

# 城市公共服务何以提升农民工城市永久迁移意愿

## ——参照系替代下多维相对贫困改善视角

佟大建, 金玉婷

(安徽农业大学 经济管理学院, 安徽 合肥 230031)

**摘要:** 基于多维相对贫困改善视角, 运用 2017 年中国流动人口动态监测调查 C、D 卷和对应 4 个城市下辖 26 个区(县、市)的匹配数据, 探究了城市公共服务提升农民工城市永久迁移意愿的作用机制。结果表明: 多维相对贫困强度的上升抑制了农民工城市永久迁移意愿, 城市公共服务改善了农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困进而提升了其城市永久迁移意愿; 异质性检验发现, 城市公共服务主要改善了有居住证、老一代、省内流动以及“为了子女有更好教育”留城的农民工的多维相对贫困进而提升其城市永久迁移意愿。

**关键词:** 城市公共服务; 农民工; 永久迁移意愿; 多维相对贫困

中图分类号: C922

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2022)04-0055-09

### How can urban public services enhance migrant workers' permanent migration willingness: A perspective of multi-dimensional relative poverty improvement from reference frame substitution

TONG Dajian, JIN Yuting

(College of Economics & Management, Anhui Agricultural University, Hefei 230031, China)

**Abstract:** From the perspective of multi-dimensional relative poverty improvement, this paper uses the matching data of the China Migrants Dynamic Survey Volumes C and D in 2017 as well as twenty-six districts (counties and cities) among four corresponding cities and explores the operation mechanism of urban public services to enhance migrant workers' permanent migration willingness. The results show that the rising intensity of multi-dimensional relative poverty inhibits migrant workers' willingness to permanent urban migration, and the urban public services can improve migrant workers' multi-dimensional relative poverty under the reference frame of urban residents; thereby enhancing their urban permanent migration willingness. The heterogeneity tests find that urban public services mainly improves multi-dimensional relative poverty of migrant workers with residence permits, of the elderly generation, the mobility within the provinces as well as for better education for their children, thereby strengthening their willingness to permanent urban migration.

**Keywords:** urban public services; migrant workers; permanent migration willingness; multi-dimensional relative poverty

## 一、问题的提出

加快农业转移人口市民化是推进以人为核心的新型城镇化战略的重要内容。农民工作为农业转移

人口的主要群体, 其向城市永久迁移是推进以人为核心的新型城镇化的基础。2021 年全国农民工总量为 29 251 万人<sup>①</sup>, 为了促进农民工永久迁移至城市, 中国政府一再放宽城市落户政策。然而, 自 2017 年开始, 户籍人口城镇化率和常住人口城镇化率的差距再次扩大, 其重要原因是农民工群体的永久迁移意愿较低<sup>②</sup>。由于中国具有行政中心偏向的特征, 大城市集中了大量的资源、要素和产业, 因而更有能力提供更好的城市公共服务<sup>③</sup>。这被认为是提升

收稿日期: 2022-05-02

基金项目: 安徽省自然科学基金(2208085QG224); 安徽省高校人文社会科学基金重点项目(SK2020A0116)

作者简介: 佟大建(1989—), 男, 吉林公主岭人, 副教授, 主要研究方向为反贫困与制度设计。

农民工城市永久迁移意愿的重要手段<sup>[3]</sup>。然而,由于户籍制度的存在和人力资本水平的差异,进城农民工在迁入地公共服务的实际获取水平与其期望值有一定差距<sup>[4]</sup>。城市公共服务提升农民工城市永久迁移意愿的作用机制需要进一步厘清。

新迁移经济学中相对贫困假说指出,改善以村庄为参照系下相对于其他居民的收入相对贫困是促使流动人口做出暂时性迁移决策的动因<sup>[5]</sup>,并且这得到了基于中国农民工迁移经验的验证<sup>[6]</sup>。进城以后,农民工收入水平相较于户籍地居民确实有所提高。然而,参照系并非固定不变<sup>②</sup>。与跨国迁移至一个社会文化背景完全不同的国家相比,一国内部社会文化背景相似,随着农民工与城市居民的社会互动以及迁移时间的延长,其可能以城市居民作为新的参照系替代原村庄参照系<sup>[7,8]</sup>。由于城乡分割的二元户籍制度和人力资本水平的差异,流动到城市打工的农民工在劳动收入、就业保障、公共服务获取等方面与城市居民相比均居于弱势,其与城市居民相比时的相对贫困不再局限于收入维度<sup>[9,10]</sup>。参照系的转变可能使得农民工相对于新的参照对象——城市居民呈现出多维相对贫困的状态。另外,在农民工贫困的测度方法上,大部分学者基于Alkire等提出的A-F方法从收入、教育、医疗和健康等层面测度农民工的多维贫困<sup>[11]</sup>;也有学者通过对某一指标设定单维贫困线的方式测度农民工在收入、消费、社会保险等方面的贫困<sup>[12]</sup>。

综合来看,以往文献测度的贫困本质上是绝对贫困,无法体现农民工相较于城市居民相对贫困的强度。此外,城市公共服务对农民工城市永久迁移意愿的影响的研究侧重于城市公共服务促进农民工城市永久迁移意愿的异质性以及不同类型城市公共服务支出对于农民工城市永久迁移的影响大小<sup>[2]</sup>,较少研究城市公共服务促进农民工城市永久迁移的作用机制。因此,笔者拟基于2017年中国流动人口动态监测调查数据对下述问题进行回答:多维相对贫困是否会抑制农民工的城市永久迁移意愿?城市公共服务是否能够改善农民工的多维相对贫困进而促进农民工向城市永久迁移?城市公共服务改善农民工多维相对贫困从而促进其城市永久迁移是否因农民工类型而存在差异?

