

社会资本能否影响农民工职业流动

——基于阶层变动视角的分析

李珊珊, 刘泽琦

摘 要: 推动农民工职业流动是我国实现共同富裕的重要途径。将农民工职业流动方向设定为向上流动、平行流动、向下流动三种类型,从农民工社会资本入手,采用中国劳动力动态调查数据和《中国城市统计年鉴》等数据,运用竞争性风险模型考察社会资本对农民工职业流动的影响。结果发现,每多一人提供就业帮助,农民工职业向上流动的概率显著提高 1.4%,职业平行流动的概率显著降低 2.3%;职业向下流动的概率提高 0.7%,但不显著。也就是说,社会资本有助于农民工减少职业平行流动,实现职业向上流动,同时不会带来职业向下流动。替换核心变量的度量方法后与基准回归结果一致。通过非参置换检验、工具变量法、广义倾向得分匹配法考虑内生性问题后的结果进一步证明了上述结论。最后提出政府要畅通农民工社会资本获取的渠道,促进农民工组织层面社会资本的巩固和开发,农民工个人注重维护和积累自身社会资本的启示。

关键词: 农民工; 职业流动; 社会资本; 竞争性风险模型

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)02-0120-14

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2023.02.001

一、引 言

职业流动是农民工实现职业阶层跨越的主要方式,对农民工个人乃至国家经济社会发展都具有重要意义。2021 年我国农民工的数量为 2.92 亿^[1],占全国就业人员总量的 39.18%。庞大的农民工群体在我国经济转型升级过程中发挥着举足轻重的作用,关注农民工群体的职业流动问题是推动经济发展的题中之义。农民工有序实现职业流动会提高自身收入、维护劳动权益,有利于职业健康发展;也可以促进国家人力资本的开发和利用,加快人口红利优势向人力资本红利优势转变。

然而,当前农民工职业流动并不顺畅。农民工集中在劳动密集型的制造业和建筑业等行业^[1],多处于体力劳动者阶层^[2],职业流动的比例低且较少发生职业向上流动,存在明显的“天花板效应”^[3]。农民工职业流动不畅对农民工自身职业发展以及国家经济发展和社会稳定都会产生负面影响。因此应该加强对农民工职业流动问题的研究,探究促进农民工职业流动的措施方法。

社会资本是劳动者职业流动的重要影响因素。支持该观点的学者主要有两个出发点:一是假定劳动力市场处于不完全竞争的状态,经济生活“嵌入”于社会网络中。由于信息不对称,劳动力市场不能实现完全竞争,处于一种异质和可分割的状态。就业信息不仅会通过劳动力市场进行传播,而且更多地会通过社会网络传递。那么,劳动者的社会资本就会影响他们获取的就业信息数量和质

作者简介: 李珊珊,华北电力大学经济与管理学院讲师,caulss@163.com(北京 102206);刘泽琦,清华大学中国农村研究院博士后(北京 100084)

量^[4],进而影响劳动者的职业流动行为。二是假定劳动者遵循有限理性的原则。学者们认为在劳动力市场中,雇主和雇员均是遵循有限理性的原则,社会资本中蕴含的信任和人情要素会影响人们的经济行动^[5]。对农民工群体而言,利用社会资本求职就业的比例比城镇劳动力高出9.4%^[6],依赖社会资本获得工作的比例超过50%^[7],社会资本是影响农民工就业的重要原因。因此,有必要探究社会资本对农民工职业流动的影响。

以往研究更多探究农民工的代际职业流动问题,对农民工代内职业流动的关注不足,也缺乏从社会资本入手考察对农民工职业流动影响的研究。因此,本文运用社会资本理论和职业流动理论,从经济学角度出发,利用中国劳动力动态调查数据(CLDS)、中国家庭追踪调查数据(CFPS)以及《中国城市统计年鉴》数据,探讨社会资本对农民工职业流动的影响问题。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

以往学者关于职业流动的影响因素,可以分为宏观和微观两个层面。在宏观层面上,影响因素主要包括劳动力市场制度及地区特征、城市规模等。具体来看:在高城镇化的地区,就业机会和职业选择更多,父母等家庭先赋因素对子女职业阶层的影响力下降,代际职业流动性提高^[8],劳动者享有更多的职业向上流动机会。大城市可以发挥规模效应和拥挤效应等影响劳动力市场回报^[9],城市规模越大,越能提高求职者的就业质量,职业向上流动可能性越大^[10]。

在微观层面上,影响职业流动的因素主要包括劳动者的性别、年龄等个体特征,受教育程度、工作经验和技能培训等人力资本特征以及个人社会资本等非制度因素。相比于女性,男性职业向上流动可能性大^[11]。随着年龄的增长,农民工的工龄增长,工作经验和技能也会逐步增强,实现职业向上流动可能性更大^[12]。人力资本理论认为,职业流动水平取决于劳动者人力资本存量的高低^[13],人力资本存量越高,向上流动的可能性更大。工作转换次数越多,越有利于农民工职业向上流动^[14]。工作转换比人力资本的回报率更高,对收入增长有更大的作用^[15]。

社会资本在劳动力市场中发挥资源配置的作用。从20世纪70年代开始,社会资本作为一种独立而重要的资本类型,逐步进入到劳动力市场的研究中,形成了新经济社会学的社会网络分析流派。此流派的重要领域之一在于探讨社会资本在劳动力职业生涯中的作用,应用的地区范围涵盖了所有主要国家或地区。以往研究发现雇主愿意通过提供推荐奖金的方式,鼓励员工通过个人社会网络推荐求职者进入企业应聘^[16]。对雇主来说,这种途径可以获取更可靠的劳动者信息^[17],减少招聘成本和摩擦成本,而且经由他人推荐的员工工作资质更高、工作满意度更高、离职倾向更低^[18]。对求职者来说,这种途径可以架起和雇主的信息沟通桥梁,降低市场搜寻成本^{[19](P190-191)},获得更高的工资以及更高的经济地位^[20]。即社会资本有助于求职者获得更好的劳动力市场回报。

