

社会资本会缓解进城农民工的相对贫困吗?*

——基于自我效能感的中介检验

詹智俊 钟雅琦 马铭 程婧月 刘融天 彭继权

(江西财经大学经济学院, 江西 南昌 330013)

[摘要] 2020年全面建成小康社会后,我国绝对贫困问题已彻底得到解决,贫困治理重心转向相对贫困。进城农民工受城乡二元结构及其他因素制约,过去一直处于贫困治理的真空地带,现已成为城市相对贫困的主要群体。缓解农民工相对贫困现状不仅能预防返贫,进一步巩固脱贫攻坚成果,还对未来扶贫长效机制的建立具有重要意义。而社会资本作为继传统实物资本之后的又一重要减贫因素,其对农民工相对贫困是否具有缓解作用值得探究。因此,本文运用2018年CFPS数据构建农民工相对贫困指标体系,采用2SLS和IVProbit模型分析社会资本对农民工相对贫困的影响,并使用Bootstrap法中介效应检验其作用机制。研究发现:社会资本对农民工相对贫困有显著的负向影响,社会资本水平每提高1%,农民工相对贫困程度降低0.48%,相对贫困的概率降低17.8%。从异质性分析来看,社会信任对缓解农民工相对贫困程度作用最大,社会声望能最大程度降低农民工相对贫困的概率;社会资本减贫呈现出明显的群体差异性,对老一代、非建筑业、女性以及已婚农民工的减贫作用更大。从作用机制检验来看,社会资本可以通过提升农民工的自我效能感来缓解其相对贫困,其部分中介效应大小为11.7%。因此,应注重农民工社会资本的提升,通过心理援助等方式提高其自我效能感,增强减贫信心,从而促进农民工相对贫困的长效治理。

[关键词] 进城农民工 相对贫困 社会资本 工具变量法 中介效应检验

[中图分类号] F323.8 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2022)01-0034-11

一、引言

随着中国农村绝对贫困的彻底消除,中国扶贫重心将从消除绝对贫困向缓解相对贫困转变,从主要解决收入贫困向解决多维贫困转

变,以农村为主向城乡统筹扶贫转变,注重脱贫速度向注重脱贫质量和人民获得感转变^[1]。城镇化的快速推进使得大量农村劳动力向城市转移,身处城市的农民工正面临着社会融入、就业歧视等诸多困境。2019年中国农民工数量

收稿日期:2021-08-25

*基金项目:江西财经大学2021大学生创新创业训练项目“多维视角下农民工相对贫困的精确测度与协同治理研究”(202110421067);国家自然科学基金项目“农民工家庭相对贫困的动态测度及扶贫长效机制构建:基于等值规模调整的研究”(72063012);深圳市哲学社会科学规划课题“深圳流动人口相对贫困的动态识别及减贫路径研究”(SZ2020C013)

作者简介:詹智俊,钟雅琦,马铭,程婧月,刘融天,本科生,主要从事农村贫困研究;彭继权,博士,副教授,主要从事农村经济与农户经济研究。

高达29077万人,如果以城镇居民人均可支配收入中位数50%作为相对贫困标准,处于相对贫困状态的农民工达7000万左右,表明农民工已经成为相对贫困的高发群体^[2]。2020年新冠肺炎疫情进一步加剧了农民工的生活就业压力,因此,如何有效缓解农民工相对贫困已成为亟待解决的问题。在有关缓解贫困的研究中,“资本”一直受到学界的广泛关注。早期学界主要强调传统意义上的自然资本和物质资本的减贫理论,认为贫困的主要根源在于实物资本投资不足。随着实物资本的减贫功能逐渐式微,现今越来越多学者意识到社会资本的减贫作用。然而,大多数学者只关注社会资本对绝对贫困的缓解作用,其对相对贫困的作用尚无统一结论。社会资本是否能显著降低农民工相对贫困?不同类型社会资本的减贫作用一致吗?农民工内部群体是否存在异质性?作用机制是什么?以上问题均值得深入研究。

二、文献述评

目前关于农民工相对贫困的研究主要集中在关于贫困的定义、测度、类型、致因和反贫困治理等方面。更多学者关注其中的两个主要方面:第一是农民工相对贫困的测度。随着研究的不断深入,贫困识别已从片面的单一维度转向较为全面的多维测度。已有的多维贫困指标体系都是基于联合国开发计划署(UNDP)的MPI,且大多采用A-F方法以农民工个体或家庭为单位测度相对多维贫困。但由于不同学者的数据来源、样本特征以及研究目的不同,所以选择的具体维度、指标也不同,故结果也有所差异。王春超和叶琴^[3]构建收入、健康、教育和医疗保险的4维贫困指数;蒋南平和郑万军^[4]构建包括收入、健康、生活质量、医疗服务、融入城市5维指标体系;彭继权等^[5]采用收入、教育、健康、生活、就业和融合5维贫困指数。第二是农民工相对贫困的致因。许多学者发现农民工的贫困问题既有自身内因,也受到社会因

