华南农业大学学报(社会科学版)
2026年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第25卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

产业集聚模式与农民工非正规就业

王一帆[1a],侯 威[1b],姚晓兵[2]

(1. 云南财经大学 a. 经济学院,b. 统计与数学学院,云南 昆明 650221;
2. 中共云南省委党校,云南 昆明 650511)

摘 要: 加强产业和就业协同,促进农民工高质量充分就业至关重要。基于流动人口动态监测数据(CMDS),探讨多元化集聚和专业化集聚对农民工非正规就业的影响机制。研究发现,多元化集聚显著提高了农民工进入非正规就业的概率,而专业化集聚则具有显著的抑制效应,工作搜寻途径、搜寻难度与匹配效率是两类产业集聚呈现分化影响的主要路径。异质性分析表明,多元化集聚对第二产业、传统服务业以及高创新城市农民工的非正规就业有显著的加剧作用;专业化集聚对中低技能、第二产业以及高创新城市农民工非正规就业抑制作用更明显,且不同城市群的表现有显著差异。进一步研究发现,工业化发展既能削弱多元化集聚对非正规就业的负面效应,也能强化专业化集聚的正向效应;且当人口规模超过500万后,多元化集聚对非正规就业的作用由加剧转为抑制。研究有助于从产业集聚模式视角深化对农民工非正规就业影响的认识,为城市产业布局优化与农民工就业支持政策完善提供参考。

关键词: 多元化集聚;专业化集聚;产业集聚;农民工;非正规就业

中图分类号: F323.6;F293.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2026)03-0083-17

一、引言

党的二十届四中全会强调,要加强产业和就业协同,完善就业支持和公共服务体系,稳定和扩大农民工这一重点群体就业。近3亿农民工"随产业走"的城市化基本逻辑未根本改变[1],产业集聚模式由此成为影响其就业质量的重要因素。当前我国农民工就业呈现明显的非正规化特征——工作不稳定、劳动保障缺失、工作强度高,这不仅制约了农民工的城市融入和人力资本积累,更影响了我国就业质量的整体提升和收入分配的合理化。因而,理解产业集聚对我国农民工非正规就业的影响路径变得愈加重要,不仅关系到农民工市民化进程,还影响到共同富裕目标的实现。

回溯城市经济理论,从马歇尔认为专业化集聚带来技术溢出、劳动力池和中间品投入的联系[2],到雅各布斯强调多元化集聚带来知识溢出、交流与创新[3],再到杜兰顿和普加提出集聚的共享、匹配和学习效应[4],关于产业集聚的经济效应不断发展,并揭示了这一效应存在的区域与群体异质性。然而,现有关于产业集聚的研究主要集中在其对创新与经济增长的作用[5-6],对就业层面

收稿日期: 2025-09-12 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2026.03.006

基金项目: 国家社会科学基金项目(24BRK029);云南省哲学社会科学规划项目(QN202527);云南省基础研究专项青年项目(202501AU070194);全国党校(行政学院)系统社科规划青年项目(2025DXXTQN051)

作者简介: 王一帆(1995—),女,河南驻马店人,云南财经大学经济学院讲师,主要研究方向为人口与劳动经济。E-mail:330080960@qq.com

通讯作者: 侯 威(1992—),男,河南长葛人,云南财经大学统计与数学学院讲师,主要研究方向为产业结构转型。E-mail:2532859081@qq.com

的关注相对不足。相关研究从劳动力市场层面探讨产业集聚的影响时，多侧重于总体就业规模、制造业就业和工资收入[7-8]，对就业质量维度的讨论相对有限。现有文献更多从人力资本、社会资本和制度因素等方面解释农民工就业质量[9-10]，部分研究从三次产业结构变动或产业升级视角分析对农民工工资的影响[11-12]，但缺乏同时从多元化与专业化这两种产业集聚模式出发，系统探究其对农民工非正规就业的影响。基于此，借助2011、2016和2017年流动人口动态监测数据与地级市层面的匹配数据，考察多元化集聚与专业化集聚对农民工非正规就业的影响及作用机制，探讨不同技能水平、务工行业、地区创新水平和城市群异质性，并分析城市人口规模和工业发展在其中的调节效应。

本文边际创新主要体现在几个方面：第一，在研究视角上，聚焦农民工群体，从多元化与专业化集聚切入，探讨产业集聚模式对我国农民工非正规就业的作用机制，丰富了非正规就业的研究视角。第二，在影响机制上，引入工作搜寻匹配理论，揭示多元化与专业化集聚通过改变工作搜寻途径、搜寻难度和匹配效率作用于农民工非正规就业的内在机制，深化对产业集聚与非正规就业关系的理解。第三，从技能、就业行业、地区创新、城市群四个维度分析产业集聚的非正规就业效应的异质性，考虑了城市工业发展、城市规模与不同产业集聚模式之间的互动关系对农民工非正规就业的作用，从实践层面提供促进产业与农民工高质量充分就业协同发展的政策方案。

二、理论分析与研究假说

（一）产业集聚对农民工非正规就业的影响

多元化集聚强调不同产业在城市空间内的共生共存，有利于创新扩散与经济活力增强[3]。然而，对于中、低技能的农民工而言，以创新为驱动的人工智能、数字经济不一定会创造更多就业机会，相反可能会降低工作稳定性和福利待遇，给其就业质量带来负向冲击[13-14]。同时，我国不少地方的产业园区“大杂烩”现象明显[15]，多元化集聚下要求岗位多样复杂，对复合型劳动力需求更多，而农民工受制于有限的技能和信息来源，极有可能从事平台零工、家政服务、建筑临工等非正规就业，并缺乏正规就业劳动合同保障和社会保险兜底。相较之下，产业专业化集聚强调同一行业的空间集中，企业之间在技术、劳动力、供应链等方面的协同程度更高，成熟产品往往在专业化集聚程度较高地区生产[16]，工作岗位的技能专用性较高，对特定技能的需求有利于提升中低技能劳动者的相对竞争力，降低其可替代性。对农民工而言，如果技能门槛合适，可以较容易地选择某条就业路径，被纳入正式用工体系，从而降低非正规就业的比例。

基于此，本文提出研究假说1：多元化集聚会提高农民工从事非正规就业的可能性，专业化集聚会降低农民工从事非正规就业的可能性。

（二）产业集聚对农民工非正规就业的影响机制

当劳动力并非完全充分流动时，劳动者技能积累和工作岗位任务的匹配可能发生在更本地化层面上，受城市集聚经济的影响[17]。结合工作搜寻匹配理论，本文主要从搜寻途径、搜寻难度和匹配效率阐释多元化和专业化集聚对农民工非正规就业的影响机制。

多元化和专业化集聚地区的信息不对称程度存在差异，对农民工非正规就业的影响因搜寻途径与搜寻难度而异。专业化集聚通过共享基础设施、供应链、市场以及专门的劳动力，能最大限度降低交易成本和信息不对称程度[18-19]。劳动者和企业之间信息不对称程度较低，有利于就业机会信息的传播，降低农民工获取就业信息的成本，帮助农民工通过正规求职渠道获得工作，降低其

工作搜寻成本。相反，多元化集聚促进不同行业间知识的互补交流，虽然农民工可选择的行业和企业数量增加，但信息搜寻的复杂性也有所增加，找到与自己技能相匹配的工作并非易事。在没有规模经济、产业“集而不群”的情况下，行业间的知识交流和交易成本较高[20]，会阻碍农民工信息获取，增加搜寻难度。为了快速找到谋生的工作，农民工倾向利用熟人关系网络等社会资源求职，其可依赖的血缘、亲缘和地缘关系等同质化程度较高，在一定程度上向雇主传达了其工作选择的有限性和技能能力较弱等不利信号[21]，这会强化雇主对农民工群体的固有歧视，增加其非正规化就业可能性[22]。