社会资本对农民工职业流动影响的研究结论并不一致。一部分学者认为社会资本不利于劳动者职业向上流动。由于社会资本运作的方式是在有限的范围内按照相互义务运作,关系人和求职者的工作相似性高,造成的结果是相比于自主就业的人,利用社会资本并不能有助于劳动者实现职业向上流动^[21]。符平等^[22]利用2012年全国性调查数据研究发现,社会资本只有助于农民工获取低端工作,对获取中高端职业的影响不大,且不利于农民工实现职业向上流动。田北海等^[23]认为无论利用强关系还是弱关系型社会资本,都显著地制约了农民工的职业向上流动。曾福生等^[12]区分了社会资本的类型,认为基于血缘和地缘形成的社会资本对农民工职业向上流动有负向影响,基于职业关系形成的社会资本对农民工职业向上流动影响不显著。也有一部分学者认为利用社会资本进行职业流动是农民工的理性选择^[24]。社会资本可以帮助农民工在求职过程中采取更有利于获得劳动力

市场回报的行动,实现代内职业向上流动^[25]和代际职业向上流动^[26]。且社会资本的使用具有累积效应,随着时间的推移可以发挥延时效应,助力劳动者实现向上流动^[27]。

(二) 研究假设

林南^{[28](P18-20)}总结社会资本运作方式主要通过促进信息流动、施加影响、社会信用证明以及强化身份和认同感等路径发挥作用。张顺等^[29]则进一步从社会资本影响行动者经济回报的角度考察了社会资本的作用机制,指出社会资本的作用机制主要包括机会机制、充分信息机制、信任机制以及人情机制。因此,在劳动力市场中,社会资本可以为劳动者提供信息、信任及人情资源。具体分析如下:

社会资本有助于农民工获得更高质量的就业信息。该作用主要体现在三个方面:一是社会资本可以拓宽农民工获取信息的来源和信息量,二是社会资本可以帮助农民工筛选、识别和解读信息,三是社会资本可以促进农民工对信息的转化和利用。根据搜寻与价格离散的关系可知,社会信息越多,价格离散扩大,不同就业的质量差异大,此时劳动者搜寻信息的收益更大。当劳动者搜寻就业信息的边际收益增加时,个人对信息的需求相应增多,劳动者会运用各种渠道进行信息搜寻。此时发挥社会资本的信息传递效应,可以减少信息不对称造成的阻碍。而且这一作用并不会随着市场规则的改变发生变化。

社会资本有助于农民工获得就业或晋升机会。社会资本理论认为社会网络的互动具有持久性,个体与他人的网络关系能够产生信任。由于社会资本的信任机制,交易双方都信任利用社会资本获得的资源。信任可以降低道德风险,在经济交易的过程中,经济主体获得的信任度越高,发生策略违约的风险就越小^[30]。甚至社会资本可以交换人情资源。因此,利用社会资本更可能获得理想的就业或晋升机会。

进一步借鉴 Munshi^[31]的分析,引入社会资本,主要从社会资本的信息传递和资源获取两个方面考察社会资本对农民工职业流动影响的理论机制。本文实证分析过程中按照埃里克森-戈德索普阶层分类框架(Erikson-Goldthorpe-Portocarero schema, EGP)将职业阶层划分为管理者和专业技术人员、一般行政人员和非体力劳动者、小业主和个体经营者、农业劳动者、技术体力工人以及非技术体力工人等五类,本部分为了分析方便,简化职业阶层分类数目,假设农民工职业分为高端职业、中端职业以及低端职业三个职业阶层,并将三个职业阶层分别记为D、B、A。从高的职业阶层流向低的职业阶层为职业向下流动,反之则为职业向上流动,若在同一职业阶层流动则为职业平行流动。假设个体*i*的职业能力为 a_i ,服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布。 r_m 是*m*职业阶层中每单位能力的报酬,并满足高职业阶层报酬高于低职业阶层报酬,即 $r_D > r_B > r_A$ 。个体进行职业流动时需要付出一定成本,用 C_{nm} 表示从*n*职业阶层流向*m*职业阶层的成本,满足 $C_{AD} > C_{BD} > C_{AB} > C_{DD} = C_{BB} = C_{AA} > 0$, $C_{DB} = C_{DA} = C_{BA}$ 。社会资本可以通过传递更加丰富有用的求职信息的方式降低农民工职业流动过程的搜寻匹配成本。用 R_m^j 表示群体*j*进入*m*职业阶层使用社会资本带来的成本减少量。基于现实情况,仅靠社会资本而不付出个人努力难以进入更高职业阶层,因此假设社会资本仅能抵消部分的向上流动成本,也就是 $R_B^j < C_{AB}$, $R_D^j < C_{BD} < C_{AD}$ 。同时,社会资本也可以提供求职者和招聘方的沟通渠道,增加招聘方对求职者能力的认识或者帮助求职者熟悉招聘方的求职要求,从而实现个人能力的加成,提高职业流动的概率。用 G_m^j 表示群体*j*进入*m*职业阶层使用社会资本获取资源从而实现的个人能力加成。

一是当社会资本发挥信息传递作用时,初始职业阶层为A的群体*j*中的农民工个体满足 $r_B a_i^j - C_{AB} + R_B^j \geq r_A a_i^j$ 条件,农民工在A和B两个职业阶层中会选择B职业阶层。也就是满足:

$$(r_B - r_A) a_i^j + R_B^j \geq C_{AB} \quad (1)$$

此时农民工会选择职业阶层 B 优于选择职业阶层 A。此时,社会资本能够降低的成本越多,即 R_B^j 越大,农民工越可能获取更好的职业阶层。同理,当从 A 职业阶层流向 B 职业阶层或 D 职业阶层时,以及 B 职业阶层流向 D 职业阶层时,或者在职业阶层内进行流动时也是如此,社会资本能够降低的成本越多,农民工越可能实现职业向上流动。

二是当社会资本发挥资源获取作用时,当满足 $r_B a_i^j C_{BD} - C_{AB} + r_B G_B^j \geq r_A a_i^j$ 的条件,农民工在 A 和 B 两个职业阶层中会选 B 职业阶层。也就是满足:

$$r_B (a_i^j + G_B^j) - r_A a_i^j \geq C_{AB} \quad (2)$$

此时农民工会选择职业阶层 B 优于选择职业阶层 A。此时,社会资本能够发挥的资源获取作用越大,即 G_B^j 越大,农民工越可能获取更好的职业阶层。

同理,在分析职业向下流动时,无论社会资本发挥信息传递还是资源获取的功能,社会资本的使用都不会带来职业向下流动。据此提出研究假说。

假说 1: 社会资本可以帮助农民工减少职业平行流动,实现职业向上流动,同时不会带来职业向下流动。

假说 2: 社会资本通过信息传递和资源获取两种途径降低劳动力流动成本,帮助农民工进行职业流动。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文主要运用竞争性风险模型进行估计。多种类事件常用的连续时间方法为竞争性风险模型,相对应的离散时间方法是多项 Logit 模型。相比于多项 Logit 模型,竞争性风险模型充分考虑个体从某一种状态转换到另一种状态所花费的时间。其中,竞争性风险是指研究对象会有多种结局事件,这些结局事件将阻止研究者感兴趣事件的出现或使其发生的概率降低,各结局事件之间形成所谓的“竞争”关系。本文中农民工职业流动会出现“职业向上流动、职业平行流动以及职业向下流动”三种流动结果,还有一部分农民工进入劳动力市场后仅有一个职业,当前职业即初始职业,即未进行流动。各流动方向应该作为竞争事件进行处理,倘若将其等同于右删失(即把竞争事件当作在观察期间未发生职业流动),使用传统 K-M 方法估计终点事件发生概率将产生偏差。因此,我们通过竞争风险模型以联合累计部分分布基准风险预测特定时间内个体感兴趣事件的发生概率。

