

## 【收入分配】

## 基本公共服务均等化如何影响收入分配流动性

——来自中国家庭的证据

郭露 王峰 肖芳

**【摘要】**基本公共服务均等化是实现共同富裕的着力点,作为解决收入分配不公、实现社会公平的一种主要的再分配方式,如何影响家庭收入分配流动性,仍是需要深入探讨的问题。文章从理论上分析了基本公共服务均等化对收入流动的影响,并利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,从微观家庭需求侧出发,构建了家庭基本公共服务综合指标体系,进而使用基尼系数法测度了县级城市的基本公共服务均等化指数,实证检验了基本公共服务均等化对家庭收入分配流动性的影响。研究发现:第一,基本公共服务均等化能显著促进家庭收入水平向更高收入组别流动,在经过内生性处理和多种稳健性检验后此结果依然成立。第二,基本公共服务均等化一方面通过促进家庭参与雇佣型就业进而实现家庭收入向上流动,这一机制在低收入家庭更加显著,即推动中等收入群体“扩容”;另一方面基本公共服务均等化亦可以通过促进中等收入家庭获取基本公共服务,稳定家庭收入,进而避免重新陷入低收入群体之中,即推动中等收入群体“提质”。第三,基本公共服务均等化对农业家庭收入流动性的提升作用要大于非农家庭,并且基本公共服务均等化的影响在东部地区和大城市更加显著。文章的研究发现对正确认识基本公共服务均等化在共同富裕中的作用具有重要的政策参考意义。

**【关键词】**基本公共服务均等化;收入流动;提低扩中;收入分配

**【作者简介】**郭露,江西财经大学统计与数据科学学院,E-mail:lugu83@126.com;王峰(通讯作者),江西财经大学统计与数据科学学院,E-mail:woshiwf2018@163.com;肖芳,江西财经大学统计与数据科学学院,E-mail:1253563535@qq.com(南昌 330000)。

**【原文出处】**《南方经济》(广州),2023.11.19~37,160

**【基金项目】**本文受国家社科基金重点项目“乡村振兴的绩效测度研究”(22AZD138)资助。

## 一、引言

党的二十大报告指出,要着力解决好人民群众急难愁盼问题,健全基本公共服务体系,提高公共服务水平,增强均衡性和可及性,扎实推进共同富裕。实现共同富裕是中国式现代化的重要特征,也是社会主义发展的本质要求。进入新时代后,我国收入分配格局发生变化,城乡区域发展和收入分配差距仍然较大,财富差距两极分化是当前中国迈向共同富裕发展路径的重要障碍,也是培育更大规模中等收入群体的主要堵点和难点(李逸飞、王盈斐,2022)。

促进收入流动,缩小收入差距,推进“提低扩中”最有效的措施之一就是增加公共服务供给。对于基本公共服务覆盖不到的低收入群体,增加其获取基本公共服务的机会,着力推进基本公共服务均等化,才能缓解其生计压力,促进其参与就业,进而实现收入向上流动。对于中等收入群体,通过健全社会保障体系,提高中等收入群体收入稳定性,防止中等收入群体增量对存量产生挤出效应,进而实现“社保稳中”。为落实党推进基本公共服务均等化这一重大决策部署,我国连续出台多项政策文件,以不断提高我国地区

的基本公共服务均等化水平(彭迪云等,2021)。

公共服务关乎民生,连接民心,基本公共服务体系的建设为我国实现共同富裕提供了基本支撑(李实、杨一心,2022)。二者在价值理念上统一于“人民性”,在理论上通约于“共享论”,在治理体系上耦合于“元治理”(范逢春,2023)。基本公共服务均等化可以巩固脱贫攻坚成果、推动经济的高质量发展、促成更加合理的收入分配格局和促进精神生活富裕,进而扎实推动共同富裕(李实、杨一心,2022)。基本公共服务均等化对共同富裕相关问题的实证经验也愈发丰富。通过宏观数据测度国家和省级的基本公共服务均等化水平,并将其与宏观或微观数据相匹配,基本公共服务均等化缓解家庭相对贫困以及推动共同富裕的显著积极作用已被证实(杨迎亚、汪为,2020;张明、张兴祥,2023)。但尚未有文献对基本公共服务均等化的收入流动效应进行探究,而显然收入流动性是指同一个人或家庭的收入在不同时间点所处收入阶层的差异(王芳、周兴,2010),是微观的概念,从宏观层面考察基本公共服务均等化对收入流动的影响并不合适。因此从微观角度,在个体实际受益的层面上构建基本公共服务均等化指标体系并对其进行测度能够更有效地研究基本公共服务均等化对个体的影响,但鲜有研究从微观层面进行深入讨论。

因此,本文尝试从微观层面切入,从需求侧视角考虑不同家庭的基本公共服务的实际受益水平,测度基本公共服务均等化水平,在此基础上通过理论分析和实证检验考察基本公共服务均等化对家庭收入流动性的影响。进一步地,本文从中等收入群体“扩容”和“提质”两个视角,考察了基本公共服务均等化对家庭收入流动性影响的主要中介机制,并从家庭是否从事农业活动、所在地区位置和城市规模三个维度深入探究了基本公共服务均等化对家庭收入流动性影响的异质性。

本文可能的边际贡献在于:第一,相对于从宏观供给侧对基本公共服务均等化的测度,本文以微观数据为基础,从家庭的实际获益的视角出发建立了基本公共服务均等化测度体系,并基于此向上计算各县级城市<sup>①</sup>的基本公共服务均等化指数,这为我国

基本公共服务的测度与治理提供了新的思路。第二,本文从收入阶层流动的视角探究了基本公共服务均等化对家庭收入分配流动性的影响,进一步以微观视角证实了基本公共服务均等化的“提低扩中”作用,论证了基本公共服务均等化对实现共同富裕目标的积极作用。第三,基于“扩容”和“提质”两个视角,本文分别从雇佣型就业和基本公共服务获得两个方面对基本公共服务均等化提高家庭收入流动性的内在机制进行了实证检验,丰富了相关研究,并为推进“提低扩中”,实现共同富裕提供了相关的政策建议。

## 二、文献综述

“基本公共服务均等化”作为2035年远景目标之一,是解决收入分配不公、实现社会公平的一种主要的再分配方式(李实,2021)。有关基本公共服务均等化的研究主要分为两类,一是主要集中在基本公共服务均等化测度的研究。从宏观供给侧视角衡量基本公共服务均等化的方法十分丰富。魏福成、胡洪曙(2015)构建了基本公共服务供给指标体系和均等化评估方法,运用综合评价法从七大类公共服务供给测度了2005–2012各省份的基本公共服务均等化水平;李华、董艳玲(2020a)使用熵权法、Dagum基尼系数和Kernel密度估计相结合从八个维度测度了2006–2017年我国各省市的基本公共服务均等化指数。吕光明、陈欣悦(2022)则从供给侧角度将维度进一步细分至县域,运用引入加权 $\alpha$ 均值的组基尼系数测度了不同县域间的基本公共服务均等化程度。目前鲜有文献从微观需求侧衡量基本公共服务均等化水平,而王大哲等(2022)使用2016年中国流动人口动态监测调查数据基于个体角度从五个方面测度了基本公共服务均等化水平。另一部分研究则聚焦于基本公共服务均等化的政策效应。李华、董艳玲(2020b)采用省份面板数据证实了基本公共服务均等化在缩小各区域绿色TFP增长差距中发挥了非常重要的作用;杨迎亚、汪为(2020)与王大哲等(2022)从不同维度分析了基本公共服务均等化对相对贫困的影响,前者发现城乡基本公共服务均等化越高,越有利于相对贫困的缓解,后者则基于微观数据库证实了基本公共服务均等化对缓解农民工相对贫困的促进作用。

