

【农民问题】

# 同乡聚集如何影响农民工职业安全

——基于长三角、珠三角七个大城市的微观调查

叶俊焄,蔡丽明

(浙江科技学院 经济与管理学院,浙江 杭州 310023)

**摘 要:**使用 2019 年长三角和珠三角 7 个大城市农民工社会融合调查的数据,在尽可能克服样本选择偏差和内生性的基础上,从同乡聚集的独特视角考察了农民工职业安全,发现:第一,同乡聚集对农民工职业安全存在实质影响,雇员聚集显著增进了控制性职业安全,雇员-管理者聚集则显著提升了感知性职业安全,但抑制了控制性职业安全。第二,雇员聚集通过促进正规集体行动来提升控制性职业安全;雇员-管理者聚集通过削弱剥夺感提升感知性职业安全,通过降低正规和非正规集体行动抑制控制性职业安全。第三,居住聚集放大了雇员聚集效应,削弱了雇员-管理者效应;更高人力资本和职业阶段的农民工更少依赖同乡聚集。基于上述研究发现,提出可行的政策建议。

**关键词:**同乡聚集;职业安全;农民工

**中图分类号:**F328      **文献标志码:**A      **文章编号:**1671-7465(2022)06-0078-12

## 一、问题的提出

同乡聚集一直是农民工市民化的独特风景,其中,工作空间的同乡聚集最为典型。受经济动机和链式迁移特征的共同驱动,农民工与企业间的劳资关系得以形塑,并影响经济融合进程。现实中,相同来源地的农民工在工作空间高密度分布,地缘社会网络得以在工作空间延伸与拓展。科学认识同乡聚集对就业质量的影响具有极强的现实意义:农民工作为我国重要的劳动力群体,其就业质量关系、和谐劳动关系的营造,最终决定产业稳定和转型升级;就业质量作为农民工城市生活的基础,关系农民工职业发展及其相关消费与投资,进而决定了农民工市民化的进程。

已有文献集中考察了同乡聚集与移民经济绩效的关系。国外研究较为丰富,但分歧明显。同乡聚集易于使移民个体在价值规范上趋同,导致贫困被复制<sup>[1]</sup>。同乡聚集被标签化后,将放大公共资源歧视<sup>[2]</sup>,导致移民无法平等获取工作机会和薪酬<sup>[3]</sup>。相关实证研究发现同乡聚集通过剥夺教育和工作机会,从而阻碍移民工资增长的证据<sup>[4-5]</sup>。相反,同乡聚集也被认为是经济和社会理性共同驱动的结果,并为新进移民提供初级社会关系支持<sup>[6]</sup>,避免其在流入地遭受冲击<sup>[7]</sup>。Edin<sup>[8]</sup>和 Damm<sup>[9]</sup>准确识别了同乡聚集对低技能移民工资的正向因果效应,其机制在于同乡聚集有利于工作信息的传播,并改善工作-技能的匹配质量。国内研究较少关注同乡聚集,且已有结论并不一致。张春泥和谢宇<sup>[10]</sup>发现同乡聚集导致农民工获得更高收入,魏万青<sup>[11]</sup>在实证中克服了内生性,确认了同乡聚集对收入的积极效应,同时发现在聚集类型和职业发展阶

**收稿日期:**2021-10-18

**基金项目:**浙江省 2022 年度哲学社会科学规划“浙江省第十五次党代会精神研究阐释”专项课题“产业工人收入提升助力高质量发展共同富裕示范区建设的机制与政策研究”;教育部人文社会科学规划基金项目“大城市农民工聚集居住的形成、市民化影响与政策研究”(21YJA790074)

**作者简介:**叶俊焄,男,浙江科技学院经济与管理学院教授,硕士生导师;蔡丽明,女,浙江科技学院经济与管理学院硕士生。

段上存在异质性。然而,Zhao 等<sup>[12]</sup>实证发现同乡聚集显著降低了农民工的小时工资,并更容易使他们进入非正规就业。即使是前期对同乡聚集持积极态度的学者,在后续研究中也发现,同乡聚集仅仅保护了农民工的底线权益,却无法增进其基本和发展型权益<sup>[13]</sup>。

由上可知,已有文献较少将同乡聚集与职业安全建立联系,如果将同乡聚集理解为一种与迁移相关的适应策略,那么农民工普遍作为低技能劳动力,聚集的回报更多集中在降低风险而非提升收入,而职业安全恰好是市民化风险的基础性表达,因此,正确认识同乡聚集对农民工职业安全的作用,有利于顺利推进市民化<sup>[14-15]</sup>。同时,在核心自变量的测量上,当前研究仅利用区位形态<sup>[16]</sup>、工作语言<sup>[17]</sup>、族裔产业<sup>[18]</sup>、雇主-雇员同乡关系<sup>[19]</sup>、同乡人数占比来识别同乡聚集与否<sup>[11]</sup>,忽略了同乡聚集规模。

鉴于此,本文选取一个反映就业质量的综合变量——职业安全,涵盖失业感知、就业拓展和权益保障,利用 2019 年长三角和珠三角 7 个大城市农民工社会融合调查的数据,尝试回答一些重要但尚未得到很好回答的问题:同乡聚集对农民工职业安全存在怎样的影响?背后的机制是什么?在不同网络特征和依附程度上存在怎样的差异?对上述问题的回答,短期来看,有助于合理引导同乡聚集,构建良序劳资关系;长期来看,有助于为高质量推进新型城镇化提供实证支持。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 同乡聚集的形成与效应分歧

农民工以同乡为纽带的迁移本质上与国际移民依托族群网络的迁移相类似,因而可以用经典迁移理论来解释农民工同乡聚集的形成。中国城乡关系的基本格局和城市化的制度路径使农民工在各类资源要素获取和劳动力市场竞争中处于劣势,他们必然诉诸在居住或工作上的同乡聚集来集体应对可能面临的歧视,以换取城市生存空间。同乡聚集的这种自组织性意味着农民工更愿意在老乡间寻求帮助,包括寻找工作或住处,以及低成本适应城市生活<sup>[19-20]</sup>。