(二) 数据来源

本文实证部分主要采用中国劳动力动态调查(CLDS)数据分析。CLDS 是由中山大学社会科学调查中心在全国 29 个省市(自治区)开展获得的一项大型社会调查项目,是第一个以劳动力为主题的全国性、跨学科的大型追踪调查。CLDS 采用 PPS 的抽样方法,抽取对象为 15~64 岁之间的劳动力,以劳动力的教育、就业、劳动权益、职业流动、职业保护与健康、职业满足感和幸福感等现状和变迁为研究核心。CLDS 项目于 2011 年正式启动,分别形成了 CLDS2011、CLDS2012、CLDS2014、CLDS2016 共四年的数据库。本文选取 CLDS2014—2016 年数据库作为实证研究部分的基础数据库,选取农业户籍,从事非农就业的劳动者作为样本数据。

同时采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行稳健性检验分析。中国家庭追踪调查是一项由北京大学中国社会科学调查中心实施的全国性的、大规模的、多学科的社会跟踪调查项目,样本范围为全国 25 个省市(自治区)(不包括中国港澳台、新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南)的 1.6 万户样本。CFPS 主要收集了样本家户的个体数据、家庭数据以及社区数据三个层次的数据,全面反映了中国的社会、经济、人口、教育和健康的变迁情况。

（三）变量选取

职业流动：包括职业向上流动、职业平行流动以及职业向下流动三个选项，测度农民工职业阶层的变动方向。职业流动方向根据农民工当前就业的职业阶层与第一份就业的职业阶层相比较获得。职业阶层的设定参考 EGP 阶层框架，具体设定如表 1 所示。首先利用问卷中变量测度农民工是否发生流动，当农民工未发生流动时，设定为未发生流动；当农民工发生流动时，进行下一步测度。当前就业的职业阶层比第一份就业的职业阶层更高时，记为“职业向上流动”；当前就业的职业阶层与第一份就业的职业阶层相同时，记为“职业平行流动”；当前就业的职业阶层比第一份就业的职业阶层更低时，记为“职业向下流动”。

表 1 职业阶层的设定方法和设定内容

10 分类 EGP 阶层框架		修正后的阶层框架	
I	大资本家、高级专业技术人员、高级管理者和官员	1	管理者和专业技术人员
II	低级专业技术人员、低级管理者和官员、小型企业和工业机构的管理、非体力员工的主管		
III	行政和商业部门的常规非体力劳动者；销售人员和服务人员	2	一般行政人员和非体力劳动者
IV a	有雇员的小业主	3	小业主和个体经营者
IV b	小业主和个体经营者		
IV c	自雇佣的农场主		农业劳动者
V	低级技术人员，体力员工的主管	4	技术体力工人
VI	熟练体力工人		
VII a	无技术/半技术的体力工人	5	非技术体力工人

如表 2 所示，在进行流动的群体中，实现职业向上流动、职业平行流动和职业向下流动的比例分别为 39.55%、38.18%、22.27%。如果将未流动农民工纳入计算范围，发现未流动农民工占比为 72.09%，职业向上流动、职业平行流动和职业向下流动的比例分别为 11.04%、10.65%、6.22%，约十分之一的农民工实现了职业向上流动。

表 2 关键变量的描述性统计

变量名称	变量设置	均值	标准差	最小值	最大值
职业流动	职业向上流动（39.55%），职业平行流动（38.18%），职业向下流动（22.27%），未进行流动（72.09%）				
社会资本	有多少人提供了就业帮助（包括给予求职信息、沟通情况或是提供生意项目）	1.927	5.660	0	100
性别	1=男，0=女	0.469	0.499	0	1
年龄	个人年龄（年）	33.518	9.784	16	60
婚姻状况	1=已婚，0=未婚	0.748	0.434	0	1
教育水平	受教育年份	10.716	3.329	0	23
健康水平	1=健康，0=不健康	0.707	0.455	0	1
父亲职业	1=从事非农职业，0=仅从事农业生产	0.507	0.500	0	1
初始职业阶层	非技术体力工人（31.50%），技术体力工人（33.81%），小业主和个体经营者（2.30%），一般行政人员和非体力劳动者（15.58%），管理者和专业技术人员（12.39%）				
经济发展水平	各城市的国内生产总值（当年价格）（亿元）	457.390	611.798	0.000	3 253.220
城市规模	各城市的年平均人口（万人）	258.940	278.066	16.830	1 779.100
第三产业占比	第三产业创造 GDP 占 GDP 总量的比值	45.025	9.960	12.759	80.992

核心解释变量为社会资本。社会资本运用“有多少人提供了就业帮助（包括给予求职信息、沟通情况或是提供生意项目）”指标衡量。如表 2 所示，有一部分农民工在职业流动过程中不会使用

社会资本,社会资本使用量为0,也有一部分农民工在职业流动过程中大量寻求社会资本的帮助,最高达到100人,从平均值看,农民工在职业流动过程当中平均会通过2个人获得就业帮助。