基于此，本文提出研究假说 2：多元化集聚通过提高农民工依赖非正规渠道搜寻工作的可能性、增加工作搜寻难度，提高其从事非正规就业的可能性；专业化集聚通过提高农民工依赖正规渠道搜寻工作的可能性、降低工作搜寻难度，降低其从事非正规就业的可能性。

多元化和专业化集聚通过影响农民工工作匹配效率进而影响非正规就业。虽然大城市具有集中多元的劳动力池，有利于劳动力与工作岗位之间的匹配[23]，但是多元化集聚也存在制约农民工技能匹配的可能性，这是因为农民工人力资本水平较低，往往在低端的同行业内频繁活动，在不同行业的流动有限[24]。同时，多元化集聚跨行业外部性的发挥很大程度上取决于本地产业网络的紧密度[25]，其在知识基础、先前经验、既定规范和行业间联系方面的共享性与专业化集聚程度高的地区是无法比拟的。多元化集聚下参差不齐的行业间共性和兼容性给农民工跨行业流动增加了不确定性，农民工若不能在劳动力市场中快速且准确地找到与自身人力资本相符的岗位，常会以非正规就业作为过渡性选择。对比之下，专业化集聚尽管会增加失业风险[26]，但对于农民工专用型技能的发展是不可忽视的，这可以提高农民工在行业内部多个企业间工作转换的成功率，缩短其从暂时失业到“复业”的时间，提高工作岗位的匹配成功率与匹配质量，减少了非正规就业。同时，随着产品生产技术的成熟，大约 75% 企业从多元化集聚区迁往专业化集聚区[16]，上下游企业密切合作，岗位技能需求标准渐趋一致，加之行业内工作机会、薪酬水平等信息较为透明，为稳定的劳动力流动通道创造了有利条件。

基于此，本文提出研究假说 3：多元化集聚通过降低农民工工作匹配效率提高其进入非正规就业可能性；专业化集聚通过提高农民工工作匹配效率降低其进入非正规就业可能性。

三、模型、变量与数据

（一）模型设定

本文采用 Probit 模型，考察多元化集聚和专业化集聚与农民工非正规就业的关系：

$$Pr(Unstab_{i,c,t}=1)=\phi(\alpha_1+\alpha_2 Diversity_{ct-1}+\alpha_3 Individual_{ict}+\alpha_4 City_{ct-1}) \quad (1)$$

$$Pr(Unstab_{i,c,t}=1)=\phi(\alpha_1+\alpha_2 Special_{ct-1}+\alpha_3 Individual_{ict}+\alpha_4 City_{ct-1}) \quad (2)$$

其中，i 表示个体，c 表示城市，t 表示年份。$Unstab_{i,c,t}$ 表示是否非正规就业，取 1 时，代表非正规就业；取 0 时为正规就业。$Diversity_{ct-1}$ 和 $Special_{ct-1}$ 是本文的核心解释变量，分别为多元化集聚和专业化集聚，α_2 反映产业集聚模式对农民工非正规就业的影响。$Individual_{ict}$ 和 $City_{ct-1}$ 分别是一系列个人和城市特征控制变量。

（二）变量选取与构建

1. 被解释变量：非正规就业

受雇于非正规部门或受雇于正规部门但未签订劳动合同或自营劳动者被视为非正规就业[27]，

赋值为1;相对应地,受雇于正规部门且签订劳动合同为正规就业,赋值为0,生成非正规就业指标1①。在此基础上,根据签订的劳动合同类型,将签订短期或临时劳动合同纳入非正规就业范畴并赋值为1②,生成非正规就业指标2。

2. 核心解释变量:多元化集聚与专业化集聚

多元化集聚反映了地区产业种类的多样性以及各产业在地区分布的均衡性;专业化集聚反映了产业在城市空间分布的集中程度,即相较于全国平均水平而言是否贡献了较大比重。

关于多元化集聚,参考 Henderson[28] 采用改进的赫芬达尔指数进行衡量,计算公式如下:

$$Diversity_{ct} = \frac{1}{\sum_{j=1,j'\neq j}^{n}\left[E_{cjt}/(E_{ct}-E_{cjt})\right]^2} \tag{3}$$

式(3)中,c 代表城市,t 表示年份,j 是代表行业。E_{cjt} 是城市 c 中行业 j 在 t 年的从业人数,n 表示城市 c 中行业种类数。$j'\neq j$ 表示排除了行业 j 自身规模对产业多元化集聚测度的干扰[25]。通过对赫芬达尔指数求和并取倒数,使得 $Diversity_{ct}$ 值越大,表示地区多元化集聚程度越高。

关于专业化集聚,本文借鉴 Krugman[29]、柳卸林和杨博旭[5]的研究来刻画,计算公式如下:

$$Special_{ct} = \sum_{j=1}^{n}\left|\frac{E_{cjt}}{\sum_{j=1}^{n}E_{cjt}} - \frac{\sum_{c=1}^{m}E_{cjt}}{\sum_{j=1}^{n}E_{c=1}^{m}E_{cjt}}\right| \tag{4}$$

式(4)中,c、j 和 t 含义同上,E_{cjt} 和 n 含义同上,m 表示城市数量。$Special_{ct}$ 值越大,表示与全国的平均水平偏差越多,即专业化集聚程度更高。

3. 其他控制变量

本文加入个体和流入地特征变量,分别包含年龄及其平方项、民族、性别、受教育程度、婚姻状况、流动范围,人口密度、人均GDP、产业结构、固定资产投资、外商投资、在校大学生人数、公共汽车拥有量和距海岸线距离。所有时变核心解释变量和地区控制变量均滞后一期处理,以缓解当期变量间的双向因果问题。变量定义和描述性统计如表1所示。

表1 变量含义与描述性统计

变量	含义与度量	均值	标准差	最小值	最大值
非正规就业指标1	是=1,否=0	0.68	0.47	0	1
非正规就业指标2	是=1,否=0	0.69	0.46	0	1
多元化集聚	改进的赫芬达尔指数	4.19	2.58	0.06	11.25
专业化集聚	克鲁格曼专业化指数	0.48	0.20	0.17	1.26
年龄	实际年龄	34.83	9.10	16	59
年龄平方	实际年龄的平方	1295.63	661.98	256	3481
民族	汉族=1,其他=0	0.94	0.24	0	1
性别	男性=1,女性=0	0.57	0.49	0	1

① 根据第十五届国际劳工统计大会(ICLS)的定义,非正规部门是指“由家庭所拥有的没有被纳入注册的企业,这些企业的固定资产和其他资产属于他们的所有者,而不是生产单位”。本文将2011年、2016年和2017年CMDS数据中的机关事业单位、国有及国有控股企业、集体企业、股份/联营企业、私营企业、“三资企业”归类为正规部门,将个体工商户、社团/民办组织和无单位归为非正规部门。

② 本文将“完成一次性工作任务”和“试用期”视为短期和临时合同,固定合同指“有固定期限”的劳动合同,长期合同指“无固定期限”的劳动合同。

续表

变量	含义与度量	均值	标准差	最小值	最大值
受教育程度	未上过学 =0，小学 =6，初中 =9，高中 =12，大专 =15，本科 =16，研究生 =19	9.71	2.78	0	19
婚姻状态	已婚 =1（包含在婚和有婚姻经历的丧偶、离婚等），未婚 =0	0.83	0.38	0	1
流动范围	跨省流动 =1，省内跨市流动 =2，市内跨县流动 =3	1.68	0.76	1	3
人口密度	人口密度（人/平方公里）对数	6.08	0.72	1.79	7.84
人均 GDP	人均 GDP（元）对数	11.04	0.55	8.58	12.28
产业结构	第三产业与第二产业增加值比值	1.22	0.75	0.11	4.16
固定资产投资	固定资产投资占 GDP 比重	0.72	0.30	0.19	2.20
外商投资	外商投资企业工业总产值占 GDP 比重	0.23	0.24	0.00	1.37
在校大学生	每万人在校大学生数（人/万）对数	5.35	0.93	1.72	7.17
公共汽车拥有量	市辖区每万人拥有公共汽车量（辆）对数	2.52	0.58	0.28	6.81
距海岸线距离	距海岸线距离（公里）的倒数	0.02	0.04	0.00	0.60