素影响。在中国的人情社会中,“关系”网络中的社会资本在生活中发挥了重要作用,许多学者运用社会资本理论从农民工可行能力不足的角度分析致贫原因。李梦娜^[6]指出社会资本不足和制度性歧视导致农民工的社会支持有限从而陷入贫困。罗明忠等^[7]认为社会资本积累能增加农户持续发展能力,进而缓解相对贫困。胡伦等^[8]认为社会资本在缓解收入、教育贫困方面尤为突出。

当前,从社会资本视角分析农民工贫困问题的研究主要侧重于分析社会资本单一维度的影响。叶静怡和武玲蔚^[9]研究了社会资本对进城务工人员工资水平的因果效应;朱志胜^[10]探究社会资本对农民工就业的作用;刘传江和周玲^[11]研究社会资本与农民工的城市融合的关系;米松华等^[12]分析了农民工社会资本影响其健康的维度差异和类型差异;肖慧等^[13]探究社会资本对农民工精神维度的影响,发现社会资本能促进农民工幸福感的提高。大多数学者从单维视角注重分析农民工贫困,从多维视角探究社会资本对农民工相对贫困的影响的研究还很少。

综上所述,目前从社会资本视角探究农民工相对贫困的研究较少,大多数相对贫困指标体系中的维度和指标选取较为主观,且权重设置以等权重法居多。基于此,本文尝试构建一套更为科学合理的农民工相对贫困指标体系,并采用主成分赋权法克服等权重法的主观性。另外,为避免模型中可能存在的内生性问题运用IVProbit和二阶段最小二乘法(2SLS)模型分析社会资本对农民工相对贫困的影响,并通过中介效应检验其作用机制。

三、研究设计与数据分析

(一)数据来源及其处理方法

1. 数据来源

本文数据来源为中国家庭追踪调查数据(CFPS),该调查项目覆盖我国31个省份(不含

中国港澳台),囊括中国居民经济状况、就业、教育、人口迁移、家庭动态、健康、家庭关系等诸多研究主题,非常契合本文的研究需要。根据农民工的定义——“外出从事非农工作6个月以上的农业户口劳动者”,匹配2018年数据,剔除数据中的缺失值和异常值后,最终筛选出1673名农民工。

2. 农民工相对贫困界定与测度

本文使用Alkire 和Foster (2010)^[14]提出的A-F双界线法测度农民工相对贫困。测度方法如下:

对单一维度的贫困而言,只要该维度指标低于贫困临界值,即可界定为贫困。而要界定多维贫困,则需要涉及到两个临界值:一个是样本个体在单一维度上的贫困临界值,另一个则是各维度综合指标得分的临界值,因此该方法被称为“双界限”法。

首先,将农民工个体在每个维度指标上的值与对应临界值进行比较,从而判断其在各维度指标上的贫困状况。其中,用 x_{ij} 表示第 i 个样本在第 j 个贫困指标上的取值,用 z_j 表示第 j 个指标的贫困临界值,若 $x_{ij} < z_j$,则该样本在第 j 个指标上处于贫困或剥夺状态。用 g_{ij} 表示第 i 个样本在第 j 个贫困指标上的得分,赋值为0或1(0=非贫困,1=贫困),即:

$$g_{ij} = \begin{cases} 1, & x_{ij} < z_j \\ 0, & x_{ij} \geq z_j \end{cases} \quad (1)$$

同时,设置 w_j 表示第 j 个指标的权重赋值,计算第 i 个样本在 d 个维度上的贫困总得分 $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}$,最后测算出样本的多维相对贫困指数 $M_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_i(k)$ 。其中, k 为贫困总得分临界值,用于判断样本是否处于多维相对贫困,即:

$$c_i(k) = \begin{cases} c_i, & c_i \geq k \\ 0, & c_i < k \end{cases} \quad (2)$$

总而言之,多维相对贫困指数 是对各维度进行计算并测得的每个样本的多维相对贫困得分,以衡量其相对贫困程度,该数值介于0到1之间,数值越大表示样本个体的贫困程度越大;相对贫困识别是根据测算的多维相对贫困指数,选择临界值对贫困做出的界定,据此可将样本分为相对贫困和非相对贫困。

