# 基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?\*

王大哲! 朱红根! 钱 龙2

摘要:本文使用 2016 年中国流动人口动态监测调查数据,实证分析了基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应及其异质性。基准回归结果表明,基本公共服务均等化显著缓解了农民工相对贫困。在控制城市落户门槛指数、使用财政透明度作为工具变量、调整基本公共服务获取份额临界值、替换不同的相对贫困标准后,结果依然稳健。本文还探索了不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响。研究结果表明,基本医疗卫生服务均等化和基本社会保险服务均等化对农民工相对贫困缓解作用较为突出,基本公共教育服务均等化没有显著缓解农民工的相对贫困,基本劳动就业服务均等化和基本住房保障服务均等化反而加剧了农民工的相对贫困。进一步地,本文从城市规模差异和农民工群体差异两个方面分析了缓解效应的异质性。研究发现,基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为突出,且主要缓解了跨省流动和省内跨市流动农民工、老一代农民工群体的相对贫困。

关键词: 基本公共服务均等化 农民工 相对贫困

中图分类号: F014.4 文献标识码: A

### 一、引言

党的十九届四中全会提出,要"建立解决相对贫困的长效机制"。2020年,中国取得了脱贫攻坚的重大胜利,实现了人类史上伟大的减贫奇迹。然而,贫困问题并非就此销声匿迹,反贫困的重心由消除导致生存危机的绝对贫困转向缓解发展不平衡、不充分带来的相对贫困。在绝对贫困治理阶段,大部分贫困人口集中在农村地区。随着城镇化的发展,大量农村人口转移到城市,因此城镇相对贫困问题也不容忽视,进城务工的农民工是相对贫困的重点治理群体。农民工为中国城市化和工业化的快速发展提供了低成本的劳动力支撑,但受制于城乡二元体制,基本公共服务的缺失不仅影响了农民工

<sup>\*</sup>本文研究受到国家社会科学基金重大项目"建立解决相对贫困的长效机制研究"(编号: 20ZDA073)、国家自然科学基金面上项目"精准扶贫背景下产业扶贫政策的福利效应、模式比较与瞄准机制研究"(编号: 71973061)的资助。感谢匿名审稿人的修改意见,文责自负。本文通讯作者:朱红根。

在城市的幸福感(Knight and Gunatilaka,2010; Jiang et al.,2012),也影响了农村转移劳动力的保留工资水平,进而影响到劳动供给(都阳,2019),使得农民工尤其是"离土又离乡"的农民工成为城市新贫困人群。据国家统计局数据,中国农民工月均收入虽逐年增加,但与城镇居民相比仍有较大差距,2017年中国城镇居民人均可支配收入与农民工家庭人均收入的比值仍为  $1.33:1^{\circ}$ 。进城农民工是中等收入群体的重要来源,缩小农民工与城镇居民间的收入差距可为中国实现合理的收入分配格局注入新的动力。

党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三 五年远景目标的建议》提出"推进以人为核心的新型城镇化","强化基本公共服务保障,加快农业 转移人口市民化"。"基本公共服务均等化"已被列入 2035 年基本实现社会主义现代化远景目标之 一,是解决收入分配不公、实现社会公平的一种主要再分配方式。那么值得思考的是,现阶段基本公 共服务均等化能否缓解农民工的相对贫困?不同类型基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效 应是否存在显著差异?

与本文研究相关的一支文献是相对贫困影响因素的研究。国内学者提供了较为丰富的研究视角,包括财政支出(李永友和沈坤荣,2007)、非农就业(周力和邵俊杰,2020)、养老保险(于新亮等,2022)、医疗保险(鄢洪涛和杨仕鹏,2021)等。其中,围绕农民工相对贫困的代表性研究包括:杨帆和庄天慧(2018)研究了父辈禀赋对新生代农民工相对贫困的影响,发现父亲和母亲禀赋对新生代农民工的经济相对贫困均未产生显著影响;周云波和黄云(2021)分析了参加不同基本医疗保险对农民工相对不平等的影响,发现城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险显著改善了农民工的相对不平等,而新农合则加剧了农民工的相对不平等。

与本文研究相关的另一支文献是关于基本公共服务均等化的研究。一是聚焦于基本公共服务均等化水平测度的研究。大多数学者通过构建基本公共服务指标体系,运用综合评价法、熵值法、主成分分析法、层次分析法、熵权 TOPSIS 等方法测算地区层面或城乡层面的基本公共服务水平,继而采用变异系数或基尼系数测算均等化水平。还有学者从其他视角进行测度,如公共投入的产出(缪小林等,2017)、政府基本公共服务的财政支出(曾红颖,2012)、居民公共服务满意度(缪小林和张蓉,2022)等。二是对基本公共服务均等化经济效应的研究。如李华和董艳玲(2020)研究了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。还有一些研究关注了基本公共服务均等化对流动人口医疗服务利用、个人创业的影响(王鸿儒等,2019;戴芸和王永钦,2022)。

通过文献梳理可以发现,国内对于相对贫困和基本公共服务均等化的研究为本文奠定了良好的基础,但仍存在值得改进之处:一是关于农民工相对贫困的实证研究尚缺少基本公共服务均等化的研究视角,本文将基本公共服务均等化作为整体研究它对农民工相对贫困的缓解效应及其机制,对现有文献予以补充。二是已有研究对基本公共服务均等化的度量大多基于投入、产出的供给侧视角,很少从

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>2017年中国城镇居民人均可支配收入数据来源于《中国统计年鉴 2018》,2017年农民工家庭人均收入是作者根据 2018年中国流动人口动态监测调查数据计算得出。

需求侧视角考虑基本公共服务的实际受益水平,本文将从农民工实际受益层面构建基本公共服务均等化指标体系,借助 A-F 多维分析工具并采用 BP 神经网络法赋权,测算基本公共服务均等化指数。三是已有关于基本公共服务均等化减贫效应的研究多聚焦于某一细分类型的基本公共服务均等化指数。 医疗保险、养老保险或最低生活保障等),无法直接比较不同类型基本公共服务均等化的减贫效应,本文将探索不同类型基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的差异,试图根据缓解效应的大小识别基本公共服务优先序。四是已有的关于基本公共服务均等化对相对贫困影响的研究大多基于城乡差异和区域差异做异质性分析,而本文将从更微观的视角分析基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应在不同规模城市和不同农民工群体间的异质性,为制定城市和群体差异化的基本公共服务均等化政策提供实证依据。

# 二、理论分析与研究假说

基本公共服务属于公共物品范畴,是由政府主导、保障全体公民生存和发展基本需要、与经济社会发展水平相适应的公共服务。中国基本公共服务制度紧扣以人为本,以促进城乡、区域、人群基本公共服务均等化为主线,是政府保障全民基本生存发展需求的制度性安排。