（三）数据来源与处理

农民工数据来源于 2011、2016 和 2017 年流动人口动态监测数据（CMDS）①。根据需要，参考盖庆恩等[30]、张广胜和王若男[31]、杨胜利等[32]研究，做如下处理：（1）将样本限定为农业户籍、外出半年及以上、16～59 岁之间且非跨境流动的个体；（2）保留非农就业个体②；（3）剔除在学、学龄前儿童、离退休、哺乳怀孕、料理家务、等待分配上岗、家庭帮工、丧失劳动能力人员以及无工作意愿等非经济活动人口；（4）剔除新疆生产建设兵团，保留地级市的城市，排除省直管县、县级市、直辖县的城市实体。最后，删除关键变量缺失值后，共得到 221489 个农民工样本，2011 年、2016 年和 2017 年分别有 60409、81300、79780 个样本量，包含 263、279 和 280 个城市。

核心解释变量和城市特征变量主要源于《中国城市统计年鉴》和《中国城乡建设统计年鉴》，使用 2010 年、2015 年和 2016 年 19 个行业门类的从业人员数据构造多元化集聚与专业化集聚③。由于“市辖区”统计口径下的部分城市特征变量缺失较多，不宜插补，本文主要用“全市”口径的城市变量分析，采用“市辖区”城市变量做稳健性检验。

（四）多元化集聚、专业化集聚与农民工非正规就业变化趋势

图 1 基于城市层面的多元化集聚与专业化集聚，按分位数划分为十组，展示不同分位数下农民工非正规就业比例的平均值。从整体趋势看，多元化集聚随分位数提高呈现总体上升，这意味着多元化集聚程度越高的城市，农民工非正规就业比例越高。尽管在高分位出现一定波动，但未改变整体上升趋势。专业化集聚呈现相反趋势，随分位数提高，非正规就业比例总体下降，这表明

① 公开的数据中只有 2011 年、2016 年和 2017 年的调查询问了“与目前工作单位（雇主）签订的劳动合同种类”，便于生成非正规就业变量。

② 关于本文所使用的农民工对象界定的额外说明可向作者索取。

③ 具体包括农业；采掘业；制造业；电力、热力、燃气及水生产和供应业；建筑业；科学研究、技术服务和地质勘探业；交通运输、仓储和邮政业；批发和零售业；金融业；房地产业；信息传输计算机服务业和软件业；住宿和餐饮业；租赁和商务服务业；水利环境和公共设施管理业；居民服务修理和其他服务业；教育业；卫生、社会保障和社会福利业；文化体育和娱乐业；公共管理和社会组织 19 个行业。

专业化集聚程度越高的城市，有利于农民工降低非正规就业，其高分位区间存在轻微波动，但总体下降方向明显。下文将进一步验证多元化和专业化集聚对农民工非正规就业的影响。

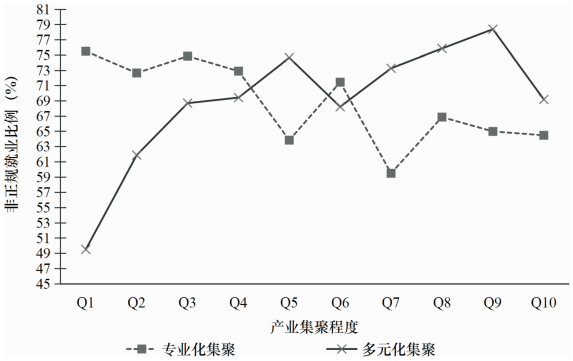


图1　多元化集聚、专业化集聚与农民工非正规就业比例变化①

四、实证结果与分析

（一）基准回归

表2汇报了采用Probit模型的均值处边际效应估计结果，表中各列均已加入个体和城市控制变量、控制省份和年份固定效应。从第（1）、（2）列看出，在两种非正规就业指标下，多元化集聚程度均显著提高了农民工非正规就业可能性，在其他条件不变的情况下，多元化集聚程度每提高一个单位，农民工非正规就业比例增加1.74%。从第（3）、（4）列看出，专业化集聚对农民工非正规就业的抑制作用在两种衡量指标中均存在，专业化集聚每提高一个单位，农民工非正规就业概率降低7.89%②。研究假说1得证。

表2　产业集聚对农民工非正规就业的边际影响

变量	非正规就业指标1 （1）	非正规就业指标2 （2）	非正规就业指标1 （3）	非正规就业指标2 （4）
多元化集聚	0.017***（0.001）	0.017***（0.001）		
专业化集聚			−0.076***（0.008）	−0.079***（0.008）
年龄	−0.004***（0.001）	−0.006***（0.001）	−0.004***（0.001）	−0.006***（0.001）
年龄平方	0.000***（0.000）	0.000***（0.000）	0.000***（0.000）	0.000***（0.000）
民族	0.057***（0.004）	0.056***（0.004）	0.058***（0.004）	0.058***（0.004）
性别	−0.002（0.002）	0.001（0.002）	−0.002（0.002）	0.001（0.002）
受教育程度	−0.039***（0.000）	−0.039***（0.000）	−0.039***（0.000）	−0.039***（0.000）
婚姻状况	0.099***（0.004）	0.094***（0.004）	0.100***（0.004）	0.094***（0.004）
省内跨市流动	−0.018***（0.003）	−0.019***（0.003）	−0.018***（0.003）	−0.019***（0.003）
市内跨县流动	−0.035***（0.004）	−0.036***（0.004）	−0.031***（0.004）	−0.031***（0.003）
人口密度	0.014***（0.002）	0.013***（0.002）	0.011***（0.002）	0.010***（0.002）
人均GDP	−0.027***（0.004）	−0.029***（0.004）	−0.036***（0.004）	−0.037***（0.004）
产业结构	−0.028***（0.004）	−0.027***（0.004）	0.008**（0.004）	0.009**（0.004）

①使用非正规就业指标2计算。

②关于基准回归的逐步回归结果展示及伪R^2讨论可向作者索取。

续表

变量	非正规就业指标 1 (1)	非正规就业指标 2 (2)	非正规就业指标 1 (3)	非正规就业指标 2 (4)
固定资产投资	0.068*** (0.007)	0.070*** (0.007)	0.054*** (0.007)	0.055*** (0.007)
外商投资	−0.118*** (0.008)	−0.117*** (0.008)	−0.134*** (0.008)	−0.132*** (0.008)
在校大学生	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)
公共汽车拥有量	−0.006** (0.003)	−0.004 (0.003)	−0.008*** (0.003)	−0.006** (0.003)
距海岸线距离	−0.065** (0.027)	−0.042 (0.027)	−0.073*** (0.027)	−0.051* (0.026)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Pseudo R^2	0.130	0.131	0.129	0.130
N	221489	221489	221489	221489

注：被解释变量均是以正规就业为参照组，括号内为基于 Delta 方法计算的标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

（二）内生性处理

尽管基准回归加入了城市禀赋和个人特征因素，但仍不可避免遗漏其他不可观测变量；同时，由于农民工具有较强流动性，产业集聚有可能成为农民工就业的结果而不是原因，引致内生性问题。

