [15] 吕承超,王志阁.“逆向转移”还是“正向调节”:社会保障的收入再分配效应[J]. 现代经济探讨,2018(11):108-115.
- [16] CAI M, XU J. Evaluating the redistributive effect of social security programs in China over the past 30 years[J]. China & world economy, 2022, 30(1): 58-81.
- [17] CORAK M. Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility[J]. The journal of economic perspectives, 2013, 27(3): 79-102.
- [18] AMARAL E, YEN S K, WANG S X. A meta-analysis of the association between income inequality and intergenerational mobility[J]. Socius, 2019, 5(5): 1-18.
- [19] FAN Y, YI J, ZHANG J. Rising intergenerational income persistence in China[J]. American economic journal: economic policy, 2021, 13(1): 202-230.
- [20] 约翰·罗尔斯.正义论[M]. 何怀宏等,译,北京:中国社会科学出版社,2009:224.
- [21] HUANG X, HUANG S J, SHUI A. Government spending and intergenerational income mobility: evidence from China[J]. Journal of economic behavior and organization, 2021, 191(11): 387-414.
- [22] 牟欣欣,杨博文,张大为.城镇化与代际收入流动:微观证据与机制分析[J]. 统计与决策,2022,38(7):52-56.
- [23] 周兴,张鹏.代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究[J]. 经济学(季刊),2015,14(1):351-372.
- [24] HUBBARD R G, SKINNER J S, ZELDES S P. Precautionary saving and social insurance[J]. Journal of political economy, 1995, 103(2): 360-399.
- [25] 洪丽,曾国安.养老保险制度的储蓄效应:基于中国的经验研究[J]. 社会保障研究,2016(3):17-22.
- [26] 随淑敏,彭小兵,肖云.城乡居民基本养老保险对居民储蓄率的影响——基于预防性储蓄的视角[J]. 消费经济,2021,37(4):63-74.
- [27] 康书隆,余海跃,王志强.基本养老保险与城镇家庭消费:基于借贷约束视角的分析[J]. 世界经济,2017,40(12):165-188.
- [28] 周强,张全红,蔡智全.农村医疗保险制度对居民收入差距的影响[J]. 中南财经政法大学学报,2021(4):105-118.
- [29] 迈克尔·谢若登.资产与穷人——一项新的美国福利政策[M]. 高鉴国,译,北京:商务印书馆,2005:158.
- [30] 王亚柯,刘雪颖.养老保险对家庭金融资产选择的影响研究——基于倾向得分匹配法的反事实估计[J]. 贵州社会科学,2021(6):139-147.
- [31] 王稳,孙晓珂.医疗保险、健康资本与家庭金融资产配置研究[J]. 保险研究,2020(1):87-101.

- [32] 李勇辉,李小琴,吴朝霞.家庭借贷约束对“代际传承陷阱”的固化效应[J]. 财经科学,2018(7):12-24.
- [33] 赵思诚,杨青,许庆.社会保障、信贷获得与农业生产——来自新型农村合作医疗制度的证据[J]. 财经研究, 2019,45(11):45-56+125.
- [34] 宗庆庆,刘冲,周亚虹.社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS) 的证据[J]. 金融研究,2015(10):99-114.
- [35] 周钦,袁燕,臧文斌.医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究[J]. 经济学(季刊),2015,14(3): 931-960.
- [36] 杨沫,王岩.中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究[J]. 管理世界,2020,36(3):60-76.
- [37] CHETTY R, HENDREN N, KLINE P, et al. Is the united states still a land of opportunity? recent trends in intergenerational mobility[J]. American economic review, 2014, 104(5): 141-147.
- [38] 韦宏耀,钟涨宝.政治还是市场:农村家庭财富水平研究——来自中国家庭追踪调查的证据[J]. 农业经济问题, 2017,38(7):53-63+111.
- [39] 葛永波,翟坤,孟纹羽.劳动力转移与农村家庭财富不平等:缓解还是加剧——基于转移就业的异质性分析 [J]. 农业技术经济,2020(9):32-47.
- [40] 刘琳,赵建梅.社会网络如何影响代际收入流动?[J]. 财经研究,2020,46(8):80-93.
- [41] 尹志超,周洁,岳鹏鹏.生产性信贷约束、金融扶贫与家庭盈利[J]. 财经问题研究,2020(7):60-68.

## How Social Security Affects Intergenerational Income Flow

FAN Shao-feng

(College of Public Affairs, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Optimizing income distribution and promoting intergenerational income flow is a necessary requirement for promoting common prosperity. Based on the data of Chinese household tracking survey from 2010 to 2018, this paper uses intergenerational income elasticity and intergenerational income percentile ranking correlation coefficient to measure intergenerational income mobility, and empirically tests the impact of social insurance on intergenerational income mobility. It is found that urban basic endowment insurance, rural basic endowment insurance and medical insurance for urban residents significantly inhibit intergenerational income mobility, and the new rural cooperative medical care has a significant positive impact on intergenerational income mobility, which is more significant in low-income paternal families and urban areas. The results of endogeneity control using instrumental variable method is still robust. The mechanism analysis shows that social insurance affects intergenerational income flow through three channels: human capital, wealth capital and borrowing capital. Based on the empirical conclusions, this paper proposes relevant policy suggestions to enhance the anti-poverty and income redistribution functions of social insurance, so as to consolidate the material basis of intergenerational income flow, and help common prosperity and Chinese-style modernization.

**Key words:** social insurance; intergenerational income mobility; intergenerational earnings elasticity; correlation of intergenerational income percentile ranks; common prosperity

(责任编辑:于振荣)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.02.006

[引用格式]范绍丰.社会保险如何影响代际收入流动[J]. 财经问题研究,2023(2):65-78.