

## 社会网络、数字经济与农业转移人口高质量充分就业

付明辉 刘传江\*

**内容提要** 改善农业转移人口的社会资本，依托数字经济发展促进其高质量充分就业，是推动中国式现代化和共同富裕的重要举措。本文构建了社会网络影响农业转移人口充分就业和高质量就业的理论模型，基于中国流动人口动态监测调查（CMDS）和城市统计数据，研究了社会网络对农业转移人口高质量就业的影响机制及数字经济的调节效应。研究表明，社会网络在农业转移人口充分就业与高质量就业中的作用存在显著差异。城市乡土网络显著促进了农业转移人口充分就业，而城市本地网络显著促进了农业转移人口高质量就业。城市乡土网络主要提高农业转移人口的薪酬福利和社会保险，而城市本地网络则全面改善薪酬福利、就业能力、工作时间和社会保险。机制检验表明，城市本地网络通过提升人力资本、就业匹配及社会认同有效推动了高质量就业，城市乡土网络则依托人力资本和社会认同提升实现就业改善。此外，数字经济的发展显著推动了高质量就业，但削弱了传统乡土网络的作用，并对城市开放网络具有显著正向调节效应。

**关键词** 高质量充分就业 社会网络 数字经济 信息摩擦

### 一 引言

就业是最大的民生。党的二十大报告提出，强化就业优先政策，健全就业促进机制，促进高质量充分就业，完善重点群体就业支持体系，加强困难群体就业兜底帮扶。2024

\* 付明辉，广东金融学院保险学院，电子邮箱：mhfu@whu.edu.cn；刘传江（通讯作者），南京航空航天大学经济与管理学院、武汉大学经济发展研究中心，电子邮箱：chliu@nuaa.edu.cn。本研究得到教育部人文社会科学研究青年基金项目（项目批准号：22YJC790027）、广东省基础与应用基础研究基金自然科学基金面上项目（项目批准号：2023A1515011837）、广东省哲学社会科学规划2023年度青年项目（项目批准号：GD23YYJ13）的资助。

年 5 月 27 日，在中共中央政治局就促进高质量充分就业进行第十四次集体学习时，习近平总书记强调，要坚定不移贯彻新发展理念，更加自觉地把高质量充分就业作为经济社会发展的优先目标，使高质量发展的过程成为就业提质扩容的过程，提高发展的就业带动力。要完善重点群体就业支持政策，多措并举促进农业转移人口就业（莫荣、殷宝明，2024）。近 3 亿农业转移人口作为重点群体之一，高质量充分就业对其具有重要意义。国家统计局数据显示，2023 年全国农业转移人口总量为 2.97 亿人，同比增长 0.6%，其中外出农业转移人口占农业转移人口总量的近 60%<sup>①</sup>。农业转移人口月平均收入为 4780 元，处于中等收入群体水平的下限，就业机会少、就业不稳定、就业结构性矛盾突出、就业质量偏低（张广胜、王若男，2023）。特别是在当前经济增长放缓和产业结构转型升级的双重压力下，农业转移人口面临着从劳动力供给数量增加向供给质量提升转型的挑战。如何持续促进农业转移人口就业质的有效提升和量的合理增长，不断增强其获得感、幸福感、安全感，是目前中国扎实推进中国式现代化进程中亟须解决的问题之一。

农业转移人口是城市的新来者，通常在次级劳动力市场工作，面临迁移摩擦、信息摩擦、歧视以及工作不稳定等问题（石智雷等，2022）。因此，社会网络成为农业转移人口获取就业机会等稀缺资源的重要手段（刘启超、陈安平，2024）<sup>②</sup>。农业转移人口离开家乡进入城市后，可用的社会资源和信息渠道减少，对重构社会网络具有强烈的需求。随着人口城镇化率不断提高，农业转移人口在城市的网络分化为城市乡土网络、城市本地网络及其他网络，从而可能重塑其就业形态。