采用“有多少人提供了就业帮助”指标的原因说明如下:一是“有多少人提供了就业帮助”可以准确度量劳动力市场中社会资本的使用量。在劳动力市场中,可以从社会资本的储量与社会资本的使用量两种角度度量社会资本。储量是指个体拥有的可以从社会网络中获取的资源,更注重度量个体拥有的社会资本总量;使用量是指在具体场景中个体使用的社会资本总量。相比于从储量测度社会资本,从使用量角度度量社会资本更能准确地反映个体在具体事件中社会资本的使用状况。“有多少人提供了就业帮助”指标的内容涵盖了在职业流动过程中社会资本能够发挥作用的主要方面,全面衡量了农民工职业流动过程中所使用的社会资本。二是“有多少人提供了就业帮助”一定程度上度量了农民工的社会资本储量。因为家庭成员职业流动是整个家庭都会关注的重要问题,是影响家庭生活状态的重大事件,在职业流动过程中家庭会发动所有可以使用的社会资本以帮助家庭成员实现利益最大化,在职业流动过程中使用的社会资本可以体现农民工个体的社会资本储量情况。因此,运用“有多少人提供了就业帮助”可以相对准确地度量农民工的社会资本,也能准确衡量社会资本对职业流动的影响。

为了降低由于指标设定带来的结果差异,采用“获得当前工作时是否接受他人帮助以及帮助大小”以及“人情支出”作为社会资本的稳健性指标考察其对职业流动的影响。

选取“获得当前工作时是否接受他人帮助以及帮助大小”度量社会资本的依据如下:“获得当前工作时是否接受他人帮助以及帮助大小”不仅能度量在劳动力市场中农民工是否获得社会资本的帮助,帮助的大小一定程度上可以体现劳动者所使用的社会资本的质量。因此,运用“获得当前工作时是否接受他人帮助以及帮助大小”可以作为社会资本的代理变量。

选取“人情支出”的依据如下:从社会资本的使用量角度度量社会资本存在的一个问题是农民工职业流动中可能有可以使用的社会资本,但是由于个人能通过其他途径获得职业流动,并没有选择使用社会资本,此时从社会资本使用量的角度度量社会资本,可能影响估计的准确性。因此,为了结论的稳健性,进一步从社会资本储量的角度度量社会资本。选择“人情支出”指标的原因如下:中国人讲究“礼顺人情”。一般而言,熟人之间会通过人情支出建立认同感,维护自己的社交网络。熟人越多,越可能产生人情支出。较高的人情支出意味着农民拥有较多的社会资源^[32]。因此,可以利用“人情支出”作为社会资本的代理变量。

(四) 控制变量

控制变量主要包括人力资本变量、个体特征变量、职业特征变量、宏观变量等。人力资本、个体特征及职业特征变量根据中国劳动力动态调查数据得到,宏观变量通过《中国城市统计年鉴》得到。

表2描述了变量取值情况。从农民工人力资本和个体特征来看,调研农民工中有47%为男性,平均34周岁,75%的农民工群体已婚。农民工平均受教育年限为10.7年,71%的农民工身体健康,父亲从事非农职业的农民工占比达到51%。从职业特征来看,农民工初始职业阶层主要为非技术体力工人和技术体力工人,共占比65%,初始职业阶层为管理者和技术人员的农民工占比12%。

宏观变量主要包括城市的经济发展水平、城市规模以及第三产业占比。经济发展水平用各城市的国内生产总值(GDP)表示。为便于不同年份的数据具有可比性,本文以1978年为基期利用GDP平减指数对GDP进行平减。城市规模用城市年末人口数表示。第三产业占比用第三产业GDP占GDP总量的比值表示。《中国城市统计年鉴》统计了城市变量的地区值和市区值,考虑到农民工城市职业流动主要受到城市市区层面变量的影响,选取了国内生产总值、年末人口数以及第三产业

占比的市区数值作为城市的度量指标。同时，考虑到农民工职业流动受城市的影响具有滞后性，因此选用城市滞后一年的指标数据度量。

四、研究结果

（一）基准回归结果

表3运用竞争性风险模型考察社会资本对农民工职业流动的影响。竞争性风险模型要求满足不相关选择的独立性（Independence of Irrelevant Alternatives, IIA）假定。因此本文利用Hausman检验表明零假设被接受，满足IIA条件。

表3 社会资本对农民工职业流动的影响效果分析

变量名称	(1) 职业向上流动	(2) 职业平行流动	(3) 职业向下流动
社会资本	0.014* (1.675)	-0.023** (-2.314)	0.007 (1.006)
性别	0.024 (0.256)	-0.085 (-0.999)	-0.031 (-0.236)
年龄	-0.043*** (-7.482)	-0.006 (-1.107)	-0.014* (-1.856)
婚姻状况	0.268** (2.072)	-0.456*** (-4.013)	0.158 (0.892)
教育水平	0.099*** (5.589)	-0.001 (-0.094)	-0.092*** (-4.341)
健康水平	0.118 (1.176)	-0.119 (-1.347)	0.120 (0.923)
父亲职业	0.157* (1.680)	-0.052 (-0.587)	0.032 (0.237)
初始职业阶层（以非技术体力工人为基准）			
技术体力工人	-0.839*** (-8.591)	0.344*** (3.524)	
小业主和个体经营者	-1.922*** (-7.445)	0.474*** (3.040)	0.546*** (2.582)
一般行政人员和非体力劳动者	-2.218*** (-11.020)	0.353** (2.521)	1.445*** (8.649)
管理者 and 专业技术人员	-18.866*** (-77.611)	0.329** (2.085)	1.801*** (10.872)
经济发展水平	0.000 (0.920)	0.000 (0.645)	-0.001 (-1.411)
城市规模	-0.000 (-0.326)	-0.001 (-0.715)	0.002 (1.358)
第三产业占比	-0.018 (-1.462)	0.007 (0.703)	0.027 (1.592)
城市固定效应	Y	Y	Y
Wald chi2	100.95	120.86	6 540.51
观察量	1 823	1 823	1 823

注：括号中数字为t值，*、**、***分别表示通过10%、5%、1%的显著性检验，下表同。

模型(1) — (3) 分别考察社会资本对农民工职业向上流动、平行流动以及向下流动的影响。如表3所示,社会资本帮助农民工减少职业平行流动,提高农民工职业向上流动可能性,这与研究假说一致。在求职过程中,每多一人提供就业帮助,农民工职业向上流动的概率显著提高1.4%,职业平行流动的概率显著降低2.3%;职业向下流动的概率提高0.7%,但统计上并不显著。社会资本的使用给农民工带来更多的就业信息和就业帮助,帮助农民工获得更多实现职业流动的机会,因此减少了农民工职业平行流动,提高了农民工职业向上流动的可能性。这与Scott^[33]提出的社会资本作用于职业成功的中介模型结论一致。