3. 相对贫困指标体系构建

在MPI指数的基础上,本文结合农民工城市生活的具体情况,从教育、就业、收入、精神、生活、健康等6个维度构建农民工相对贫困指标体系。教育维度,选取学历和是否有其他教育经历作为指标。就业维度选取有无保险与工作满意度自评。收入维度选取2018年全国城镇居民收入中位数50%作为临界值,同时将收入满意度自评纳入指标体系。精神维度的指标包括主观幸福感和是否感到孤独。生活维度采用生活满意度自评进行测度,也考虑互联网的使用情况,将互联网使用频率1月1次设为临界值。健康维度,选取自评健康状况和有无慢性病作为指标。将大于临界值的变量定义为贫困,赋值为1,并运用主成分分析法确定各指标权重。其中,KMO检验的值为0.68,接近0.7,说明该数据可以采用主成分分析法进行权重赋值,各指标权重见表1。

最后,依照相对贫困测度方法,计算出农民工的相对贫困总得分,生成变量“相对贫困程度”,借鉴前人经验将贫困总得分 $c_i \geq 1/3$ 定义为相对贫困^[15],生成变量“是否相对贫困”(相对贫困=1,非相对贫困=0)。

表1 农民工相对贫困指标体系

维度	指标	临界值	权重
教育	学历	初中以下学历赋值为1	0.07
	其他教育经历	没有学历教育外的其他教育经历,赋值为1	0.07
就业	养老保险	没有养老保险,赋值为1	0.1
	医疗保险	没有医疗保险,赋值为1	0.1
	工作满意度	对工作不满意,赋值为1	0.09

(续表)

收入	年收入	低于全国城镇居民人均可支配收入中位数50%，赋值为1	0.06
	收入满意度	对收入不满意，赋值为1	0.08
精神	主观幸福感	主观自评不幸福，赋值为1	0.05
	孤独感	经常感到孤独，赋值为1	0.07
生活	互联网使用	极少使用互联网，赋值为1	0.07
	生活满意度	对生活状况不满意，赋值为1	0.09
健康	健康状况	健康自评为不健康，赋值为1	0.07
	是否有慢性病	有慢性病，赋值为1	0.07

(二) 变量选取

本文的被解释变量为农民工相对贫困，使用上文测度的“相对贫困程度”和“是否相对贫困”两个变量分别进行回归。

本文的解释变量为社会资本，借鉴学者对社会资本的研究，将社会资本分为“社会网络”、“社会信任”以及“社会声望”三个维度^[16]。参考焦克源等^[17]的做法，通过CFPS问卷中“你的人缘关系”来衡量社会网络变量；社会信任方面，依托问卷中“您对邻居的信任程度”“您对陌生人的信任程度”，建立本文

的社会信任变量；将“您在本地的地位”作为社会声望变量。并将3个子指标合并，确定社会资本变量。

在控制变量上，地区差异、家庭情况、个人禀赋都可能影响农民工相对贫困，因此本文选取的控制变量包括年龄、性别、家庭人口、智力水平、普通话水平、所在地区和行业。其中，将“说普通话”定义为1，“说方言”定义为0；将东部地区定义为1，其他地区定义为0。将建筑业定义为1，其他行业定义为0。各变量描述性统计结果如表2所示。

表2 变量说明及描述性统计分析

	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	相对贫困程度	1673	0.323	0.162	0	0.86
	是否相对贫困	1673	0.491	0.5	0	1
解释变量	社会网络	1673	6.993	1.656	0	10
	社会信任	1673	4.713	1.655	0	10
	社会声望	1673	2.796	0.941	1	5
	社会资本	1673	4.834	0.971	0.333	8.333
控制变量	年龄	1673	29.05	6.679	16	54
	性别	1673	0.598	0.491	0	1
	家庭人口	1673	3.913	2.221	1	14
	智力水平	1673	5.484	1.242	1	7
	普通话水平	1673	0.738	0.44	0	1
	所在地区	1673	0.43	0.495	0	1
	行业	1673	0.123	0.329	0	1

四、社会资本对农民工相对贫困的实证分析

(一) 模型构建

1. 基准模型

本文首先使用OLS回归模型，从微观个体角度探究社会资本与农民工相对贫困程度的关系，并在此基础上运用二元Logit模型分析社会资本对农民工是否相对贫困的影响。计量模型如下：

$$Poverty_i = \alpha_0 + \beta_0 scap_i + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, i 表示农民工个体; $Poverty_i$ 表示农民工个体的相对贫困程度; $scap_i$ 表示农民工的社会资本; 系数 β_0 是我们关注的重点; 控制变量为 x_i ; ε_i 为随机误差项。接着构建二元Logit模型:

$$Logit(p_i)=ln(\frac{p_i}{1-p_i})=\alpha_0 + \beta_0scap_i + \Sigma\gamma_iX_i+\mu_i \quad (4)$$

其中, p_i 为 $Y_i=1$ 的概率, 即农民工相对贫困的概率, $1-p_i$ 是非相对贫困的概率; μ_i 为随机误差项。除此之外, 考虑到模型可能存在的内生性问题, 采用2SLS和IVProbit消除内生性对模型产生的影响。其中, 2SLS的第一阶段使用内生解释变量与工具变量回归得到拟合值; 第