近年来，数字经济蓬勃发展，改变了劳动力市场资源配置方式和生产关系。依靠劳动力从低生产率部门（农业）转向高生产率部门（非农产业）的传统劳动生产率提高方式不再是“帕累托改进”（蔡昉，2022）。数据要素在改变生产效率的同时，也带来了生产关系和交换关系的变革，进而通过关系重构影响就业匹配和社会认同。数字经济作为中国新一轮科技革命和产业变革的决胜点，其对生产力和生产关系的影响，必然对传统就业优先战略提出重大挑战。实现“人口数量红利”向“人口质量红利”乃至“人口数字红利”转变，实现“稳就业保民生”“推进共同富裕”的目标，中国仍面临着更高质量就业的重大挑战。那么，在不同的数字经济发展水平下，社会网络

① 参见 [https://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202404/t20240430\\_1948783.html](https://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202404/t20240430_1948783.html)。

② 中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据显示，2011 年和 2016 年分别有 46.67% 和 44.38% 的农业转移人口通过非正式搜寻获得工作，这一比例高于通过正式搜寻或自主就业获得工作的比例。

对农业转移人口高质量就业产生了什么影响，是一个值得关注的问题。

与本研究密切相关的文献有三支。第一，高质量充分就业的研究。高质量充分就业是反映劳动者多维度就业状况的综合性指标，但现有研究主要关注劳动力不充分就业，相关指标集中在工作时间、劳动报酬、工作条件和社会保障体系等四个维度（陈贵富等，2022）。当前关于高质量充分就业的研究多停留在国家或省际层面（朱金生等，2024），对微观劳动力特别是重点群体的关注不足。尽管部分文献从就业意愿、工作时间和工作稳定性等角度测度微观个体的高质量充分就业，但尚缺乏全面的考察。在就业质量测度方面，现有文献主要基于欧盟工作质量指标体系测度个体的就业质量，包括工作内容、自主性和工作条件（张顺、郭娟娟，2022）。然而，由于农业转移人口主要在非正规部门就业而且流动频繁，使得地区层面相关统计数据不足，导致无法反映农业转移人口的实际高质量就业情况。

第二，社会网络影响移民就业质量的研究。现有研究尚缺乏一致结论：促进论发现，朋友关系网络、邻里关系网络和社会关系网络提高了就业质量（孙晓华等，2023）；抑制论发现，基于社会联系、种族关系或宗族文化的社会网络没有提高就业质量（刘启超、陈安平，2024）。事实上，随着新型城镇化的推进，已经成为市民的农业转移人口逐渐成为农业转移人口社会网络中的重要群体。然而，目的地城市的社会网络结构对农业转移人口高质量就业的影响尚不清楚。

第三，数字经济对社会网络与高质量充分就业关系的调节效应研究。大量文献关注了数字经济对就业质量的影响，并存在促进论（张广胜、王若男，2023）、抑制论（蔡跃洲、陈楠，2019）等观点。然而，关于数字经济如何重构社会网络就业效应的研究依然有限。事实上，数字经济在微观层面具有关系重构效应，但目前对数字经济发展背景下高质量就业微观机制的研究依然有限。

鉴于此，本文利用中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据，基于动态视角从薪酬福利、就业能力、工作时间、劳动关系和社会保险五个维度构建了农业转移人口高质量就业指标体系，实证考察了城市乡土网络和城市本地网络对农业转移人口充分就业和高质量就业的影响及机制，以及数字经济发展的调节作用。

本文的边际贡献有三方面。第一，将社会网络纳入农业转移人口从传统部门到现代部门就业的两阶段模型，从成本收益的角度分析其如何影响充分就业和高质量就业。根据关系强度将社会网络分为城市乡土网络、城市本地网络及其他社会网络，并展开实证检验，深化了对社会网络的劳动力市场表现的研究。第二，在高质量充分就业指标的构建方面，本文突破了以往在微观层面高质量充分就业测度不足的局限，从劳动

报酬、工作时间、就业能力、劳动关系和社会保险五个维度构建了高质量充分就业指标，并进行了稳健性检验，进一步丰富了高质量充分就业的指标框架，为高质量充分就业政策的制定提供了重要的理论支撑和实践对策启示。第三，从人力资本促进效应、就业匹配效应和社会认同效应三个方面探讨了社会网络影响农业转移人口高质量就业的机制，为理解社会网络对农业转移人口高质量就业的影响提供了新视角。第四，将数字经济发展水平和社会网络纳入统一分析框架，揭示了数字经济发展对高质量就业的调节作用，为在数字经济下推进农业转移人口高质量就业提供了经验借鉴。