工作空间中同乡聚集效应的分歧主要源于同乡网络渗透进雇主、管理者和农民工三者的权利关系中。在这种关系结构中,一方面,通过信息、信任和人情机制的作用,农民工更容易获取合意岗位、晋升机会、维护权益和扩大收益<sup>[21]</sup>;另一方面,由于同乡网络兼具工具性和规范性,雇主和管理者身份的参与者倾向利用同乡聚集构建一整套适应性的生产政治体制,以达到资方利益的最大化。

### (二) 同乡聚集对职业安全的多维影响

Witte<sup>[22]</sup>认为职业安全既包含对当前工作存续性威胁的感知,也包括个体消解这些威胁的能力。Vuuren<sup>[23]</sup>认为职业安全是一种压力源,个体将形成对压力的心理反馈并采取适当行动,使组织内部活动呈现多样性。学者们普遍从感知和控制两个维度考察职业安全,前者是面对压力时的心理应激状态,后者则衡量处置压力导致的一系列资源创造、转化和利用行为<sup>[24]</sup>。同乡聚集兼具网络同群效应和资源供给功能,与职业安全的不同维度产生联系,形成不同影响。

感知性职业安全是对未来失去工作概率的主观判断,基于个人偏好而产生压力,工作是个体社会参与并得到认可的关键,失去工作意味着诸如获取收入、家庭外部社会联系、个体或社会性发展等需求的挫败,以及金融、社交等重要资源的损失<sup>[25]</sup>。同乡聚集形成以身份认同为核心的社会网络,对感知性职业安全的效应依然存在分歧:一方面,在雇员身份的同乡聚集(以下简称雇员聚集)中,所有个体均在劳资关系中处于弱势,同群效应使工作不安全的压力和紧张情绪传导和扩散,导致其感知到未来失去工作的风险更高<sup>[26]</sup>;另一方面,如果同乡聚集涵盖雇主或管理者,即雇员-管理者身份的同乡聚集(以下简称雇员-管理者聚集),他们会倾向借助同乡网络营造互利关系、情感纽带和信任,减轻心理压力,以保证生产效率<sup>[27]</sup>。

控制性职业安全意味着对失去工作威胁的控制<sup>[28]</sup>。资源保护理论认为,个体努力获取、维持和培育一系列有价值的资源,当这些资源被耗尽或受到威胁时,就会感觉到压力<sup>[29]</sup>,他们倾向通过其他路径寻求资源,以应对这种压力<sup>[30]</sup>。控制性职业安全表现为与劳工权益相关的一系列可供观察的结果,包括寻找替代工作、签订劳动合同和享有社会保险等,尽管它们被制度严格规定,政府还配置了大量监管资源,但相对庞大的劳动力市场仍显不足,需要劳资双方基于自身力量进行博弈,这就为同乡聚集解释控制性职业安全提供了空间,因为链式迁移所形成的同乡聚集,正是农民工显示谈判力量和获取谈判资源的重要依托。当农民工面对未来可能失去工作的压力时,他们将会通过互助行为如共享就业信息和关系资源,帮助同乡在短期内寻找替代工作<sup>[31]</sup>,以及通过正规或非正规的集体行动,给资方施加压力,以获取制度规定的劳工权益,从而减少失去工作带来的损失<sup>[13]</sup>。同乡聚集引发的互助行为或集体行动事实上弥补了政府监管的不足。进一步,同乡聚集形成的监管的非正规性,以及农民工本身是参与者,因而这种监管具有很强的个人理性。依据劳工权益的效用来调整互助行为或集体行动的方向,在雇员聚集和雇员-管理者聚集对于控制性职业安全效用上形成分歧。雇员聚集会因同群效应放大压力,互助行为或集体行动会集中于集体维权、破坏生产秩序等,促进控制性职业安全的取得;当同乡聚集中有管理者参与时,管理者则会出于稳定生产和控制成本需要,要么利用人情机制降低压力,要么将部分劳工权益的成本转化为工资,抑制控制性职业安全的取得。

### (三) 同乡聚集与职业安全:进一步讨论

虽然大量研究都关注了移民网络的社会经济后果,却很少探索其中的机制。此外,个体差异必然决定了农民工会以不同方式和效率使用同乡网络,最终导致不同的职业安全。因此,有必要围绕效应的形成机制和异质性做进一步讨论。

第一,机制的复杂性。对于不同维度的职业安全,同乡聚集效应的生成机制必然不同。同乡聚集通过剥夺感对感知性职业安全起作用,因为剥夺感会调整个体焦虑程度,从而改变对未来失去工作的概率判断,雇员身份和雇员-管理者身份的同乡聚集由于网络结构和参与动机的差异,会引导剥夺感朝不同方向变化,前者会增加剥夺感,而后者会降低剥夺感。同乡聚集对控制性职业安全的影响主要通过集体行动实现<sup>[32]</sup>,当制度无法保障权益获取时,同乡网络有利于动员相关个体通过集体行动获取劳工权益。雇员和雇员-管理者身份的同乡聚集也会引导集体行动朝不同方向变化,前者促进集体行动,而后者会阻碍集体行动。

第二,效应的异质性。聚集范围会引发同乡聚集效应上的差异。许多学者都认为同乡聚集应同时体现于工作和居住空间<sup>[33-34]</sup>,两者基于共同社会网络,在要素资源上实现互通<sup>[17]</sup>。居住空间的同乡聚集实质性拓展了工作空间的同乡聚集。对于兼具两者的农民工而言,一方面,在资源获取、网络支持等方面比仅处于工作空间同乡聚集更具优势;另一方面,由于网络规模的扩大,同群效应也更强。结合前述分析,当工作空间的同乡聚集仅包含雇员身份参与者时,如果居住空间也存在同乡聚集,更强的同群效应将会强化对感知性职业安全的负面影响,更多资源和网络支持则会提升对控制性职业安全的正面影响。同样,当工作空间同乡聚集还包含管理者身份的参与者时,同时具备居住空间的同乡聚集则会削弱管理者为了稳定生产和控制成本的努力,致使其对感知性职业安全的正面影响和对控制性职业安全的负面影响被弱化。