控制变量的分析如下:男性和女性在职业向上流动上并没有存在显著差异。造成这一结果的原因是样本数据中女性样本占比高,且多从工厂纺织工等工人流动到自己开店进行自雇佣,实现职业向上流动,达到了较高的职业向上流动比例。随着年龄的增长,农民工实现职业向上流动的可能性降低。主要由于随着年龄的增长,主要依靠体力工作的农民工职业竞争力下降,同时职业追求开始降低,职业向上流动可能性因此下降。已婚农民工职业平行流动可能性更低,职业向上流动可能性更高。教育水平越高,农民工实现职业向上流动的可能性更高。教育水平的提高能够提供给农民工更多的就业机会,也就增加了农民工职业向上流动的可能性,促进了农民工职业向上流动。健康水平对职业向上流动没有显著影响,可能原因是总体来看农民工身体状况都较好,没有显著差异,并不能因为健康状况影响职业向上流动。相比于非技术体力工人,技术体力工人、小业主和个体经营者、一般行政人员和非体力劳动者、管理者 and 专业技术人员实现职业流动可能性更小。

考察社会资本对农民工职业平行流动和职业向下流动的影响时发现,不同性别农民工的职业平行流动和职业向下流动的可能性没有显著差异。年龄越大,职业向下流动越不可能。已婚和未婚农民工职业向下流动的可能性没有显著差异,已婚农民工职业平行流动的可能性更低,更可能会实现职业向上流动。教育水平显著降低了农民工职业向下流动的可能性,也就是说教育水平越高,农民工越不可能职业向下流动,更多会实现职业向上流动。在农民工职业平行流动分析中,相比于体力劳动者,初始职业阶层为一般技术工人、一般办事人员以及管理者 and 专业技术人员的农民工更可能会实现职业平行流动。在农民工职业向下流动分析中,相比于体力劳动者,初始职业阶层越高,职业向下流动的概率越大。这符合实际情况,职业阶层越高,向上流动的空间越小,向下流动空间越大。经济发展水平和城市规模不会对农民工职业流动产生显著影响。

为了更加清晰地明确社会资本对农民工职业向上流动的影响,本文绘制了农民工职业向上流动的累计风险函数图,进一步印证了上文结论(即社会资本能够促进农民工职业向上流动)。如图1所示,累计发生率即农民工职业流动的概率。工作3年以内,农民工是否使用社会资本对职业向上流动的影响差别并不大。工作3年以后,农民工是否使用社会资本对实现职业向上流动的影响出现变化,使用社会资本的农民工个体更可能会实现职业向上流动。直到工作年限达到30年后,农民工是否使用社会资本对职业向上流动的影响差异均趋于停止状态。

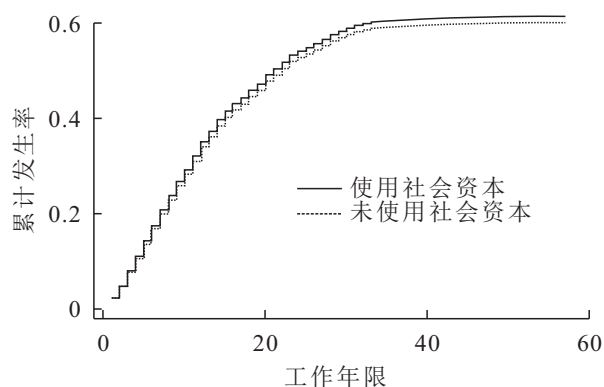


图1 社会资本对农民工职业向上流动影响的累计风险函数图

（二）稳健性检验

1. 替换社会资本变量的衡量方法。为了增加结论的稳健性，本部分运用 CFPS2014—2018 年数据估计采用其他指标度量社会资本进行重新估计，表 4 模型（1）—（3）选择“获得当前工作时是否接受他人帮助以及帮助大小”度量社会资本，模型（4）—（6）选择“人情支出”度量社会资本，考察社会资本对农民工职业流动的影响。

表 4 社会资本对农民工职业流动的影响效果：替换社会资本指标

变量名称	帮助大小衡量社会资本			人情支出衡量社会资本		
	(1) 职业 向上流动	(2) 职业 平行流动	(3) 职业 向下流动	(4) 职业 向上流动	(5) 职业 平行流动	(6) 职业 向下流动
社会资本帮助较小	0.119 (0.436)	-0.133 (-0.651)	-0.045 (-0.290)			
帮助较大	0.682* (1.941)	-1.330*** (-3.804)	-0.246 (-1.156)			
社会资本				0.247* (1.831)	-0.157 (-1.356)	-0.038 (-0.282)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.211	0.103	0.092	0.162	0.073	0.167
观察量	502	785	1 231	1 176	1 443	959

注：其他变量包括农民工的性别、年龄、婚姻状况、教育水平、健康水平、父亲教育水平、初始职业阶层以及经济发展水平、城市规模及第三产业占比，下表同。

结果如表 4 所示，采用“获得当前工作时是否接受他人帮助以及帮助大小”以及“人情支出”两个指标计算结果与基本回归结果一致。模型（1）发现获得当前工作时接受帮助小不能影响职业向上流动，获得当前工作时接受帮助较大更可能实现职业向上流动。一定程度上说明社会资本的质量对农民工职业流动的影响。模型（2）发现社会资本能显著降低农民工职业平行流动的可能性。模型（3）发现社会资本对农民工职业向下流动的影响并不显著。模型（4）—（6）运用人情礼金度量社会资本，发现社会资本能够显著促进农民工职业向上流动。可能原因是人情礼金支出越多，意味着家庭人际关系更广，可能获得的社会资本资源更多，在就业中更可能会获得职业帮助，从而实现职业向上流动。进一步验证了基本回归结果。

2. 替换职业流动变量的衡量方法。为了增加结论的稳健性，本部分采用其他指标度量职业流动进行重新估计，表 5 模型（1）—（3）采用国际社会经济地位指数（International Socio-Economic Index, ISEI）度量职业阶层并估计职业流动，模型（4）—（6）采用国家标准的职业分类方法度量职业阶层并估计职业流动。

表 5 社会资本对农民工职业流动的影响效果：替换职业流动指标

变量	ISEI 度量职业阶层			国家标准的职业分类度量职业阶层		
	(1) 职业 向上流动	(2) 职业 平行流动	(3) 职业 向下流动	(4) 职业 向上流动	(5) 职业 平行流动	(6) 职业 向下流动
社会资本	0.001* (1.784)	-0.001** (-2.066)	-0.000 (-1.500)	0.008* (1.834)	-0.017 (-1.408)	-0.005 (-0.655)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已固定	已固定	已固定	已固定	已固定	已固定
Wald chi2	22 909.45		2 728.84	213.70	130.15	215.85
观察量	1 823	1 823	1 823	1 823	1 823	1 823