基本公共服务均等化是指全体公民都能公平可及地获得大致均等的基本公共服务,核心是促进机会均等,重点是保障人民群众得到基本公共服务的机会。实现基本公共服务均等化并非简单的平均化,而是具有相同公共需求和相同特征的个体,享受到大致相同的基本公共服务(吕炜和王伟同,2008),确保民众普遍享有达到基本标准以上的公共服务,该基本标准是与当前经济社会发展水平相适应的最低标准(王瑜和汪三贵,2018)。

根据《"十四五"公共服务规划》中补齐基本公共服务短板的重点领域和《"十三五"推进基本公共服务均等化规划》中的基本公共服务清单,结合《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》中"推进农业转移人口享有城镇基本公共服务"的重点内容,本文将基本公共服务界定为基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本医疗卫生服务和基本住房保障服务5个方面。其中,基本公共教育服务主要包括保障成年人继续教育的机会以及保障随迁子女平等享有受教育的权利;基本劳动就业服务主要包括加强农民工职业技能培训、健全农民工劳动权益保护机制;基本社会保险服务主要包括强化企业缴费责任,扩大农民工参加城镇职工工伤保险、失业保险、生育保险比例,建立全国统一的城乡居民基本养老保险和基本医疗保险制度;基本医疗卫生服务主要包括将农民工及随迁家属纳入社区卫生服务体系,免费提供健康教育、建立健康档案、妇幼保健、预防接种、传染病防控、计划生育等公共卫生服务;基本住房保障服务主要包括采取廉租住房、公共租赁住房、租赁补贴等多种方式改善农民工居住条件。

在本文中,基本公共服务均等化实质上是补齐农民工基本公共服务短板的过程,即通过在基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本医疗卫生服务、基本住房保障服务等领域为农民工提供与城镇居民均等的享受机会以及非竞争性的公共物品,拓展农民工的可行能力,从而缩小他们与城镇居民之间的基本公共服务差距和收入差距。

从理论上看,不同类型基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解机制不同。具体而言,基本公共教育服务相当于政府直接增加对成年农民工继续教育的投资,从而增加他们的人力资本存量,提高他们的劳动生产率。子女随迁有助于农民工子女在城市接受更好的教育资源,从而在一定程度上提高农民工家庭对子女的教育期望及对子女人力资本投资的预期回报率(宁光杰和马俊龙,2019)。随迁子女教育政策的出台,促使农民工父母愿意以一份相对稳定的工作让子女在流入地公办学校入学,这降低了农民工家庭的流动性(李超等,2018),有助于稳定农民工非农劳动供给,缩小与城镇居民的收入差距。

基本劳动就业服务为农民工提供丰富的就业信息、职业技能培训以及健全的劳动权益保护制度,间接地提高农民工劳动力要素的市场价格,提高他们在劳动力市场议价和获取高收入的能力,有助于缩小他们与城镇居民的收入差距。

基本社会保险服务具有收入再分配功能,能降低农民工对未来不确定性的担忧。如医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险、住房公积金等基本社会保险服务,能够从心理层面弱化农民工对未来失业的焦虑,使农民工有效抵御疾病风险、应对健康冲击、缓解贫困脆弱性。这些基本社会保险服务还可减轻农民工的医疗负担、生育负担和购房负担,提高农民工家庭医疗服务利用水平、减少住房支出,避免因健康恶化和住房困难陷入"贫困恶性循环"。参加养老保险可提高年轻农民工对未来收入稳定性的预期,而领取养老金可直接缓解老年贫困,降低农民工家庭的养老负担,缓解农民工的相对贫困。

基本医疗卫生服务均等化不仅能有效地缩小农民工与城镇居民之间的健康差距,提升农民工的生理和心理健康水平,还能使农民工群体享受公共卫生福利,减少医疗支出,从而有效地避免他们"因病致贫"和"因病返贫"(祝仲坤,2021)。

基本住房保障服务的实质在于通过行政手段为中低收入家庭提供适当住房,将农民工纳入城镇住房保障体系中,有利于增进农民工对城市的归属感与认同感,使农民工"沉淀"下来(韩俊强,2013),增强他们的就业稳定性,有利于农民工相对贫困的缓解。根据以上分析,本文提出假说 H1。

H1: 基本公共服务均等化总体上能够缓解农民工的相对贫困。

提供优质高效的基本公共服务以满足辖区居民美好生活需要,是各级地方政府的重要职责之一。在人口可以自由流动的前提下,居民可以流动到具有符合自身偏好的公共品与税收的地区(Tiebout,1956),但中国是否存在"用脚投票"机制在理论上仍有争议。在中国,基本公共服务均等化的过程实质上是一个供需匹配的过程,但仍面临着制度规则排他性和供给水平竞争性的双重约束。前者表现为基本公共服务的准入规则,即不同规模城市政府向农民工开放基本公共服务的程度,包括"承诺"服务领域的多少和所设置约束"条件"的高低(钱雪亚和宋文娟,2020);后者表现为不同区域因地理位置不同造成的基本公共服务空间供给水平差异以及基于地方政府横向竞争动机造成的财政支出结构的差异。此外,农民工是否能享受到不同类别的基本公共服务,还与他们对基本公共服务的需求程度密切相关。

城市规模是影响基本公共服务质量的重要因素,城市的基本公共服务会影响到人口的迁移决策及城市间的人口分布,劳动力倾向于流入基础教育和医疗类公共服务水平高的城市。与中小城市相比,大城市因为规模经济效应而拥有较好的基础设施、基本公共服务和生活质量,同时大城市中具有更多的高技能劳动力,具有更强的人力资本外部性,从而能够促进高低技能劳动力之间的互补,提升低技能劳动者的工资和劳动生产率(梁文泉和陆铭,2015),总体上更有助于降低农民工陷入相对贫困的概率。然而,部分大城市或特大城市利用严格的户籍准入制度控制外来人口数量的增加,户籍管制制约了基本公共服务的供给数量和农民工的实际受益范围,降低了农民工对城市基本公共服务的可获得性。同时,地方政府倾向于利用户籍管制的"人口筛选"功能限制人口流入,选择性地吸纳高技能人才,从而在不过多增加财政负担的同时促进经济增长,提高人均基本公共服务水平。基于此,本文提出假说 H2。