相比既有文献,本研究可能的边际贡献有:第

一,采用农民工所在地城市居民的中位数作为参照值,利用相对贫困测度指标中城市居民中位数与农民工取值的比值测度以城市居民作为参照系下农民工的相对贫困强度;第二,从多维相对贫困改善的视角探究城市公共服务提升农民工城市永久迁移意愿的作用机制;第三,从农民工群体特征和留城目的两个方面出发,探究城市公共服务改善何种类型农民工多维相对贫困进而提升其城市永久迁移意愿。

## 二、理论分析与研究假设

基于对城市高收入的预期和向往,同时为了改善以村庄为参照系下相对其他个人的收入落差状况,大量农村劳动力选择向城市暂时性迁移。然而,囿于城乡分割的二元户籍制度,农民工难以平等享受城市的基本公共服务<sup>[4]</sup>;加之农民工与城市居民在人力资本、社会资本上存在较大的差距,当与城市居民相比时,农民工的相对贫困特征不仅反映在收入方面,也反映在教育、健康医疗和社会保障等城市公共服务获取权益方面<sup>[10]</sup>,即与城市居民相比,农民工进城以后可能会陷入多维相对贫困的境地<sup>[13-15]</sup>。初衷达成度和公平感知度的提高能够提升农民工的城市居留意愿<sup>[16]</sup>。以城市居民作为参照系农民工多维相对贫困强度上升可能会降低其进城后设定目标的初衷达成度与公平感知度<sup>[6,16]</sup>,从而可能会降低农民工城市永久迁移意愿。此外,多维相对贫困强度的上升拉大了农民工与城市居民的心理距离,致使农民工无法产生城市人的身份认同感,从而抑制其城市永久迁移意愿<sup>[17,18]</sup>。基于上述分析,提出以下假设:

H<sub>1</sub>:以城市居民为参照系下多维相对贫困强度的上升会抑制农民工城市永久迁移意愿

城市公共服务供给水平上升可能改善农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困,从而提升其城市永久迁移意愿<sup>[9]</sup>。尽管户籍制度的存在使得农民工享受的城市公共服务水平远远低于流入地城市居民<sup>[4]</sup>,但不可否认的是随着2014年居住证制度的全面实施,城市公共服务提供常住人口均等化在全国范围内推开,越来越多的城市公共服务不再与城市户口挂钩,城市公共服务领域超过一半面向农民工开放<sup>[18]</sup>,流入城市的农民工办理居住证即可

获取教育、健康医疗、社会保障等公共服务。城市公共服务普及缩小了农民工与城市居民在享有公共服务层面的差距,进而可能具有改善其以城市居民为参照系下的多维相对贫困的作用。随着农民工多维相对贫困强度的下降,其进城初衷达成度与公平感知度可能会上升,也可能会提高其城市人的身份认同感,从而促进其向城市永久迁移。基于上述分析,提出以下假设:

**H<sub>2</sub>:** 城市公共服务可以改善农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困,从而提升其城市永久迁移意愿

农民工内部不同群体对城市公共服务的获取能力和诉求有所区别,因而城市公共服务改善农民工多维相对贫困从而促进其城市永久迁移可能因农民工类型不同而存在差异。相较于没有居住证的农民工,有居住证的农民工更有资格获取城市公共服务<sup>[18]</sup>,因而更可能改善其多维相对贫困。新一代和老一代农民工在流入时间上有差异,加之城市公共服务的获取可能有一定的滞后性,因此城市公共服务更可能改善老一代农民工的多维相对贫困。城市公共服务的省内统筹程度更高<sup>[3]</sup>,相较于跨省流动的农民工,城市公共服务的供给更可能改善省内流动的农民工的多维相对贫困。相较于不考虑子女教育问题而留城的农民工群体,“为了子女有更好教育”留城的农民工对获取城市更高水平公共服务的诉求更强烈<sup>[20]</sup>,乐于付出一定成本获取公共服务,因此城市公共服务改善其多维相对贫困的作用可能更大。基于上述分析,提出以下假设:

**H<sub>3</sub>:** 城市公共服务对有居住证、老一代、省内流动、“为了子女有更好教育”留城的农民工的城市永久迁移意愿的提升作用更强

### 三、多维相对贫困测度指标体系构建

#### 1. 测度方法

Alkire 等<sup>[11]</sup>提出的 A-F 方法是通过采取对每一指标设定剥夺临界值的方式判断研究对象在该指标上是否贫困,进而通过设定贫困临界值最终判断研究对象是否多维贫困。由于没有参照系,A-F 方法本质上测度的是绝对贫困,无法刻画研究对象的相对贫困状况。参考相关农民工市民化的测度方法<sup>[21]</sup>,本研究拟采用比值法测度农民工多维相对贫

困。主要思路为:首先,以城市居民为参照系,计算该城市中所有城市居民多维相对贫困测度指标的中位数;其次,计算该城市中城市居民中位数相对于农民工在多维相对贫困测度指标上的比值,刻画以城市居民为参照系下农民工在每一个指标上的相对贫困强度;最后,令各维度和维度内各指标等权重,加总每一指标的权重与各指标相对贫困强度的乘积,刻画以城市居民为参照系下农民工多维相对贫困强度。具体测度方法如下:

第一步,单一指标相对贫困强度的计算。以城市居民各指标中位数与每个农民工各指标取值的比值衡量以城市居民为参照系下农民工在每一指标上的相对贫困强度。

$$R_{gij} = \frac{\text{index}_{gj}^{\text{urban}}}{\text{index}_{gij}^{\text{migrant}}} \quad (1)$$

式(1)中, $\text{index}_{gj}^{\text{urban}}$ 表示  $g$  城市居民在  $j$  指标上的中位数, $\text{index}_{gij}^{\text{migrant}}$ 表示  $g$  城市农民工  $i$  在  $j$  指标上的取值。两者的比值  $R_{gij}$  表示以  $g$  城市居民为参照系下农民工  $i$  在  $j$  指标上的相对贫困强度。

第二步,单一农民工多维相对贫困的计算。根据表 1 中的权重和式(1)中每一指标上的相对贫困强度相乘所得乘积并加总即可得到以城市居民为参照系下单一农民工多维相对贫困强度。

假设多维相对贫困测度指标体系中有  $k$  个维度,共有  $t$  个指标。设指标  $j$  权重为  $w_j$ ,那么  $0 \leq w_j \leq 1$  且  $\sum_{j=1}^t w_j = 1$ ;记以  $g$  城市居民为参照系下农民工  $i$  在  $j$  指标上的相对贫困强度  $P_{gij} = R_{gij} \times w_j$ ;以  $g$  城市居民为参照系下农民工  $i$  的多维相对贫困

$$\text{强度 } Dep_{gi} = \sum_{j=1}^t P_{gij} \circ$$

#### 2. 测度指标体系构建

参照已有农民工公共服务多维贫困测度的文献<sup>[12]</sup>,同时借鉴《“十四五”推进基本公共服务均等化规划》中关于公共服务的界定且结合 2017 年中国流动人口动态监测调查数据中相关数据的可得性,本研究选择教育、社会保障、健康医疗、支出<sup>④</sup>4个维度共9个指标并以城市居民相关指标的中位数<sup>④</sup>作为参照值测度进城农民工的多维相对贫困状况,具体指标及说明如表 1 所示。

表1 多维相对贫困测度指标体系

维度	指标	指标说明	相对贫困参照值	权重
教育	受教育年限	农民工个人受教育年限(未上过学=0; 小学=6; 初中=9; 高中/中专=12; 大学专科=15; 大学本科=16; 研究生=19)	城市居民中位数	1/4
社会保障	社保卡	是否办理过个人社会保障卡(不清楚=1; 没办没听说过=2; 没办但听说过=3; 已经办理=4)	城市居民中位数	1/12
	劳动合同	目前与工作单位签订何种劳动合同(不清楚=1; 未签订劳动合同=2; 试用期=3; 完成一次性工作任务=4; 无固定期限=5; 有固定期限=6)	城市居民中位数	1/12
健康医疗	医疗保险	参加各类医疗保险的情况	城市居民中位数	1/12
	健康状况	自评健康状况(生活不能自理=1; 不健康但生活能自理=2; 基本健康=3; 健康=4)	城市居民中位数	1/16
	医疗服务	从居住地到最近的医疗服务机构所需时间(1小时以上=1; 30分钟(含)~1小时(含)=2; 15分钟(不含)~30分钟(含)=3; 15分钟以内=4)	城市居民中位数	1/16
	健康档案	在本地是否建立居民健康档案(不清楚=1; 没建, 没听说过=2; 没建, 但听说过=3; 是, 已经建立=4)	城市居民中位数	1/16
	健康教育	接受过健康教育的种类数(题设有 A—I 共 9 种健康教育选项, 对于每个选项赋值如下: “没有接受过”=0, “接受过”=1, 累加即可)	城市居民中位数	1/16
支出	家庭人均月支出	过去一年, 农民工家庭在本地平均每月总支出/本地同住人数	城市居民中位数	1/4

注: 基于新型农村合作医疗保险、城乡居民合作医疗保险、城镇居民医疗保险、城镇职工医疗保险、公费医疗在医疗保障待遇方面的区别, 将其分别赋值为: “否或不清楚”=1; 参加新型农村合作医疗保险=2; 参加城乡居民合作医疗保险=3; 参加城镇居民医疗保险=4; 参加城镇职工医疗保险=5; 参加公费医疗=6。

## 四、研究设计

### 1. 数据说明

本研究所用数据来源于国家卫生健康委员会 2017 年全国流动人口卫生计生动态监测调查 (China Migrants Dynamic Survey, 下文简称 CMDS) 中的四城市流动人口问卷 (C 卷) 和四城市户籍人口问卷 (D 卷) 数据以及下辖区 (县、市) 城市数据的匹配数据。其中 C 卷样本数为 13 998, D 卷样本数为 14 000。由于本研究主要关注的是城市公共服务对农民工迁移决策的影响, 因而剔除了流动原因为婚姻嫁娶、拆迁搬家、学习培训、参军、出生及其他的样本。考虑到流动人口城市公共服务的获取可能具有滞后性, 本研究舍弃了在 2017 年当年流入城市的样本, 同时将户籍所在地在农村和乡镇的流动人口<sup>⑤</sup>视为农民工群体。去掉数据缺失严重的区 (县、市) 后, 最终使用了四个城市下辖 26 个区<sup>⑥</sup> (县、市) 的城市数据。区 (县、市) 数据来自《2018 年中国城市统计年鉴》及各市、区统计年鉴和统计公报, 房价数据来自安居客房屋交易数据。经过上述处理, 最终 C 卷样本数为 3 799, D 卷样本数为 5 120。