## 二 理论分析和研究假说

### （一）理论模型构建

参考 Bütikofer & Peri (2017) 的研究，本文构建了社会网络影响农业转移人口高质量充分就业的理论模型。假设农业转移人口在传统部门与现代部门之间选择就业，并通过比较两部门的效用水平决定是否进入现代部门。效用由对当前财富（包括收入和资产）的满意度决定，而财富水平可能受社会网络的影响。由于转向现代部门的成本较高，工作搜寻成本与心理成本可能因社会网络的不同而存在差异。

使用下标  $T$  和  $M$  表示传统部门和现代部门的相关变量。假设农业转移人口在这两个部门的初始人力资本 ( $hc$ ) 和社会网络 ( $sc_i$ ) 相同，且两者相互独立。个体在传统部门就业的效用 ( $U_i^T$ ) 取决于其在该部门的财富 ( $w_i^T$ )，而财富又受到人力资本 ( $hc_i$ ) 和社会网络 ( $sc_{ki}$ ) 的影响。为此，采用随机变量  $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$  表示影响农业转移人口在传统部门就业的不可观测因素， $\beta_\varepsilon^T$  为在传统部门就业的不可观测因素的回报 ( $\beta_\varepsilon^T \geq 0$ )。因此，农业转移人口  $i$  在传统部门就业的效用函数可表示为式 (1)。其中， $\partial f^T(hc_i, sc_{ki}) / \partial hc_i \geq 0$ ， $\partial f^T(hc_i, sc_{ki}) / \partial sc_{ki} \geq 0$ 。

$$U_i^T = w_i^T + \beta_\varepsilon^T \varepsilon_i = f^T(hc_i, sc_{ki}) + \beta_\varepsilon^T \varepsilon_i \quad (1)$$

农业转移人口在现代部门的预期效用  $U_i^M$  取决于其现代部门就业的预期财富  $w_i^M$ ，而  $w_i^M$  取决于个体的人力资本  $hc_i$  和社会网络  $sc_{ki}$ 。采用随机变量  $\varepsilon_i$  表征影响农业转移人口在现代部门就业的不可观测因素<sup>①</sup>， $\beta_\varepsilon^M$  为在现代部门就业的不可观测因素的回报

① 式 (1) 和式 (2) 中， $\varepsilon_i$  表示农业转移人口的剩余社会网络。假设社会网络不因部门差异而变化，其在给定可观测社会网络禀赋条件下，随机分布于个体之间，且均值为零 (Bütikofer & Peri, 2017)。

( $\beta_\varepsilon^M \geq 0$ )。因此, 农业转移人口在现代部门就业的效用函数由式 (2) 表示。其中,  $\partial f^M(hc_i, sc_{ki}) / \partial hc_i \geq 0$ ,  $\partial f^M(hc_i, sc_{ki}) / \partial sc_{ki} \geq 0$ 。

$$U_i^M = w_i^M + \beta_\varepsilon^M \varepsilon_i = f^M(hc_i, sc_{ki}) + \beta_\varepsilon^M \varepsilon_i \quad (2)$$

假设农业转移人口到现代部门就业的成本为  $C$ , 包含货币成本和心理成本, 如工作搜寻、等待工作、胜任压力和对未来不确定性担忧等所产生的成本。假设就业成本受到人力资本 ( $hc_i$ ) 和社会网络 ( $sc_{ki}$ ) 的影响, 如式 (3)。其中,  $\partial c(hc_i, sc_{ki}) / \partial hc_i \leq 0$ ,  $\partial c(hc_i, sc_{ki}) / \partial sc_{ki} \leq 0$ 。

$$C_i = c(hc_i, sc_{ki}) \quad (3)$$

当农业转移人口在现代部门就业的效用与传统部门就业的效用差超过就业成本时, 个体才会选择到现代部门就业。由于就业成本较高, 农业转移人口需具备足够的财富来承担成本。据此, 构建农业转移人口到现代部门就业的效用最大化目标约束函数:

$$\begin{aligned} U_i^M - (U_i^T + C_i) &\geq 0 \\ \text{s. t. } w_i^M &\geq C_i \end{aligned} \quad (4)$$