二阶段用被解释变量对第一阶段回归得到的拟合值进行回归。IVProbit是“工具变量Probit”, 用于检验二值选择模型的内生性问题。

由于本文构建的模型中内生性变量只有 $scap$, 故两阶段最小二乘估计的第一阶段回归如下式所示:

$$scap_i = \delta_0 + \delta_1W_i + \delta_2X_i + \tau_i \quad (5)$$

其中, W_i 是工具变量, δ_0 、 δ_1 、 δ_2 为待估计参数, τ_i 为随机误差项。

2. 中介效应模型

对于中介效应的研究, 学界流行的方法是Baron和Kenny (1986)^[18]的逐步回归法, 参考他们的研究, 构建以下中介效应模型:

$$Poverty_i = c_0 + c_1scap_i + c_2X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$M_i = a_0 + a_1scap_i + a_2X_i + \mu_i \quad (7)$$

$$Poverty_i = b_0 + c' scap_i + b_1 M_i + b_2X_i + \tau_i \quad (8)$$

其中, M_i 代表社会资本影响相对贫困的中介变量, c_0 、 a_0 、 b_0 为常数项, c_1 、 a_1 、 c' 为社会资本的系数, b_1 为中介变量的系数, X_i 是控制变量, ε_i 、 μ_i 、 τ_i 为随机误差项。

式(6)表示社会资本对农民工相对贫困的总效应; 式(7)表示社会资本对中介变量的影响; 式(8)表示中介变量对相对贫困的影响。若系数 c_1 、 a_1 、 c' 、 b_1 同时显著, 则证明变量M为社会资本影响农民工相对贫困的中介变量。

然而, 使用逐步回归法进行中介效应检验受到学界的许多质疑和批评^[19], 考虑到此方法可能存在的缺陷, 本文还将参考Zhao等人^[20]的

研究, 使用Bootstrap法检验中介效应以确保结论的准确性。Bootstrap法通过从样本中重复取样, 得到许多个系数乘积的估计值, 最终构成一个的置信度为95%的置信区间, 若该置信区间不包含0, 则说明确实存在中介效应^[21]。

(二) 社会资本对农民工相对贫困的实证分析

1. 基准回归

本文分别采用OLS和二元Logit进行计量估计, 探究社会资本对农民工相对贫困的影响, 结果见表3:

表3 社会资本对农民工相对贫困的基准回归结果

变量	相对贫困程度		是否相对贫困	
	OLS回归		二元Logit回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
社会资本	-0.04*** (0.004)		-0.409*** (0.057)	

(续表)

社会网络		-0.008*** (0.002)		-0.079** (0.033)
社会信任		-0.023*** (0.004)		-0.143*** (0.033)
社会声望		-0.014*** (0.002)		-0.264*** (0.058)
智力水平	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.203*** (0.043)	-0.202*** (0.043)
年龄	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.021*** (0.008)	0.022*** (0.008)
性别	0.01 (0.008)	0.01 (0.008)	0.202* (0.109)	0.199* (0.11)
所在地区	-0.036*** (0.008)	-0.038*** (0.008)	-0.493*** (0.108)	-0.511*** (0.109)
家庭人口	0.003* (0.002)	0.003* (0.002)	0.013 (0.024)	0.016 (0.024)
行业	0.062*** (0.012)	0.061*** (0.012)	0.832*** (0.173)	0.824*** (0.174)
普通话水平	-0.038*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	-0.55*** (0.123)	-0.547*** (0.123)
常数项	0.565*** (0.029)	0.56*** (0.03)	2.78*** (0.426)	2.745*** (0.432)
观测值	1673	1673	1673	1673
R ² /准R ²	0.149	0.154	0.086	0.089

注: 括号内为标准误, ***, **, *分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

总体来说, 两种估计方法的回归结果均显示社会资本对农民工相对贫困存在显著的负向影响。具体而言, 式(1)的回归结果显示, 社会资本的OLS回归系数为-0.04, 且在1%的水平上显著。表明社会资本每提升1%, 农民工相对贫困程度下降0.04%。在式(2)中, 社会资本各子指标均在1%的水平上和农民工相对贫困程度呈负相关。其中, 社会信任的回归系数绝对值最大, 说明社会信任对相对贫困程度的影响在3个指标中最大, 可能的解释是社会信任加强了农民工个体的合作意愿, 促使农民工与社会环境之间产生更多的互惠行为, 有利于其行动的成功或带来直接收益, 从而改善其相对贫困。子指标和总指标的回归结果共同说明社会资本对农民工缓解相对贫困具有显著影响。且社会网络、社会信任与社会声望加总形成的社会资本对改善农民工相对贫困的作用更加明显。