### 2. 模型设定

城市公共服务对农民工城市永久迁移意愿的影响:

$$Mig_{gi} = \alpha_0 + \alpha_1 F_g + X' \mu + \varepsilon_{gi} \quad (2)$$

式 (2) 用于考察城市公共服务是否促进了农民工城市永久迁移意愿, 其中,  $Mig_{gi}$  表示  $g$  市农民工  $i$  的城市永久迁移意愿,  $F_g$  表示  $g$  市公共服务,  $X'$  表示控制变量集合,  $\mu$  表示控制变量系数的集合,  $\varepsilon_{gi}$  表示随机扰动项。

为探究城市公共服务提升农民工城市永久迁移意愿的作用机制, 本研究首先分析多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的影响, 其次分析城市公共服务对农民工多维相对贫困的影响, 分别设定如下模型:

$$Mig_{gi} = \beta_0 + \beta_1 Dep_{gi} + X' \rho + \varepsilon'_{gi} \quad (3)$$

$$Dep_{gi} = \chi_0 + \chi_1 F_g + X' \theta + \varepsilon''_{gi} \quad (4)$$

式 (3) 用于考察多维相对贫困是否抑制农民工城市永久迁移意愿, 其中,  $Mig_{gi}$  表示  $g$  市农民工  $i$  的城市永久迁移意愿,  $Dep_{gi}$  表示  $g$  市农民工  $i$  的多维相对贫困,  $X'$  表示控制变量集合,  $\rho$  表示控制变量系数的集合,  $\varepsilon'_{gi}$  表示随机扰动项。

式 (4) 用于考察城市公共服务是否改善了农民工的多维相对贫困, 其中,  $Dep_{gi}$  表示以  $g$  市居民为参照系下农民工  $i$  的多维相对贫困,  $F_g$  表示  $g$  市公共服务,  $X'$  表示控制变量集合,  $\theta$  表示控制变量系数的集合,  $\varepsilon''_{gi}$  表示随机扰动项。

### 3. 变量选择

(1) 被解释变量。根据模型设置, 被解释变量分别为农民工城市永久迁移意愿、多维相对贫困。其中, 农民工城市永久迁移意愿是根据 CMDS 数据

C 卷中的问题“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地?”设置的,参考刘金凤、魏后凯的处理方式<sup>[2]</sup>,将“愿意”的样本赋值为 1,“不愿意”和“没想好”的样本赋值为 0,多维相对贫困则是根据前面所用比值法测度,本部分不再赘述。

(2)解释变量。核心解释变量为城市公共服务。关于城市公共服务的度量,既往文献分别从主观和客观两个层面切入:主观层面侧重于以研究对象对公共服务的满意度进行替代<sup>[22]</sup>;客观层面囊括了两种情况,一是以公共服务的产出(结果)度量公共服务<sup>[2]</sup>;二是以公共服务的财政投入衡量地区提供公共服务的力度,地方政府支出中与辖区居民生活息息相关的是社会性支出,主要包括教育、医疗卫生、社会保障与就业三项<sup>[23]</sup>。本研究沿用第二种做法,以教育、医疗卫生、社会保障与就业支出三者之和

占财政支出的比重来度量城市公共服务。为了检验多维相对贫困是否能够降低农民工城市永久迁移意愿,多维相对贫困也作为本研究的解释变量。

(3)机制变量。以多维相对贫困作为城市公共服务促进农民工城市永久迁移的机制变量,具体测度方式见上述比值法。

(4)控制变量。农民工城市永久迁移意愿除了受到城市公共服务的影响外,也可能与城市特征和个体及家庭特征有关。参考既有文献<sup>[24]</sup>,城市特征变量方面,选取产业结构、房价、城市教育水平、城市工资水平、固定资产投资、人均 GDP、城市医疗服务水平。个体和家庭特征方面,选择地域认同、本地同住的家人数量、年龄、年龄平方、性别、收入、流动范围、流入时间、就业身份、居住证。表 2 为变量的度量方式及描述性统计结果。

表 2 变量度量方式及描述性统计结果

变量	变量度量方式	样本量	均值	标准差
城市永久迁移意愿	“愿意”把户口迁入本地=1,“不愿意”或“没想好”=0;	3 799	0.357	0.479
城市公共服务	教育、医疗卫生、社会保障与就业支出三者之和/财政支出	3 799	0.341	0.220
多维相对贫困强度	见上述比值法	3 799	1.241	0.326
产业结构	2017 年市、区第三产业产值/第二产业产值	3 799	1.864	1.820
房价	2017 年城市住宅销售价格(元)	3 799	9.309	0.402
城市教育水平	2017 年市、区生均教师比	3 799	2.676	0.203
城市工资水平	2017 年市、区在岗职工年平均工资(元)	3 799	1.800	0.423
固定资产投资	2017 年市、区固定资产投资额/GDP	3 799	0.559	0.333
人均 GDP	2017 年市、区 GDP/常住人口数(元/人)	3 799	11.838	0.370
城市医疗服务水平	2017 年市、区每千人拥有的卫生技术人员数(人)	3 799	2.308	0.494
地域认同	基本同意或完全同意“我喜欢我现在居住的城市/地方”=1,不同意或完全不同意=0	3 799	0.926	0.261
本地同住的家人数量	现居住地与本地一致的可为本地同住的家人,累加即可(人)	3 799	2.580	1.107
年龄	出生年份(截至 2017 年)	3 799	35.683	9.067
年龄平方	年龄平方=年龄×年龄	3 799	1355.495	689.775
性别	男性=1,女性=0	3 799	0.555	0.497
收入	家庭平均每月总收入(元)	3 799	8.862	0.504
流动范围	跨省=1,省内=0	3 799	0.306	0.461
流入时间	流入年份(截至 2017 年)	3 799	5.180	4.513
就业身份	雇主或自营劳动者=1,有固定雇主的雇员或者无固定雇主的雇员(零工、散工等)=0	3 799	0.460	0.498
居住证	“办理了居住证”=1,否、不清楚或者不适合=0	3 799	0.763	0.425