在给定农业转移人口的效用函数和预算约束函数后, 追求效用最大化的个体在现代部门就业的决策主要受现代部门就业效用、传统部门就业效用及就业成本差异的影响。将式 (1) ~ (3) 代入式 (4) 中并求解变量  $\varepsilon_i$ , 发现如果农业转移人口的不可观测投入因素  $\varepsilon_i$  满足下面的条件, 则在现代部门实现充分就业:

$$\varepsilon_i > \varepsilon_i^T(sc_{ki}) = \frac{c(hc_i, sc_{ki}) - [f^M(hc_i, sc_{ki}) - f^T(hc_i, sc_{ki})]}{(\beta_\varepsilon^M - \beta_\varepsilon^T)} \quad (5)$$

式 (5) 暗含着, 给定参数和函数  $c(\cdot)$  的条件下, 促使农业转移人口就业选择的不可观测因素的阈值  $\varepsilon^T$  随着社会网络的增加而下降。社会网络更高的农业转移人口可能在就业选择中获益更多, 且 (可能) 工作搜寻成本更低。因此, 不可观测投入因素将有一个阈值, 超过该阈值则个体将选择在现代部门就业。

考虑农业转移人口的社会网络属于一个特征向量  $sc_{kG} = (sc_{1G}, sc_{2G}, \dots)$  定义的群体。在每个群体中, 个体具有不同的不可观测特征  $\varepsilon_i$ , 符合标准正态分布, 且与其他特征相互独立。因此, 个体在群体  $G$  中 (例如, 具有可观测特征  $sc_{kG}$ ) 的非农就业概率为:

$$prob_i^{NE}(sc_{kG}) = \Pr(\varepsilon_i > \varepsilon_i^T(sc_{kG})) = 1 - \Phi(\varepsilon_i^T(sc_{kG})) \quad (6)$$

其中,  $\Phi(\cdot)$  为与社会网络有关的标准正态分布累积密度函数, 且一阶导数严格为正。式 (6) 意味着农业转移人口  $i$  在  $G$  组非农就业的概率  $prob_i^{NE}$  将受到  $sc_{kG}$  的影响。

在模型假设下, 社会网络可能通过两个渠道对农业转移人口的非农就业产生非负

影响。第一个渠道是通过式 (5) 中的  $-[f^M(hc_i, sc_{ki}) - f^T(hc_i, sc_{ki})]$  项产生影响, 意味着更高的社会网络能够带来更高的就业回报, 从而产生积极的生产率效应。此外, 该项还降低了不可观测因素的阈值, 从而提高农业转移人口的非农就业概率。第二个渠道则是通过式 (5) 中的  $c(hc_i, sc_{ki})$  产生作用, 暗含着具有较高社会网络的个体具有更低的工作搜寻成本, 从而降低就业阈值, 增加其进入现代部门就业的概率。

进一步考察不同类型社会网络在农业转移人口高质量就业方面的差异。尽管社会网络在降低就业成本和增强生产率方面具有相似的意义, 但两者之间存在显著差异。社会网络对就业的影响强度主要随着生产率增强型社会网络而提升, 而非成本降低型社会网络。从这个角度看, 生产率增强型社会网络提高了农业转移人口的“就业分类”强度, 即促进高质量就业; 而成本降低型社会网络则增加了农业转移人口进入现代部门就业的概率, 但不直接推动高质量就业。

如果社会网络的回报提升 ( $f^M(hc_G, sc_{kG})$  增加), 转向该行业的概率上升 (阈值  $\varepsilon_i^T(sc_{kG})$  降低), 则获得更高回报的个体比例也会增加。因此, 在生产率增强型社会网络较高的行业或职业中, 农业转移人口会更倾向于进行“就业分类”选择。相比之下, 成本降低型社会网络不具备生产率效应 (暗含  $f^M(hc_G, sc_{kG}) - f^T(hc_G, sc_{kG}) = 0$ ), 即其值越高, 进入该行业的概率越高, 但不影响就业分类。