H2: 基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为突出。

劳动力流动决策本质上是个人比较成本收益并追求更高效用的结果。新经济地理理论强调了区域地理位置在劳动力跨区域流动中的重要作用。一般情况下,经济发展相对落后地区的劳动力倾向于跨省或跨市务工,并选择在就业机会多、收入高、基本公共服务好的省份或城市就业和生活(王桂新等,2012)。县城是促进城乡融合的重要空间载体,也是农民工就近城镇化的重要选择区域。但长期以来中国县城仍存在人口密度低、基本公共服务设施建设落后、综合承载能力不强、对农业转移人口就近城镇化支撑作用不足等发展短板,农民在本县范围内务工无益于就业稳定性的增强与工作福利的获取(李中建和袁璐璐,2017)。基于此,本文提出假说 H3。

H3:基本公共服务均等化会缓解跨省流动和省内跨市流动农民工的相对贫困,但不会缓解市内跨县农民工的相对贫困。

代际差异是研究农民工问题的重要视角。新生代农民工与老一代农民工相比在成长经历、个人诉求、社会心态、身份认同、价值观念等方面呈现明显的差异。一般认为,新生代农民工拥有较高的文化水平,对城市的认同感更强,具有更强的市民化意愿与城市融入能力(钱文荣和李宝值,2013)。老一代农民工更多是因为生活所迫而到城市务工,面临的生活压力更大,他们的就业局限在以"脏重累"为特征的"蓝领"领域,且收入低、待遇差、工作不稳定,甚至因体力和工作效率的下降出现"中年失业"现象,也可能因病返乡再次陷入贫困。因此,老一代农民工可能对基本公共服务具有更高的需求,而向他们提供与城镇居民均等的基本公共服务将更大幅度地缓解他们陷入相对贫困的概率。基于此,本文提出假说 H4。

H4: 与新生代农民工相比,基本公共服务均等化对老一代农民工相对贫困的缓解作用更大。

#### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文数据来源于 2016 年中国流动人口动态监测调查数据(CMDS),该数据以 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团 2015 年全员流动人口年报数据为基本抽样框,采取分层、多阶段、与规模成比

例的方法抽样。调查对象为在流入地居住一个月及以上、非本县(市、区)户口的15周岁及以上流入人口,共16.9万个样本。该数据涉及受访者家庭成员基本信息与收支情况、就业与劳动权益状况、社会保险参与情况、健康与医疗卫生服务参与情况等,数据的覆盖广度和内容的丰富程度为本文研究的顺利开展提供了坚实的基础。本文筛选的样本满足以下两个条件:①受访者户口性质为农业户口或农业转居民户口、年龄在16~65周岁且在流入地居住半年及以上;②受访者所有家庭成员中除儿童以外的家庭成员均在流入地居住。最终样本数量为96092个。

#### (二) 变量定义

1.被解释变量。本文模型的被解释变量是农民工相对贫困状态。借鉴已有相关文献,如杨帆和庄天慧(2018)、郭君平等(2018)的做法,本文以城镇居民作为参照群体,将相对贫困标准界定为 2015 年地级市层面城镇常住居民人均可支配收入的 50%<sup>10</sup>。若农民工在流入地的家庭人均收入低于这一标准,则判定为相对贫困,变量赋值为 1,否则赋值为 0。本文同时用地级市层面城镇常住居民人均可支配收入 40%和 60%的相对贫困标准做稳健性检验。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量是受访者居住地所在的县(市、区)层面的基本公共服务均等化指数。基本公共服务均等化实质上是确保农民工普遍享有与城镇居民同等的获得基本公共服务的权利和机会。本文借助 Alkire and Foster(2007)开发的多维贫困分析工具——A-F 双临界值法,对基本公共服务均等化程度进行度量。根据数据可得性,本文从基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本医疗卫生服务、基本住房保障服务 5 个维度确定 13 个反映农民工实际受益水平的指标。具体维度和指标如表 1 所示。

假如一个县(市、区)c 有n 个农民工个体,d 为反映农民工基本公共服务受益水平的指标个数。设  $X = \begin{bmatrix} x_{ij} \end{bmatrix}$  为 $n \times d$  矩阵, $x_{ij}$  代表第i 个农民工在第j 个指标上的基本公共服务实际受益水平, $z_j$  表示第j 个指标的剥夺临界值 $^{\circ}$ 。基本公共服务均等化指数的具体计算步骤如下:

首先,构建基本公共服务获取矩阵  $g^0 = \begin{bmatrix} g_{ij}^0 \end{bmatrix}_{\circ}$  当  $x_{ij} \geq z_j$  时,  $g_{ij}^0 = 1$ ,表示个体 i 在指标 j 上处于获取状态; 当  $x_{ij} < z_j$  时,  $g_{ij}^0 = 0$ ,表示个体 i 在指标 j 上处于被剥夺状态。其次,计算农民工基本公共服务获取份额  $C_i$  ,  $C_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0$  。其中,  $w_j$  表示第 j 个指标的权重,本文采用 BP 神经网络赋

- 6 -

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>引用的两篇文章中进城农民工家庭相对贫困标准为低于城镇居民人均可支配收入中位数的 50%,但由于本文研究的数据仅包含流动人口,未覆盖城镇居民,因此无法测算出城镇居民人均可支配收入的中位数。本文基于各省份统计年鉴数据,收集到 31 个省份 326 个地级市的城镇常住居民人均可支配收入数据,并将低于城镇常住居民人均可支配收入的 50% 作为农民工相对贫困标准。

②这里剥夺临界值的概念更多是指农民工是否享受到与城镇居民同等的基本公共服务待遇,因此大部分以 0-1 虚拟变量的形式表示。

权<sup>®</sup>的方法对每一个指标进行客观赋权。再次,判定农民工基本公共服务多维获取状态。设k为基本公共服务获取份额的临界值<sup>®</sup>, $p_i(k)$ 为基本公共服务多维获取识别函数。当 $C_i \ge k$  时, $p_i(k)$ =1,表示农民工个体i 处于基本公共服务多维获取状态;当 $C_i < k$  时, $p_i(k)$ =0,表示农民工个体i 未处于基本公共服务多维获取状态。最后,计算该县(市、区)基本公共服务均等化指数 $H_c$ , $H_c = P_c \times A$ ,其中, $P_c = \sum_{i=1}^n p_i(k)/n$ ,表示该县(市、区)获取多维基本公共服务的农民工数量占农民工总数的比重,用以表示多维基本公共服务的覆盖广度; $A = \left[\sum_{i=1}^n p_i(k)\sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0\right]/\sum_{i=1}^n p_i(k)$ ,表示平均每个获取多维基本公共服务的农民工基本公共服务获取份额的加权总数,用以表示基本公共服务的获取深度。在此基础上,本文将探索不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的差异。其中,不同维度基本公共服务均等化采用该县(市、区)获取相应维度<sup>®</sup>基本公共服务的农民工数量占农民工总数的比重来度量。