借鉴张顺等^[34]的做法,运用国际社会经济地位指数将职业地位等距分割成五等份,转化为5点定序变量。设定如下:上层(77—90)、中上层(63—76)、中层(48—62)、中下层(34—47)和下层(19—33)。ISEI是基于职业的平均受教育水平和收入水平计算出,与EGP的设定依据不同。因此依据ISEI划定的职业流动与利用EGP职业阶层划定的职业流动会有差异。同时借鉴我国国家标准的职业分类的方法,将职业阶层划分为管理者、专业技术人员、办事人员、服务人员、产业工人、其他初级职业者等六类。通过比较农民工当前职业阶层与之前职业阶层度量职业流动。

如表5所示,采用ISEI和我国国家标准的职业分类计算职业阶层并度量职业流动,得到的结论与基准回归结果基本一致,进一步验证了结论的稳健性。

(三) 内生性处理

社会资本可能存在的内生性问题来自于以下方面:遗漏变量问题、反向因果问题与样本自选择问题。针对上述问题,本文做出以下分析。

1. 遗漏变量问题。职业流动可能会受到一些其他因素如情商等不可观测因素的影响,这些变量未被包含在方程中,且这些被遗漏的解释变量可能与社会资本变量相关,造成遗漏变量问题,带来估计结果的偏误。因此,借鉴何凡等^[35]的做法,本部分通过非参置换检验的方法测试遗漏变量的影响。

对社会资本随机赋值进行回归并将此过程重复1 000次,获得1 000个虚拟回归系数。如图2所示,基于随机抽样得到的估计系数值基本分布在0附近,而基准回归的估计系数(职业向上流动的回归系数为0.014,职业平行流动的回归系数为-0.023)基本位于该系数分布之外。说明真实效果与虚拟分布具有明显差别。非参置换检验表明上文得出社会资本影响农民工职业流动的结论并非偶然随机,而是具有高度的可信度,且受到不可观测遗漏变量的影响较小。由于社会资本对职业向下流动的影响并不显著,此处并未检验。

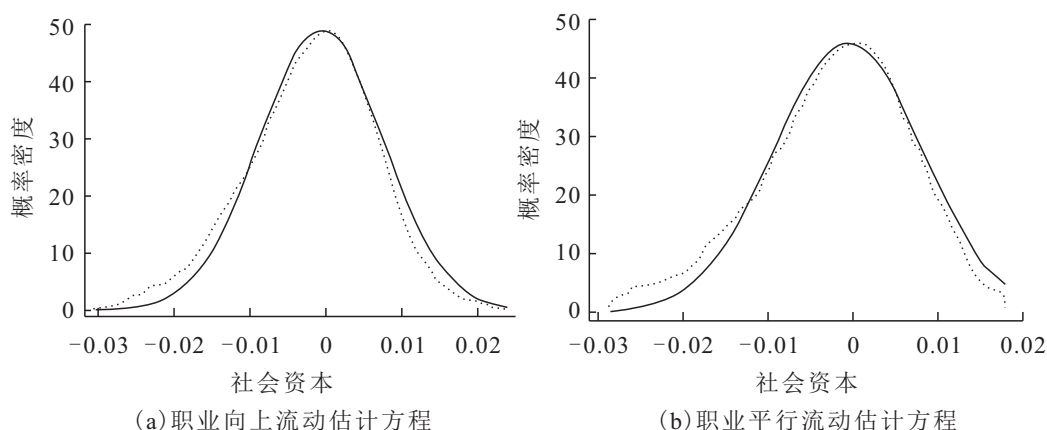


图2 社会资本对农民工职业流动的影响效果:非参置换检验

2. 反向因果问题。社会资本变量运用“在职业流动之前提供就业帮助的人数”衡量,是否进行了职业流动不会影响在职业流动之前提供就业帮助的人数,但考虑到是否有职业流动打算可能会影响到社会资本的使用。因此为了结果准确性,本部分采用工具变量法来控制潜在的内生性问题。

本部分借鉴王春超等^[36]的研究,选取了一个城市特征变量和一个家庭特征变量作为社会资本的变量,变量分别为“农民工所在工作城市来自同一省份老乡占流动人口群体的比例”和“农民工的兄弟姐妹数量”。一般而言,农民工所在城市的老乡比例越高,农民工越容易在打工地获得老乡帮助;兄弟姐妹数量越多,在老家的社会网络规模越大,农民工越容易获得来自家乡亲朋好友

的帮助。“农民工所在工作城市来自同一省份老乡占流动人口群体的比例”指标选取农民工职业流动前一年的数据，因此农民工所在工作城市中老乡占比并不会受到农民工是否职业流动的影响。一般而言农民工的兄弟姐妹数量在农民工进入劳动力市场之前已经确定，并不会受到农民工是否职业流动的影响。从理论来说，上述两个工具变量与本文选取的社会资本指标存在正相关的关系，且不会受到个体职业流动的影响，因此符合工具变量选择的相关性和外生性要求。在社会资本影响农民工职业流动的分析中，IV-probit 回归的第一阶段中，联合检验 F 值均大于 10，所以不存在弱工具变量问题。

如表 6 所示，使用“农民工所在工作城市来自同一省份老乡占流动人口群体的比例”和“农民工兄弟姐妹数量”作为社会资本的工具变量进行估计，结果显示社会资本对职业向下流动的影响不显著，能够降低农民工职业平行流动的可能性，提升农民工职业向上流动的可能性。在考虑潜在的内生性问题后这种关系依然存在，进一步证明了结论的稳健性。

表 6 社会资本对农民工职业流动的影响效果：工具变量法

变量名称	第一阶段回归结果			第二阶段回归结果		
	(1) 职业 向上流动	(2) 职业 平行流动	(3) 职业 向下流动	(1) 职业 向上流动	(2) 职业 平行流动	(3) 职业 向下流动
社会资本				0.719 [*] (1.701)	-0.574 [*] (-1.671)	-0.249 (-0.647)
老乡占比	0.624 [*] (1.680)	0.506 [*] (1.670)	0.404 (1.060)			
兄弟姐妹数量	0.055 (0.960)	0.062 (1.380)	0.058 (1.010)			
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
F 统计量	10.49	16.39	13.60			
Wald chi2				74.92	20.77	73.89
观察量	1 389	1 528	1 062	1 389	1 528	1 062