此外, 社会网络在对高质量就业和成本影响上的差异还体现在农业转移人口平均效用的提升上。高质量就业的效用提升定义为就业前后的效用差异。对于群体  $G$  中的个体  $i$ , 效用提升可表示为:

$$U_G^M - U_G^T = f^M(hc_G, sc_{kG}) - f^T(hc_G, sc_{kG}) + (\beta_\varepsilon^M - \beta_\varepsilon^T) \int_{\varepsilon_i^T(sc_{kG})}^{\infty} x dx \quad (7)$$

式 (7) 描述了特定社会网络  $sc_{kG}$  对农业转移人口高质量就业的影响。基于以上分析, 本文提出以下假说:

H1: 不同社会网络对农业转移人口充分就业的影响不同。

H2: 不同类型的社会网络对农业转移人口高质量就业的影响存在差异。具备生产率增强效应的社会网络将促进农业转移人口实现更高质量的就业, 而仅具备成本降低效应的社会网络可能难以推动高质量就业。

## (二) 机制分析

在次级劳动力市场中, 由于信息不完全和交易摩擦, 容易出现效率低的情况。当劳动力市场运作不完善时, 社会网络可以提升经济效率。基于相关理论与文献 (孙晓华等, 2023), 社会网络影响高质量就业存在三种机制: 人力资本促进机制、就业匹配

机制和社会认同机制。

### 1. 人力资本促进机制

社会网络是传递新技术和信息的重要途径，能够影响农业转移人口的偏好，激励其参与技能培训，从而提高就业能力并促进高质量就业。当社会网络的外部性局限于个体或小团体时，主要通过提升人力资本来促进资源的有效配置，例如在知识溢出和技术扩散方面。由于农业转移人口对新技术的收益存在不确定性，当社会网络中的其他成员参加某种技能培训并获得积极反馈时，可为其提供有关该技能质量的额外信息来源。社会网络具有学习和共享效应（孙晓华等，2023），能够改变个体偏好，促使农业转移人口参与技能培训、提升技能并提高就业能力，从而推动高质量就业。

### 2. 就业匹配机制

社会网络通过就业匹配效应促进就业信息和技能信号的传递，从而推动农业转移人口实现高质量就业。由于劳动力市场的信息摩擦，求职者和雇主的匹配需要时间，同一求职者在不同企业的工资可能不同，因此求职者需要在市场中进行工作搜寻。根据“良好匹配”假说，通过社会网络进行非正式求职的农业转移人口任期更长<sup>①</sup>。在高匹配质量的情况下，农业转移人口的工作年限往往更长（Chen et al., 2018）。因此，通过非正式搜寻获得的工作通常比通过招聘广告或私人中介获得的工作起薪更高、任期更长、就业质量更佳。

### 3. 社会认同机制

农业转移人口的身份认同影响其职业选择和社会融入，从而影响其高质量就业水平。社会认同指农业转移人口对自身城镇或农村身份的认知及由此产生的情感归属。当个体认同具有更高地位的群体时，会感受到效用收益。社会认同对职业选择的负面影响常被视为人力资本配置失衡和效率低下的原因。低社会认同的群体可能缺乏自信，易产生“被剥夺感”，进而导致较低的教育程度与职业匹配度。社会网络可通过促进农业转移人口与流入地群体的积极互动、拓展关系网、加入工会组织和提高劳动积极性等方式，增强其身份认同和社会融入（赵建国、王净净，2023），进而提升其在本地的接受度，改善福利并促进高质量就业。此外，流动人口通过提高收入、拓展社会关系、积极工作和增强职场地位等方式弱化就业歧视，从而不断提升自身就业质量。基于以

<sup>①</sup> 由于劳动力市场信息不对称，农业转移人口难以向雇主精准传达技能信号，而其社会网络中的城市成员或已就业者可以通过推荐帮助证明其就业能力，降低雇主与求职者之间的信息摩擦，减少不匹配的可能性。