表1

基本公共服务的不同维度

维度	指标	基本公共服务获取状态标准	权重
基本公共教	成年人教育	成年人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	0.0941
基本公共教 育服务	随迁子女教育	所有子女都在本地上学=1,适龄儿童在本地居住但未上学、在户籍地	0.0935
月瓜労		上学、农民工无子女=0	
基本劳动就	工作合同	签订劳动合同=1,未签订劳动合同或不清楚=0	0.0934
业服务	劳动权益 ª	周工作时间小于 44 小时=1,否则=0	0.0934
	养老保险	参加养老保险=1,未参加或不清楚=0	0.0685
	失业保险	参加失业保险=1,未参加或不清楚=0	0.0525
基本社会保	工伤保险	参加工伤保险=1,未参加或不清楚=0	0.0660
<b>登</b> 年任云床 险服务	生育保险	参加生育保险=1,未参加或不清楚=0	0.0490
四八八八五	医疗保险	参加城乡居民、城镇职工或公费医疗保险=1,参加新型农村合作医疗	0.0656
		或未参加=0	
	住房公积金	获得住房公积金=1,否则=0	0.0425
基本医疗卫	健康档案	在本地建立居民健康档案=1,没有健康档案或不清楚=0	0.0932
生服务	健康教育	接受过任何类型的健康教育=1,否则=0	0.0935

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>BP 神经网络赋权法比主观赋权法(如等权重法、层次分析法)和客观赋权法(如熵权法、主成分分析法)在处理非线性问题时更能减小主观偏误及由数据质量偏低引起的非随机性,更能反映指标的实际意义和重要程度。本文将 13 个指标导入 BP 神经网络输入层,通过 logsig 函数和 purlin 函数计算得出 BP 神经网络的输出值,并经过反复迭代和权重调整使得输出值的误差最小。

 $<sup>^{\</sup>circ}$  k 的取值范围为  $0\sim1$ ,本文将 k 取值为 30%,即农民工基本公共服务获取份额大于或等于 0.3 时,判定农民工处于基本公共服务多维获取状态。

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>本文界定,若农民工获取各基本公共服务维度内至少一个指标,则农民工便获取了这一基本公共服务。

基本住房保	住房保障	政府提供公租房、廉租房=1,其他住房类型=0	0.0948
障服务			

注:①表中基本公共服务维度指标的选取根据《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》的内容确定,同时考虑了数据的可得性。a 劳动权益用是否存在超时劳动来表示,《中华人民共和国劳动法》规定每周工作时间不得超过44小时,因此将超过44小时视为过度劳动。

3.控制变量。参考已有文献,本文在模型中控制了影响农民工相对贫困状态的家庭特征和个体特征。家庭特征包括家庭规模、家庭老年人比重和家庭小孩比重,个体特征包括受访者的受教育程度、婚姻状态、党员身份。此外,考虑到基本公共服务均等化程度可能受到城市特征的影响,本文模型中还控制了城市层面的变量,包括省会城市虚拟变量、产业结构和经济增长,以表征城市承担的政治功能以及城市本身具有的产业集聚和经济集聚特征。变量定义与描述性统计如表 2 所示。

表2

变量定义与描述性统计

			加油井				
变量类型	变量名称	变量定义与度量	观测值 数量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农民工相对贫困状态	被访者在流入地的家庭人均收 入低于2015年流入地所在地级 市城镇常住居民人均可支配收	96092	0.2359	0.4246	0	1
		入的 50%=1,否则=0					
核心解释 变量	基本公共服务均 等化指数	根据作者计算所得	95601	0.2432	0.1063	0.0110	0.7814
	家庭规模	被访者家庭成员数量(人)	96092	3.0756	1.1533	1	10
	家庭老年人比重	被访者家庭60岁以上人数占比	96092	0.0174	0.1036	0	1
	家庭小孩比重	被访者家庭16岁以下人数占比	96092	0.2383	0.1979	0	1
	受教育程度	被访者受教育程度: 研究生=7,	96092	3.2979	0.9616	1	7
		大学本科=6,大学专科=5,高					
		中或中专=4,初中=3,小学=2,					
		未上过学=1					
	婚姻状态	被访者婚姻状态					
控制变量	未婚	未婚=1,否则=0	96092	0.1841	0.3876	0	1
江州又里	己婚	初婚或再婚=1,否则=0	96092	0.7872	0.4093	0	1
	离婚	离婚或丧偶=1,否则=0	96092	0.0286	0.1668	0	1
	党员身份	被访者为中共党员=1,否则=0	94898	0.0248	0.1556	0	1
	省会城市	被访者所在地级市是省会城市	94837	0.4550	0.4980	0	1
		=1, 否则=0					
	产业结构	被访者所在地级市第三产业与	87551	1.2709	0.7763	0.3523	4.0350
		第二产业产值之比					
	经济增长	被访者所在地级市人均地区生产总值的对数(原单位:元)	87760	11.1321	0.4758	9.3046	12.2413

#### (三)模型设定

本文研究目的在于识别基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响,因此建立回归模型如下:

$$y_i = \alpha + \beta Pub \_Serv_c + \gamma X + \varepsilon_i \tag{1}$$

(1)式中, $y_i$  代表农民工相对贫困状态, $Pub_Serv_c$  代表基本公共服务均等化指数,X 代表控制变量向量, $\varepsilon_i$  是随机干扰项, $\alpha$ 、 $\beta$  和 $\gamma$  是待估参数。由于被解释变量为二元变量,本文分别采用 Probit 模型和 LPM 模型<sup>①</sup>进行基准回归。

本文的内生性可能有两个来源:一是遗漏变量,如城市层面推动或阻碍农民工基本公共服务均等化的各种政策和制度,以及不可观测的城市文化因素如城市包容度、地方政府对外来人口的开放度等。本文通过控制地级市固定效应以控制地级市层面可能影响基本公共服务均等化的政策因素和其他不可观测因素。二是联立偏误,即基本公共服务均等化会缓解农民工的相对贫困,而农民工相对贫困程度提高也可能引致他们对基本公共服务的迫切需求,从而影响基本公共服务均等化政策的供给水平。为了保证结果的稳健性,本文尝试采用工具变量法对以上偏误进行修正。

# 四、实证结果分析

#### (一) 基本公共服务均等化现状

在做基准回归之前,本文首先对基本公共服务各维度的获取比重,以及获取比重在不同地区不同规模城市的分布做一个简要的描述,如表 3 所示。根据表 3 中的数据,可以得出如下主要结论:

第一,基本公共服务各维度按农民工获取比重从大到小排序依次为基本医疗卫生服务、基本公共 教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本住房保障服务。基本医疗卫生服务的获取比 重最高,主要是因为接受健康教育的比重较高,这可能是因为以接受健康教育为核心的医疗卫生服务 具有较强的规模经济效应和正外部性,供给的边际成本较低,故较容易推广和覆盖到农民工群体。