本文借鉴苏丹妮和盛斌[33]的研究方法选取地理变量，以中国各城市地形崎岖度作为多元化和专业化集聚的工具变量，并参照 Nunn& Puga 的做法[34]，以中国地理信息数据地图为参照标准，利用 Arcgis 软件的邻域统计分析方法进行测算。考虑到地形崎岖度不随时间而动，进一步借鉴柏培文和张云[35]关于双维度工具变量的处理方法，以样本期内全国规模以上工业企业、内资企业和港澳台投资企业数目①与各城市地形崎岖度的交互项来体现工具变量在时间和城市维度上的差异变化。由于全国层面企业数量不会直接影响不同城市农民工非正规就业概率，同时全国企业数量与产业集聚相关联，该工具变量比较满足外生性与相关性条件。

表 3 报告了使用极大似然估计下 IV Probit 模型的估计结果②，第一阶段估计结果均支持工具变量的相关性条件，而且内生性检验参数 *athrho*2_1 显著异于 0，表明使用工具变量的结果更准确有效。从第二阶段估计结果看出，多元化集聚在 1% 水平下显著增加了农民工非正规就业，专业化集聚在 1% 水平下显著减少了非正规就业，基准回归结论依旧成立。

表 3　IV-Probit 估计结果

变量	多元化集聚		专业化集聚	
	非正规指标 1	非正规指标 2	非正规指标 1	非正规指标 2
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段（Y = 多元化/专业化集聚）：			
地形崎岖 × 全国规模以上工业、内资和港澳台企业数	0.008*** (0.001)		−0.001*** (0.000)	
常数项	1.181*** (0.143)		2.036*** (0.015)	

① 由于本文的核心解释变量滞后一期为前定变量，因此选取 2010 年、2015 年和 2016 年全国规模以上工业企业数目、内资企业数目和港澳台投资企业数目，数据均来源于 EPS 数据平台的中国宏观经济数据库。

② 因 IV Probit 模型的两步法估计方法不可以直接报告稳健标准误，故使用极大似然估计。

续表

变量	多元化集聚		专业化集聚	
	非正规指标1	非正规指标2	非正规指标1	非正规指标2
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第二阶段(Y=非正规就业):			
多元化/专业化集聚	0.567*** (0.066)	0.526*** (0.075)	-3.785*** (0.546)	-3.415*** (0.584)
常数项	0.243 (0.218)	0.516** (0.238)	8.767*** (1.050)	8.243*** (1.123)
athrho2_1	-0.731*** (0.134)	-0.650*** (0.136)	0.504*** (0.092)	0.442*** (0.093)
lnsigma2	0.166*** (0.002)	0.166*** (0.002)	-2.044*** (0.002)	-2.044*** (0.002)
N	221489	221489	221489	221489

注：本表中为回归系数而非边际效应，括号内稳健标准误，*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平下显著；本表均控制了个人和地区特征变量、省份和年份的固定效应。

考虑到IV Probit模型下无法检验弱工具变量问题，本文在普通最小二乘法下使用线性工具变量模型进一步检验。从表4看出，第一阶段的Kleibergen-Paap rk Wald *F*统计量均大于10%偏误下的经验临界值10，证实不存在弱工具变量问题。可识别检验的Kleibergen-Paap rk *LM*统计量均在1%水平下显著，表明工具变量满足可识别性。在2SLS估计下多元化集聚仍显著加剧农民工非正规就业，专业化集聚则相反。再次说明本文结论稳健。

表4 线性概率模型下2SLS估计结果

变量	非正规指标1	非正规指标2	非正规指标1	非正规指标2
	(1)	(2)	(3)	(4)
多元化集聚	0.216*** (0.041)	0.191*** (0.039)		
专业化集聚			-1.297*** (0.226)	-1.148*** (0.219)
个体特征	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.545*** (0.074)	0.626*** (0.071)	3.440*** (0.455)	3.189*** (0.441)
弱工具变量检验	78.240	78.240	155.135	155.135
可识别检验	76.810	76.810	153.984	153.984
(*p*值)	0.000	0.000	0.000	0.000
N	221489	221489	221489	221489

注：控制变量同前。括号内为稳健标准误，*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平下显著；可识别检验采用Kleibergen-Paap rk *LM*统计量，弱工具变量检验采用Kleibergen-Paap rk Wald *F*统计量。

（三）稳健性检验

1. 替换被解释变量

在非正规就业指标2的基础上，不再考虑自营劳动者，生成非正规受雇就业指标，使用前文工具变量进行IV Probit估计，见表5第(1)、(2)列，可以看出即使在受雇农民工群体中考虑，基准回归结论仍未改变。

2. 剔除特殊样本

一是借鉴Xing & Zhang[36]保留因务工或经商流动的个体，这样做的原因是，相比其他流动原因的个体①，因务工或经商流动的农民工对多元化和专业化集聚更为敏感。由于2011年CMDS数

① CMDS问卷中关于“本次流动原因”问题的回答选项，主要包括务工经商、家属随迁、婚姻嫁娶、拆迁搬家、投亲靠友、学习培训、参军、异地养老、出生和其他等(2011年问卷中没有涉及这一问题)。

据不涵盖这一问题，在保证样本时间跨度前提下，前文未对流动原因进行限制。二是为避免异常值的影响，借鉴黄阳平等[6]做法，剔除直辖市的样本，并对核心解释变量和连续型城市控制变量进行 1% 和 99% 缩尾处理。使用 IV Probit 估计的回归结果见表 5 第(3)、(4)列，多元化集聚依然会提高农民工非正规就业概率，专业化集聚则降低了农民工非正规就业概率。

3. 使用市辖区层面城市数据

考虑到一个地区的人口与经济活动主要集中在城市的市辖区[37]，进一步用市辖区层面数据反映核心变量和其他城市禀赋特征。使用 IV Probit 模型的估计结果见表 5 第(5)、(6)列，可以发现不论是采用市辖区口径还是全市口径，结论未发生根本改变。

4. 更换工具变量

进一步借鉴张萃[38]研究，采用份额转移法(Shift-Share)构造多元化与专业化集聚的工具变量，即 Bartik IV，测度方法如下：

$$\widehat{Emp_{c,s,t}} = Emp_{c,s,t0} \times \left(\left(\frac{Emp_{s,t1}}{Emp_{s,t0}} \right) \right) \tag{5}$$

c 表示城市，s 表示行业，t 表示年份。$\widehat{Emp_{c,s,t}}$ 为 t 时期 c 城市 s 行业的就业人数预测值，$Emp_{c,s,t0}$ 是 c 城市 s 行业基期的就业人数，$Emp_{s,t0}$ 和 $Emp_{s,t1}$ 分别表示基期和当期全国 s 行业的就业人数。就本文而言，2010 年 c 城市 s 行业的就业人数预测值由基期 2003 年 c 城市 s 行业的就业人数与 2003 年至 2010 年全国 s 行业就业增长率的乘积计算而来。最后，将得到的各年各城市各行业的就业人数预测值带回到多元化与专业化集聚的计算公式(3)和(4)中，得到相应工具变量。

表 5 第(7)、(8)列汇报了使用 Bartik IV 的 IV Probit 估计结果，多元化集聚依然在 1% 水平下显著增加了农民工非正规就业，专业化集聚仍在 1% 水平下降低了非正规就业，再次佐证了前文结论。