另一个可能导致同乡聚集效应差异的是依附程度。同乡聚集虽有利于农民工在城市落脚,但随着能力的提升,他们会逐步摆脱对同乡网络的依赖。人力资本和职业阶段较多被用来表征农民工对同乡聚集的依附程度。Edin<sup>[8]</sup>和Damm<sup>[9]</sup>的研究表明,较高人力资本的移民在劳动力市场上具备更强的谈判能力,更少依赖同乡网络。魏万青<sup>[11]</sup>发现农民工在初次就业过程中,由于对本地劳动力市场缺乏了解,会更加依赖同乡聚集,以规避风险;但随着就业经验的积累,对本地劳动力市场了解更多,独立解决问题的能力显著增强,会倾向于摆脱同乡网络。结合前述



分析,无论是雇员身份的同乡聚集,还是雇员-管理者身份的同乡聚集,对于更高人力资本和职业阶段的农民工而言,同群效应的影响有限,从同乡网络中获取资源的可能性也较低,同时管理者利用同乡网络稳定生产和降低成本的努力也会更缺乏效力,两类同乡聚集对感知性和控制性职业安全不同方向的影响程度也因此变得更弱<sup>[35]</sup>。

本文待检验的假设可概括为:

假设1:同乡聚集会对农民工职业安全产生实质影响,雇员聚集会对感知性职业安全产生显著负向影响,而对控制性职业安全产生显著正向影响(假设1a)。雇员-管理者聚集会对感知性职业安全产生显著正向影响,而对控制性职业安全产生显著负向影响(假设1b)。

假设2:同乡聚集包含居住聚集时,假设1a的效应更强,假设1b的效应更弱。

假设3:人力资本和职业阶段更高的农民工,假设1a和假设1b的效应都更弱。

### 三、数据来源、变量说明与描述性统计

#### (一)数据来源

本文的数据来源于2019年3—10月针对长三角和珠三角七个大城市农民工社会融合状况的调查,选取城区常住人口500万以上的大城市,涵盖上海、杭州、南京、合肥、宁波、广州、深圳。内容涉及个人、家庭、工作和生活状况,特别考察了流出地宗族社会网络、工作单位和居住社区中同乡人口组成,采用配额抽样和被访者驱动抽样相结合的方法,样本显示了较好的代表性。调查共发放问卷4215份,获取有效问卷3588份,有效率为85.1%。由于职业安全主要针对受雇型就业,只选取2637个受雇农民工样本,占样本总数的73.5%,其中上海409个,杭州372个,宁波335个,南京369个,合肥351个,广州396个,深圳405个。

#### (二)变量说明与描述性统计

1. 被解释变量。感知性职业安全利用问卷中受访者对“未来一年内被解雇或辞退的可能性”的判断来衡量,1代表非常大,4代表非常小;控制性职业安全包含替代工作预期,利用问卷中受访者对“如果离开这家单位,您找到更好工作的可能性”的判断来衡量,1代表非常小,4代表非常大,以及是否签订劳动合同和是否享有社会保险。

2. 核心解释变量:同乡聚集。借鉴Osypuk的做法<sup>[36]</sup>,在工作单位的同乡(相同区县来源)占比上做进一步划分:占比在50%以下,视作无同乡聚集,赋值为0;占比在50%以上,以50%、75%和90%作为分割点构建有序多分类变量,分别赋值1、2、3,衡量同乡聚集规模。本文将成员中含有雇主等管理者界定为雇员-管理者聚集,其余界定为雇员聚集。

3. 控制变量。结合已有文献,本文的控制变量有三类:个体层面包括年龄、性别、婚姻、民族、教育、健康、政治面貌、参军经历、村干部经历、职业技能证书、非农工作时间、来本城市时间、从事当前工作时间、更换工作次数;家庭层面包括当前城市家人亲戚数量、朋友数量;企业层面包括所有制、经营状况;其他控制变量包括产业和城市。此外,一些内生的个人特征如长期居留意愿也需被控制。Dustmann<sup>[37]</sup>认为具有临时迁移动机的移民会在社会网络投资和个人权益获取上短视,意味着这一变量会同时影响同乡聚集选择和职业安全,若遗漏将使结果产生偏误。

4. 工具变量。尽管通过补充可观测的遗漏变量能部分缓解内生性,但仍存在一些无法观测的因素会导致识别上的偏差,同时克服反向因果也需要寻找合适的工具变量。相关研究很少利用工具变量克服内生性,仅使用倾向得分匹配(PSM)进行处理<sup>[10]</sup>。本文选择农民工老家宗族人口规模作为工具变量,以老家所在村同一姓氏人口数量衡量,原因在于:一是宗族人口规模与同乡聚集呈高度正相关。农民工最有可能借助宗族关系在城市寻找工作,并前赴后继式地进入同一工作空间,宗族人口规模越大,关系网也越大,农民工在同一工作空间内聚集的规模也越

大。二是宗族人口规模与职业安全不直接相关。宗族关系网仅支撑了农民工获取工作并在城市落脚,即跨越由乡到城的“门槛”,而对进城后的经济社会结果不产生直接影响。

5. 机制变量。本文的机制变量为剥夺感和集体行动。借鉴 Wei 和 Gao<sup>[32]</sup>的研究,本文利用受访者对“您认为自己在多大程度上被企业剥削?”的回答来测量剥夺感,1 表示最低,4 表示最高。农民工的集体行动可分为正规和非正规两类,前者主要通过工会完成,以是否参加工会来衡量;后者通常由同乡自发形成,缺乏组织性,通过询问“如果你在工作中的权益受到侵害,你的老乡工友会在多大程度上帮助你维权”衡量,1 表示最低,4 表示最高。