第二,就基本公共教育服务而言,与中西部地区的大城市相比,东部地区大城市的随迁子女教育获取比重相对低,这可能与东部地区大城市对随迁子女设置的入学门槛有关。

第三,基本住房保障服务属于低流动性、高边际成本的基本公共服务,由于农民工带来的新增需求边际成本较高,且需要长期投入,许多城市不得不在"调控"的名义下将他们排除在城镇住房保障体系之外(童光辉和赵海利,2014),因此农民工对基本住房保障服务的获取比重相对低。

第四,就基本劳动就业服务而言,大城市农民工的获取比重整体上高于中小城市。这一现象可能 表明,大城市的劳动就业机会更多,更有能力向农民工提供更好的劳动权益保障。

第五,就基本社会保险服务而言,中小城市农民工获取养老保险的比重更高。可能的原因是,养老保险属于高流动性、高边际成本的基本公共服务,它直接与个人权利挂钩,随着人口流动在不同地区进行个人账户的衔接和转移,并且需要国家支付较高的边际成本,中国农民工在不同地区的频繁流

<sup>&</sup>lt;sup>⑤</sup>为了后文工具变量估计的方便,将采用 LPM 模型对基准回归模型进行估计,并将回归结果与 Probit 模型回归结果比较。

动使得流入地政府缺乏对养老保险服务的支出激励。

表3

#### 基本公共服务各维度获取比重及区域差异

单位: %

	#####		东部地区			中部地区			西部地区	
基本公共服务	获取		中等	.1. 4-4-1-		中等			中等	.L.4-1.
	比重	大城市	城市	小城市	大城市	城市	小城市	小城市 大城市		小城市
基本公共教育	16.57	19.94	14.92	16.23	20.90	21.40	17.24	16.67	14.66	11.90
服务										
成年人教育	32.83	37.88	30.51	29.21	40.08	34.76	31.64	34.59	28.97	24.65
随迁子女教育	59.94	58.09	55.49	59.34	63.35	70.29	65.24	60.97	66.05	58.68
基本劳动就业	10.39	16.87	9.28	6.87	6.21	4.83	4.73	10.40	7.55	6.41
服务										
工作合同	45.09	52.88	49.49	48.50	35.46	33.30	34.44	43.80	44.11	41.67
劳动权益	21.89	26.20	15.93	13.23	14.63	15.94	15.73	24.51	22.67	24.78
基本社会保险	4.75	8.94	5.12	4.68	3.00	3.31	1.58	3.20	3.23	1.31
服务										
养老保险	51.21	59.11	53.38	42.44	49.34	56.41	59.04	44.10	51.68	59.64
失业保险	15.26	29.49	22.76	14.76	8.56	7.84	5.61	11.17	8.22	3.89
工伤保险	17.29	31.92	28.19	21.53	9.27	9.34	8.30	12.20	9.20	5.56
生育保险	13.40	25.49	21.20	14.15	7.74	6.95	3.92	10.13	6.42	3.17
医疗保险	19.23	27.91	21.02	19.75	14.31	13.28	7.36	19.88	11.93	11.90
住房公积金	6.80	12.98	7.34	6.36	3.94	4.23	3.22	4.84	4.21	2.29
基本医疗卫生	38.12	27.41	31.31	19.90	55.14	58.25	38.54	41.72	42.22	32.08
服务										
健康档案	39.47	28.41	32.43	21.53	55.86	59.47	39.98	43.71	43.36	34.87
健康教育	89.39	87.62	84.57	87.18	94.86	92.18	89.84	90.30	91.67	87.38
基本住房保障	0.75	0.17	0.20	0.10	0.13	0.23	0.21	1.79	4.92	0.58
服务										

注:各维度基本公共服务的获取比重指的是同时获取维度内所有指标的农民工比重,以基本社会保险服务为例,基本社会保险服务的获取比重指同时获得养老保险、失业保险、工伤保险、生育保险、医疗保险和住房公积金的农民工占比。

# (二) 基准回归结果

基准回归结果如表 4 所示。以 Probit 模型为例,(1)列是控制了个人特征、家庭特征和城市特征的结果,(2)列将城市特征替换为城市固定效应。结果表明,基本公共服务均等化指数在 1%的水平上显著,系数为负,意味着基本公共服务均等化程度每提高 1 个单位,农民工陷入相对贫困的概率将降低 11.4%,与假说 H1 相符。而在控制城市固定效应后,这一效果下降到 8.9%。将 Probit 模型结果与 LPM 模型结果对比可发现,二者核心变量的显著性水平和系数大小并无明显差异。

表 4 基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的基准回归结果

变量	Probi	t 模型	LPM	模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
基本公共服务均等化指数	-0.114***	-0.089***	-0.110***	-0.085***
	(0.013)	(0.018)	(0.013)	(0.018)
家庭规模	0.111***	0.107***	0.118***	0.111***
	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
家庭老年人比重	0.243***	0.229***	0.287***	0.259***
	(0.012)	(0.011)	(0.016)	(0.015)
家庭小孩比重	0.082***	0.091***	0.069***	0.082***
	(0.009)	(800.0)	(0.010)	(0.009)
受教育程度	-0.064***	-0.059***	-0.058***	-0.055***
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
婚姻状态 (参照组:未婚)				
已婚	-0.038***	-0.038***	-0.098***	-0.095***
	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)
离婚	0.023**	0.030***	-0.021***	-0.017**
	(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.007)
党员身份	-0.017*	-0.017*	-0.002	-0.003
	(0.010)	(0.009)	(0.007)	(0.007)
省会城市	-0.052***		-0.052***	
	(0.003)		(0.003)	
产业结构	0.037***		0.037***	
	(0.002)		(0.002)	
经济增长	0.091***		0.092***	
	(0.003)		(0.003)	
城市固定效应	未控制	己控制	未控制	己控制
拟合优度	0.1478	0.2058	0.1403	0.2309
观测值数量	86085	94898	86085	94898

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。②Probit 模型结果报告的是边际效应。

# (三) 不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响

本文在基准回归的基础上采用 LPM 模型分析不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响,回归结果如表 5 所示。结果表明,基本医疗卫生服务均等化和基本社会保险服务均等化对农民工相对贫困缓解作用较为突出,这与前文的理论分析一致。基本公共教育服务均等化未显著缓解农民工的相对贫困,可能的解释是,在农民工家庭化迁移的大趋势下,随迁子女仍面临就读公办学校难、教育支出高、本地升学不易等多方面的现实困境,高额的择校费或借读费也会导致随迁子女教育支出