在式(3)-(4)中, 将“是否相对贫困”作为被解释变量进行二元Logit回归, 回归结果表明社会资本与社会网络、社会信任、社会声望均

对农民工是否相对贫困有显著负向影响, 说明当农民工社会网络、社会信任和社会声望水平提高时, 其处于相对贫困的概率会下降。对社会资本的边际影响进行分析, 结果显示, 社会资本水平提高1个单位, 农民工相对贫困的概率将下降9.07%; 对各子指标的边际影响进行分析, 每增加1个单位的社会网络, 能使农民工相对贫困的可能性降低1.7%, 社会信任和社会声望每单位增加分别能使农民工相对贫困的可能性降低3.1%和5.8%。相比于各子指标的影响, 社会资本总指标对被解释变量的作用效果更加明显。

2. 内生性检验

考虑到农民工相对贫困和社会资本之间可能互为因果关系。例如, 社会资本水平的提高可能缓解农民工相对贫困, 但反过来也可能是农民工的贫困状况得到改善后, 亲友更愿与其交往, 使社会资本水平有所提高。在不讨论内生性问题时, 得到的实证结果可能并不严谨, 因此, 本文进一步采用2SLS和IVProbit方法对模型内

生性进行处理。

本文选取“是否是工会成员”(1=是, 0=不是)作为内生性检验的工具变量。一方面, 是否是组织成员能体现农民工个体的社会资本水平; 另一方面, 该变量对农民工相对贫困的影响

很小, 同时具备相关性和外生性, 适合作为工具变量。由于模型的内生解释变量只有一个, 无需进行过度识别检验。但仍会进行弱工具变量检验来证明工具变量的有效性。具体回归结果见表4:

表4 内生性检验回归结果

变量	社会资本	相对贫困程度	是否相对贫困
	第一阶段回归	2SLS第二阶段	IVProbit第二阶段
	(1)	(2)	(3)
社会资本		-0.480*** (0.178)	-4.460*** (1.730)
是否工会成员	0.246*** (0.094)		
性别	0.171*** (0.049)	0.089** (0.039)	0.870** (0.378)
家庭人口	0.014 (0.011)	0.009 (0.006)	0.063 (0.053)
年龄	-0.000 (0.004)	0.002 (0.002)	0.016 (0.016)
智力水平	w0.110*** (0.019)	0.033 (0.022)	0.342 (0.211)
地区	-0.051 (0.049)	-0.055** (0.024)	-0.495** (0.230)
行业	0.016 (0.075)	0.062* (0.035)	0.534 (0.331)
普通话水平	0.101* (0.055)	0.006 (0.031)	0.075 (0.299)
常数项	4.006*** (0.160)	2.320*** (0.713)	18.521*** (6.936)

注: 括号内为标准误, ***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

2SLS估计结果显示, 社会资本的系数为-0.48, 在1%水平上显著, 说明社会资本水平每提高1%, 农民工的相对贫困程度会降低0.48%, 远高于OLS回归结果。这表明模型的内生性问题使得社会总资本估计系数被严重低估。同时, 社会资本的IVProbit估计系数为-4.46, 且在1%水平上显著, 对社会资本边际影响进行分析, 得到每提高1%的社会资本水平, 农民工相对贫困的概率减少17.8%, 大约是Logit回归结果的两倍。可见内生性问题影响了结论的准确性, 这体现在低估了社会资本的作用。社会资本的实际影响应以解决内生性问题后的结果为准。

在弱工具变量检验中, 使用有限信息最

大似然法(LIML), 得到社会资本的估计系数为-0.480 (P=0.007), 与2SLS估计结果基本一致, 从侧面说明本文使用的变量并非弱工具变量。IVProbit方法中, AR检验统计值为48.01, Wald检验统计值为6.64, 均在1%水平上显著。故应拒绝原假设“ H_0 : 内生变量与工具变量不相关”, 证明工具变量不是弱工具变量。

3. 异质性分析

为了进一步检验社会资本对农民工内部不同群体的影响, 本文将样本按年龄、行业、性别、婚姻状况进行分组回归。年龄方面, 考虑到相对贫困的代际传递问题, 将农民工按老一代和新生代进行分组, 将“90后出生的农民工”作为划分依据, 16岁~29岁为新生代, 30岁及以上

为老一代。行业方面,考虑到建筑业农民工相对贫困发生率较高,故以建筑业和非建筑业进行分组。性别方面,将男女性别差异作为分组依据进行回归。婚姻状况方面,考虑到是否婚

配对农民工个体相对贫困有一定影响,将已婚与其他情况(未婚、同居、离婚、丧偶)进行分组。同样分别使用2SLS与IVProbit进行估计,此处只展示第二阶段结果,具体如下:

表5 社会资本对农民工相对贫困程度异质性分析

变量	年龄分组		行业分组		性别分组		婚姻状况分组	
	新生代 (1)	老一代 (2)	建筑业 (3)	非建筑业 (4)	男性 (5)	女性 (6)	在婚 (7)	其他 (8)
社会资本	-0.371* (0.209)	-0.606* (0.331)	-0.205 (0.147)	-0.515** (0.214)	-0.418** (0.171)	-0.526 (0.348)	-0.510** (0.241)	-0.447 (0.281)
性别	0.071 (0.043)	0.105 (0.074)	0.130* (0.077)	0.090** (0.045)			0.091 (0.058)	0.091* (0.055)
家庭人口	0.004 (0.005)	0.023 (0.017)	0.004 (0.006)	0.010 (0.007)	0.011 (0.007)	0.002 (-0.009)	0.008 (0.007)	0.009 (0.009)
年龄	0.004 (0.006)	-0.002 (0.006)	0.003 (0.003)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.004 (-0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
智力水平	0.018 (0.024)	0.051 (0.041)	-0.021 (0.013)	0.043 (0.028)	0.015 (0.019)	0.057 (-0.049)	0.042 (0.031)	0.025 (0.032)
地区	-0.053** (0.025)	-0.059 (0.047)	-0.025 (0.036)	-0.059** (0.027)	-0.049* (0.027)	-0.061 (-0.041)	-0.067* (0.035)	-0.041 (0.034)
行业	0.031 (0.039)	0.092 (0.062)			0.078** (0.032)	-0.066 (-0.132)	0.053 (0.046)	0.073 (0.067)
普通话水平	0.027 (0.046)	-0.040 (0.048)	0.008 (0.036)	0.009 (0.037)	0.034 (0.041)	-0.04 (-0.045)	-0.004 (0.037)	0.022 (0.060)
常数项	1.854** (0.740)	2.928** (1.435)	1.287* (0.711)	2.419*** (0.835)	2.192*** (0.722)	2.424* (-1.373)	2.435** (0.999)	2.226** (1.116)
观测值	945	728	206	1,467	1,000	673	964	709

注:括号内为标准误,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

从分组估计结果不难看出,2SLS和IV-Probit的回归结果中社会资本的估计系数均为负。从代际分组来看,新生代和老一代农民工的相对贫困均受社会资本影响,社会资本水平提高对缓解其相对贫困有积极作用,且社会资本水平对老一代农民工相对贫困的影响更大。从行业分组来看,建筑业和非建筑业农民工相对贫困均受社会资本影响,社会资本对非建筑业农民工减轻相对贫困程度的影响更大,而对

影响建筑业农民工是否相对贫困的作用更强。从性别分组来看,相比于男性农民工,女性农民工相对贫困受其社会资本拥有量影响稍大,但未表现出明显的组间差异。

从婚姻状况分组来看,无论是在婚还是其他情况,农民工社会资本水平对改善其相对贫困均有正向影响。而相比于其他情况,已婚的农民工个体社会资本水平对改善其相对贫困的作用更加明显。

表6 社会资本对农民工是否相对贫困异质性分析

变量	年龄分组		行业分组		性别分组		婚姻状况分组	
	新生代 (1)	老一代 (2)	建筑业 (3)	非建筑业 (4)	男性 (5)	女性 (6)	在婚 (7)	其他 (8)
社会资本	-3.437* (2.063)	-5.762* (3.267)	-0.730 (1.033)	-5.020** (2.172)	-4.105** (1.746)	-4.400 (3.104)	-5.111** (2.531)	-3.592 (2.390)
性别	0.691 (0.423)	1.067 (0.723)	0.940* (0.524)	0.911** (0.448)			1.026* (0.609)	0.731 (0.463)

(续表)

家庭人口	0.011 (0.050)	0.204 (0.170)	0.003 (0.043)	0.074 (0.066)	0.099 (0.074)	-0.002 (0.079)	0.054 (0.077)	0.059 (0.075)
年龄	0.039 (0.058)	-0.026 (0.057)	0.043* (0.023)	0.020 (0.019)	0.008 (0.019)	0.030 (0.027)	0.014 (0.028)	0.005 (0.028)
智力水平	0.222 (0.232)	0.484 (0.402)	-0.209** (0.093)	0.462 (0.284)	0.205 (0.195)	0.472 (0.437)	0.451 (0.325)	0.217 (0.267)
地区	-0.479** (0.243)	-0.545 (0.463)	-0.386 (0.249)	-0.512* (0.273)	-0.506* (0.275)	-0.462 (0.354)	-0.647* (0.367)	-0.346 (0.281)
行业	0.206 (0.370)	0.889 (0.612)			0.702** (0.322)	-0.711 (1.153)	0.392 (0.480)	0.626 (0.557)
普通话水平	0.320 (0.450)	-0.435 (0.464)	-0.075 (0.260)	0.138 (0.371)	0.385 (0.414)	-0.379 (0.387)	0.010 (0.383)	0.117 (0.506)
常数项	13.809* (7.301)	25.128* (14.176)	3.283 (4.991)	20.340** (8.478)	18.237** (7.368)	17.733 (12.267)	21.242** (10.476)	15.259 (9.481)
观测值	945	728	206	1,467	1,000	673	964	709