基本公共服务均等化是实现共同富裕和社会公平的重要举措,高水平高质量公共服务均等化是共同富裕必不可少的内容之一(李实,2021)。而扩大中等收入群体是实现共同富裕的重要途径和必然要求(刘志国、刘慧哲,2021)。收入流动主要指同一个人或同一群体不同时期的收入序位和收入水平在社会整体收入分配中的变化(王芳、周兴,2010)，“提低扩中”实际上就是通过提高低收入群体收入水平,促进低收入群体向中等收入群体流动,从而明显扩大中等收入群体的规模(李金昌、任志远,2023)。自收入流动的概念被提出以来,相关研究主要从收入流动现状和收入流动的影响因素进行。大量文献从不同的视角对收入流动现状进行了探究,主要集中于对家庭收入流动性的研究。家庭间的收入流动有助于缓解城乡家庭的收入差距,是一个可以缓解长期收入差距的均衡器(王芳、周兴,2010),而家庭收入流动性的大幅下降则意味着收入固化现象严重,不利于缩小贫富差距(杨穗、李实,2017)。此外,也有文献从农村家庭视角来分析收入流动现状(朱诗娥等,2018),站在中等收入群体视角讨论“提低扩中”即促进收入流动的途径(李春玲,2022)。从收入流动的影响因素来看,李聪等(2022)利用陕南农户调查数据发现就业人数、平均受教育程度、是否加入合作社等因素都对搬迁户家庭收入流动具有显著的影响。具体到相关政策的影响上,学界从中国农村数字金融发展(彭澎、周力,2022)、土地流入和流出(黄祖辉、杜语,2022)、数字经济(田艳平、向雪风,2023)等方面系统分析了不同收入阶层家庭所受到的差异化影响。

通过文献梳理可以看出,国内对于基本公共服务均等化、收入流动的研究已经为本文奠定了良好的学术基础。但仍然有未考虑到的问题:首先,关于我国收入流动的研究缺少基本公共服务均等化的研究视角,基本公共服务均等化是否提高了家庭收入流动性即是否促进了家庭“提低扩中”仍然缺乏实证;另一方面,基本公共服务均等化对家庭收入流动的影响机制以及其影响的异质性缺少研究,还未形成统一认识。能否通过推动低收入群体增收进而提高群体收入的流动性,从而有效实现中等收入群体“扩容”?能否通过加大中等收入群体社会保障进而

稳定中等收入群体阶层,从而有效实现中等收入群体“提质”?对不同劳动类型的家庭,不同城市规模 and 不同地区的家庭,基本公共服务均等化的效用是否一致?深入考察这些问题对我国基本公共服务体系建设和实现低收入群体的共同富裕具有重要的现实意义。

论文后续结构安排如下:第三部分是基本公共服务均等化对促进收入流动即提低扩中的影响的理论分析,并提出了有关假说。第四部分是研究设计与数据说明,主要包括数据来源、变量说明及描述性统计、模型设定。第五部分是实证结果与进一步的讨论,包括基准回归分析、稳健性检验、中介效应分析和异质性分析。第六部分是研究结论及相关的政策建议。

### 三、理论假说

保障人民群众获得基本公共服务的机会是基本公共服务均等化的重点。《“十三五”推进基本公共服务均等化规划》将基本公共服务界定为基本公共教育服务、基本劳动就业创业、基本社会保险、基本医疗卫生、基本社会服务、基本住房保障、基本公共文化体育和残疾人基本公共服务八个方面;《“十四五”公共服务规划》中将基本公共服务划分为幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶和文体服务保障八个民生保障目标。本文参考上述文件及相关文献(彭迪云等,2021;李华、董艳玲,2020a;吕光明、陈欣悦,2022;王大哲等,2022),将基本公共服务归纳为生活服务、交通服务、住房服务、教育服务、社保服务和医疗卫生服务六个维度。

从理论上,各种类型的基本公共服务均等化均会使居民家庭尤其是低收入家庭从中受益,从而对家庭收入向上流动起到积极的促进作用。生活服务均等化可以为低收入家庭的生存发展提供更好的保障和服务,降低低收入家庭的生活成本,提高低收入家庭的生活水平,进而促使低收入家庭劳动力将更多的精力用于提高家庭收入;交通服务均等化则可以降低家庭的交通服务支出,减轻家庭的生活成本,便捷家庭的出行方式,与此同时,交通便利也会间接地降低家庭劳动力在人力出行时的身体消耗,



改善劳动力健康状况,进而提高家庭的人力资本;住房服务均等化则可以改善家庭的居住条件,减轻家庭住房的经济负担,尤其是对于外出务工的劳动力,住房服务均等化极大地降低了住房支出,会间接地促进劳动力外出务工以增加家庭收入;教育服务均等化则可以通过弥补低收入群体的教育预算约束限制,提升人力资本,缓解收入差距进一步扩大并增强代际间收入的流动性(杨娟等,2015),减少贫困传承,在提高社会公平性中起到了重要作用;社保服务均等化能够缓解家庭的就医负担和养老压力,提高低收入群体家庭的社会保障水平,并且“五险一金”等保障政策可以逐步使农民工均等地享受城市公共服务,提升其城市归属感和认同感,极大地推动贫困地区的低收入群体家庭的劳动力市场参与度;医疗卫生服务均等化会降低家庭因健康问题冲击下高额医疗费用带来的风险(郭露、刘梨进,2023a),减轻低收入群体的家庭医疗经济负担,提高家庭劳动参与率,进而提升家庭收入水平。基于以上分析,本文提出假说1:

假说1:基本公共服务均等化有助于家庭收入组别向上流动,对“提低扩中”有积极的促进作用。

雇佣型就业即受雇于企业、组织或个人并获得劳动报酬的就业方式(黄莉芳等,2018)。通常,雇佣型就业可以分为全职、兼职和临时工作等形式。相对于无工资性的就业形式(如自由职业、创业等),雇佣型就业能够提供相对稳定的收入来源。而基本公共服务均等化则可以在一定程度上促进家庭进行雇佣型就业。基本公共服务均等化会提升低收入家庭获取相应的教育、医疗、社会保障等基本公共服务的能力,降低低收入家庭的生活成本和风险,进而增加家庭成员参加雇佣型就业的可能性。例如,家庭住房财富会对个体劳动参与决策产生显著正向影响(姚健,2021),基本公共服务均等化会改善家庭的生活条件,提高家庭的住房财富,促进家庭成员的劳动参与,进行雇佣型就业。总体来看,基本公共服务均等化可以提高居民家庭尤其是低收入家庭的福利水平,减轻家庭的财务压力,改善家庭的健康状况,增加受教育和培训的机会(肖斌卿等,2023),并且创造良好的社会环境,从而促进家庭成员实现雇佣型就

业。并且工资性收入对农村家庭总收入不平等的贡献最高(江克忠、刘生龙,2017)。因此,促进家庭尤其是低收入家庭进行雇佣型就业,提高家庭工资性收入,是基本公共服务均等化解决家庭收入不平等,促进“提低扩中”的重要途径。综上,基本公共服务均等化会促使家庭成员参与雇佣型就业,进而实现家庭收入的向上流动,即存在着“基本公共服务均等化→雇佣型就业→收入流动”的作用机制。基于以上分析,本文提出假说2如下:

假说2:基本公共服务均等化可以通过促进家庭且主要是低收入家庭参加雇佣型就业,进而促进家庭收入向更高组别流动。

对于中等收入群体而言,不仅要“扩容”,更要“提质”。我国中等收入群体正面临着就业不稳定、住房负担、医疗支出负担和子女教育负担等不稳定因素的影响(冯梦龙,2022),中等收入群体“向下流动”的风险仍然较大,具有较高的脆弱性(朱兰、万广华,2023),其“质量”不高是我国分配结构优化的另一关键症结。中等收入家庭的脆弱性与社会保障制度不健全直接相关(冯梦龙,2022),基本公共服务均等化作为促进共同富裕的关键性制度安排,通过加快社会保障体系建设与健全,促使整个社会保障体系走向成熟,提高中低收入居民家庭的基本公共服务禀赋,为其提供更多的生活、就业保障,降低中等收入群体的生活成本,增强中等收入家庭成员的就业稳定性,切实减轻现有中等收入群体生活负担的同时,消解中等收入家庭因疾病、教育、人情往来事件等消极因素对收入的负向冲击,提高中等收入群体的抗风险能力,稳定中等收入家庭现有阶层,在此基础上通过基本公共服务均等化的“提低”作用不断壮大中等收入群体。综上,基本公共服务均等化通过提高中等收入家庭的基本公共服务获得,进而避免中等收入家庭的收入降级,即存在着“基本公共服务均等化→中等收入家庭获取基本公共服务→避免收入组别向下滑落”的作用机制。基于以上分析,本文提出假说3如下:

假说3:基本公共服务均等化可以通过提高中等收入家庭的基本公共服务获取,进而避免中等收入家庭向低收入组别滑落。

基本公共服务均等化的核心是促进机会均等,但在保障了不同收入水平的家庭获得基本公共服务机会的同时,不同群体受基本公共服务均等化影响从而促进其收入向上流动的效用大小可能并不均等。结合基本公共服务均等化含义,本文考虑以家庭是否从事农业生产活动进行分类来探究这种差别。相较于非农家庭而言,传统的小规模、分散化农业家庭受限于人多地少的资源禀赋特征,外出务工又受制于无法享受到公平的基本公共服务,其收入渠道较为狭窄。而非农家庭收入以相对较高的工资性收入为主,这也是造成收入差距的主要收入类型之一(江克忠、刘生龙,2017)。通过基本公共服务均等化农业家庭可以解决家庭教育、社保、医疗、养老等方面的问题,缓解家庭的生计压力,提升家庭劳动力的人力资本,改善家庭劳动力的就业状况,而人力资本、就业状况等因素正是影响低收入群体增收的主要因素(潘华,2020),从而促进家庭劳动力向待遇更好、工资更高的非农产业转移,进而拓展家庭的收入来源,获取足够的非农就业收入,实现家庭收入的向上流动。

城市规模及地区地理位置的不同也会导致家庭所受基本公共服务均等化影响的差异化。从理论上讲,处于大城市和较发达东部沿海地区的低收入家庭受到基本公共服务均等化的增收效应会更加显著,这可以从就业参与和工资水平两个方面来解释。一方面,发达城市或地区通常拥有更好的基础设施、基本公共服务和生活质量,相应地也会给低收入家庭带来更丰富、收入待遇更高的就业机会,因此当基本公共服务资源向低收入群体逐步均等化时,处于发达地区的低收入家庭会更倾向于外出从而增加家庭的工资性收入。另一方面,发达城市或地区的工资水平通常较高,低收入家庭受基本公共服务均等化的影响而参与雇佣型就业后,取得的收入相较于欠发达城市或地区更高,更容易实现收入阶层的跨越。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说4:与非农家庭相比,基本公共服务均等化对农业家庭收入流动性的作用更大。

假说5:与中小城市相比,基本公共服务均等化对大城市家庭收入流动性的影响更显著。

假说6:与中西部地区相比,基本公共服务均等

化对家庭收入流动性的影响在东部地区更突出。

#### 四、研究设计

##### (一)数据说明

本文使用的微观数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)2014年和2016年的调研数据。CFPS于2010年从社区、家庭、个人三个层次展开调查,为本文的研究奠定了数据基础。本文将三个层次的数据根据家户号及户主号进行数据匹配,采取中位数填补法补全少量缺失数据,在实际模型回归中,由于2016年和2018年社区数据缺失,可供选取的基本公共服务测度指标较少,为保证本文所测度的基本公共服务均等化指数的准确性和科学性,本文将2014年的CFPS数据作为基期数据来计算基本公共服务均等化指数,使用2014年CFPS中的家户号与2016年CFPS数据库中被调查家庭的人均收入进行匹配以计算家庭的收入流动性。此外,由于部分信息的不完整、无法持续追踪和无法填补性,本文在实际回归时剔除了来自某些地区和信息缺失的家庭数据,最终共得到有9088个样本观测值的家庭数据。其次本文所采用的城市级控制变量及其他宏观变量数据来自对应年份的《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》和各地市的统计年鉴。

##### (二)变量定义

###### 1.被解释变量

为深入分析不同收入群体的收入流动性,本文采取Kacapyr等人于1996年提出的中等收入分组方法,将低于该年度人均家庭纯收入中位数0.75倍的归于低收入组,将高于或等于该年度人均家庭纯收入中位数1.25倍的家庭归于高收入组,两者之间的则为中等收入家庭,定义收入流动性借鉴刘志国、刘慧哲(2021)与彭澎、周力(2022)的做法,将从低收入家庭向上流动到中等收入家庭和高等收入家庭取值为1,中等收入家庭向下流动到低收入家庭和向上流动到高等收入家庭分别取值为-1和1,高等收入家庭向下流动到低收入家庭和中等收入家庭取值为-1,如果两期某家庭的收入位置没有变化,则令该变量取值为0。

###### 2.核心解释变量

为深入准确地解析基本公共服务均等化对家庭收入流动性的影响,本文模型选择的核心解释变量

为受访者家庭所在县级城市的基本公共服务均等化指数。在将基本公共服务维度分为生活服务、交通服务、住房服务、教育服务、社保服务和医疗卫生服务六个维度的基础上,本文从CFPS数据库的个体需求侧维度出发,选取六个维度共17个反映家庭实际受益水平的指标,使用熵值法整合为各个家庭的获取公共服务利益的指标,即基本公共服务综合指标,具体维度和指标如表1所示。

在测度均等化时,常见的反映均等化(离散程度)的统计指标有如下方法:方差法、极差率法、变异系数、基尼系数、泰尔系数等,本文参考大量测度基本公共服务均等化的文献(魏福成、胡洪曙,2015;彭迪云等,2021),选取基尼系数法作为基本公共服务均等化的测度方法,基尼系数的计算公式为:

$$Gini_{i,t} = \frac{1}{2n_i^2 \bar{Y}_{i,t}} \sum_{j=1}^{n_i} \sum_{k=1}^{n_i} |Y_{ij,t} - Y_{ik,t}| \quad (1)$$

综合CFPS数据库的抽样方式以及样本数量,为保证结论的有效性和准确性,本文从微观家庭上推算县级城市的基本公共服务均等化水平。上式中 $n_i$ 为 $i$ 县级城市的被调查家庭的个数, $\bar{Y}_{i,t}$ 表示 $i$ 县级城市在 $t$ 时的 $n_i$ 个被调查家庭的基本公共服务综合指标的平均值, $Y_{ij,t}$ 、 $Y_{ik,t}$ 分别表示 $i$ 县级城市在 $t$ 时被调查的第 $j$ 个和第 $k$ 个家庭的基本公共服务综合指标, $Gini_{i,t}$ 表示 $i$ 县级城市在 $t$ 时的基本公共服务对不同家庭受益的均等化状况,即基本公共均等化指

数。基尼系数 $Gini_{i,t}$ 越大,则 $i$ 县级城市 $t$ 时的基本公共服务在该县被调查家庭的受益情况越分散,即该县的基本公共服务均等化程度越低,本文测度基本公共服务均等化指数时的 $t$ 为2014年。

### 3. 中介变量

本文的中介变量为雇佣型就业和基本公共服务获取程度。本文采用CFPS问卷中工资性收入中的“过去12个月,您家是否有人帮其他农户做农活(如帮人种田、养牲口等)或外出打工(如去城市打工)挣钱?”来衡量当年家庭是否参加雇佣型就业,若2014年家庭参与了雇佣型就业,而2016年未参与雇佣型就业,则取值为-1,若2014年家庭未参与雇佣型就业,而2016年参与了雇佣型就业则取值为1,若2014和2016年均参与或均未参与雇佣型就业,则取值为0,以此变量设置来衡量家庭雇佣型就业状态的变动情况。基本公共服务获取程度则采用上文中计算的家庭基本公共服务综合指标代表。

### 4. 控制变量

参考已有相关文献(郭露、刘梨进,2023b),本文在模型中分别对可能影响家庭人均收入变动及收入流动的个体特征、家庭特征及城市特征进行了控制。为消除不同户主的选择差异对家庭增收的影响,个体特征包括户主的年龄、教育、婚姻状况、健康状况、户口类型五个变量,需要注意的是,CFPS并没有户主是谁的变量,本文以CFPS的“财务回答人”来

表1

基本公共服务评价指标体系

| 维度   | 指标         | 基本公共服务获取状态标准                    | 权重        |
|------|------------|---------------------------------|-----------|
| 住房   | 住房困难       | 有无住房困难,有=1,无=0                  | 0.0082352 |
| 交通   | 公路普及       | 家庭所属社区是否通公路,通=1,未通=0            | 0.0739316 |
|      | 公交普及       | 家庭所属社区是否通公交车,通=1,未通=0           | 0.0880713 |
| 生活   | 做饭用水       | 做饭用水为自来水、纯净水、矿泉水或过滤水=1,其他用水类型=0 | 0.0173036 |
|      | 做饭燃料       | 做饭燃料为煤气、液化气、天然气、电=1,其他燃料类型=0    | 0.0217015 |
|      | 厕所类型       | 厕所类型为冲水厕所=1,其他类型=0              | 0.031883  |
|      | 市场距离       | 到最近集镇的时间(分钟)                    | 0.0011202 |
| 教育   | 成人教育       | 户主受教育年限大于或等于义务教育9年=1,小于义务教育9年=0 | 0.0237818 |
|      | 儿童教育       | 适龄儿童均在上学=1,存在未上学情况=0            | 0.000304  |
| 社保   | 养老保险       | 参加养老保险=1,未参加或不清楚=0              | 0.2129493 |
|      | 医疗保险       | 参加医疗保险=1,未参加或不清楚=0              | 0.0025965 |
|      | 失业保险       | 参加失业保险=1,未参加或不清楚=0              | 0.1076673 |
|      | 工伤保险       | 参加工伤保险=1,未参加或不清楚=0              | 0.1035814 |
|      | 生育保险       | 参加生育保险=1,未参加或不清楚=0              | 0.1234964 |
|      | 住房公积金      | 获得住房公积金=1,否则=0                  | 0.1156373 |
| 医疗卫生 | 人均医疗点个数    | 所在社区人均医疗点(医院/卫生院/诊所)个数          | 0.0200287 |
|      | 人均医疗卫生人员人数 | 所在社区人均医疗卫生人员人数                  | 0.0477109 |