注:实际放入模型时,房价、城市教育水平、城市工资水平、人均 GDP、城市医疗服务水平、收入做了取对数处理,此处汇报的也是取对数后的描述性统计结果。

## 五、实证研究及其结果分析

### 1. 城市公共服务对农民工城市永久迁移意愿的影响

采用二元 Logistic 回归模型估计城市公共服务对农民工城市永久迁移意愿的影响。表 3(1)列估计结果显示,城市公共服务对农民工城市永久迁移意愿具有显著的促进作用,这与既有研究结论一致<sup>[2]</sup>。尽管城市公共服务的获取具有属地特征,农民工无法享受

与当地居民同等水平的公共服务,但其预期自己日后将有可能享受同等水平的公共服务,因此城市公共服务供给水平的提高提升了农民工的城市永久迁移意愿。控制变量方面,产业结构、城市工资水平、流动范围、流入时间、就业身份对农民工城市永久迁移意愿具有负向影响。房价、固定资产投资、地域认同、本地同住的家人数量、收入、居住证对农民工的城市永久迁移意愿具有正向影响。

表3 基准回归结果

变量名称	(1) 城市永久迁移意愿	(2) 城市永久迁移意愿	(3) 多维相对贫困
城市公共服务	1.465*** (0.208)		-0.086*** (0.028)
多维相对贫困		-0.331*** (0.128)	
产业结构	-0.103*** (0.034)	-0.0002 (0.031)	0.013*** (0.004)
房价	1.436*** (0.121)	1.191*** (0.115)	-0.033** (0.016)
城市教育水平	0.305 (0.268)	-0.203 (0.263)	-0.248*** (0.034)
城市工资水平	-0.533*** (0.182)	-0.844*** (0.180)	-0.242*** (0.024)
固定资产投资	0.281* (0.152)	0.121 (0.150)	0.009 (0.020)
人均GDP	0.182 (0.139)	-0.235* (0.124)	0.015 (0.018)
城市医疗服务水平	0.024 (0.143)	-0.094 (0.142)	0.112*** (0.019)
地域认同	0.693*** (0.159)	0.730*** (0.159)	-0.048*** (0.018)
本地同住的家人数量	0.127*** (0.038)	0.189*** (0.040)	0.095*** (0.005)
年龄	-0.013 (0.032)	-0.003 (0.031)	-0.011*** (0.004)
年龄的平方	0.00001 (0.0004)	-0.00001 (0.0004)	0.0002*** (0.00005)
性别	-0.012 (0.074)	-0.025 (0.074)	-0.020** (0.010)
收入	0.303*** (0.082)	0.212** (0.085)	-0.195*** (0.010)
流动范围	-0.262*** (0.094)	-0.320*** (0.094)	0.037*** (0.012)
流入时间	-0.018* (0.009)	-0.018* (0.009)	-0.002* (0.001)
就业身份	-0.236*** (0.081)	-0.312*** (0.082)	-0.125*** (0.011)
居住证	0.382*** (0.104)	0.460*** (0.103)	-0.0004 (0.012)
常数项	4.162*** (0.427)	-9.148*** (2.517)	4.162*** (0.427)
观测值	3799	3799	3799
伪R <sup>2</sup> /R <sup>2</sup>	0.2138	0.1001	0.2138
似然比检验卡方统计量/F统计量	539.15	495.77	57.12

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著; 括号中的数据为标准误; Logistic 模型汇报的是伪 R<sup>2</sup> 和似然比检验卡方统计量, OLS 模型汇报的是 R<sup>2</sup> 和 F 统计量; 为了避免个别系数和标准误保留 3 位小数时为 0, 因而此类情况保留了 4 位或 5 位小数。下同。

## 2. 作用机制

为探究城市公共服务是否通过改善农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困强度, 从而提升其城市永久迁移意愿, 首先采用二元 Logistic 回归模型估计多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿的影响, 进而使用最小二乘法 (OLS) 估计城市公共服务对多维相对贫困的影响。表 3 (2) 列估计结果显示, 多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿具有显著负向影响。原因在于, 以城市居民作为参照系下多维相对贫困强度的上升会降低农民工进入城市后设定目标的初衷达成度与公平感知度以及对城市人的身份认同感, 从而抑制农民工的城市永久迁移意愿。H<sub>1</sub> 得以验证。表 3 (3) 列估计结果显示, 城市公共服务可以显著改善农民工多维相对贫困。可能的原因是, 户籍制度及其相关的一系列制度安排造成了农民工在工资、就业方面的户籍歧视和公共服务享受层面的相对弱势, 即以城市居民为参照系时, 农民工存在多维相对贫困。近年来随着户籍制度改革的政策推动和劳动力市场环境的变化, 农民工享有城市基本公共服务并未完全以落户为前提<sup>[1]</sup>, 随着城市公共服务供给的增加