注：括号内为标准误，***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

4. 社会资本对农民工相对贫困的作用机制
为厘清社会资本影响农民工相对贫困的微观传导机制，本文拟采用中介效应进行检验。过往学者的研究中，大多选择“非正规金融”或“农村劳动力流动”^[22-23]作为社会资本影响贫困的中介变量，但研究对象是农户。

本文研究对象为农民工个体，探讨个体层

面的贫困发生机理应选择个体层面的中介变量。社会资本强调通过成员间的合作与信任，增强个体的自我效能感，提升信心和主观能动性^[24]，从而助力减贫。本文选用CFPS数据中的“对自己未来信心程度”作为衡量农民工自我效能感的变量，并进行中介效应检验，检验结果如表7所示：

表7 社会资本对农民工相对贫困的机制检验

变量	相对贫困程度	自我效能感	相对贫困程度
	(1)	(2)	(3)
社会资本	-0.0397*** (0.00383)	0.206*** (0.0202)	-0.0350*** (0.00392)
自我效能感			-0.0226*** (0.00462)
智力水平	-0.0161*** (0.00301)	0.00676 (0.0158)	-0.0160*** (0.00299)
年龄	0.00195*** (0.000558)	-0.00100 (0.00294)	0.00193*** (0.000555)
性别	0.0104 (0.00775)	0.0990** (0.0408)	0.0127 (0.00771)
地区	-0.0364*** (0.00768)	0.00651 (0.0405)	-0.0362*** (0.00763)
家庭人口	0.00288* (0.00170)	0.0226** (0.00894)	0.00339** (0.00169)
行业	0.0615*** (0.0116)	0.00552 (0.0613)	0.0617*** (0.0116)
普通话水平	-0.0377*** (0.00864)	-0.00611 (0.0455)	-0.0378*** (0.00859)
常数项	0.565*** (0.0293)	3.038*** (0.155)	0.633*** (0.0324)
观测值	1,673	1,673	1,673
R ²	0.149	0.071	0.161

注：括号内为标准误，***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著

模型(6)中的系数 c_1 在1%的水平上显著,表明总效应显著;模型(7)中的系数 a_1 在1%的水平上显著为正,表明社会资本可以促进农民工自我效能感提升;同时,模型(8)的系数 b_1 在1%的水平上显著为负,意味着社会资本影响农民工相对贫困的间接效应显著。因此,自我效能感是社会资本影响农民工相对贫困的作用渠道,表现为部分中介效应,中介效应大小为11.7%。使用Bootstrap法进一步检验(Bootstrap重复次数为1000次),得到农民工自我效能感的中介效应95%置信区间为[-0.0426,-0.0271],不包含0,说明农民工自我效能感在社会资本和相对贫困之间确实存在中介作用。

五、结论与政策建议

农民工是城市贫困问题的主要群体,探析社会资本对农民工相对贫困的影响,对相对贫困治理和社会经济高质量发展意义重大。研究发现:第一,社会资本对农民工整体相对贫困程度具有显著的负向影响,社会资本水平每提高1%,农民工的相对贫困程度下降0.48%,农民工陷入相对贫困的概率下降17.8%。第二,不同类型社会资本对农民工相对贫困作用存在差异,社会信任和社会声望对缓解相对贫困的作用更大。第三,社会资本对老一代、非建筑业、女性以及已婚农民工的相对贫困缓解作用更大。第四,自我效能感是社会资本影响农民工相对贫困的中介变量,其中介效应大小为11.7%。

因此,农民工相对贫困治理应充分发挥社会资本的积极作用,未来仍须强化以下方面:第一,从社会网络角度出发,通过普及互联网、建立农民工互助通讯平台等方式,拓展农民工信息接收渠道。“十四五”规划纲要提出要迎接数字时代,加快建设数字经济、数字社会。互联网的普及与渗透、信息服务的全覆盖有助于提高农民工数字技能,拓宽其社交网络,改善其信息博弈弱势地位。第二,从社会信任角度出发,

健全社会信用体系,创建稳定、和谐的社会信任环境。这有助于畅通农民工之间合作共赢的互动渠道,降低交易的时间和物质成本,形成高效的互惠模式。第三,从社会声望角度出发,组织相应活动改善农民工社交圈同质化现状,提高其社会资本的质量;同时,增加其参与城市社会管理活动机会,弥补农民工体制内的社会支持,改善其政治弱势地位。第四,注重农民工心理健康状态,通过建立农民工心理援助机构,疏导其在生活上产生的消极心理,提高农民工的自我认同感和自我效能感,进而增强其减贫信心。