表示该家庭的户主;家庭特征包括政府补助、私营、家庭规模三个变量;城市特征包括产业结构、省会城市虚拟变量、经济增长三个变量以消除城市发展水平差异带来的产业集聚、经济集聚等造成的收入差距的影响。除此之外,本文的收入流动变量与家庭基期所在组别存在关系,因此在模型中同时控制了家庭基期收入组别变量。

以上变量的具体定义与描述性统计如表2所示。

(三)模型设定

本文考察的主要内容是基本公共服务均等化对家庭收入流动性的影响及其中介机制,因此建立回归模型如下:

Mobility<sub>i,j</sub>=α<sub>0</sub>+α<sub>1</sub>Gini<sub>i</sub>+α<sub>2</sub>Z<sub>i</sub>+ε<sub>i</sub> (2)

M<sub>i,j</sub>=β<sub>0</sub>+β<sub>1</sub>Gini<sub>i</sub>+β<sub>2</sub>Z<sub>i</sub>+ε<sub>i</sub> (3)

Mobility<sub>i,j</sub>=γ<sub>0</sub>+γ<sub>1</sub>Gini<sub>i</sub>+γ<sub>2</sub>M<sub>i,j</sub>+γ<sub>3</sub>Z<sub>i</sub>+ε<sub>i</sub> (4)

其中,Mobility<sub>i,j</sub>为被解释变量,代表i县级城市内j家庭2014–2016年的收入流动性,Gini<sub>i</sub>为核心解

释变量,代表被访家庭所在县级城市的2014年的基本公共服务均等化指数,M<sub>i,j</sub>为中介变量。为缓解遗漏变量带来的偏误,Z<sub>i</sub>为本文从户主、家庭、城市三个维度选择的控制变量,参考刘志国、刘慧哲(2021)的做法,各控制变量与核心解释变量Gini<sub>i</sub>一致,均为基期数据,ε<sub>i</sub>为随机干扰项,α、β及γ为待估参数。其中式(2)为基本公共服务均等化对家庭收入流动影响的基准回归模型,式(3)和式(4)为中介效应回归模型。

五、实证结果

(一)家庭收入流动性分析

为说明不同收入层次家庭的收入流动性,有必要了解样本家庭的整体收入情况。本文通过收入转化矩阵方法对此进行分析,同一家庭两个时期的收入组别对比情况如表3所示。

在2014年时处于低收入组、中等收入组、高收入组并且在2016年时仍然处于该收入组的比例分别为63.66%、27.68%、71.687%,整体来看,收入阶级固化

表2 变量定义与描述性统计

| 变量类型   |      | 变量名称        | 变量定义与度量                                                                       | 均值      | 标准差    |
|--------|------|-------------|-------------------------------------------------------------------------------|---------|--------|
| 被解释变量  |      | 家庭收入流动性     | 家庭2014至2016年收入组别向上流动则为+1,向下流动则为-1,不变则为0                                       | 0.0259  | 0.6371 |
| 核心解释变量 |      | 基本公共服务均等化指数 | 县级城市的基本公共服务均等化指数,根据作者计算所得                                                     | 0.4554  | 0.1054 |
| 中介变量   |      | 雇佣型就业       | 2014年时存在雇佣型就业,2016年时无雇佣型就业=-1;2014年及2016年均无雇佣型就业=0;2014年无雇佣型就业,2016年存在雇佣型就业=1 | -0.0075 | 0.5313 |
|        |      | 基本公共服务获取程度  | 根据作者计算所得的基本公共服务综合指标                                                           | 0.0948  | 0.1097 |
| 控制变量   | 户主特征 | 年龄          | 户主年龄                                                                          | 51.46   | 13.53  |
|        |      | 教育          | 户主受教育年限                                                                       | 7.4158  | 4.449  |
|        |      | 婚姻状况        | 户主婚姻状况:已婚或同居=1,否则=0                                                           | 0.8740  | 0.3319 |
|        |      | 健康状况        | 户主健康情况:健康=1,否则=0                                                              | 0.6488  | 0.4774 |
|        |      | 户口类型        | 户主户口类型:城市=1,农村=0                                                              | 0.2992  | 0.4579 |
|        | 家庭特征 | 政府补助        | 家庭是否接受政府补助:接受=1,否则=0                                                          | 0.5379  | 0.4956 |
|        |      | 私营          | 家庭是否从事私营产业:从事=1,否则=0                                                          | 0.0833  | 0.2763 |
|        |      | 家庭规模        | 家庭成员人数(人)                                                                     | 3.8159  | 1.8046 |
|        |      | 基期收入组别      | 家庭收入所处基期组别,高收入组=3,中等收入组=2,低收入组=1                                              | 2.0199  | 0.8885 |
|        | 城市特征 | 产业结构        | 所在地级市第三产业与第二产业产值比                                                             | 0.842   | 0.4167 |
|        |      | 省会城市        | 所在地级市是否为省会:是=1,否则=0                                                           | 0.23    | 0.424  |
|        |      | 经济增长        | 所在地级市人均地区生产总值的对数(原单位:元)                                                       | 10.55   | 0.7832 |

表3 2014–2016年家庭收入转化矩阵

|       |      | 2016年       |            |             |           |
|-------|------|-------------|------------|-------------|-----------|
|       |      | 低收入         | 中等收入       | 高收入         | 合计        |
| 2014年 | 低收入  | 2227(63.66) | 633(18.10) | 638(18.24)  | 3498(100) |
|       | 中等收入 | 688(36.00)  | 529(27.68) | 694(36.32)  | 1911(100) |
|       | 高收入  | 547(14.87)  | 495(13.45) | 2637(71.68) | 3679(100) |
|       | 合计   | 3462        | 1657       | 3969        | 9088      |

注:括号内为该类型占2014年该收入组家庭数的百分比。

较为严重。在2014年处于低收入组的其余家庭中,有18.10%转入中等收入组,18.24%转入高收入组。2014年的中等收入组中,分别有36%和36.32%的家庭掉入低收入组和转入高收入组。而对于2014年中处于高收入组的家庭其收入流动性相对较低,有14.87%的家庭跌入低收入组,剩余13.45%跌入中等收入组。

基于以上分析,不难看出在样本家庭中,中等收入组的家庭的收入流动性最高,跌入低收入组和升入高收入组的比例较高;低收入组家庭的收入流动性其次,绝大多数低收入家庭在两年后仍然处于低收入组,仅有部分低收入家庭会分别升入中等收入组和高收入组;高收入组的家庭收入流动性最低,超过七层的家庭收入组别保持不变,仅有少部分家庭会跌离高收入组。并且从该数据亦可看出目前我国收入分配结构与3:6:1的较合理的橄榄型收入分配结构仍相差甚远(李金昌、任志远,2023)。因此,“提低扩中”的关键在于不断提高低收入群体的收入和稳定中等收入群体收入,从而扩大中等收入群体规模,基本公共服务均等化是否对收入流动产生了影响以及对收入流动的中介机制是本文重点关注的问题。

## (二)基准回归结果

基准回归结果如表4所示。其中(1)列是模型未加入控制变量的结果,(2)列是控制了户主特征和家庭特征的结果,(3)列是同时控制了户主特征、家庭特

征及城市特征的结果。结果表明,三个模型的核心解释变量在其显著性水平和系数大小上无明显差异,基本公共服务均等化指数的系数为负,且均在1%的水平下显著,表明基本公共服务均等化指数越小,家庭收入阶层向上流动的概率越大,即基本公共服务的均等化程度越高,家庭收入阶层向上流动的概率就越大,即验证了假说1。可能的原因是,基本公共服务均等化减轻了家庭的生计压力,提高了家庭所获的福利水平,促进了家庭的雇佣型就业,进而提高了家庭的收入分配流动性。