表 5　稳健性检验结果

变量	Y = 非正规受雇就业				Y = 非正规就业指标 2			
	替换被解释变量		剔除特殊样本		使用市辖区数据		更换工具变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
多元化集聚	0.413***		0.572***		0.316***		0.024***	
	(0.070)		(0.160)		(0.044)		(0.005)	
专业化集聚		-2.671***		-6.412***		-5.244***		-0.626***
		(0.490)		(1.380)		(0.501)		(0.037)
个体特征	是	是	是	是	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.234	6.912***	-0.182	16.999***	-0.444	9.062***	1.591***	2.915***
	(0.291)	(1.001)	(0.912)	(2.817)	(0.2710)	(0.693)	(0.138)	(0.155)
athrho2_1	-0.452***	0.311***	-0.704**	1.106**	-0.430***	0.930***	0.036***	0.063***
	(0.100)	(0.069)	(0.310)	(0.517)	(0.073)	(0.157)	(0.006)	(0.005)
lnsigma2	0.129***	-2.064***	0.148***	-2.056***	0.323***	-1.951***	0.034***	-2.284***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)
N	132266	132266	129261	129261	203766	209402	218142	218142

注：表中汇报的均为回归系数，而非边际效应。控制变量同前；括号内为稳健标准误，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

五、产业集聚影响农民工非正规就业的机制分析

根据前文理论分析,多元化和专业化集聚对农民工非正规就业的影响差异可能来自工作搜寻渠道、搜寻难易程度以及匹配效率,本部分对此进行检验。

(一)工作搜寻渠道机制

根据2011年和2016年CMDS问卷中"您目前的工作是通过什么途径获得的",将通过家人、同乡、亲戚和朋友获得工作的视为依靠社会网络搜寻工作,赋值为1,而其他的依赖互联网、报纸、杂志、政府等渠道视为正规资源搜寻,赋值为0,作为衡量工作搜寻渠道的机制变量。表6第(1)和(2)列Probit模型结果显示,多元化集聚在1%水平下显著提高了农民工依靠社会网络搜寻工作的概率,专业化集聚在1%水平下降低了农民工依赖社会网络找寻工作的概率。无论是基于信号理论还是实证证据,依靠社会网络搜寻的非正式渠道传递了就业能力和谈判能力较低等不利信号,会加剧非正规就业[39],印证了部分假说2。

(二)工作搜寻难度机制

基于2017年CMDS问卷中"近两年,您感觉找工作的难度有没有变化?"引入工作搜寻难度作为机制变量。考虑到农民工在地域间的流动性较强,为避免地区间流动对这一问题识别的干扰,本文在只流入过一个城市的农民工群体中考察,并排除了只找过一次工作的农民工样本,使用Mlogit模型估计。表6第(3)至(6)列结果显示,多元化集聚和专业化集聚对农民工工作搜寻难度的影响显著不同。一方面,多元化集聚并未显著提高农民工工作搜寻难度;另一方面,专业化集聚显著降低了农民工找工作的难度,意味着工作转换难度下降、议价能力提高,有利于降低农民非工正规就业,印证了部分假说2。

(三)匹配效率机制

使用2011年和2017年CMDS问卷中从事当前工作的年份和月份信息,引入工作时长,借鉴王俊[40]构建匹配效率机制,以受访者当前工作持续时长中位数为参考,若超过中位数则赋值为1,定义为工作搜寻匹配效率高;否则为0,意味匹配效率低。基于Probit模型回归的结果如表6第(7)和(8)列所示。可以发现,多元化和专业化集聚对农民工工作匹配效率的影响存在分化,多元化集聚在1%水平下显著降低了农民工工作搜寻的匹配效率,但专业化集聚并未对农民工工作匹配效率产生显著性影响。这意味着尽管多元化集聚地区看似岗位选择较多,但因存在信息碎片化、职位质量分化等问题导致农民工在筛选和判断适合其技能的岗位上耗费更多时间和资源,使得匹配效率下降。这与前面两个机制检验结果也相互印证,假说3被证实。

表6 搜寻渠道、搜寻难度和匹配效率机制

变量	Y=是否依赖社会网络搜寻		Y=搜寻难度(参照组:难度变小)				Y=匹配效率高与否	
			不变	增大	不变	增大		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
多元化集聚	0.012***		0.024	0.064			-0.017***	
	(0.005)		(0.041)	(0.041)			(0.003)	
专业化集聚		-0.130***			-0.985***	-0.877***		0.009
		(0.041)			(0.323)	(0.325)		(0.031)
个体特征	是	是	是	是	是	是	是	是
地区特征	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

续表

变量	Y = 是否依赖社会网络搜寻		Y = 搜寻难度（参照组：难度变小）				Y = 匹配效率高与否	
			不变	增大	不变	增大		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份固定效应	是	是					是	是
常数项	3.177***	3.477***	53.238	21.764	85.793**	54.079	−3.122***	−3.132***
	(0.264)	(0.268)	(36.331)	(36.501)	(36.826)	(37.019)	(0.171)	(0.183)
Pseudo/adj. R^2	0.134	0.134	0.027		0.027		0.086	0.086
N	85319	85319	9157		9157		108947	108947

注：下文以后如无特殊说明，被解释变量均采用前文非正规就业指标 2；第（1）和（2）列采用 2011 年和 2016 年 CMDS 数据；第（3）至（6）列使用 2017 年数据，由于加入省份固定效应 Stata 运行不收敛，改加入东中西部虚拟变量；第（7）和（8）列使用 2011 和 2017 年数据。本表均为回归系数而非边际效应，括号内稳健标准误，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

六、异质性分析

考虑到产业集聚模式对农民工非正规就业的影响效应可能因个体与区域特征差异而不同，本文分别基于技能、务工行业、城市创新水平、城市群进行分组回归。

（一）技能异质性

根据人力资本理论，技能是决定劳动者在劳动力市场中地位和议价能力的关键因素。参照李红阳和邵敏[41]使用受教育程度判定技能水平，按初中及以下、高中、大专及以上划分为低技能、中等技能与高技能劳动力三组。从表 7 第（1）至（3）列 Probit 模型结果看出，多元化集聚提高了各技能农民工的非正规就业概率，且随技能提高这一效应梯度递减；专业化集聚对农民工非正规就业的抑制作用主要体现在中低技能农民工群体。中低技能农民工职业选择较为受限，易陷入非正规就业，技能水平提高能在一定程度上缓和多元化集聚带给农民工的负面影响，同时使中低技能农民工成为专业化集聚主要受益者。

（二）务工行业异质性

不同行业的资本密集度、技术密集度、监管强度等决定了其生产组织方式和用工模式的差异。本文将农民工所处行业分为第二产业、传统服务业和现代服务业三类，从表 7 第（4）至（6）列 Probit 模型结果看出，多元化集聚主要显著增加了务工于第二产业和传统服务业农民工的非正规就业率，对从事现代服务业农民工的非正规就业影响不显著。专业化集聚显著降低了第二产业农民工的非正规就业，而对传统服务业和现代服务业农民工的影响不明显。这意味着，多元化集聚更易在第二产业和传统服务业中通过增加用工灵活性扩大非正规就业，而现代服务业因技能门槛较高、用工规范化程度更强，受非正规就业的影响较弱。同时，因第二产业更易在专业化集聚中形成稳定的产业链分工，对技术熟练工的需求增加，从而减少了对临时性劳动力的依赖，因而专业化集聚降低非正规就业的效应在第二产业农民工中最显著。

（三）地区创新水平异质性

地区创新水平是经济发展动力的重要表征，通过对创新水平进行分组，有助于回答产业集聚的非正规就业效应是否与地区创新发展路径相关。本文采用寇宗来和刘学悦[42]编制的城市创新指数，以滞后一年创新指数为参考，分年份和东、中、西、东北地区按中位数将城市划分为低创新水平和高创新水平两组。从表 7 第（7）和（8）列 Probit 模型结果看出，一方面，多元化集聚对高、低两组创新城市的农民工非正规就业均有显著加剧作用，且在高创新水平城市中加剧作用更为显著，这反映出在高创新水平城市要素流动更为活跃，使岗位竞争与技能匹配压力上升，提高了农民工