以及对农民工群体支持力度的增强, 农民工与城市居民在公共服务获取等层面的差距得以缩小, 农民工的多维相对贫困得以改善。综上所述, 城市公共服务改善了农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困, 进而提升了其城市永久迁移意愿。H<sub>2</sub> 得以验证。

## 3. 稳健性检验及内生性处理

由于上文已证实多维相对贫困对农民工城市永久迁移意愿具有负向影响, 且城市公共服务对农民工城市永久迁移意愿的影响也得到证实, 因此, 本研究稳健性检验主要关注城市公共服务改善农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困的稳健性。具体是: 第一, 更换城市公共服务度量方式。采用主成分分析法取第一主成分得分值<sup>⑦</sup>替代教育、医疗卫生和社会保障与就业支出之和占财政支出的比重重新度量城市公共服务。第二, 更换多维相对贫困测度指标。删掉多维相对贫困测度中的教育和支出维度, 仅保留健康医疗和社会保障维度指标。第三, 更换多维相对贫困测度的权重赋值方式。以各指标直接等权重替代各维度先等权重和维度内各指标再等权重。重新对模型进行估计, 估计结

果见表 4 列 (1)、(2)、(3) 所示。三列估计结果均表明,城市公共服务对农民工多维相对贫困具有显著负向影响,说明城市公共服务对改善农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困的作用是稳健的。

城市公共服务对农民工多维相对贫困的影响,可能存在因遗漏变量以及反向因果而带来一定的内生性问题。例如,流入地城市等级不同农民工享有的公共服务水平可能也不同,从而导致其多维相对贫困不同。因此,本研究将对农民工流入的 26 个区(县、市)进行等级赋值,将市辖区赋值为 1,

县级市赋值为 0,并纳入模型重新进行估计,表 4 列(4)估计结果表明,进一步控制城市等级后城市公共服务仍可显著改善农民工多维相对贫困。此外,尽管每年城市公共服务的财政支出预算是在当年年初做出,2017 年 CMD5 数据是在当年 5 月采集的,存在反向因果关系的可能性较小,但为谨慎起见,本研究采用 2016 年城市特征数据替换基准回归中 2017 年城市特征数据重新估计模型。表 4 中(5)列估计结果显示,城市公共服务对农民工多维相对贫困的系数依然显著为负。

表 4 稳健性检验及内生性处理

变量名称	(1) 更换城市公共服务 度量方式	(2) 更换多维相对贫困 测度指标	(3) 更换多维相对贫困 指标权重赋值方式	(4) 增加城市等级 虚拟变量	(5) 2016 年 城市特征数据
城市公共服务	-0.019*** (0.005)	-0.103*** (0.040)	-0.093*** (0.031)	-0.081*** (0.029)	-0.379*** (0.040)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市等级				控制	
观测值	3799	3799	3799	3799	3799
R <sup>2</sup>	0.2152	0.0957	0.1131	0.2140	0.2157
F 统计量	57.60	22.22	26.77	54.15	62.51

#### 4. 异质性分析

为了识别城市公共服务主要改善了何种类型农民工的多维相对贫困从而提升其城市永久迁移意愿,本研究按流动特征(是否有居住证、新一代还是老一代、跨省流动还是省内流动)和留城原因(是否追求子女有更好的教育)分别进行估计。需要特别说明的是,实证结果显示,无论对于何种类型的农民工,其多维相对贫困均会抑制其城市永久迁移意愿。因此,出于表述简洁性的考虑,不再汇报各类型农民工多维相对贫困与其城市永久迁移意愿的关系,而是直接汇报城市公共服务对不同类别农民工多维相对贫困的影响。估计结果见表 5。

表 5 中列(1)估计结果表明,城市公共服务主要改善了有居住证农民工的多维相对贫困。居住证是持证者“作为常住人口享受基本公共服务”的证明,可以使持证者开始实质性享有就业、医疗保险等城市基本公共服务<sup>[18]</sup>。与没有居住证的农民工相比,有居住证的农民工更有资格享有城市提供的健康医疗和社会保障方面的公共服务。因此,有居住证的农民工群体能够从增加的城市公共服务中受益更多,其与城市居民之间的多维相对贫困得以缩小。因此,城市公共服务主要改善了有居住证农

民工群体的多维相对贫困。

既有文献在年龄层面对新一代农民工的定义是“出生于 1980 年之后的农村劳动者”<sup>[13]</sup>,本研究以为该定义不再适合现今的农民工,故而此处将“出生于 1990 年以后的流动人口”定义为“新一代”农民工,反之则为“老一代”农民工。表 5 列(2)估计结果表明,城市公共服务主要改善了老一代农民工群体的多维相对贫困。原因可能与不同代际农民工流入城市的时间有关,流入时间太短会使城市公共服务的获取受限,难以有效改善多维相对贫困。根据 C 卷数据,新一代农民工在当前城市的平均流入时间是 2 年,而老一代农民工在当前城市的平均流入时间是 5 年。更长的流入时间可能使得老一代农民工在城市的就业更为稳定,获取社会保障等城市公共服务的能力较强;也可能使得老一代农民工与所在社区的融合程度更高,能够更好地利用所在社区的医疗卫生服务。因此,城市公共服务供给的增加主要改善了老一代农民工的多维相对贫困。