样本描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计<sup>①</sup>

变量及说明	总样本(N=2637)		同乡聚集(N=362)		非同乡聚集(N=2275)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
感知性职业安全	3.412	0.628	3.436	0.672	3.408	0.620
控制性职业安全						
替代工作预期	2.425	0.814	2.392	0.859	2.430	0.807
劳动合同(1=有;0=无)	0.673	0.469	0.525	0.500	0.697	0.460
社会保险(1=有;0=无)	0.226	0.418	0.163	0.370	0.236	0.425
同乡聚集	1.242	2.677	1.760	0.816	0	0
年龄(岁)	29.69	9.88	32.610	11.34	29.226	9.548
性别(1=男;0=女)	0.588	0.492	0.657	0.475	0.577	0.494
婚姻状况(1=已婚;0=未婚)	0.439	0.496	0.602	0.490	0.413	0.492
民族(1=汉族;0=少数民族)	0.965	0.184	0.961	0.193	0.966	0.182
教育程度(1=没上过学;2=小学;3=初中; 4=高中;5=中专/技校/职高;6=大专;7= 本科;8=研究生及以上)	4.778	1.825	3.776	1.613	4.938	1.807
自评健康(1~5级)	4.008	0.826	4.152	0.833	3.985	0.823
政治面貌(1=中共党员;0=其他)	0.108	0.311	0.068	0.253	0.113	0.316
参军经历(1=有;0=无)	0.027	0.162	0.025	0.156	0.027	0.163
村干部经历(1=有;0=无)	0.020	0.142	0.028	0.164	0.019	0.138
职业技能证书(1=有;0=无)	0.388	0.487	0.257	0.438	0.409	0.492
非农工作时间(年)	9.304	9.178	12.333	10.537	8.823	8.852
来本城市时间(年)	7.091	6.924	6.776	7.024	7.141	6.909
从事当前工作时间(年)	3.691	4.204	4.066	4.839	3.632	4.092
更换工作次数(次)	1.063	0.33	1.102	0.412	1.057	0.314
长期居留意愿(1=有;0=无)	0.455	0.498	0.337	0.473	0.474	0.499
所有制结构						
国有、外资及合资企业	0.304	—	0.224	—	0.317	—
集体企业	0.026	—	0.022	—	0.026	—
私营企业	0.613	—	0.710	—	0.597	—
个体户及其他	0.057	—	0.044	—	0.059	—
经营状况(1~4级)	2.996	0.436	2.970	0.461	3.000	0.431
行业:制造业	0.339	—	0.395	—	0.330	—
建筑业	0.149	—	0.293	—	0.126	—
服务业	0.465	—	0.276	—	0.495	—
低端服务业	0.330	—	0.243	—	0.343	—
中高端服务业	0.135	—	0.033	—	0.152	—

① 由于篇幅限制,工具变量、机制变量和家庭层面特征变量的描述性统计结果省略,如有需要,可向作者索取。

同乡人数超过50%的样本为362个,仅占样本总量的13.73%,绝大多数农民工并未面临同乡聚集。样本的平均受教育程度处在高中、中专/技校/职高水平,38.8%拥有职业技能证书。接近7成在制造业、建筑业和低端服务业中就业<sup>①</sup>,且61.3%供职于私营企业。从聚集组和非聚集组的比较可以发现,聚集组的感知性职业安全高于非聚集组,而控制性职业安全则普遍低于非聚集组。一些差异也与同乡聚集的选择相关联,聚集组在劳动经历上具备优势,而非聚集组的优势则体现在人力资本上。聚集组主要分布在制造业、建筑业和低端服务业等低技能产业的个体私营企业中,这与以往研究发现建筑、制造业倾向依赖同乡关系招揽工人<sup>[38]</sup>,以及餐饮、住宿、家政等对技能要求不高的生活性服务业容易出现同乡同业现象相吻合<sup>[39]</sup>。聚集组的长期居留意愿显著低于非聚集组,表明依靠同乡网络是农民工无法扎根城市的权宜之计。

#### 四、实证结果与分析

本文的实证结果分为如下几个部分:(1)基于Probit模型和Ordinal Probit模型<sup>②</sup>,同时引入Heckman两步法及工具变量以克服内生性的基准回归。(2)通过样本调整和测量变化进行稳健性检验。以上结果对假设1a和假设1b进行检验。(3)识别同乡聚集效应形成的机制。(4)依据聚集范围和依附程度分析同乡聚集效应的异质性。以上结果对假设2和假设3进行检验。

##### (一) 基准回归:克服样本选择偏差和内生性的估计

同乡聚集是一个非随机事件,同时样本均为受雇农民工,因此计量分析必须面对无法观测的遗漏变量、反向因果、样本选择偏差等挑战。本文同时利用工具变量回归和Heckman两步法,以缓解可能的内生性和样本选择偏差,使用宗族人口规模作为工具变量,并将迁移模式纳入样本选择方程,形成限制性约束。结果见表2。

表2显示,在缓解了内生性及样本选择偏差后,雇员聚集未对感知性职业安全产生显著影响;随着聚集程度的增长,雇员-管理者聚集的效应越来越强,均在1%水平上显著,这表明雇员聚集并未放大农民工对未来失去工作风险的感知,同群效应不起作用,可能是农民工在大城市劳动力市场上始终处于劣势,无论聚集与否,心理上已经适应了频繁更换工作和失业等高度不稳定的职业状态<sup>[40]</sup>。当同乡聚集中有管理者参与时,管理者则会基于自身利益,借助同乡网络降低农民工的心理焦虑和压力,以维护生产稳定。

控制性职业安全上,雇员聚集和雇员-管理者聚集均未显示出对替代工作预期的显著影响,说明同乡聚集无法提供新工作机会以弥补失去当前工作而带来的资源损失,这意味着同乡聚集事实上并不支持农民工个体超越工作空间的发展,同乡网络中的资源流动和共享仅局限于工作空间内部。深层次的原因可能是,针对较为稀缺的向外发展资源,同乡聚集参与者之间更多表现为一种竞争而非合作关系,个体获取这类资源首先必定满足自我需求,而较少进行共享,因此同乡聚集成员关系的价值取向会针对不同种类资源而在利己和利他间进行调整,当一些资源并不稀缺或者同乡伙伴在获取这些资源后无法对自身利益构成威胁时,个体就会倾向选择利他的关系取向,实现与同乡伙伴间的互助,已有发现同乡聚集有利于工作搜寻和就业质量的研究中,一个隐含的前提便是先入者已在工作中取得了相对有利的地位,并确保后来者无法对其超越<sup>[41]</sup>,而一旦资源变得稀缺且同乡伙伴在获取这些资源后可能会损害自身利益时,个体必然会选择利己取向,实现对稀缺资源的独占。此外,以上价值取向的调整也反映出随着城市生活时间的延展和农民工代际调整,“功能性”已逐渐开始主导同乡关系,并与城市社会关系趋同。由