参考文献:

- [1]孙久文,张静,李承璋,卢怡贤.我国集中连片特困地区的战略判断与发展建议[J].管理世界,2019,35(10):150-159,185.
- [2]王国敏,何莉琼.我国相对贫困的识别标准与协同治理[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2021,42(3):100-111.
- [3]王春超,叶琴.中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察[J].经济研究,2014,49(12):159-174.
- [4]蒋南平,郑万军.中国农民工多维返贫测度问题[J].中国农村经济,2017(6):58-69.
- [5]彭继权,张利国,陈苏.进城农民工相对贫困的代际差异研究——基于RIF无条件分位数回归分解法[J].财经论丛,2020(9):3-12.
- [6]李梦娜.社会资本视角下城市农民工反贫困治理研究[J].农村经济,2019(5):121-127.
- [7]罗明忠,刘子玉,郭如良.合作参与、社会资本积累与农户相对贫困缓解——以农民专业合作社参与为例[J].农业现代化研究,2021,42(5):930-940.
- [8]胡伦,陆迁,杜为公.社会资本对农民工多维贫困影响分析[J].社会科学,2018(12):25-38.
- [9]叶静怡,武玲蔚.社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别[J].经济学(季刊),2014,13(4):1303-1322.
- [10]朱志胜.社会资本的作用到底有多大?——基于农民工就业过程推进视角的实证检验[J].人口与经济,2015(5):82-90.
- [11]刘传江,周玲.社会资本与农民工的城市融合[J].人口研究,2004(5):12-18.

- [12]米松华,李宝值,朱奇彪.农民工社会资本对其健康状况的影响研究——兼论维度差异与城乡差异[J].农业经济问题,2016,37(9):42-53,110-111.
- [13]肖慧,黄龙俊江,谢芳婷.社会资本促进农民工幸福感的提高——基于CLDS2016调查数据[J].云南农业大学学报(社会科学),2021,15(3):21-27,95.
- [14]Sabina Alkire, James Foster. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7):476-487.
- [15]邹薇,方迎风.关于中国贫困的动态多维度研究[J].中国人口科学,2011(6):49-59,111.
- [16]苗红娜.社会资本研究:分类与测量[J].重庆大学学报(社会科学版),2015,21(6):123-131.
- [17]焦克源,陈晨.社会资本对农村贫困代际传递影响机制研究[J].中国人口·资源与环境,2020,30(4):166-176.
- [18]Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6):1173-1182.
- [19]陈瑞,郑毓煌,刘文静.中介效应分析:原理、程序、Bootstrap方法及其应用[J].营销科学学报,2013,9(4):120-135.
- [20]Zhao X, Lynch J G, Chen Q. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis[J]. Journal of Consumer Research, 2010, 37(2):197-206.
- [21]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [22]谭燕芝,张子豪.社会网络、非正规金融与农户多维贫困[J].财经研究,2017,43(3):43-56.
- [23]车四方,谢家智,姚领.社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困[J].西南大学学报(社会科学版),2019,45(2):61-73,196.
- [24]周文霞,郭桂萍.自我效能感:概念、理论和应用[J].中国人民大学学报,2006(1):91-97.

【责任编辑 许鲁光】

Will Social Capital Alleviate the Relative Poverty of Migrant Workers in Cities? A Mediation Test Based on Self-efficacy

ZHAN Zhijun, ZHONG Yaqi, MA Ming, CHENG Jingyue, LIU Rongtian & PENG Jiquan

Abstract: Based on the 2018 CFPS data to construct a relative poverty indicator system for migrant workers, this paper uses the 2SLS and IVProbit models to analyze the impact of social capital on the relative poverty of migrant workers, and Bootstrap method is used to mediation test its mechanism. The study found that social capital has a significant negative impact on the relative poverty of migrant workers. For every 1% increase in the level of social capital, the relative poverty of migrant workers decreases by 0.48%, and the probability of relative poverty decreases by 17.8%. From the perspective of heterogeneity analysis, social trust has the greatest effect on alleviating the relative poverty of migrant workers, and social prestige can minimize the probability of relative poverty; Social capital poverty reduction shows obvious group differences, and it has a greater effect for the older generation, non-construction, female, and married migrant workers. From the test of the mechanism, social capital can alleviate the relative poverty of migrant workers by improving their self-efficacy, and its partial mediation effect is 11.7%. Therefore, attention should be paid to the improvement of migrant workers' social capital and their sense of self-efficacy should be improved through psychological assistance, so as to promote long-term governance of the relative poverty of migrant workers.

Keywords: migrant workers; relative poverty; social capital; instrumental variable method; mediation effect test