3. 样本自选择问题。自身社会资本资源丰富的人更倾向于使用社会资本，他们个人能力也更强，更容易获得职业流动机会，可能带来自选择偏差。因此，本文采用广义倾向得分匹配法 (GPSM) 进行反事实估计，对照分析使用社会资本和不使用社会资本两组农民工职业流动的差异，得出社会资本对农民工职业流动的影响。选取性别、年龄、婚姻状况、教育水平、健康水平、父亲职业以及初始职业阶层为协变量，进行 Fractional Logit 模型估计。检验结果同 OLS 回归影响方向一致，在此基础上进行平衡性检验，平衡性检验不仅要求选取合适的协变量，还要求对样本进行合适的匹配分组和分段，本文选取社会资本的 25%、50%、75% 分位数值作为处理强度临界值，将样本分为 4 组。匹配后各变量在不同组别中均无显著差异，证明 GPSM 估计结果是可以运用的。

图 3 是通过 GPSM 方法得到的社会资本和农民工职业流动之间的关系，图 3 (a) 和 (b) 分别报告的是社会资本对农民工职业向上流动、职业平行流动的平均“剂量反应”函数。图 3 (a) 显示社会资本对农民工职业向上流动的平均“剂量效应”函数呈现倒 U 型，图 3 (b) 显示社会资本对农民工职业平行流动的平均“剂量效应”函数呈现下降趋势。结合图 3 (a) 和 (b) 说明，随着社会资本使用规模的扩大，社会资本能够减少农民工职业平行流动，提高农民工职业向上流动可能性，随着社会资本的使用规模的进一步扩大，社会资本对农民工职业向上流动的促进作用出现降低趋势。

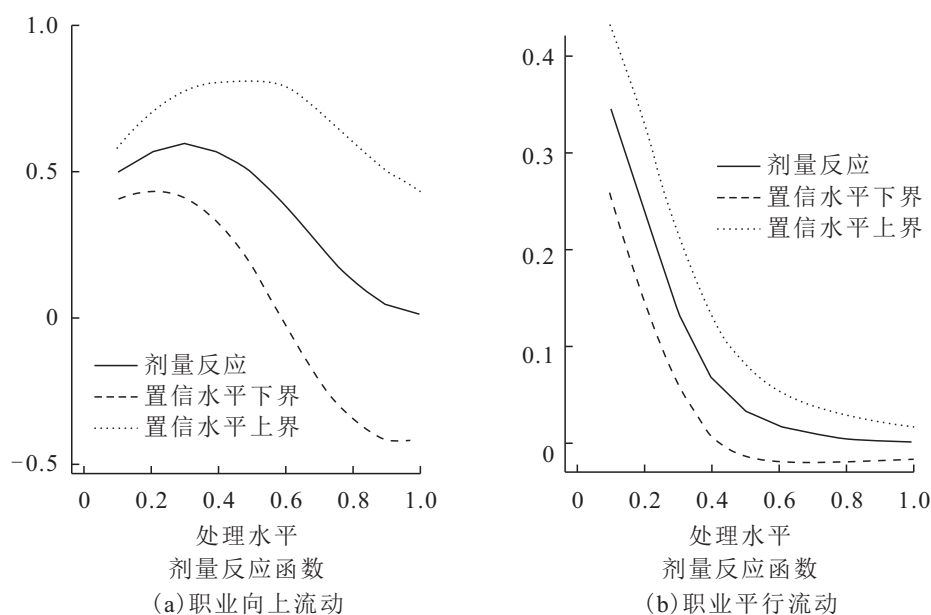


图3 社会资本对农民工职业流动的影响效果:GPSM 检验

五、结论和启示

本文利用中国劳动力动态调查2014—2016年数据、中国家庭追踪调查(CFPS)2014—2018年数据以及《中国城市统计年鉴》数据,考察了社会资本对农民工职业流动的影响。首先,通过竞争性风险模型研究了社会资本对农民工职业流动的影响,并进行了稳健性检验;然后利用非参置换检验、工具变量法和倾向得分匹配法处理可能存在的内生性问题。发现社会资本能够显著减少农民工职业平行流动,促进农民工职业向上流动,对职业向下流动的影响不显著,考虑社会资本的内生性后,结论依然稳健。并得出如下启示:

一是政府要畅通农民工社会资本获取的渠道。政府不可能帮助农民工扩大亲友圈,也不可能鼓励农民工亲友帮忙介绍工作。这并不意味着政府对社会资本匮乏的农民工群体无计可施。政府可以从宏观层面建设社会资本,畅通农民工获取更多社会资本的渠道。在农村地区,完善村级就业服务组织建设,将原有传帮带的就业帮扶机制正式化、规范化,提高农民工村庄层面的社会资本水平;在城市地区,畅通农民工参与社区、工会等组织的渠道,鼓励农民工在居住区域加入当地的社区组织、兴趣团体,在工作区域加入当地的工会组织,推动农民工个人融入企业,家庭融入社区,群体融入城市,积极支持农民工开发在务工城市的社会资本。政府在引导农民工巩固开发社会资本的同时,也要规范社会资本的使用,明确社会资本更多是作为一种信息传递工具和信用凭证发挥作用。政府仍要完善各项法律法规,加强对劳动力市场的监督管理,坚决杜绝一切违规进行人情交换的行为,发挥社会资本在劳动力市场中的正向影响作用。

二是农民工个人也要维护和积累自身社会资本。农民工需要进一步维护和积累社会资本,弥补社会资本劣势。农民工社会资本的来源主要是在农村地区基于血缘、亲缘和地缘关系建立的社会资本以及进城之后基于业缘关系建立的社会资本。农民工维护和积累社会资本可以从这两个方面入手。首先,维护在农村地区的社会资本。农民工可以依据自身条件不同,有策略地巩固和维护农村地区的社会资本,发挥社会资本在职业流动中的积极影响。如积极参与村庄集体活动、家族活动,加强与亲朋好友以及邻居老乡的联系,巩固农村地区的社会资本。其次,培育在城市地区的社会资