① 低端服务业主要包括住宿餐饮、批发零售、交通运输及邮政、家政物业维修等居民服务业。

② 感知性职业安全和控制性职业安全中的替代工作预期采用Oprobit模型,控制性职业安全中的签订劳动合同和享有社会保险采用Probit模型。

此可见,同乡聚集作为非正规性互助体系的价值必然会随着时间的推移而逐步弱化。

雇员聚集和雇员-管理者聚集在对劳动合同签订和社会保险享有的影响上,显示出截然相反的趋势。与理论框架一致,雇员聚集效应始终为正,且在 1%水平上显著,随着聚集程度的增长,正向影响程度逐步增强;而雇员-管理者聚集效应始终为负,且在 1%水平上显著,随着聚集程度的增长,负向影响程度逐步增强。

第一阶段回归中,宗族人口规模均对同乡聚集存在显著正向影响,且稳健 F 值均大于 10,说明工具变量与内生变量高度相关,符合工具变量选择的假设。弱工具变量和内生性检验结果均表明,确实存在内生性且所使用的工具变量有效。样本选择方程的估计结果表明,迁移模式与受雇就业选择间存在反向关系,即跨省流入农民工更倾向自雇就业。

表 2 基准回归估计结果<sup>①</sup>

同乡聚集	感知性职业安全		控制性职业安全					
			替代工作预期		劳动合同		社会保险	
	雇员	雇员-管理者	雇员	雇员-管理者	雇员	雇员-管理者	雇员	雇员-管理者
50%(参照组)	-	-	-	-	-	-	-	-
50%~75%	-0.240 (0.430)	0.421*** (0.119)	0.093 (0.309)	-0.092 (0.176)	0.722*** (0.129)	-0.758*** (0.198)	0.927*** (0.146)	-0.540*** (0.156)
75%~90%	-0.416 (0.529)	0.687*** (0.149)	-0.051 (0.374)	-0.352 (0.249)	1.018*** (0.167)	-1.131*** (0.241)	0.847*** (0.213)	-0.801*** (0.213)
>90%	0.039 (0.671)	0.785*** (0.106)	-0.016 (0.577)	-0.380 (0.274)	1.626*** (0.224)	-1.664*** (0.268)	1.398*** (0.246)	-1.321*** (0.244)
观测值	2411	2469	2411	2469	2411	2469	2411	2469
内生性检验								
稳健回归 F 统计量	31.632***	30.226***	32.145***	32.998***	31.139***	31.223***	31.247***	31.703***
第一阶段回归								
宗族人口规模	0.331*** (0.065)	0.332*** (0.065)	0.314*** (0.066)	0.319*** (0.066)	0.381*** (0.062)	0.382*** (0.062)	0.340*** (0.062)	0.343*** (0.062)
稳健 F 统计量	213.588***	213.438***	211.317***	211.366***	215.102***	215.144***	213.090***	213.335***
观测值	2411	2469	2411	2469	2411	2469	2411	2469
Pseudo R <sup>2</sup>	0.070	0.070	0.069	0.069	0.070	0.070	0.068	0.068
弱工具变量检验								
5%的沃尔德检验 临界值	16.37	16.38	17.67	17.65	18.26	18.27	18.78	18.75
样本选择方程								
迁移模式	-0.244*** (0.282)	-0.246*** (0.283)	-0.275*** (0.211)	-0.277*** (0.221)	-0.223*** (0.218)	-0.227*** (0.215)	-0.280*** (0.215)	-0.282*** (0.216)
观测值	2411	2469	2411	2469	2411	2469	2411	2469
Pseudo R <sup>2</sup>	0.156	0.157	0.225	0.227	0.262	0.263	0.198	0.196

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平,括号中为稳健标准误。下表同。

① 表 2 所有回归都采用 CMP( Conditional Mixed Process)方法,根据内生变量的数据类型,第一阶段回归采用 Oprobit 模型;样本选择方程采用 Probit 模型。此外,本文还进行了工具变量的外生性验证,主要依据 Angrist 和 Pischke(2009)建议的思路,在表 2 的估计中逐步引入控制变量进行 T 型回归,结果显示核心解释变量的大小、方向和显著性水平基本保持一致,表明工具变量只通过内生自变量而非控制变量影响结果变量,一定程度说明工具变量具备外生性。限于篇幅,具体结果未在文中显示,如有需要可向作者索取。



综上,实证分析仅部分支持了假设 1a,可修正为:雇员聚集并未对感知性职业安全产生显著影响,也未对控制性职业安全中替代工作预期产生显著影响,但对劳动合同签订和社会保险享有产生显著正向影响。假设 1b 也仅得到了部分支持,可修正为:雇员-管理者聚集对感知性职业安全产生显著正向影响,对控制性职业安全中的劳动合同签订和社会保险享有产生显著负向影响,但对替代工作预期不产生显著影响。

(二) 稳健性检验

本文稳健性检验的策略主要分为两个方面:一是基于提高因果识别的有效性展开,利用倾向得分匹配(PSM)对样本进行处理,并保留配对好的样本重复估计;二是基于同乡聚集程度的不同划分标准展开,现行划分标准会因高聚集程度样本偏少而导致偏误,因此有必要对划分标准进行适度调整并重复估计。综合考虑分类后的样本数量,稳健性检验中将同乡聚集重新划分为 3 个梯度,即小于 50%、50%~80%和大于 80%。稳健性检验的结果在显著性水平、方向上与之前结果基本一致,表明对假设 1a 和假设 1b 的检验和修正后的结果均稳健<sup>①</sup>。