表 5 中列(3)估计结果表明,城市公共服务对跨省流动和省内流动农民工的多维相对贫困均有一定程度的改善作用,但对省内流动农民工群体

的多维相对贫困的改善作用更强。可能的原因是,省内流动的农民工离家距离更近,文化差异小<sup>[25]</sup>,且由于亲朋好友等关系网络存在,更易于获取流入地城市公共服务的信息和途径;增加城市公共服务时,省内流动农民工获取的公共服务可能更多,更接近于城市居民水平,而跨省流动农民工由于不能及时获取公共服务的信息,其与城市居民的差距可能无法有效减小。因而,增加城市公共服务主要改善了省内流动农民工的多维相对贫困。

列(4)为城市公共服务对不同留城原因农民工多维相对贫困影响的估计结果。留城原因是根据

C卷问题“您打算留在本地的主要原因是什么?”设置的。估计结果表明,城市公共服务主要改善了“为了子女有更好教育”留城农民工的多维相对贫困。可能的原因是,相较于非“为了子女有更好教育”留城的农民工,“为了子女有更好教育”留城的农民工对城市公共服务的诉求更高,因而其办理居住证的积极性可能更高。同等城市公共服务供给水平下,其享受的公共服务可能较多,与城市居民的差距较小,因此城市公共服务供给增加时,其多维相对贫困被改善的力度更大。

表5 城市公共服务对不同类型农民工多维相对贫困的影响

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	有居住证	无居住证	新一代	老一代	跨省流动	省内流动	为了子女有更好的教育	非为了子女有更好教育
城市公共服务	-3.330*** (0.088)	0.289 (0.308)	-0.024 (0.216)	-0.397*** (0.094)	-0.241** (0.100)	-0.304* (0.170)	-0.577*** (0.141)	-0.108 (0.112)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2899	900	714	3085	1162	2637	891	2173
R <sup>2</sup>	0.2329	0.1880	0.2068	0.1665	0.1704	0.2323	0.2603	0.2181
F统计量	51.45	12.01	11.36	38.32	31.64	20.37	17.04	33.39

注:针对列(4),在回答问题“您打算留在本地的主要原因是什么?”时,由于部分农民工没有回答而损失了一些样本。

## 六、结论与启示

本研究运用2017年中国流动人口动态监测调查C、D卷数据匹配对应四城市下辖26个区(县、市)的城市特征数据,选取流入地城市居民作为参照系,基于多维相对贫困改善视角,探究了城市公共服务提升农民工城市永久迁移意愿的作用机制及群体异质性,可以得到如下结论:农民工多维相对贫困强度的降低能够提升其城市永久迁移意愿;城市公共服务可以改善农民工以城市居民为参照系下的多维相对贫困;多维相对贫困改善是城市公共服务提升农民工城市永久迁移意愿的一个重要机制;城市公共服务改善农民工多维相对贫困提升其城市永久迁移意愿的作用因农民工的群体特征和留城目的而异,城市公共服务主要改善了有居住证、老一代、省内流动以及“为了子女有更好教育”留城的农民工的多维相对贫困进而提升其城市永久迁移意愿。

基于上述研究结论,本研究认为,为缓解以城市居民为参照系下农民工多维相对贫困,有序促进农民工向城市永久迁移,应做好以下几点:第一,做好农民工居住证申领工作,保障农民工在社会保

障、健康医疗等层面的公共服务获取权力,吸引更多资本投资,提升城市公共服务供给能力。第二,以提升农民工公共服务获取能力为首要目的,安排农民工参加系统培训课程,提升农民工人力资本水平,从而有效改善农民工的多维相对贫困,提升其城市永久迁移意愿。第三,对不同类型农民工分类施策,对省内流动、有居住证、子女面临就学问题和老一代农民工,在充分尊重其迁移意愿和考虑迁移能力的前提下,优先促进其实现永久迁移;对跨省流动、无居住证、非为了子女有更好教育留城的农民工以及新一代农民工,应以提高其公共服务公平获取能力、缓解其以城市居民作为参照系下的多维相对贫困为帮扶政策的出发点和落脚点,建立政府统筹、用人单位、居住社区和社会公益机构共同发力的农民工帮扶体系。

### 注释:

- ① 数据来源: [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202201/t20220117\\_1826404.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202201/t20220117_1826404.html)
- ② 需要特别说明的是,对于进城农民工参照系确定问题,学术界尚未达成共识。理论上农民工存在多重参照,但由于缺乏数据,本研究无法给出更加细致的区分,这有待于在以后的研究中进一步拓展。而既有研究认为当农民工群体做出是否永久迁移决策时,以城市居民作为参