非正规就业概率。另一方面,专业化集聚均显著降低了两组创新城市的农民工非正规就业率,且在高创新水平城市表现出更大的抑制作用。这意味着在创新水平更高的城市,专业化集聚带来的产业链条更长、分工更精细,对劳动者技能要求更明确,相应的配套培训会更多,容易促使农民工从非正规就业向正规就业转化。

表7 技能、务工行业、地区创新水平异质性结果

变量	低技能	中技能	高技能	第二产业	传统服务业	现代服务业	低创新水平	高创新水平
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
				Panel A:X=多元化集聚				
多元化	0.058***	0.049***	0.025***	0.033***	0.010**	-0.002	0.026***	0.052***
	(0.003)	(0.005)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.005)
常数项	0.467***	0.663**	6.681***	-0.847***	3.870***	3.917***	2.526***	5.386***
	(0.165)	(0.282)	(0.546)	(0.223)	(0.239)	(0.385)	(0.183)	(0.453)
Pseudo R^2	0.091	0.099	0.092	0.125	0.121	0.156	0.119	0.143
				Panel B:X=专业化集聚				
专业化	-0.249***	-0.245***	-0.065	-0.198***	-0.039	-0.002	-0.142***	-0.295***
	(0.028)	(0.049)	(0.080)	(0.037)	(0.042)	(0.065)	(0.028)	(0.071)
常数项	1.065***	1.264***	6.892***	-0.387	3.969***	3.912***	2.894***	6.149***
	(0.172)	(0.300)	(0.576)	(0.238)	(0.252)	(0.405)	(0.185)	(0.453)
Pseudo R^2	0.090	0.098	0.092	0.125	0.121	0.156	0.118	0.142
N	152726	47355	21408	74836	113096	28703	106555	114934

注:表中是回归系数而不是边际效应;Panel A 和 Panel B 各列回归均控制了同前的控制变量、省份固定效应和年份固定效应;括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

(四)城市群异质性

城市群是未来中国产业发展的主要空间载体与重要地理单元[43],不同城市群在发展阶段、功能定位、产业结构以及一体化政策上存在显著差异。借鉴陈露等[43]研究,本文选取我国15个城市群①,比较不同城市群多元化与专业化集聚对农民工非正规就业的影响,Probit 模型的估计结果如表8所示。总的来看,多元化与专业化集聚对农民工非正规就业的影响呈现出明显区域差异,这在很大程度上反映了不同的产业发展路径与劳动力市场制度环境。具体来看,京津冀和长三角城市群多元化集聚显著增加了农民工非正规就业概率,长三角城市群专业化集聚对农民工非正规就业表现出显著的抑制作用。这与下文城市规模的调节效应结果相符②。粤港澳城市群的产业多元化和专业化集聚均显著降低了农民工非正规就业概率,且专业化集聚的抑制效应更大,反映了该区域的特殊性。一方面,意味着粤港澳城市群就业吸纳能力强、制度环境更完善,不论多元化还是专业化集聚,均能通过更高的生产率降低非正规就业。另一方面,粤港澳城市群内部多为特大城市与超大城市③,也与下文特大城市与超大城市表现出的多元化集聚降低农民工非正规就业的效应相一致。成渝城市群的多元化集聚增加了农民工非正规就业,而专业化集聚对农民工非正规就业的影响不显著。长江中游城市群和关中平原城市群的多元化集聚有利于降低农民工非正规就业,长江中游城市群的专业化集聚会显著加剧农民工非正规就业。可能的原因在于,长江中游城

① 同时参考《迈向高效且宜居的城市:滴滴"城市发展指数"报告》,资料来源:https://www.shine.sjtu.edu.cn/shine/column/41106.html。

② 以2017年样本为例,京津冀和长三角城市群的中等城市和大城市之和分别占到81.8%和84%,多元化集聚带来的"灵活就业蓄水池效应"更为凸显。

③ 以2017年样本为例,粤港澳城市群的特大城市和超大城市占比之和达到42.9%,大城市占比为57.1%。

市群和关中平原城市群的产业体系有一定互补性，可能通过改善劳动力匹配降低农民工非正规就业。同时，长江中游城市群专业化集聚多以纺织、轻工业等传统制造业为主，受生产淡旺季波动较大，多采用外包、劳务派遣等形式，导致农民工流向非正规部门。此外，中原城市群、哈长城市群、兰西城市群和闽粤浙沿海城市群的多元化集聚显著增加了农民工非正规就业，同时，中原城市群和哈长城市群专业化集聚显著增加了农民工非正规就业，兰西城市群和闽粤浙沿海城市群专业化集聚显著降低了农民工非正规就业。

表 8　不同城市群的异质性分析结果

城市群	X = 多元化集聚			X = 专业化集聚			N
	回归系数	（标准误）	Pseudo R^2	回归系数	（标准误）	Pseudo R^2	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	
京津冀城市群	0.084***	（0.020）	0.112	−0.351	（0.405）	0.112	22997
长三角城市群	0.082***	（0.010）	0.087	−0.263***	（0.072）	0.086	40214
粤港澳城市群	−0.068***	（0.023）	0.092	−0.342**	（0.159）	0.092	16016
成渝城市群	0.061***	（0.019）	0.080	0.306	（0.255）	0.079	12382
长江中游城市群	−0.044**	（0.020）	0.102	0.555***	（0.171）	0.103	17046
关中平原城市群	−0.307***	（0.077）	0.151	−0.591	（0.361）	0.149	6017
山东半岛城市群	0.197***	（0.061）	0.102	−0.346	（0.367）	0.101	6775
中原城市群	0.143***	（0.016）	0.142	0.732***	（0.256）	0.136	12289
哈长城市群	0.150***	（0.044）	0.101	1.267***	（0.322）	0.103	6355
北部湾城市群	−0.094	（0.134）	0.102	−0.642	（0.543）	0.102	6126
呼包鄂榆城市群	0.004	（0.018）	0.088	−0.209	（0.134）	0.088	11146
兰西城市群	39.551*	（23.276）	0.113	−27.675*	（16.287）	0.113	6181
辽中南城市群	−0.000	（0.035）	0.140	0.297	（0.244）	0.140	6284
闽粤浙沿海城市群	0.040**	（0.017）	0.070	−0.787***	（0.197）	0.071	15667

注：表中为汇报的是回归系数而不是边际效应，括号内为稳健标准误，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；本表均控制了个人和地区特征变量、省份和年份的固定效应。

七、进一步分析

（一）城市规模的调节作用

城市规模不仅反映人口数量，更体现出要素集聚能力、产业结构成熟度、劳动力市场厚度等差异，多元化和专业化集聚的效应在不同规模城市并非同质的[6]。参考胡雯和张锦华[44]、赵建国和王净净[45]研究，根据各城市市辖区常住人口将我国城市规模分为五类①，从表 9 中 Panel A 和 B 回归结果可以发现，城市规模重塑了产业集聚对农民工非正规就业的影响。一方面，随着城市规模扩大，多元化集聚对农民工非正规就业的影响发生了变化，在特大城市和超大城市，多元化集聚表现为显著降低农民工非正规就业率。这反映了在中等城市和大城市虽然已有一定产业基础，但尚未形成高端产业集聚，加之劳动力市场规范化程度较低，使得多元化集聚更多成为吸纳非正规就业的“蓄水池”；相比之下，特大和超大城市往往服务业专业化程度较高[46]，对劳动者技能要求高，自动筛选了农民工，加之劳动力市场制度更规范，多元化集聚反而呈现降低非正规就业的作用。另一方面，专业化集聚对农民工非正规就业的降低作用更显著体现在大城市和特大城市中，说明