本,实现社会资本的不断积累。农民工要积极融入城市生活,以居住地和工作地为中心,扩散自己的交往圈,积累社会资本,如加入社区兴趣小组、工会组织等。

参考文献

- [1] 国家统计局. 2021 年农民工监测调查报告[EB/OL]. http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202204/t20220429_1830139.html, 2022-04-29.
- [2] 石智雷. 有多少农民工实现了职业上升?——人力资本、行业分割与农民工职业垂直流动[J]. 人口与经济, 2017(6).
- [3] 张鹏, 张平, 袁富华. 中国就业系统的演进、摩擦与转型——劳动力市场微观实证与体制分析[J]. 经济研究, 2019(12).
- [4] Granovetter, M. S. The strength of weak ties[J]. *American Journal of Sociology*, 1973, 78.
- [5] Bian, Y. Bringing strong ties back in: Indirect ties, network bridges, and job searches in China[J]. *American Sociological Review*, 1997(3).
- [6] 刘超, 李瑞, 马俊龙. 城市规模、就业歧视与农民工就业匹配[J]. 经济科学, 2020(5).
- [7] 朱明宝, 杨云彦. 近年来农民工的就业结构及其变化趋势[J]. 人口研究, 2017(5).
- [8] 李萍, 湛新民. 工业化和城镇化对代际职业流动的作用分析[J]. 南开经济研究, 2021(4).
- [9] 李红阳, 邵敏. 城市规模、技能差异与劳动者工资收入[J]. 管理世界, 2017(8).
- [10] 王静. 大城市流动人口的“职业转换”对工资影响的研究[J]. 西北人口, 2020(2).
- [11] 陈春, 陈勇, 熊山, 等. 新生代农业转移人口垂直流动的影响因素及提升策略[J]. 城市发展研究, 2018(1).
- [12] 曾福生, 周化明. 农民工职业发展影响因素的实证分析——基于 25 个省(区、市)1141 个农民工的调查数据[J]. 中国农村观察, 2013(1).
- [13] Rosenbaum, J. E., A. Binder. Do employers really need more educated youth? [J]. *Sociology of Education*, 1997(1).
- [14] 姚缘, 张广胜. 信息获取与新生代农民工职业流动——基于对大中小城市新生代农民工的调研[J]. 农业技术经济, 2013(9).
- [15] 魏霁. 人力资本还是职业流动?——农民工工资增长机制的一个实证研究[J]. 社会发展研究, 2015(3).
- [16] Stockman, S., G. V. Hoyer, M. Carpentier. The dark side of employee referral bonus programs: Potential applicants' awareness of a referral bonus and perceptions of organisational attractiveness[J]. *Applied Psychology*, 2017(4).
- [17] Fernandez, R. M., N. Weinberg. Sifting and sorting: Personal contacts and hiring in a retail bank[J]. *American Sociological Review*, 1997(6).
- [18] Burks, S. V., C. Bo, H. Mitchell, et al. The value of hiring through employee referrals[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2015(2).
- [19] 边燕杰, 张顺. 社会网络与劳动力市场[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [20] Barbiano di Belgiojoso, E. The occupational(im)mobility of migrants in Italy[J]. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 2019(9).
- [21] Mitra, A. Social capital, livelihood and upward mobility[J]. *Habitat International*, 2008(2).
- [22] 符平, 唐有财, 江立华. 农民工的职业分割与向上流动[J]. 中国人口科学, 2012(6).
- [23] 田北海, 雷华, 余洪毅, 等. 人力资本与社会资本孰重孰轻: 对农民工职业流动影响因素的再探讨——基于地位结构观与网络结构观的综合视角[J]. 中国农村观察, 2013(1).
- [24] Stam, W., S. Arzlanian, T. Elfring. Social capital of entrepreneurs and small firm performance: A meta-analysis of contextual and methodological moderators[J]. *Journal of Business Venturing*, 2014(1).
- [25] 杨胜利, 姚健, 苏寒云. 家庭资本与子代职业地位获得: 教育的中介效应分析[J]. 西北人口, 2021(1).

- [26]王宇,王士权. 社会信任与农村劳动力代际职业流动[J]. 农业技术经济,2017(11).
- [27]周春芳,苏群,常雪. 迁移时间是否有利于我国农民工职业地位的提升?——基于职业同化的视角[J]. 南方人口,2019(6).
- [28][美]林南. 社会资本:关于社会结构与行动的理论[M]. 张磊,译. 上海:上海人民出版社,2005.
- [29]张顺,程诚. 市场化改革与社会网络资本的收入效应[J]. 社会学研究,2012(1).
- [30]Turvey, C. G. Alternative estimates of weighted implied volatilities from soybean and live cattle options[J]. *The Journal of Futures Markets*, 1990(4).
- [31]Kaivan, M. Strength in numbers: Networks as a solution to occupational traps[J]. *The Review of Economic Studies*, 2011(3).
- [32]罗美娟,申小亮. 人情支出对农村劳动力非农就业的影响研究——基于 CFPS 微观数据的实证分析[J]. 西北人口,2021(6).
- [33]E. Seibert, S., M. L. Kraimer, R. C. Liden. A social capital theory of career success[J]. *Academy of Management Journal*, 2001(2).
- [34]张顺,祝毅. 城市居民代际职业流动性变迁及其阶层差异[J]. 中国人口科学,2017(3).
- [35]何凡,张克中. 个人禀赋、学业表现与教育不平等[J]. 经济学(季刊),2021(5).
- [36]王春超,冯大威. 中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角[J]. 经济学(季刊),2018(1).

Can Social Capital Affect the Occupational Mobility of Migrant Workers

— From the Perspective of Class Change

LI Shan-shan, LIU Ze-qi

Abstract: Promoting the occupational mobility of migrant workers is an important way to achieve common prosperity in China. The direction of occupational mobility of migrant workers is set as three types: upward mobility, parallel mobility and downward mobility. Starting from the social capital of migrant workers, this paper examines the impact of social capital on the occupational mobility of migrant workers by means of the competitive risk model and the data of China Labor Force Dynamic Survey and *China City Statistical Yearbook*. The results show that with one more person providing employment assistance, the probability of upward occupational mobility of migrant workers increases by 1.4 %, the probability of parallel mobility decreases by 2.3 %; and the probability of downward mobility increases by 0.7 %, but not significantly. That is to say, social capital helps migrant workers to reduce the parallel mobility and achieve upward mobility without bringing about downward mobility. The measurement method of replacing the core variables is consistent with the benchmark regression results. The conclusion is further proved by the results of non-parametric permutation test, instrumental variable method and generalized propensity score matching method considering endogenous problems. Finally, it is proposed that the government should unblock the channels for migrant workers to obtain social capital, consolidate and develop social capital at the organizational level of migrant workers; meanwhile, migrant workers should maintain and accumulate their own social capital.

Key words: migrant workers; occupational mobility; social capital; competitive risk model

(责任编辑 孙洁)

— 133 —