(三) 机制分析

本文首先基于总体验证机制的存在,然后进一步探索这些机制在雇员聚集和雇员-管理者聚集效应形成中如何发挥作用。所有结果整合在表 3 中。

表 3  机制分析

同乡聚集	剥夺感			正规集体行动			非正规集体行动		
	总体	雇员	雇员-管理者	总体	雇员	雇员-管理者	总体	雇员	雇员-管理者
<50%(参照组)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
50%~75%	-0.435*** (0.125)	-0.684 (0.213)	-0.227* (0.152)	-0.990*** (0.109)	-0.029 (0.897)	-0.935*** (0.154)	-0.455** (0.220)	-0.133 (0.110)	-0.192* (0.113)
75%~90%	-0.264** (0.133)	-0.126 (0.133)	-0.285* (0.170)	-1.038*** (0.119)	0.452*** (1.049)	-1.030*** (0.167)	-0.639** (0.287)	-0.082 (0.157)	-0.409*** (0.151)
>90%	-0.704*** (0.167)	-0.698 (0.254)	-0.582** (0.243)	-1.598*** (0.142)	0.550*** (1.354)	-1.616*** (0.242)	-0.794** (0.373)	-0.216 (0.356)	-0.362** (0.171)
观测值	2637	2411	2469	2637	2411	2469	2637	2411	2469

从总体的结果看,同乡聚集显著降低了剥夺感以及正规和非正规集体行动的概率,随着聚集水平增长,负向影响程度逐渐增大,表明同乡聚集确实会通过剥夺感和集体行动影响农民工职业安全。从不同聚集类型样本的结果看,雇员聚集未对剥夺感产生显著影响,而雇员-管理者聚集显著削弱了剥夺感,因此剥夺感无疑是雇员-管理者聚集影响感知性职业安全的重要机制;雇员聚集对正规集体行动产生了显著正向影响,而对非正规集体行动的影响不显著,因而正规集体行动是雇员聚集影响控制性职业安全的重要机制;雇员-管理者聚集对正规和非正规集体行动均产生了显著负向影响,因而两者均为雇员-管理者聚集影响控制性职业安全的重要机制。与魏万青发现农民工较少通过正规集体行动维护自身权益不同,当前农民工若以雇员身份形成同乡聚集,则更倾向借助工会维护权益,并非依靠同乡间自发组织的集体行动,这表明随着城市化推进和市民化制度的普及与完善,农民工借助正规渠道维护权益的意识逐步增强。但这一趋势仍很脆弱,当有管理者身份的参与者时,很容易被管理者在同乡网络中创造的人情机制瓦解。

(四) 异质性分析

本文基于聚集范围和依附程度探索同乡聚集效应的异质性。表 4 针对聚集范围异质性的结果显示,在雇员-管理者聚集对于感知性职业安全的正向效应上,非居住聚集样本高于居住聚

① 限于篇幅限制,稳健性检验结果未在文中显示,如有需要可向作者索取。



集样本,说明居住聚集放大了农民工感知到未来失去工作的压力和紧张情绪,削弱了管理者通过降低雇员剥夺感知保障资本对劳动持续剥削的效力。雇员聚集对于控制性职业安全的正向效应的显著性和程度都随着样本兼具居住聚集而增强,而雇员-管理者聚集负向效应的程度随着样本兼具居住聚集而减弱,表明居住聚集确实扩展了同乡网络,通过增强同群效应,农民工更可能借助集体行动来维护自身权益,削弱管理者借助同乡关系给权益获取制造的障碍,假设 2 被证实。

表 4 聚集范围异质性

同乡聚集	感知性职业安全				控制性职业安全							
					劳动合同				社会保险			
	非居住聚集		居住聚集		非居住聚集		居住聚集		非居住聚集		居住聚集	
	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者
<50% (参照组)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
50%~75%	-1.103 (0.414)	0.637*** (0.239)	-0.254 (0.340)	0.374*** (0.146)	-0.332 (0.321)	-1.921*** (0.147)	0.899*** (0.141)	-0.483* (0.264)	0.245 (0.359)	-1.402*** (0.169)	1.321*** (0.159)	-0.340* (0.190)
75%~90%	-1.604 (0.295)	1.050** (0.491)	-0.288 (0.281)	0.640*** (0.163)	-0.216 (0.400)	-2.785*** (0.230)	1.190*** (0.172)	-0.767** (0.241)	0.188 (0.422)	-1.592*** (0.263)	1.366*** (0.232)	-0.721*** (0.256)
>90%	-1.713 (0.310)	0.869* (0.461)	0.244 (0.271)	1.079*** (0.183)	-0.049 (0.441)	-2.827*** (0.301)	1.934*** (0.273)	-1.502*** (0.384)	1.487*** (0.343)	-2.374*** (0.357)	1.764*** (0.336)	-1.255*** (0.282)
观测值	887	890	1524	1579	887	890	1524	1579	887	890	1524	1579

注:由于同乡聚集对替代工作预期不存在显著影响,异质性分析剔除了这部分内容。

依附程度异质性从人力资本和工作经验两方面展开。Mincer 认为工资收入能较好地反映人力资本水平<sup>[42]</sup>,本文借助这一思路,将低于月工资中位数的样本归为低人力资本组,反之,归为高人力资本组<sup>①</sup>,结果如表 5。

表 5 人力资本异质性:低人力资本 vs 高人力资本

同乡聚集	感知性职业安全				控制性职业安全							
					劳动合同				社会保险			
	低人力资本		高人力资本		低人力资本		高人力资本		低人力资本		高人力资本	
	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者
<50% (参照组)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
50%~75%	-0.548*** (0.150)	0.516* (0.280)	-1.130*** (0.214)	0.433** (0.210)	1.034*** (0.154)	-1.018*** (0.158)	-1.939*** (0.242)	-0.169 (0.246)	1.914*** (0.135)	-0.856*** (0.2335)	-1.590*** (0.225)	-0.688*** (0.319)
75%~90%	-0.643** (0.252)	0.789** (0.366)	-1.622*** (0.353)	0.691*** (0.200)	1.181*** (0.190)	-1.080*** (0.236)	-1.382*** (0.285)	-1.192*** (0.237)	2.152*** (0.169)	-1.477*** (0.372)	-1.793*** (0.242)	-0.437 (0.286)
>90%	-0.537* (0.291)	1.310*** (0.440)	-1.182*** (0.322)	0.561** (0.256)	1.863*** (0.270)	-1.889*** (0.255)	-2.321*** (0.326)	-1.430*** (0.255)	2.820*** (0.217)	-2.257*** (0.472)	-2.233*** (0.367)	-1.058*** (0.289)
观测值	1587	1607	824	862	1587	1607	824	862	1587	1607	824	862