的"被动"增加(张锦华和陈博欧,2021)。基本住房保障服务均等化加剧了农民工的相对贫困,可能的解释是,农民工获取的保障性住房仅满足了他们安居乐业的基本需求,住房所发挥的"财富效应"不足以弥补农民工家庭在居住地高昂的居住成本。基本劳动就业服务均等化加剧了农民工的相对贫困,可能的解释是,尽管签订劳动合同能够通过规定工作时间和加班工资来缓解农民工的过度劳动(郭凤鸣和张世伟,2021),但受制于受教育程度、技能水平、劳动合同类型和较强的工作替代性等客观现实,农民工不得不通过加大工作强度或延长工作时间以获得更高的工资收入(徐海东和周皓,2021)。因此,在农民工劳动技能未实质性提高的情况下,为农民工提供劳动权益保护等基本劳动就业服务反而会限制他们的工资性收入增长。

表 5	不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的回归结果
<del>-</del> √- ``	

变量			LPM 模型		
基本公共教育服务均等化	0.020				
	(0.016)				
基本劳动就业服务均等化		0.109***			
		(0.010)			
基本社会保险服务均等化			-0.029***		
			(0.010)		
基本医疗卫生服务均等化				-0.115***	
				(0.013)	
基本住房保障服务均等化					0.079**
					(0.032)
个体特征	己控制	己控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	己控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	己控制	己控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	94898	94898	94898	94898	94898

注: ①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

#### 五、稳健性检验

# (一) 控制城市落户门槛指数的结果

根据前文的理论分析,城市的落户门槛越高,政府对农民工基本公共服务的开放度越低,可能会限制农民工对基本公共服务的获取,同时也会增加农民工陷入相对贫困的概率,因此遗漏这一变量可能会造成核心解释变量估计系数有偏。本文借鉴张吉鹏和卢冲(2019)量化的城市落户门槛指数,他们对 120 个地级市 2000—2016 年间户籍制度的变化进行了量化分析,构建了中国城市落户门槛评价指标体系。城市落户门槛指数包括城市综合落户门槛指数(后文称"综合指数")、高端就业指数、普通就业指数、投资指数、购房指数五类,其中综合指数是基于全部指标采用投影法、等权重法和熵值法计算出的。综合指数越大,代表城市落户门槛越高。本文直接选取了他们计算的 120 个地级市在

2000-2013 年间的综合指数作为控制变量,回归结果如表 6 所示。结果表明,在控制综合指数后,基本公共服务均等化指数仍在 1%的水平上显著,系数为负,这验证了基准回归结果的稳健性。

表6

#### 控制城市落户门槛指数的回归结果

变量	投影法	等权重法	熵值法
基本公共服务均等化指数	-0.228***	-0.223***	-0.228***
	(0.016)	(0.016)	(0.016)
综合指数	-0.005	-0.037*	-0.016
	(0.005)	(0.019)	(0.016)
个体特征	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	61989	61989	61989

注: ①\*\*\*表示 1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。②表中观测值数量较基准回归大幅减少,主要是因为本文使用的 CMDS 数据所覆盖的城市(326 个城市)与综合指数所覆盖的城市(120 个城市)并非一一对应关系。

#### (二) 内生性的讨论

根据前文分析,基准回归结果可能会受到反向因果导致的内生性的影响。为缓解这一问题,本文选取各个地级市的财政透明度作为工具变量。政府财政公开透明是各级政府参与资本市场的前提,也是建立高效政府的有效途径。本文使用 2015 年财政透明度的数据,数据来源于《2016 年中国市级政府财政透明度研究报告》<sup>①</sup>,该报告根据政府财政透明度的国际标准并结合中国的实际情况,提出了用于衡量中国政府财政透明度的全口径指标体系,以评价中国市级政府的财政公开情况。

之所以将财政透明度作为工具变量主要有两方面原因:一是相关性,即财政透明度与基本公共服务均等化水平高度相关。从理论上来看,通过恰当的财政制度安排提高基本公共服务财政资金使用效率及公平性将有助于推进基本公共服务均等化,而政府财政信息披露使得公众可以有效监督地方政府收支活动,从而激励地方政府优化财政支出结构,将财政资金更多地配置在基本公共服务项目上(张德钢等,2021)。二是外生性。财政透明度是指政府详尽和及时地向公众公开政府结构和职能、财政政策倾向、公共部门账户和财政规划等信息,提高财政透明度能够有效缓解政府与公众的信息不对称问题,有利于农民工表达对基本公共服务项目的真实需求并参与到基本公共服务的供给项目中去,通过改变地方政府对基本公共服务的供给行为进而对农民工的相对贫困产生影响。由于农民工并没有直接获得地方政府提供的财政转移支付,因此财政透明度是通过影响地方政府基本公共服务供给行为对农民工的相对贫困产生间接影响。考虑到财政透明度可能受到城市地理位置、文化、制度等方面的影响,本文在工具变量两阶段回归中均控制了城市固定效应。

表 7 报告了使用工具变量后两阶段最小二乘(2SLS)估计结果。第一阶段的结果表明,财政透明度越高,基本公共服务均等化指数越高,说明两者存在显著的正相关关系,即满足工具变量的相关性

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>数据来源网址: https://www.sppm.tsinghua.edu.cn/info/1119/7161.htm。

要求<sup>©</sup>。第二阶段的回归结果显示,基本公共服务均等化指数在1%的水平上显著,系数为负,且基本公共服务均等化指数每增加1个单位,农民工陷入相对贫困的概率将下降2.7%,与前文结果一致,这进一步验证了基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解作用。

表 7

两阶段最小二乘(2SLS)估计结果

变量	第一阶段	第二阶段
基本公共服务均等化指数		-0.027***
		(0.003)
财政透明度	0.977***	
	(0.041)	
个体特征	已控制	己控制
家庭特征	己控制	己控制
城市固定效应	已控制	己控制
F统计值	572.72	
观测值数量	84977	84977

注: \*\*\*表示 1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

# (三) 基本公共服务获取份额临界值取值变化

本文的基准回归中,将基本公共服务获取份额临界值 k 取值为 30%来定义基本公共服务的多维获取状态。为了检验结果的稳健性,本文尝试将 k 取值扩大,分别取 40%、50%和 60%,表示农民工基本公共服务获取份额逐渐增加,重新回归的结果如表 8 所示。从表 8 的系数变化来看,随着 k 取值增大,基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应会逐渐增强,前文的回归结果稳健。

表8

不同 k 取值下的回归结果

变量	k =40%	k =50%	k =60%
基本公共服务均等化指数	-0.125***	-0.161***	-0.185***
	(0.020)	(0.023)	(0.027)
个体特征	己控制	已控制	已控制
家庭特征	己控制	已控制	已控制
城市固定效应	己控制	已控制	已控制
观测值数量	94898	94898	94898