① 本文将常住人口在 50 万以下、50 万至 100 万之间、100 万至 500 万之间、500 万至 1000 万之间和 1000 万以上的城市划分为小城市、中等城市、大城市、特大城市和超大城市。使用各年《中国城市统计年鉴》中各城市市辖区层面的 GDP 与其人均 GDP 的比值得到市辖区层面的常住人口。

城市规模强化了专业化集聚对非正规就业的降低作用,而在小城市中,专业化集聚往往是劳动密集型、技术水平低的传统产业,产业链条短、企业规模小,专业化集聚尚不足以带来对正规就业的显著改善。

表9 城市规模的调节作用

变量	小城市 50万以下 (1)	中等城市 50~100万 (2)	大城市 100~500万 (3)	特大城市 500~1000万 (4)	超大城市 1000万以上 (5)
			Panel A:X=多元化集聚		
多元化集聚	-0.005(0.015)	0.033***(0.009)	0.051***(0.004)	-0.092***(0.023)	-0.178***(0.057)
常数项	1.546(0.948)	2.252***(0.402)	2.230***(0.214)	5.914***(1.105)	34.064***(8.904)
Pseudo R^2	0.136	0.080	0.120	0.162	0.100
			Panel B:X=专业化集聚		
专业化集聚	0.273(0.170)	-0.128*(0.076)	-0.097**(0.038)	-0.738***(0.230)	-0.654(1.965)
常数项	0.966(0.958)	2.826***(0.386)	2.557***(0.219)	7.953***(1.236)	5.115(10.529)
Pseudo R^2	0.136	0.080	0.119	0.162	0.100
N	9809	26190	109007	28711	39382

注:表中汇报的是回归系数而不是边际效应,本表均控制了个人和地区特征变量、省份和年份的固定效应;括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

(二)城市工业化水平的调节作用

党的二十届四中全会明确提出"保持制造业合理比重",巩固壮大实体经济根基。在工业化程度较高的城市,产业链条更完整,意味着行业间关联的就业机会增加,农民工跨行业流动成本降低,会缓和多元化集聚下农民工跨行业匹配困难,减少被迫挤向非正规就业的可能性,有助于弱化多元化集聚对农民工非正规就业的不利影响。同时,工业化的深化提升了专业化分工与产业稳定性,更容易形成规范化用工环境,进一步强化专业化集聚对农民工非正规就业的抑制作用。因而,城市工业化水平不仅是产业结构高级化的重要体现,也是产业集聚能否转化为高质量就业的关键条件。本文以制造业就业占比作为城市工业发展水平的代理变量,检验其在多元化和专业化集聚影响农民工非正规就业中的作用。Probit模型的交互项回归结果如表10所示,可以发现城市工业发展程度越高,越能缓解产业多元化集聚对农民工非正规就业的不利影响,这说明,在多元化集聚中,如果缺乏制造业基础,容易加剧农民工非正规就业。同时,工业化发展水平一定程度上也可以强化专业化集聚对农民工非正规就业的抑制作用。

表10 城市工业化水平的调节作用

变量	非正规就业指标1		非正规就业指标2		受雇非正规就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
多元化集聚	0.051***(0.003)		0.052***(0.003)		0.046***(0.003)	
多元化集聚×工业化水平	-0.001***(0.000)		-0.001***(0.000)		-0.001(0.001)	
专业化集聚		-0.173***(0.027)		-0.185***(0.027)		-0.269***(0.033)
专业化集聚×工业化水平		-0.001(0.005)		-0.004(0.005)		-0.011*(0.006)
工业化水平	-0.003**(0.002)	-0.007**(0.003)	-0.002(0.002)	-0.004(0.003)	-0.002(0.002)	0.004(0.004)
常数项	1.252***(0.136)	1.769***(0.143)	1.447***(0.137)	2.010***(0.144)	1.336***(0.170)	2.130***(0.178)
Pseudo R^2	0.131	0.130	0.131	0.130	0.102	0.101
N	221489	221489	221489	221489	132266	132266

注:表中是回归系数而不是边际效应,本表均控制了个人和地区特征变量、省份和年份的固定效应;括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

八、结论与启示

农民工就业质量是推进新型城镇化与共同富裕的重要现实关切。本文基于 2011、2016 和 2017 年流动人口动态监测数据（CMDS），研究了多元化和专业化集聚对农民工非正规就业的影响机制，探讨了不同技能、务工行业、地区创新水平和城市群的效应差异，并进一步分析了城市人口规模和工业发展水平与产业集聚之间的互动作用对非正规就业的影响。研究发现，不同类型产业集聚的非正规就业效应不同，多元化集聚会显著加剧农民工非正规就业，专业化集聚会缓解农民工非正规就业。机制分析表明，多元化集聚强化了农民工对非正式工作搜寻渠道的依赖，降低了劳动力市场的匹配效率，从而提高其进入非正规就业的概率；专业化集聚使农民工更倾向依托正规渠道搜寻工作，降低了工作搜寻难度，进而显著减少了其非正规就业的发生。异质性分析表明，多元化集聚对农民工非正规就业的加剧效应在第二产业与传统服务业、高创新城市、京津冀城市群、长三角城市群、成渝城市群、山东半岛城市群、中原城市群和哈长城市群农民工中更明显；专业化集聚对农民工非正规就业的抑制作用在中低技能、第二产业、高创新城市、长三角城市群和粤港澳城市群农民工中更明显。进一步研究发现，在特大和超大城市中，多元化集聚从增加农民工非正规就业变为降低农民工非正规就业，且城市工业发展也能缓解多元化集聚对农民工非正规就业的加剧作用，并在一定程度上强化专业化集聚对农民工非正规就业的抑制作用。

基于研究结论，主要启示如下：第一，因城施策优化产业空间结构，建设就业友好型城市。产业空间布局不宜采取“一刀切”的发展路径，而应结合城市人口规模、产业结构和要素禀赋，因地制宜引导产业集聚，构建以就业质量提升为导向的产业发展体系。在多元化集聚程度较高但工业基础相对薄弱的城市，应增强产业间协同，注重制造业与生产性服务业的融合发展；在专业化集聚较为明显的城市，应通过完善配套产业链，充分发挥专业化集聚在降低就业搜寻成本以及提升岗位匹配度方面的优势，促进农民工进入更稳定规范的就业岗位。

第二，构建多层次劳动力市场信息服务平台，提升就业匹配效率。搜寻难度、搜寻途径与匹配效率是影响农民工非正规就业的重要因素。多元化集聚下就业岗位信息分散、透明度不足，农民工更容易依赖非正规渠道求职，进入非正规就业的可能性增加。基于此，应进一步加强劳动力市场信息基础设施建设，推动建立统一、规范、覆盖城乡的公共就业信息服务平台，整合岗位发布、招聘对接、用工监管等功能，提升就业信息的可获得性和透明度，缓解就业信息不对称。

第三，强化人力资本投资与技能培训，提升农民工对产业发展需求的适配能力。产业集聚通过影响就业匹配过程作用于农民工非正规就业，其中技能水平是关键约束条件。应围绕制造业升级、现代服务业发展以及区域主导产业需求，构建多层次和分类型的职业技能培训体系。一方面，加强以就业为导向的职业技能培训和再技能化培养，提升农民工数字素养，培育其进入正规就业岗位的能力；另一方面，推动企业、职业院校和公共部门协同参与培训体系建设，降低农民工技能获取成本，增强其在多元化集聚中岗位转换的适应性与稳定性。

参考文献：

[1]陆铭. 向心城市[M]. 上海：上海人民出版社，2022：134－135.