表 5 的结果基本与假设 3 相吻合,随着人力资本水平的提升,雇员-管理者聚集对所有职业安全变量的效应都显现出明显减弱的趋势,表明人力资本高的农民工确实会较少依赖同乡聚集来保障职业安全;雇员聚集效应仅在控制性职业安全上出现减弱,在感知性职业安全上却得以

① 在剔除了不同城市 CPI 的影响后,样本月工资收入的中位数为 3000 元。

增强,可能的原因是失去高收入工作所带来的损失会更大,压力和紧张情绪的水平也更高,尽管高人力资本农民工可较少依赖同乡聚集,但雇员聚集仍会放大可能的剥夺感。此外,高人力资本样本中雇员聚集对控制性职业安全的影响显著为负,表明雇员聚集效应是消极的,印证了 Edin、Damm 和 Xie 等认为的同乡聚集会限制高技能移民发展的观点。

本文区分首职和非首职样本进行职业阶段异质性分析,结果如表 6。

表 6 职业阶段异质性:首职 vs 非首职

同乡聚集	感知性职业安全				控制性职业安全							
					劳动合同				社会保险			
	首职		非首职		首职		非首职		首职		非首职	
	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者	雇员	雇员- 管理者
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<50%(参照组)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
50%~75%	-1.695*** (0.264)	0.764*** (0.246)	0.397 (0.401)	0.438*** (0.134)	1.199*** (0.145)	-0.650 (0.439)	0.576*** (0.167)	-0.748*** (0.148)	2.310*** (0.128)	-1.069*** (0.368)	0.510 (0.809)	-0.566*** (0.171)
75%~90%	-1.622*** (0.458)	2.021*** (0.287)	0.018 (0.537)	0.521*** (0.174)	1.908*** (0.197)	-0.920 (0.587)	0.715*** (0.205)	-1.219*** (0.202)	2.692*** (0.186)	-0.739** (0.362)	0.447 (1.012)	-1.104*** (0.276)
<90%	-1.731*** (0.561)	6.490*** (0.291)	0.676 (0.603)	0.768*** (0.167)	2.828*** (0.336)	-2.144*** (0.623)	1.078*** (0.274)	-1.580*** (0.185)	3.087*** (0.300)	-2.089*** (0.640)	0.908 (1.195)	-1.469*** (0.270)
观测值	831	828	1580	1641	831	828	1580	1641	831	828	1580	1641

从表 6 的结果看,相比首职样本,非首职样本中雇员聚集和雇员-管理者聚集的效应程度总体上更弱,表明更高职业阶段的农民工逐步摆脱了对同乡网络的依赖,假设 3 被证实。

五、结论与启示

本文以工作空间的同乡聚集为切入点,利用长三角和珠三角七个大城市农民工调查数据,考察了其对农民工职业安全的影响并发现:第一,同乡聚集对农民工职业安全存在实质影响,雇员聚集显著增进了控制性职业安全,雇员-管理者聚集则显著提升了感知性职业安全,但抑制了控制性职业安全。第二,剥夺感和集体行动是同乡聚集效应形成的重要机制,雇员聚集通过增强正规集体行动来提升控制性职业安全,雇员-管理者聚集通过削弱剥夺感提升感知性职业安全,通过抑制正规和非正规集体行动降低控制性职业安全。第三,居住聚集放大了雇员聚集效应,削弱了雇员-管理者效应;更高人力资本和职业阶段的农民工更少依赖同乡聚集。对于样本选择和内生性问题导致的计量偏误,本文同时使用补充遗漏变量、Heckman 两步法和工具变量回归进行有效因果推断,结果均稳健。

本文的发现具有鲜明的政策涵义。短期应加大劳动保障监管,强化对劳动权益保护相关法规制度的宣传,提升劳动保护意识,营造和谐健康的劳资关系,消除同乡雇主对权益的侵害。长期应促使农民工摆脱对同乡网络的依赖,通过推进教育、住房、医疗等基本公共服务均等化加快提升农民工人力资本,构建完善的技能等级制度和评价体系,实现基于个人能力的职业发展。

参考文献:

[ 1 ] Massey D S, Denton N A. The Dimensions of Residential Segregation[ J]. Social Forces, 1998,67(2):281-315.  
[ 2 ] Marwell N P, Gullickson A. Inequality in the Spatial Allocation of Social Services: Government Contracts to Nonprofit Organizations in New York City [ J]. Social Service Review, 2013,87(2):319-353.