## (三)内生性问题

影响家庭收入流动性的变量众多,本文的基准回归结果很可能会存在由于遗漏变量而产生的内生性问题。参考王大哲等(2022),本文进一步选取各地级市的财政透明度作为工具变量,采用二阶段最小二乘法(2SLS)以考察基准回归的准确性。一方面,已有研究表明,财政透明度的提高通过增加基本公共服务投入并提升基本公共服务供给效率以促进基本公共服务均等化(张德钢等,2021),因此财政透明度对基本公共服务均等化具有显著的促进作用。而另一方面,财政透明度对家庭收入流动性并无直接关系,家庭也并不会直接获得相应的财政转移支付。因此,财政透明度是通过影响地方政府的财政投入行为从而对家庭收入流动性产生间接影响。本文选

表4

基准回归结果

| 变量          |        | (1)                 | (2)                  | (3)                 |
|-------------|--------|---------------------|----------------------|---------------------|
| 基本公共服务均等化指数 |        | -0.2226*** (0.0639) | -0.3667*** (0.0573)  | -0.3325*** (0.0581) |
| 户主特征        | 年龄     |                     | 0.0166 (0.0225)      | 0.0077 (0.0223)     |
|             | 教育     |                     | 0.0494*** (0.0071)   | 0.0460*** (0.0071)  |
|             | 婚姻状况   |                     | 0.0157 (0.0179)      | 0.0166 (0.0177)     |
|             | 健康状况   |                     | -0.0046 (0.0125)     | -0.0006 (0.0124)    |
|             | 户口类型   |                     | 0.2089*** (0.0153)   | 0.1863*** (0.0153)  |
| 家庭特征        | 政府补助   |                     | -0.1483*** (0.0140)  | -0.1119*** (0.0142) |
|             | 私营     |                     | -0.0651*** (0.0212)  | -0.0717*** (0.0209) |
|             | 家庭规模   |                     | 0.0003 (0.0173)      | 0.0266 (0.0173)     |
| 城市特征        | 基期收入组别 |                     | -0.4058*** (0.00654) | -0.4239*** (0.0066) |
|             | 产业结构   |                     |                      | 0.0611*** (0.0138)  |
|             | 省会城市   |                     |                      | -0.0005 (0.0193)    |
|             | 经济增长   |                     |                      | 0.0878*** (0.0101)  |
| 户主特征        |        | 未控制                 | 已控制                  | 已控制                 |
| 家庭特征        |        | 未控制                 | 已控制                  | 已控制                 |
| 城市特征        |        | 未控制                 | 未控制                  | 已控制                 |
| 观测值数量       |        | 9088                | 9088                 | 9088                |
| R-squared   |        | 0.0014              | 0.2648               | 0.2769              |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示该项系数在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为稳健标准误(下同)。



取的财政透明度数据来自清华大学发布的《中国市级政府财政透明度研究报告》,此报告为辨析市级政府财政透明度状况提供了较好的观测数据。

二阶段最小二乘法的回归结果如表5列(1)、(2)所示。就结果的可靠性而言,第一阶段回归工具变量的回归系数在1%的水平下负向显著,且F统计量值和最小特征统计量均大于相应的临界值。以上结果表明了工具变量选取的合理性。在此基础上,第二阶段的估计结果表明基本公共服务均等化指数对家庭收入流动性的回归系数仍在1%的水平下负向显著,说明在克服了基准回归的内生性问题后,前文的研究结论依然稳健。

此外,为了进一步排除财政透明度通过影响基本公共服务的获取而影响收入流动性的这一途径,本文在基准回归模型中加入前文所计算的每个家庭的基本公共服务综合指标以表示每个家庭基本公共服务的实际受益水平,表5的列(3)展示了财政透明度对基本公共服务综合指标的回归结果,列(4)、(5)分别展示了加入和不加入财政透明度后基本公共服务综合指标对家庭收入流动性的回归结果。不难看出,财政

透明度的确显著地促进了家庭基本公共服务的受益程度,但无论是否将财政透明度加入回归方程,基本公共服务综合指标对家庭收入流动性的回归系数均不显著。即排除了财政透明度通过影响基本公共服务程度而影响收入流动性的这一途径。基本公共服务综合指标并不会提高家庭收入流动性的可能原因是,基本公共服务的获取并不会直接提升家庭收入,从而影响家庭的收入向上流动。而基本公共服务均等化带来的社会普及普惠性的显著提高,公平公正的社会环境会促进低收入群体参与就业,从而扩充其家庭的收入途径从而促进家庭收入向上流动<sup>②</sup>。

#### (四)稳健性检验

##### 1. 定义中等收入组临界值变化

在本文的基准回归中,将中等收入家庭界定为全部家庭人均收入中位数的0.75~1.25倍。为检验上文结果的稳健性,本文尝试改变定义中等收入组临界值,分别采取保留后家庭的收入中位数的75%~150%、50%~150%以及67%~200%为中等收入组的区间定义,重新回归的结果如表6所示。结果显示,无论以收入中位数的75%~150%、50%~150%

表5 内生性处理结果

|             | (1)<br>第一阶段<br>基本公共服务<br>均等化指数 | (2)<br>第二阶段<br>家庭收入流动 | (3)<br>基本公共服务<br>获取程度 | (4)<br>家庭收入流动    | (5)<br>家庭收入流动    |
|-------------|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------|------------------|
| 基本公共服务均等化指数 |                                | -0.7725*** (0.2228)   |                       |                  |                  |
| 财政透明度       | -0.0017*** (0.0001)            |                       | 0.0003*** (0.0001)    |                  | 0.0002 (0.0005)  |
| 基本公共服务获取程度  |                                |                       |                       | -0.0296 (0.0614) | -0.0309 (0.0615) |
| 户主特征        | 已控制                            | 已控制                   | 已控制                   | 已控制              | 已控制              |
| 家庭特征        | 已控制                            | 已控制                   | 已控制                   | 已控制              | 已控制              |
| 城市特征        | 已控制                            | 已控制                   | 已控制                   | 已控制              | 已控制              |
| 第一阶段F统计量    | 129.20 (0.0000)                |                       |                       |                  |                  |
| 最小特征统计量     | 658.489 (16.38)                |                       |                       |                  |                  |
| 样本量         | 8959                           | 8959                  | 8246                  | 8246             | 8246             |
| R-squared   | 0.1343                         | 0.2718                | 0.1131                | 0.0069           | 0.0069           |

注:第一阶段F统计量括号内为相应的P值,最小特征统计量括号内为5%临界值,列(1)、(2)回归时剔除了缺失财政透明度数据的样本,列(3)~(5)剔除了缺失基本公共服务综合指标的样本。

表6 稳健性检验结果之一

| 变量          | (1)<br>中位数75%~150%  | (2)<br>中位数50%~150%  | (3)<br>中位数67%~200%  |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 基本公共服务均等化指数 | -0.3232*** (0.0599) | -0.3181*** (0.0636) | -0.3576*** (0.0598) |
| 户主特征        | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 家庭特征        | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 城市特征        | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 观测值数量       | 9088                | 9088                | 9088                |
| R-squared   | 0.2291              | 0.1475              | 0.1727              |

以及67%~200%为中等收入区间,基本公共服务均等化指数对家庭收入流动性的影响均在1%的水平下显著为负,表明前文的基准回归结果稳健。

### 2. 改变基准回归模型

为验证回归结果的稳健性,本文尝试以收入未流动家庭做参照使用无序Logit模型以及无序Probit模型分别进行基准回归,得到回归结果如表7所示。结果表明,无论是无序Logit模型和无序Probit模型,基本公共服务均等化指数对于向下流动的系数均在1%的水平下正向显著,而对向上流动的回归系数均在1%的水平下负向显著。这表明,对比收入未流动的家庭而言,基本公共服务均等化可以抑制家庭收入向下流动,而促进家庭收入向上流动,推动了“提低扩中”。前文基准回归的稳健性再一次被验证。

### 3. 改变被解释变量

本文为分析基本公共服务均等化对家庭收入流动性的影响,将家庭的收入阶层变化作为被解释变量,但当收入向上流动时,收入也相应提高,且基本公共服务均等化带来的低收入家庭的收入增长率一般高于中高收入组别。因此为检验上文回归结果的显著性,本文进一步探讨不同收入组别家庭基本公共服务均等化对其人均收入增长率的提高作用,结果如表8列(1)一(4)所示。结果表明,无论是全部家庭还是不同收入组的家庭,基本公共服务均等化指

数的系数均为负且均在1%的水平下显著,说明其对家庭收入提高具有显著的促进作用,并且对低收入家庭的收入增长率的促进作用高于中高收入家庭,进一步印证了本文的理论假说,即基本公共服务均等化对“提低扩中”具有积极的正向效用。