[2]MARSHALL A. Industrial organization, continued. The concentration of specialized industries in particular localities [M]//ALFRED MARSHALL. Principles of economics. London: Palgrave Macmillan UK, 1920: 222－231.

[3]雅各布斯 J. 城市经济[M]. 项婷婷，译. 北京：中信出版集团，2018：95－113.

[4]DURANTON G, PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies[M]//HENDERSON J V, THISSE J F. Handbook of regional and urban economics. Elsevier, 2004：2063－2117.

[5]柳卸林，杨博旭. 多元化还是专业化？产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究[J]. 中国软科学，2020(9)：141－161.

[6]黄阳平,甘景丰,林欣.城市规模、产业集聚模式选择与城市经济效率[J].经济学动态,2024(8):20-38.
[7]赵伟,隋月红.集聚类型、劳动力市场特征与工资—生产率差异[J].经济研究,2015(6):33-45.
[8]田政杰,段志民,董麓.集聚经济的就业效应:理论机制与经验证据[J].商业研究,2019(11):32-43.
[9]杨超,张征宇.流动人口与本地人口就业质量差异研究:现状、来源与成因[J].财经研究,2022(4):19-33.
[10]邓睿.社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?[J].经济学动态,2020(1):52-68.
[11]呼倩,夏晓华,黄桂田.中国产业发展的流动劳动力工资增长效应——来自流动人口动态监测的微观证据[J].管理世界,2021(10):86-100.
[12]王庆芳.产业结构调整对农民工收入增长的影响——基于行业异质性的视角[J].劳动经济研究,2024(3):117-143.
[13]齐乐,陶建平.产业智能化与农民工就业质量的影响机理及提升路径[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(1):34-46.
[14]宁满秀,罗叶,张维泰.农民工能否从数字经济中受益?——基于就业质量视角[J].宏观质量研究,2024(5):16-29.
[15]贺灿飞,任卓然,叶雅玲.中国产业地理集聚与区域出口经济复杂度[J].地理研究,2021(8):2119-2140.
[16]DURANTON G, PUGA D. Nursery cities: urban diversity, process innovation, and the life cycle of products[J]. American economic review, 2001(5): 1454-1477.
[17]DI ADDARIO S. Job search in thick markets[J]. Journal of urban economics, 2011(3): 303-318.
[18]ELLISON G, GLAESER E L, KERR W R. What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns[J]. American economic review, 2010(3): 1195-1213.
[19]DE BLASIO G, DI ADDARIO S. Do workers benefit from industrial agglomeration?[J]. Journal of regional science, 2005(4): 797-827.
[20]BARTELSMAN E J, CABALLERO R J, LYONS R K. Customer-and supplier-driven externalities[J]. The American economic review, 1994(4): 1075-1084.
[21]ANTONINIS M. The wage effects from the use of personal contacts as hiring channels[J]. Journal of economic behavior & organization,2006(1):133-146.
[22]CHEN Y, WANG L, ZHANG M. Informal search, bad search?: the effects of job search method on wages among rural migrants in urban China[J]. Journal of population economics,2018,31:837-876.
[23]ANDERSSON F, BURGESS S, LANE J I. Cities, matching and the productivity gains of agglomeration[J]. Journal of urban economics, 2007(1):112-128.
[24]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):4-20.
[25]NING L, WANG F, LI J. Urban innovation, regional externalities of foreign direct investment and industrial agglomeration: evidence from Chinese cities[J]. Research policy,2016(4):830-843.
[26]黄乾.中国的产业结构变动、多样化与失业[J].中国人口科学,2009(1):22-31.
[27]陆铭,梁文泉.劳动和人力资源经济学:经济体制与公共政策[M].2版.上海:格致出版社,2017:20.
[28]HENDERSON V, KUNCORO A, TURNER M. Industrial development in cities[J]. Journal of political economy, 1995(5):1067-1090.
[29]KRUGMAN P. Geography and trade[M]. Cambridge, MA: MIT press, 1991:75-77.
[30]盖庆恩,赵文铖,王美知,等.农民工与城镇职工的职业趋同:基本事实与影响机制[J].管理世界,2024(4):138-157.
[31]张广胜,王若男.数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J].中国农村经济,2023(1):58-76.
[32]杨胜利,王伟荣,刘金盼.乡村振兴对农民工返乡的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2025(4):79-94.
[33]苏丹妮,盛斌.产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J].经济学(季刊),2021(5):1793-1816.
[34]NUNN N, PUGA D. Ruggedness: the blessing of bad geography in Africa[J]. Review of economics and statistics, 2012(1):20-36.
[35]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021(5):108.
[36]XING C, ZHANG J. The preference for larger cities in China: evidence from rural-urban migrants[J]. China eco-

nomic review, 2017, 43:72 – 90.
[37]钟粤俊,陆铭,奚锡灿. 集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角[J]. 管理世界,2020(11):35 – 49.
[38]张萃. 什么使城市更有利于创业? [J]. 经济研究,2018(4):151 – 166.
[39]刘华,胡文馨. 非正式渠道与青年工作稳定性[J]. 经济学动态,2021(10):116 – 130.
[40]王俊. 经济集聚、技能匹配与大城市工资溢价[J]. 管理世界,2021(4):83 – 98.
[41]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):36 – 51.
[42]寇宗来,刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 上海:复旦大学产业发展研究中心,2017.
[43]陈露,刘修岩,叶信岳,等. 城市群视角下的产业共聚与产业空间治理:机器学习算法的测度[J]. 中国工业经济,2020(5):99 – 117.
[44]赵建国,王净净. 城市规模、社会网络与农民工的自我雇佣选择[J]. 山西财经大学学报,2022(7):29 – 41.
[45]胡雯,张锦华. 密度、距离与农民工工资:溢价还是折价? [J]. 经济研究,2021(3):167 – 185.
[46]DURANTON G, PUGA D. From sectoral to functional urban specialisation[J]. Journal of urban economics, 2005(2):343 – 370.

Industrial Agglomeration and Informal Employment among Migrant Workers

WANG Yi-fan[1a], HOU Wei[1b], YAO Xiao-bing[2]

(1. *a. School of Economics, b. School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming* 650221, *China*; 2. *Party School of Yunnan Committee of CPC, Kunming* 650511, *China*)

Abstract: Enhancing the coordination between industrial development and employment is essential for promoting high-quality and sufficient employment for migrant workers. Using data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS), this study investigates the mechanisms through which diversified agglomeration and specialized agglomeration influence migrant workers' informal employment. The results show that diversified agglomeration significantly increases the probability of migrant workers entering informal employment, whereas specialized agglomeration exerts a significant restraining effect. Job-search channels, search difficulty, and matching efficiency constitute the main pathways that account for the divergent impacts of the two types of agglomeration. Heterogeneity analysis further reveals that diversified agglomeration has a stronger amplifying effect on informal employment among migrant workers in the secondary industry, traditional service sectors, and highly innovative cities; meanwhile, specialized agglomeration more effectively reduces informal employment among low- and medium-skilled workers, those in the secondary industry, and workers located in highly innovative cities, with substantial variation across urban agglomerations. Additional analysis indicates that industrialization can mitigate the adverse effects of diversified agglomeration and reinforce the beneficial effects of specialized agglomeration. Moreover, once a city's population exceeds five million, the impact of diversified agglomeration on informal employment shifts from promoting to suppressing. These findings deepen the understanding of how different patterns of industrial agglomeration affect migrant workers' informal employment and provide useful insights for optimizing urban industrial layout and improving employment support policies for migrant workers.

Key Words: diversification agglomeration; specialization agglomeration; industrial agglomeration; migrant workers; informal employment

【责任编辑:杜晓艺】