照系更加合理。因此,本研究以城市居民作为参照系进行分析。

- ③ 既有文献大多将收入作为相对贫困测度的指标,本研究之所以用支出进行测度,是因为目前在城市中务工的农民工尤其是建筑业农民工,其经济收入并非处于较低地位,但是出于家庭因素在城市中会选择“节衣缩食”的生活方式,从而影响他们的生活质量,故采用支出作为与城市居民的比较指标。
- ④ 之所以没有如既有文献选择中位数的一定比例作为参照值,是因为本研究认为如果采用中位数的一定比例,会先验性地认为农民工与城市居民之间存在较大差距,事实上二者之间差距并非如此之大。
- ⑤ 既有研究多是将户籍性质为农业、从事非农工作的流动人口定义为农民工群体。事实上,早在 2014 年国务院印发的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》就已明确提出“取消农业户籍与非农业户籍和由此衍生的蓝印户口等户口类型,统一登记为居民户口,建立城乡统一的户籍登记制度”。同时经验表明,居住在乡镇的部分户籍人口居民,其人力资本状况、工作条件、住房条件以及社会形态与农村居民并无过大差别,因此本研究认为其作为流动人口也是事实上的农民工,故定义农民工群体时并不局限于户籍性质,而是从其户籍所在地的地理位置定义其是否是事实上的农民工。因此将户籍在农村和乡镇的流动人口视为农民工群体。
- ⑥ 最终使用的四城市下辖 26 个区(县、市)是指青岛市(城阳区、黄岛区、胶州市、莱西市、崂山区、李沧区、平度市、市北区、市南区),苏州市(常熟市、昆山市、太仓市、吴江区、张家港市),长沙市(芙蓉区、开福区、浏阳市、天心区、望城区、雨花区、岳麓区、长沙县)以及郑州市(新密市、新郑市、荥阳市、中牟县)。
- ⑦ 本研究提取了两个主成分,主成分的方差贡献率为 98.72%。由于公共服务的主成分得分值出现负值,为了分析方便,对所有的得分值都加上 2,将其调整为正数,如此调整并不改变城市间公共服务差异,也不改变回归结果。

#### 参考文献:

- [1] 邹一南. 农民工落户悖论与市民化政策转型[J]. 中国农村经济, 2021(6): 15-27.
- [2] 刘金凤, 魏后凯. 城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响[J]. 经济管理, 2019, 41(11): 20-37.
- [3] 程郁, 赵俊超, 殷浩栋, 等. 分层次推进农民工市民化——破解“愿落不能落、能落不愿落”的两难困境[J]. 管理世界, 2022, 38(4): 57-64.
- [4] 于学军. 中国流动人口的特征、需求和公共政策思考[J]. 开放导报, 2005(6): 20-23.
- [5] STARK O, TAYLOR J E. Migration incentive, migration types: The role of relative deprivation[J]. The Economic Journal, 1991, 101(408): 1163-1178.
- [6] 蔡昉, 都阳. 迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说[J]. 中国人口科学, 2002(4): 3-9.
- [7] KNIGHT J, GUNATILAKA R. Great expectations? The subjective well-being of rural-urban migrants in China[J]. World Development, 2010, 38(1): 113-124.
- [8] 佟大建, 张湖沿, 应瑞瑶. 参照系替代、多维相对贫困与农民工城市永久迁移[J]. 劳动经济研究, 2022(1): 87-114.
- [9] 杨洋, 马骁. 流动人口与城市相对贫困的实证研究[J]. 贵州社会科学, 2012(10): 125-128.
- [10] 杨舸. 流动人口与城市相对贫困: 现状、风险与政策[J]. 经济与管理评论, 2017, 33(1): 13-22.
- [11] ALKIRE S, FOSTER J. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7): 476-487.
- [12] 温兴祥, 郑子媛. 农村流动人口基本公共服务的多维贫困[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2020, 19(5): 56-69.
- [13] 甘行琼, 李玉姣. 城市基本公共服务对新生代农民工定居意愿的影响——基于广义分层线性模型的实证研究[J]. 贵州社会科学, 2019(4): 126-133.
- [14] 洪俊杰, 倪超军. 城市公共服务供给质量与农民工定居选址行为[J]. 中国人口科学, 2020(6): 54-65.
- [15] 许琳梓, 张松林. 城市公共服务的可获性与人口城市化——兼议“城市分类落户政策效应”[J]. 现代经济探讨, 2022(2): 44-51.
- [16] 钱文荣, 李宝值. 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[J]. 管理世界, 2013(9): 89-101.
- [17] 艾小青, 程笑, 李国正. 社会歧视对进城农民工定居意愿的影响机制研究——基于身份认同的中介效应[J]. 人口与发展, 2021, 27(1): 73-85.
- [18] 赵佩, 黄德林. 身份认同对农民工城市定居意愿影响的内在机制——以城市归属感作为中介变量的实证考察[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2020, 21(5): 36-43.
- [19] 钱雪亚, 宋文娟. 城市基本公共服务面向农民工开放度测量研究[J]. 统计研究, 2020, 37(3): 33-47.
- [20] 汪润泉. 子女教育期望与农民工城市定居意愿——基于全国 7 个城市调查数据[J]. 农业技术经济, 2016(3): 75-84.
- [21] 佟大建, 金玉婷, 宋亮. 农民工市民化: 测度、现状与提升路径——基本公共服务均等化视角[J]. 经济学家, 2022(4): 118-128.
- [22] 李东平, 卢海阳. 公共服务满意度、城市归属感与农民工城市定居意愿——基于福建省厦门、泉州两地的调查分析[J]. 农村经济, 2020(3): 136-143.
- [23] 梁若冰, 汤韵. 地方公共品供给中的 Tiebout 模型: 基于中国城市房价的经验研究[J]. 世界经济, 2008(10): 71-83.
- [24] 夏怡然, 陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界, 2015(10): 78-90.
- [25] 刘乃全, 宇畅, 赵海涛. 流动人口城市公共服务获取与居留意愿——基于长三角地区的实证分析[J]. 经济与管理评论, 2017, 33(6): 112-121.

责任编辑: 曾凡盛