### 4. 改变解释变量的计算方法

进一步地,上文中基本公共服务均等化指数是通过基尼系数计算得到,常用的测算方法还有变异系数法,即通过同一地区各家庭的基本公共服务综合指标计算变异系数得到该县级城市的基本公共服务均等化指数。重新测算后,回归结果如表8列(5)所示,基本公共服务均等化指数仍在1%的水平下负向显著,表明基本公共服务均等化促进了家庭收入流动,再次证实了前文模型的准确性。

### 5. 固定城市效应

前文基准模型中,均使用城市特征作为城市层面的控制变量加以控制,以消除城市特征对家庭收入流动性的影响。表8列(6)展示了将城市特征替换为城市虚拟变量并加以控制后的回归结果。基本公共服务均等化指数仍显著为负,验证了基准回归结果的稳健性。

### 6. 剔除特殊样本<sup>③</sup>

为避免可能存在的由于收入上升导致居民搬迁至条件更好的地区居住的内生性问题,本文将研究

表7 稳健性检验结果之二

| 变量          | 无序Logit模型          |                     | 无序Probit模型         |                     |
|-------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
|             | (1)向下流动            | (2)向上流动             | (3)向下流动            | (4)向上流动             |
| 基本公共服务均等化指数 | 1.2649*** (0.3191) | -0.9498*** (0.2786) | 0.8929*** (0.2413) | -0.6696*** (0.2217) |
| 户主特征        | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 家庭特征        | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 城市特征        | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 观测值数量       | 9088               | 9088                | 9088               | 9088                |

表8 稳健性检验结果之三

| 变量          | (1)<br>全部家庭        | (2)<br>低收入组        | (3)<br>中等收入组       | (4)<br>高收入组         | (5)<br>变异系数测算       | (6)<br>固定城市效应      |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 基本公共服务均等化指数 | -0.1936** (0.0965) | -0.4041** (0.1961) | -0.0038** (0.0016) | -0.0019*** (0.0006) | -0.0534*** (0.0189) | -0.5812** (0.2399) |
| 户主特征        | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                |
| 家庭特征        | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                |
| 城市特征        | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                 | 已控制                 | 未控制                |
| 城市虚拟变量      | 未控制                | 未控制                | 未控制                | 未控制                 | 未控制                 | 已控制                |
| 观测值数量       | 9088               | 3498               | 1911               | 3679                | 9088                | 9088               |
| R-squared   | 0.0046             | 0.0090             | 0.0338             | 0.0405              | 0.2748              | 0.3082             |

时间区间内家庭居住地址发生变化的家庭剔除,再次进行回归。此外,户主作为家庭经济的主要掌控者,是否与家庭一起同住同样会对本地基本公共服务均等化的影响效用产生干扰,造成回归结论的偏差,因此本文进一步剔除两年调查中存在户主不在家庭本地居住的样本以消除此种影响,两种稳健性回归方案的结果如表9所示。基本公共服务均等化指数均在1%的水平下负向显著,进一步证实了本文结论的稳健性。

#### (五)中介效应分析

本文进一步构建中介效应模型,检验雇佣型就业在基本公共服务均等化和家庭收入流动中的作用机制,回归结果如表10所示。其中,列(1)为基本公共服务均等化对雇佣型就业的影响,结果显示,基本公共服务均等化指数对雇佣型就业具有显著的负向影响,说明基本公共服务均等化程度越高,则更多家庭会选择进行雇佣型就业。列(2)、(3)的结果表明,即使将中介变量和核心解释变量都作为内生变量处

理,雇佣型就业的增加均会对家庭收入向上流动有显著的正向影响。综上,雇佣型就业在基本公共服务均等化促进家庭收入流动中起到了正向的中介效应,即基本公共服务的均等化发展可以通过促进家庭的雇佣型就业,进而有效提升了家庭收入流动性。

基于上文分析,基本公共服务均等化可能对低收入家庭参与雇佣型就业的促进作用更强,从而实现中等收入群体“扩容”的目标。因此在上文的家庭收入组别分类的基础上,本部分将样本家庭划分为低收入组家庭和中高收入组家庭两类进行中介效应回归。表11的结果表明,对于低收入组家庭,基本公共服务均等化指数对雇佣型就业的影响负向显著,而对于中高收入组别,基本公共服务均等化对雇佣型就业的影响仅在10%的水平下显著,且对于低收入组家庭,其雇佣型就业对家庭收入流动性的回归系数较于中高收入组家庭更大。即基本公共服务均等化可以显著促进低收入家庭的雇佣型就业从而更大程度地带动低收入家庭的收入提升,促进低收入家庭向中高收入

表9 稳健性检验结果之四

| 变量          | (1)<br>剔除居住地址发生变化的样本 | (2)<br>剔除户主与家庭不同住的样本 |
|-------------|----------------------|----------------------|
| 基本公共服务均等化指数 | -0.3544*** (0.0612)  | -0.3071*** (0.0589)  |
| 户主特征        | 已控制                  | 已控制                  |
| 家庭特征        | 已控制                  | 已控制                  |
| 城市特征        | 已控制                  | 已控制                  |
| 观测值数量       | 7858                 | 8788                 |
| R-squared   | 0.2782               | 0.2759               |

表10 雇佣型就业的中介效应回归结果

| 变量          | (1)<br>雇佣型就业        | (2)<br>家庭收入流动      | (3)<br>家庭收入流动       |
|-------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 基本公共服务均等化指数 | -0.1703*** (0.0553) |                    | -0.3189*** (0.0579) |
| 雇佣型就业       |                     | 0.0820*** (0.0114) | 0.0800*** (0.0114)  |
| 户主特征        | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 家庭特征        | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 城市特征        | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 样本量         | 9088                | 9088               | 9088                |
| R-squared   | 0.0174              | 0.2787             | 0.2813              |

表11 不同收入组别家庭雇佣型就业的中介效应回归结果

| 变量          | 低收入组               |                    |                     | 中高收入组             |                    |                     |
|-------------|--------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
|             | 雇佣型就业              | 家庭收入流动             |                     | 雇佣型就业             | 家庭收入流动             |                     |
|             | (1)                | (2)                | (3)                 | (4)               | (5)                | (6)                 |
| 基本公共服务均等化指数 | -0.1908** (0.0833) |                    | -0.2842*** (0.0696) | -0.1277* (0.0741) |                    | -0.3404*** (0.0885) |
| 雇佣型就业       |                    | 0.0969*** (0.0143) | 0.0949*** (0.0143)  |                   | 0.0685*** (0.0169) | 0.0670*** (0.0169)  |
| 户主特征        | 已控制                | 已控制                | 已控制                 | 已控制               | 已控制                | 已控制                 |
| 家庭特征        | 已控制                | 已控制                | 已控制                 | 已控制               | 已控制                | 已控制                 |
| 城市特征        | 已控制                | 已控制                | 已控制                 | 已控制               | 已控制                | 已控制                 |
| 样本量         | 3498               | 3498               | 3498                | 5590              | 5590               | 5590                |
| R-squared   | 0.0131             | 0.0701             | 0.0743              | 0.0106            | 0.1563             | 0.1590              |



组流动,而基本公共服务均等化对中高收入家庭的雇佣型就业影响较小,这与假说2相符。可能的原因是,工资性收入更多地集中在高收入家庭(江克忠、刘生龙,2017),中高收入家庭享受到的基本公共服务水平较高,因此相较于低收入家庭而言,高收入家庭受基本公共服务均等化影响的边际效应递减。

此外,即使基本公共服务均等化可以促使低收入群体向中高收入群体流动,但中等收入群体仍然有受到冲击重新陷入低收入组别的可能,基于上文分析,基本公共服务均等化可能通过助力中等收入家庭获取基本公共服务进而稳定家庭收入,从而实现中等收入群体“提质”的目标。表12展示了相关检验结果,前三列回归表明,对于全部样本,基本公共服务均等化程度越高,该地区的家庭所能获取到的基本公共服务便越丰富,但基本公共服务综合指标并未对收入流动产生显著影响。可能的解释正如上文所述,基本公共服务的获取并不会直接提升家庭收入,从而影响家庭的收入向上流动。而基本公共服务均等化带来的社会普惠性的显著提高,公平公正的社会环境会促进低收入群体参与就业,从而扩充其家庭的收入途径从而促进家庭收入向上流动。后三列的结果表明,对于已经实现一定程度就业且具有一定收入的中等收入群体家庭而言,基本公共服务均等化可以通过促进家