注: \*\*\*表示 1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

#### (四) 相对贫困标准变化

本文基准回归中所采用的相对贫困标准为2015年地级市层面城镇常住居民人均可支配收入的

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>本文还做了两个回归验证工具变量的外生性。首先,以财政透明度为解释变量,农民工相对贫困状况为被解释变量进行回归,财政透明度变量在5%的水平上显著,系数为负;其次,将基本公共服务均等化指数纳入回归模型中,发现财政透明度变量不显著,基本公共服务均等化指数在1%的水平上显著,系数为负,表明财政透明度是通过基本公共服务均等化对农民工相对贫困产生影响。由于篇幅有限,本文未报告检验结果,若读者感兴趣,请向作者索取。

50%,本文尝试将相对贫困标准替换为2015年地级市层面城镇常住居民人均可支配收入的60%和40% 做稳健性检验,回归结果如表9所示。结果表明,无论是60%还是40%的相对贫困标准,基本公共服务均等化指数对农民工相对贫困状况的影响均在1%的水平上显著,系数为负,表明基准回归结果是稳健的。

表9

#### 不同相对贫困标准的回归结果

变量	60%的标准	40%的标准
基本公共服务均等化指数	-0.091***	-0.081***
	(0.021)	(0.015)
个体特征	已控制	己控制
家庭特征	已控制	己控制
城市固定效应	已控制	己控制
观测值数量	94898	94898

注: \*\*\*表示 1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

# 六、进一步讨论: 异质性分析

# (一) 不同规模城市差异

本文按照人口规模将城市分为大城市、中等城市和小城市,进一步探索基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的城市规模异质性,回归结果如表 10 所示。结果表明,基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为突出,与假说 H2 相符。可能的原因是,与中小城市相比,大城市人口密度更高,规模经济效应和经济集聚效应使得财政资源、优质的基础设施和基本公共服务资源越来越向大城市集中,使得基本公共服务对农民工相对贫困的缓解效应得到大幅度释放。

表 10

基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的城市规模异质性检验结果

	大城市	中等城市	小城市
基本公共服务均等化指数	-0.154***	-0.035	0.084
	(0.023)	(0.041)	(0.051)
个体特征	己控制	已控制	已控制
家庭特征	己控制	已控制	已控制
城市固定效应	己控制	已控制	已控制
观测值数量	55026	19515	14152

注: \*\*\*表示 1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

#### (二)农民工群体差异

1.流动范围差异。根据前文的理论分析,本文将农民工群体按照流动范围分为跨省流动农民工、省内跨市流动农民工和市内跨县流动农民工,并探索基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的流动范围异质性,回归结果如表 11 所示。结果表明,基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应主要存在于跨省流动和省内跨市流动的农民工群体中,基本公共服务均等化并没有缓解市内跨县流动

农民工的相对贫困,与假说 H3 相符。可能的解释是,中国一些县城基本公共服务供给总量不足、质量不高,县级医疗卫生服务体系不完善,医院和疾控中心防控救治能力不强,基础教育、养老托育、文化体育等公共服务难以满足人民群众需要(高强等, 2022)。

表 11	基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的农民工流动范围异质性检验结果
1X 11	全さな   スランカスファクラブ   ログリルンレンニニュログリカン   ロコボンドリロコンレンレンニニノルタリンピロコンエルジョエコンデュエランド

	跨省流动	省内跨市流动	市内跨县流动
基本公共服务均等化指数	-0.168***	-0.064**	0.017
	(0.027)	(0.032)	(0.044)
个人特征	己控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数量	43673	33061	17575

注: \*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

2.农民工代际差异。基于不同年龄段农民工对基本公共服务需求的差异,本文分析了基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的代际差异,回归结果如表 12 所示。结果表明,相较于新生代农民工,基本公共服务均等化对老一代农民工相对贫困的缓解作用更大,与假说 H4 相符。相较于新生代农民工,老一代农民工对基本公共服务的获取能力相对低,甚至因体力和工作效率下降出现失业、工作和收入不稳定等现象,他们对基本社会保险服务、基本医疗卫生服务等有更高的需求。

表 12 基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的农民工代际差异检验结果

	新生代农民工	老一代农民工
基本公共服务均等化指数	-0.047	-0.096***
	(0.030)	(0.021)
个人特征	己控制	己控制
家庭特征	己控制	己控制
城市固定效应	己控制	己控制
观测值数量	39231	55667

注: \*\*\*表示 1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

# 七、结论与建议

本文利用 2016 年中国流动人口动态监测调查数据,从基本公共服务均等化视角出发,研究了基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应及异质性。本文研究发现:第一,基本公共服务均等化显著降低了农民工陷入相对贫困的概率,在控制城市落户门槛指数、使用财政透明度作为工具变量、调整基本公共服务获取份额临界值以及替换相对贫困标准后,结果依然稳健;第二,基本医疗卫生服务均等化和基本社会保险服务均等化对农民工相对贫困的缓解作用较为突出,基本公共教育服务均等化没有显著缓解农民工的相对贫困,基本劳动就业服务均等化和基本住房保障服务均等化反而加剧了农民工的相对贫困。第三,基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为凸显,且

主要缓解了跨省流动农民工和省内跨市流动农民工、老一代农民工群体的相对贫困。

本文研究结论的政策启示包括:第一,农民工相对贫困治理要以新型城镇化为主要抓手,要关注健全的基本公共服务均等化体系在农民工收入再分配中的重要作用。加快大城市、特大城市户籍制度改革,按照常住人口覆盖范围增加基本公共服务供给,为农民工提供水平和质量更高的基本公共服务。第二,发挥不同类型基本公共服务的收入再分配作用。流入地政府应继续推动医疗卫生服务的均等化,加强对农民工家庭教育负担、医疗负担、养老负担、劳动权益保护、住房保障等问题的关注。建立对弱势农村随迁儿童的教育补偿机制,推进城乡医疗保险、养老保险一体化建设和全国统筹;加强对农民工的职业技能培训,健全农民工劳动权益保障机制;增加农民工保障性住房供给,以减轻农民工家庭的支出负担,更好地发挥基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解作用。第三,要将老一代农民工首先纳入基本公共服务均等化的覆盖范围,同时应继续加大对他们的劳动就业服务、基本医疗卫生服务的投资,促进这部分农民工人力资本积累和可行能力提高,缩小他们与城镇居民的收入差距。