- [3] Clark K, Drinkwater S. Ethnic Minorities in the Labor Market: Dynamics and Diversity[M]. Bristol, UK: Policy Press, 2007: 123-129.
- [4] Katherine E. Ethnic Enclaves and Immigrant Outcomes: Norwegian Immigrants during the Age of Mass Migration[J]. European Review of Economic History, 2018, 25(3): 179-217.
- [5] Borjas G J. Ethnic Enclaves and Assimilation[J]. Swedish Economic Policy Review, 2000, 7(2): 89-122.
- [6] Cutler D M, Glaeser E L, Vidgor J L. When are Ghettos Bad? Lessons from Immigrant Segregation in the United States[J]. Journal of Urban Economics, 2008, 63(3): 759-774.
- [7] Bolt G, van Kempen R. Escaping Poverty Neighborhoods in the Netherlands Housing[J]. Theory and Society, 2003, 20(4): 136-158.
- [8] Edin P A, Fredriksson P, Aslund O. Ethnic Enclaves and the Economic Success of Immigrants: Evidence from a Natural Experiment[J]. Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(2): 329-357.
- [9] Damm A P. Ethnic Enclaves and Immigrant Labor Market Outcomes: Quasi-experimental Evidence[J]. Journal of Labor Economics, 2009, 27(8): 281-314.
- [10] 张春泥, 谢宇. 同乡的力量: 同乡聚集对农民工工资收入的影响[J]. 社会, 2013, 33(1): 113-135.
- [11] 魏万青. 自选择、职业发展与农民工同乡聚集的收入效应研究[J]. 社会学研究, 2016, 31(5): 164-188.
- [12] Zhao M H, Jin Y. Migrant Workers in Beijing: How Hometown Ties Affect Economic Outcomes[J]. Work, Employment and Society, 2020, 34(5): 789-808.
- [13] 魏万青, 高伟. 同乡网络的另一幅脸孔: 雇主—工人同乡关系对劳工个体权益的影响[J]. 社会, 2019, 39(2): 160-185.
- [14] Esser I, Olsen K M. Perceived Job Quality: Autonomy and Job Security within a Multi-level Framework[J]. European Sociological Review, 2011, 28(4): 443-454.
- [15] Schmidt S R. Long-run Trends in Workers' Beliefs about Their Own Job Security: Evidence from the General Social Survey[J]. Journal of Labor Economics, 1999, 17(3): 127-141.
- [16] Portes A, Jensen L. The Enclave and the Entrants: Patterns of Ethnic Enterprise in Miami before and after Mariel[J]. American Sociological Review, 1989, 54(3): 929-949.
- [17] Xie Y, Gough M. Ethnic Enclaves and the Earnings of Immigrants[J]. Demography, 2011, 48(4): 1293-1315.
- [18] Zhou M, Logan J R. Returns on Human Capital in Ethnic Enclaves: New York City's Chinatown[J]. American Sociological Review, 1989, 54(3): 809-820.
- [19] Zhang C N, Xie Y. Place of Origin and Labour Market Outcomes among Migrant Workers in Urban China[J]. Urban Studies, 2013, 50(14): 3011-3026.
- [20] 张春泥, 刘林平. 网络的差异性和求职效果——农民工利用关系求职的效果研究[J]. 社会学研究, 2008, 23(4): 138-162.
- [21] Lee C K. Gender and the South China Miracle: Two Worlds of Factory Women[M]. Berkeley: University of California Press, 1989: 38-42.
- [22] Witte H D. Job Insecurity and Psychological Well-being: Review of the Literature and Exploration of some Unresolved Issues[J]. European Journal Work Organizational Psychology, 1999(8): 1025-1043.
- [23] Vuuren C, Klandermans P G. Individual Reactions to Job Insecurity: An Integrated Model[J]. European Perspectives in Psychology, 1990(3): 133-146.
- [24] Wilson G, Mossakowski K. Job Authority and Perceptions of Job Security: The Nexus by Race among Men[J]. American Behavioral Scientist, 2012, 56(11): 1509-1524.
- [25] Jahoda M. Employment and Unemployment: A Social-psychological Analysis[M]. UK: Cambridge University Press, 1982: 225-230.
- [26] Blau P M. Justice in Social Exchange[J]. Sociological Inquiry, 1964, 34(2): 193-206.
- [27] Bayraktar S. How Leaders Cultivate Support for Change: Resource Creation through Justice and Job Security[J]. The Journal of Applied Behavioral Science, 2018, (1): 1-22.
- [28] Dekker S, Schaufeli W B. The Effects of Job Insecurity on Psychological Health and Withdrawal: A Longitudinal

Study[J]. Australian Psychologist, 1995, 30(1): 57-63.

[29] Hobfoll S E. Social Support and Stress[J]. International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences, 2001 (5): 14461-14465.

[30] Shin J, Taylor M S, Seo M G. Resources for Change: The Relationships of Organizational Inducements and Psychological Resilience to Employees' Attitudes and Behaviors toward Organizational Change[J]. Academy of Management Journal, 2012, 55(3): 727-748.

[31] Ma L, Xiang B. Native Place, Migration and the Emergence of Peasant Enclaves in Beijing[J]. The China Quarterly, 1998, 155(2): 546-581.

[32] Wei W Q, Gao W. Positive or Negative? The Role of Native Place Enclave in the Conflicts between Migrant Workers and Their Employers[J]. International Journal of Conflict Management, 2018, 29(5): 570-590.

[33] 郑思齐, 廖俊平, 任荣荣, 等. 农民工住房政策与经济增长[J]. 经济研究, 2011, 46(2): 73-86.

[34] 陆铭, 张爽. “人以群分”非市场互动和群分效应的文献评论[J]. 经济学(季刊), 2007, (3): 991-1020.

[35] Paul A M. Stepwise International Migration: A Multistage Migration Pattern for the Aspiring Migrant[J]. American Journal of Sociology, 2011, 116(6): 115-129.

[36] Osypuk T L, Roux A, Hadley C. Are Immigrant Enclaves Healthy Places to Live? The Multi-ethnic Study of Atherosclerosis[J]. Social Science & Medicine, 2009, 69(1): 110-120.

[37] Dustmann C, Görlach J S. The Economics of Temporary Migrations[J]. Journal of Economic Literature, 2016, 54(1): 98-136.

[38] 蔡禾, 贾文娟. 路桥建设中包工头工资发放的“逆差序格局”“关系”降低了谁的市场风险[J]. 社会, 2009, 29(5): 1-20.

[39] 吴重庆. “界外”: 中国乡村“空心化”的反向运动[J]. 开放时代, 2014(1): 145-154.

[40] 李强. 农民工与中国社会分层[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2004.

[41] Jahn E, Neugart M. Do Neighbors Help Finding a Job? Social Networks and Labor Market Outcomes after Plant Closures[J]. Labour Economics, 2020, 65(2): 111-134.

[42] Mincer C J. Urban Poverty and Labor Force Participation: Comment[J]. American Economic Review, 1969, 59(1): 185-194.

(责任编辑: 刘浩)

## How does Native Place Enclave Influence Job Security of Migrant Workers

YE Juntao, CAI Liming

**Abstract:** Job security is important for migrant workers' civilization. Using the survey data of seven metropolitans in Yangzi River Delta and Pearl River Delta, this paper explored how native place enclave makes impact on job security under overcome endogenous and sample selection bias. The results showed: First, native place enclave based on employee increases perceived job security significantly, but native place enclave based on employee-manager weakens controlling job security. Second, native place enclave based on employee-manager takes effect on perceived job security by reducing deprivation and on controlling job security by reducing collective actions. Native place enclave based on employee enhances controlling job security by promoting collective actions. Third, residential enclave amplifies the employee enclave effect and weakens the employee-manager effect. Migrant workers with higher human capital and career stage are less dependent on clustering in the same village. Based on the above research findings, this paper puts forward feasible policy suggestions.

**Keywords:** Native Place Enclave; Job Security; Migrant Workers