庭的基本公共服务获得,提高社会保障能力,保障中等收入群体收入来源的稳定性,增强中等收入群体的抗风险能力,从而避免中等收入群体家庭再次落入到低收入群体之中。至此,假说3得到证实<sup>④</sup>。

(六)基本公共服务均等化对收入流动性的异质性影响分析

#### 1. 不同劳动类型家庭收入流动性的异质性分析

根据前文理论分析,本文根据CFPS家庭问卷中“是否从事农业工作”对样本家庭进行分类,而后分别对农业家庭和非农家庭进行分类回归以探究基本公共服务均等化对不同家庭的收入流动性的异质性。表13列(1)、(2)分别显示了农业家庭和非农家庭收入流动性的回归结果,基本公共服务均等化指数的系数对农业家庭的收入流动性负向显著,而对非农家庭的收入流动性并不显著。即基本公共服务均等化显著促进了农业家庭收入组别向上流动,而对非农家庭收入流动性无显著影响。可能的原因是,相较于非农家庭,农业家庭在享受到基本公共服务后,收入来源得到拓展,从而更易实现收入组别向上流动,假说4得到了验证。

#### 2. 不同城市规模收入流动性的异质性分析

根据前文分析,基本公共服务均等化对处于不同规模城市的家庭收入流动性可能也存在差异,本

表 12 基本公共服务综合指标的中介效应回归结果

| 变量              | 全样本                    |                     |                        | 中等收入组                  |                      |                       |
|-----------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|
|                 | 基本公共服务<br>获取程度         | 家庭收入流动              |                        | 基本公共服务<br>获取程度         | 家庭收入流动               |                       |
|                 | (1)                    | (2)                 | (3)                    | (4)                    | (5)                  | (6)                   |
| 基本公共服务<br>均等化指数 | -0.1530***<br>(0.0092) |                     | -0.1961***<br>(0.0699) | -0.1323***<br>(0.0179) |                      | -0.2761**<br>(0.1135) |
| 基本公共服务<br>获取程度  |                        | -0.0242<br>(0.0614) | -0.0532<br>(0.0618)    |                        | 0.2516**<br>(0.1090) | 0.1995*<br>(0.1092)   |
| 户主特征            | 已控制                    | 已控制                 | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                  | 已控制                   |
| 家庭特征            | 已控制                    | 已控制                 | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                  | 已控制                   |
| 城市特征            | 已控制                    | 已控制                 | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                  | 已控制                   |
| 样本量             | 8373                   | 8373                | 8373                   | 1651                   | 1651                 | 1651                  |
| R-squared       | 0.1322                 | 0.0069              | 0.0079                 | 0.1107                 | 0.0712               | 0.0747                |

表 13 基本公共服务均等化对不同劳动类型家庭收入流动性的异质性分析结果

| 变量          | (1)                   | (2)                 |
|-------------|-----------------------|---------------------|
|             | 农业家庭收入流动              | 非农家庭收入流动            |
| 基本公共服务均等化指数 | -0.1984**<br>(0.0907) | -0.0665<br>(0.0986) |
| 户主特征        | 已控制                   | 已控制                 |
| 家庭特征        | 已控制                   | 已控制                 |
| 城市特征        | 已控制                   | 已控制                 |
| 观测值数量       | 4824                  | 4264                |
| R-squared   | 0.0131                | 0.0045              |

文按照人口规模将样本家庭所在的城市划分为小城市、中等城市、大城市,进一步探索基本公共服务均等化对家庭收入流动性影响的城市规模异质性,回归结果如表14中列(1)—列(3)所示。结果表明,基本公共服务均等化对家庭收入流动性的提高作用在大城市更显著,与假说5相符。可能的解释是大城市的生活质量和工作机会都远超中小城市,并且在大城市的规模经济效应和经济集聚效应下,处于发达城市的低收入群体更容易从基本公共服务均等化中获益,促使收入向更高组别流动。

3. 不同地区位置收入流动性的异质性分析

此外,本文依据样本家庭所在的省份将其划分为东部地区、中部地区和西部地区,以此探究基本公共服务均等化对家庭收入流动性的影响在不同地区之间存在的差异,回归结果如表14中列(4)—列(6)所示。可以看出,与中西部欠发达地区相比,基本公共服务均等化在东部地区对家庭收入水平和收入流动性的回归系数更为显著,证实了假说6。这可能是由于东部地区拥有良好的收入流动结构,在东部地区的家庭通过获取基本公共服务后更容易实现其收入组别的向上跨越,而西部地区收入的“僵化”现象十分严重(臧微、白雪梅,2015)。

六、结论与政策建议

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2014年和2016年的调研数据,从基本公共服务均等化的角度切入,分析了基本公共服务均等化对家庭收入流动性的影响及其异质性,并得到如下结论:第一,基本公共服务均等化显著提高了家庭的收入流动性,促进了“提低扩中”,在经过工具变量法以及一系列稳健性检验后,此结果依然成立。第二,基本公共服务

均等化可以通过促进家庭尤其是低收入家庭参与雇佣型就业,进而提升家庭收入水平,提高家庭收入流动性,“追赶”中高收入家庭;基本公共服务均等化亦可以通过促进中等收入家庭获取基本公共服务,稳定家庭收入,提高中等收入群体“质量”,进而避免中等收入家庭重新陷入低收入群体之中,从而促进“提低扩中”。第三,基本公共服务均等化对家庭收入流动性的提高作用在东部地区、大城市更加显著,且主要促进了农业家庭收入的向上流动。

本文基于以上研究结论有如下启示。第一,继续推进基本公共服务均等化,发挥不同维度的基本公共服务均等化的增收作用,尤其在中西部地区的中小城市,要落实基本公共服务均等化的实际作用,促进中西部地区及中小城市的低收入群体通过享受基本公共服务实现增收。推进家庭住房服务均等化,通过宅基地流转、廉租房等方式解决低收入家庭存在的各类住房困难;推进交通服务均等化,不仅要完善低收入地区的交通系统,同样要提升低收入地区与其他发达地区的交通便利性;推进生活服务均等化,改善低收入家庭生活环境,减轻劳动力的家庭负担;推进教育服务均等化,减轻低收入家庭的教育压力的同时,通过职业技能培训等活动提高家庭劳动力的就业资本;推动社保服务均等化,通过签订劳动合同、完善各类社保覆盖等方式拓展低收入群体在城市发展和提高社会地位的空间,增强低收入群体城市归属感。推进医疗卫生服务均等化,加大医疗覆盖范围的同时,还要提高医务人员的专业水平,实现服务质量均等化。通过基本公共服务均等化解放低收入群体劳动力,促进其参与劳动,实现劳动致富。与此同时,对于中等收入群体,要加大保障力度,提高基本公共服

表 14 基本公共服务均等化对不同城市规模与不同地区的收入流动性的异质性分析结果

| 家庭所处城市规模    | (1)<br>小城市             | (2)<br>中等城市            | (3)<br>大城市             | (4)<br>东部地区            | (5)<br>中部地区         | (6)<br>西部地区        |
|-------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|---------------------|--------------------|
| 基本公共服务均等化指数 | -0.4205***<br>(0.1309) | -0.2436***<br>(0.0869) | -0.5158***<br>(0.1061) | -0.7659***<br>(0.0860) | -0.0812<br>(0.1184) | 0.0218<br>(0.1330) |
| 户主特征        | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                 | 已控制                |
| 家庭特征        | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                 | 已控制                |
| 城市特征        | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                    | 已控制                 | 已控制                |
| 观测值数量       | 2084                   | 3566                   | 3438                   | 4137                   | 2923                | 2028               |
| R-squared   | 0.2859                 | 0.2726                 | 0.2883                 | 0.2900                 | 0.2770              | 0.2856             |

注:为保证回归时每组的样本数量,本文使用2014年的年平均人口作为分组指标,将年平均人口小于300万的城市归为小城市组,年平均人口在300万与600万之间的归为中等城市组,年平均人口大于600万的归为大城市组。其中,年平均人口的计算方法为:去年末户籍人口与本年末的户籍人口的平均数。

务质量,稳定中等收入群体阶层,避免再次陷入低收入困境。第二,对于低收入群体聚集地区,尤其是农村地区,在不断推进社保服务均等化的同时,还要通过产业融合等方式发展二、三产业,发展互联网等先进技术,对于低收入家庭不仅要为其就近提供更多非农就业机会,还要拓展其就业信息渠道,促使其在获取基本公共服务后积极参与就业。第三,基本公共服务均等化固然是共同富裕的重要途径,但同时,也应重视低收入群体的劳动收入问题,对于低收入家庭劳动力,从事的工作通常为劳动密集型的体力工作,工资水平不高。因此,一方面,要在健全劳动权益保障机制的同时,逐步提高低收入劳动力的收入水平,促进收入水平均等化;另一方面,要通过职业技能培训等活动提高低收入家庭劳动力的人力资本,使其胜任更复杂的专业技能型工作,从而促进其收入提高,尽快形成合理的橄榄型收入结构。