#### 参考文献

1.戴芸、王永钦,2022: 《基本公共服务均等化如何促进了个人创业——来自医保改革的证据》,《财贸经济》第 2期,第39-53页。

2.都阳, 2019: 《积极就业政策的新内涵》, 《劳动经济研究》第1期, 第3-8页。

3.高强、程长明、曾恒源,2022: 《以县城为载体推进新型城镇化建设:逻辑理路与发展进路》,《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第7-17页。

4.郭凤鸣、张世伟,2021:《签订劳动合同有助于缓解农民工过度劳动吗?》,《世界经济文汇》第6期,第1-16页。 5.郭君平、谭清香、曲颂,2018:《进城农民工家庭贫困的测量与分析——基于"收入一消费—多维"视角》,《中国农村经济》第9期,第94-109页。

6.韩俊强, 2013: 《农民工住房与城市融合——来自武汉市的调查》, 《中国人口科学》第 2 期, 第 118-125 页、第 128 页。

7.李超、万海远、田志磊, 2018: 《为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响》, 《财贸经济》 第 1 期, 第 132-146 页。

8.李华、董艳玲, 2020: 《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。

9.李永友、沈坤荣,2007: 《财政支出结构、相对贫困与经济增长》,《管理世界》第11期,第14-26页、第171页。 10.李中建、袁璐璐,2017: 《务工距离对农民工就业质量的影响分析》,《中国农村经济》第6期,第70-83页。

11.梁文泉、陆铭,2015: 《城市人力资本的分化: 探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》,《经济社会体制比较》 第 3 期,第 185-197 页。

12.吕炜、王伟同,2008:《我国基本公共服务提供均等化问题研究——基于公共需求与政府能力视角的分析》,《财政研究》第 5 期,第 10-18 页。

13.缪小林、王婷、高跃光,2017:《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》,《经

济研究》第2期,第52-66页。

14.缪小林、张蓉,2022: 《从分配迈向治理——均衡性转移支付与基本公共服务均等化感知》,《管理世界》第2期,第129-149页、第14页。

15.宁光杰、马俊龙, 2019:《农民工子女随迁能够提高其教育期望吗?——来自 CEPS2013—2014 年度数据的证据》,《南开经济研究》第 1 期,第 137-152 页。

16.钱雪亚、宋文娟,2020: 《城市基本公共服务面向农民工开放度测量研究》,《统计研究》第 3 期,第 33-47 页。 17.钱文荣、李宝值,2013: 《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲 16 城市的调研数据》,《管理世界》第 9 期,第 89-101 页。

18.童光辉、赵海利,2014: 《新型城镇化进程中的基本公共服务均等化: 财政支出责任及其分担机制——以城市非户籍人口为中心》, 《经济学家》第11期,第32-36页。

19.王桂新、潘泽瀚、陆燕秋,2012: 《中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素——基于2000和2010年人口普查资料的分析》, 《中国人口科学》第5期,第2-13页、第111页。

20.王鸿儒、成前、倪志良,2019: 《卫生和计划生育基本公共服务均等化政策能否提高流动人口医疗服务利用》, 《财政研究》第4期,第91-101页。

21.王瑜、汪三贵,2018:《基本公共服务减贫:理论概念、现实关切与评估建议》,《贵州社会科学》第9期,第 164-168页。

22.徐海东、周皓, 2021: 《过度劳动、健康损耗与收入补偿》, 《劳动经济研究》第3期,第3-26页。

23.鄢洪涛、杨仕鹏,2021: 《农村医疗保险制度的相对贫困治理效应——基于贫困脆弱性视角的实证分析》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第1期,第48-55页。

24.杨帆、庄天慧, 2018:《父辈禀赋对新生代农民工相对贫困的影响及其异质性》,《农村经济》第 12 期,第 115-122 页。

25.于新亮、严晓欢、上官熠文、于文广,2022: 《农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理——基于隔代照顾的视角》, 《中国农村观察》第1期,第146-165页。

26.曾红颖,2012:《我国基本公共服务均等化标准体系及转移支付效果评价》,《经济研究》第 6 期,第 20-32 页、第 45 页。

27.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 页、第 111 页。

28.张吉鹏、卢冲, 2019: 《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》, 《经济学(季刊)》第4期,第1509-1530页。

29.张锦华、陈博欧,2021:《子女随迁对农村家庭基础教育支出的影响研究——基于2019年千村调查数据的实证分析》,《农业技术经济》第9期,第83-101页。

30.周力、邵俊杰,2020:《非农就业与缓解相对贫困——基于主客观标准的二维视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期,第121-132页。

31.周云波、黄云,2021:《基本医疗保险制度能否改善农民工的相对不平等》,《财经科学》第10期,第84-97页。 32.祝仲坤,2021:《公共卫生服务如何影响农民工留城意愿——基于中国流动人口动态监测调查的分析》,《中国 农村经济》第10期,第125-144页。

33.Alkire, S., and J. Foster, 2007, "Counting and Multidimensional Poverty Measurement", *Journal of Public Economics*, 95: 476-487.

34.Jiang, S., M. Lu, and H. Sato, 2012, "Identity, Inequality and Happiness: Evidence from Urban China", *World Development*, 40(6): 1190-1200.

35. Knight, J., and R. Gunatilaka, 2010., "Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China", World Development, 38(1): 113-124.

36. Tiebout, C. M., 1956, "The Pure Theory of Local Expenditures", The Journal of Political Economy, 64(5): 416-424.

(作者单位: 1南京财经大学经济学院;

2南京财经大学粮食和物资学院)

(责任编辑:胡 祎)

# Can Equalization of Basic Public Services Alleviate the Relative Poverty of Migrant Workers?

WANG Dazhe ZHU Honggen QIAN Long

Abstract: This article uses data of China Migrants Dynamic Survey in 2016 to empirically analyzes the mitigation effect and heterogeneity of the equalization of basic public services on the relative poverty of migrant workers. The baseline regression results show that the equalization of basic public services significantly alleviates the relative poverty of migrant workers. The conclusion remains robust after the study is reexamined by controlling the settlement threshold index, using fiscal transparency as an instrumental variable, adjusting the critical value of basic public service access, and replacing different relative poverty standards. This study also explores the impact of equalization of basic public services in different dimensions. The results show that the equalization of basic medical and health services and of basic social insurance services plays a prominent role in alleviating the relative poverty of migrant workers. The equalization of basic public education services has not significantly alleviated the relative poverty. The equalization of basic employment services and of basic housing security services has exacerbated the relative poverty of migrant workers. Furthermore, this study analyzes the heterogeneity of mitigation effect and finds that the mitigation effect is more prominent in larger cities, and it mainly alleviates the relative poverty of inter-provincial and intra-provincial migrant workers and the older generation of migrant workers.

Keywords: Equalization of Basic Public Service; Migrant Worker; Relative Poverty