#### 注释:

①十分感谢编辑部专家的宝贵意见。此处及后文中的县级城市为CFPS调查样本中县级级别的城市,包括县、区和县级市。

②十分感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

③十分感谢编辑部专家的宝贵意见。

④后三列的回归中,根据研究机制,将中等收入组的收入流动重新定义为:若收入向下落入至低收入组,则赋值为0,若收入组别未变或向上流动至高收入组,则赋值为1,且回归时剔除了无就业劳动力的中等收入家庭。

#### 参考文献:

- [1]范逢春,2023,“基本公共服务均等化如何推动共同富裕?”,《理论与改革》,第2期,第97-108+151页。
- [2]冯梦龙,2022,“扩大中等收入群体需在‘社保稳中’上下功夫”,《中国社会保障》,第11期,第54-55页。
- [3]郭露、刘梨进,2023a,“农民合作社、贫困脆弱性与贫困阻断”,《农业技术经济》,第6期,第129-144页。
- [4]郭露、刘梨进,2023b,“金融科技、收入不平等与多维相对贫困脆弱性”,《财经科学》,第3期,第15-29页。
- [5]黄莉芳、王芳、王爱华、徐立霞,2018,“新生代农民工服务业就业及其影响因素”,《西北人口》,第2期,第16-23页。
- [6]黄祖辉、杜语,2022,“农户土地流转有助于农户群体‘提低扩中’吗?”,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》,第6期,第87-99页。
- [7]江克忠、刘生龙,2017,“收入结构、收入不平等与农村家庭贫困”,《中国农村经济》,第8期,第75-90页。
- [8]李春玲,2022,“迈向共同富裕阶段:我国中等收入群体

成长和策设计”,《北京工业大学学报(社会科学版)》,第2期,第38-48页。

[9]李聪、王磊、王金天、张飞鹏,2022,“跨越贫困陷阱:易地搬迁农户的收入流动及其影响因素”,《统计与信息论坛》,第5期,第102-114页。

[10]李华、董艳玲,2020a,“基本公共服务均等化是否缩小了经济增长质量的地区差距?”,《数量经济技术经济研究》,第7期,第48-70页。

[11]李华、董艳玲,2020b,“中国基本公共服务均等化测度及趋势演进——基于高质量发展维度的研究”,《中国软科学》,第10期,第74-84页。

[12]李金昌、任志远,2023,“共同富裕背景下中等收入群体的界定标准与合理规模研究”,《统计与信息论坛》,第2期,第16-28页。

[13]李实,2021,“共同富裕的目标和实现路径选择”,《经济研究》,第11期,第4-13页。

[14]李实、杨一心,2022,“面向共同富裕的基本公共服务均等化:行动逻辑与路径选择”,《中国工业经济》,第2期,第27-41页。

[15]李逸飞、王盈斐,2022,“迈向共同富裕视角下中国中等收入群体收入结构研究”,《金融经济研究》,第1期,第88-100页。

[16]刘志国、刘慧哲,2021,“收入流动与扩大中等收入群体的路径:基于CFPS数据的分析”,《经济学家》,第11期,第100-109页。

[17]吕光明、陈欣悦,2022,“县域基本公共服务均等化的测度与结构解析”,《财政研究》,第4期,第52-68页。

[18]潘华,2020,“中国低收入群体增收的影响因素与实现路径研究”,《宏观经济研究》,第9期,第130-139页。

[19]彭迪云、王玉洁、陶艳萍,2021,“中国地区基本公共服务均等化的测度与对策建议”,《南昌大学学报(人文社会科学版)》,第4期,第51-61页。

[20]彭澎、周力,2022,“中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究”,《数量经济技术经济研究》,第6期,第23-41页。

[21]田艳平、向雪风,2023,“数字经济发展、阶层向上流动与中等收入群体扩容”,《南方经济》,第4期,第44-62页。

[22]王大哲、朱红根、钱龙,2022,“基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?”,《中国农村经济》,第8期,第16-34页。

[23]王芳、周兴,2010,“城乡居民家庭收入流动与长期收入均等”,《财经科学》,第3期,第37-44页。

[24]魏福成、胡洪曙,2015,“我国基本公共服务均等化:评价指标与实证研究”,《中南财经政法大学学报》,第5期,第26-36页。

[25]肖斌卿、石湖海、丁佳桐、杨栋齐,2023,“负债如何影响家庭福利?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的新发现”,《南方经济》,第7期,第21-41页。

[26]杨娟、赖德胜、邱牧远,2015,“如何通过教育缓解收入不平等?”,《经济研究》,第9期,第86-99页。

[27]杨穗、李实,2017,“转型时期中国居民家庭收入流动性的演变”,《世界经济》,第11期,第3-22页。

[28]杨迎亚、汪为,2020,“城乡基本公共服务均等化的减贫效应研究”,《华中科技大学学报(社会科学版)》,第2期,第75-82+140页。



[29]姚健,2021,“住房财富与劳动参与决策:基于CFPS数据的分析”,《经济与管理评论》,第1期,第77-88页。

[30]臧微、白雪梅,2015,“中国居民收入流动性的区域结构研究”,《数量经济技术经济研究》,第7期,第57-73页。

[31]张德钢、郭皓皓、陆远权、黄巍瑶,2021,“财政透明度对基本公共服务均等化的影响研究”,《宏观经济研究》,第11期,第5-16+111页。

[32]张明、张兴祥,2023,“基本公共服务均等化与共同富裕——来自2013-2020年地级市面板数据的经验证据”,《经济学家》,第6期,第110-119页。

[33]朱兰、万广华,2023,“中等收入群体‘扩容提质’:现状、挑战与对策”,《兰州大学学报(社会科学版)》,第1期,第41-53页。

[34]朱诗娥、杨汝岱、吴比,2018,“中国农村家庭收入流动:1986~2017年”,《管理世界》,第10期,第63-72页。

## How Equalization of Basic Public Services Affects Income Distribution Mobility: Evidence from Chinese Families

Guo Lu Wang Feng Xiao Fang

**Abstract:** The polarization of the wealth gap is an important obstacle to China's development path towards common prosperity, and it is also the main blockage and difficulty in cultivating a larger middle-income group. One of the most effective measures to promote income mobility, narrow the income gap is to increase the supply of public services. The equalization of basic public services is the focus of achieving common prosperity. As a major redistribution method to solve unfair income distribution and achieve social fairness, how to affect the mobility of household income distribution still needs to be further explored. This paper theoretically analyzes the impact of the equalization of basic public services on the mobility of household income distribution, and conducts an empirical test using the China Family Panel Survey (CFPS).

Starting from the micro-family demand side, this paper constructs a comprehensive index system of household basic public services, and then uses the Gini coefficient method to measure the equalization index of basic public services in county-level cities. Then it analyzes the impact and heterogeneity of the equalization of basic public services on income flows, and explores the intermediary mechanism.

The research found that: The equalization of basic public services can significantly promote the flow of household income levels to higher income groups. On the one hand, the upward mobility of family income can be achieved by promoting family participation in employment-based employment. This mechanism is more significant in low-income families; on the other hand, the equalization of basic public services can also stabilize family income by promoting middle-income families to obtain basic public services. In order to avoid falling into the low-income group again. Moreover, the equalization of basic public services has a greater effect on the income mobility of agricultural households than that of non-agricultural households, and the impact of equalization of basic public services is more significant in the eastern region and large cities.

Compared with the existing research, the possible marginal contribution of this paper is as follows: Firstly, this paper establishes a measurement system for the equalization of basic public services from the perspective of the actual benefit needs of families, and based on this, calculates the basic public services of each county-level city upwards. This provides new ideas for the measurement and governance of basic public services in China. Secondly, this paper explores the impact of equalization of basic public services on the mobility of household income distribution from the perspective of income class mobility, further confirms the role of equalization of basic public services in "improving the lower and expanding the middle", and demonstrates that the equalization of basic public services play a positive role in achieving the goal of common prosperity. Thirdly, based on the two perspectives of "quantity improvement" and "quality improvement", this paper conducts an empirical test on the internal mechanism of the equalization of basic public services to improve household income mobility from two aspects of employment-based employment and access to basic public services, and enriched related research.

**Key words:** equalization of basic public services; income mobility; low and medium expansion; income distribution