上分析，提出以下假说：

H3：社会网络通过提高人力资本，促进了农业转移人口高质量就业。

H4：社会网络通过提高就业匹配，促进了农业转移人口高质量就业。

H5：社会网络通过提高社会认同，促进了农业转移人口高质量就业。

### （三）数字经济的调节作用

社会网络引发的高质量就业差异加剧了结构性就业矛盾，而数字经济的发展放大了这种差异。随着“数字中国”和“数字乡村”建设的推进，网络基础设施逐步完善，电信费用下降降低了农业转移人口接入互联网的门槛。数字经济对农业转移人口的生活和就业的影响主要体现在以下三方面。第一，互联网特别是社交媒体的普及加强了农业转移人口与市民的联系，降低了交流成本，促进了社会网络积累。第二，互联网减少了信息摩擦，降低了搜索成本，使农业转移人口能在不完全信息市场中获取更多信息，提高工作匹配效率，有助于实现高质量就业。第三，互联网促进了强关系与弱关系的有机结合，构建新型社会网络，增强农业转移人口的社会资本，从而增加了就业机会。

此外，数字经济对不同类型社会网络的高质量就业效应具有显著的调节作用。城市乡土网络因异质性低、风险规避性强，使得农业转移人口难以适应数字经济带来的冲击，其学习能力相对较弱，难以通过数字经济积累人力资本。而城市本地网络具有更高的社会网络水平，数字经济进一步提升了其成员的高质量就业水平。这类开放式网络不仅增强了农业转移人口的抗风险能力，为其提供就业保障，还通过社会学习提升技能，借助数字红利提高劳动生产率，从而实现更高质量就业。基于上述理论分析，提出以下假说：

H6：数字经济发展对不同类型社会网络的高质量就业效应具有调节作用，可能削弱乡土网络的高质量就业效应，增强本地网络的高质量就业效应。

## 三 研究设计

### （一）样本选择与数据来源

本文使用的微观数据来自中国流动人口动态监测调查（CMDS）。CMDS 由中国人口与发展研究中心委托国家卫生健康委员会开展。CMDS 采用分层、多阶段、与规模成比例的抽样设计，覆盖全国 31 个省和新疆生产建设兵团，具有全国代表性。2011 年和 2017 年 CMDS 问卷涉及农业转移人口的社会交往、就业和收入变化情况，能够支持全方位研究农业转移人口的高质量就业问题。根据国家统计局对农业转移人口的定义及



研究需求，本文选择户籍在农村、流动原因为务工、就业并且在城市生活 6 个月及以上的劳动者作为研究对象。

城市层面的相关经济数据来自《中国城市统计年鉴》，31 个省份（自治区、直辖市）市场化指数来自《中国分省份市场化指数报告（2018）》（王小鲁等，2019）<sup>①</sup>。在内生性检验和稳健性检验部分，本文还使用了上海图书馆的家谱数据<sup>②</sup>、城市落户门槛指数和数字普惠金融指数（郭峰等，2020；张吉鹏、卢冲，2019）。本文根据目的地城市的行政区划编码将 CMDS 数据与城市统计数据进行匹配整合，对高质量就业指数及各维度高质量就业指数进行标准化处理，对连续型变量进行了对数处理，剔除了缺失值及无效样本，最终形成包含 286 个迁入城市共 79186 个个体的基准回归样本。其中，2011 年和 2017 年样本量分别为 34745 和 44441。

## （二）模型设定

### 1. 基准回归模型设定

社会网络影响农业转移人口充分就业的回归模型设定如式（8）。其中， $NE_{ict}$  为城市  $c$  中农业转移人口  $i$  在  $t$  年的充分就业水平，采用非农就业二分类变量度量； $sc_{ictk}$  指城市  $c$  中农业转移人口  $i$  在  $t$  年的社会网络，包括城市乡土网络和城市本地网络； $X_{ict}$  为影响农业转移人口高质量就业的个体、家庭和城市特征变量； $\theta_c$  和  $\delta_t$  分别为城市和时间固定效应， $\omega_{ict}$  为误差项。

$$NE_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \alpha_{1k} sc_{ictk} + \alpha_2 X_{ict} + \delta_t + \theta_c + \omega_{ict} \quad (8)$$

由于高质量就业为连续变量，设定普通最小二乘（OLS）回归模型如式（9）。其中， $HQE_{ict}$  为农业转移人口的高质量就业指数，采用标准化数值； $\varphi_i$  为职业和行业固定效应。其他控制变量与式（8）相同。

$$HQE_{ict} = \beta_0 + \sum_{k=1}^2 \beta_{1k} sc_{ictk} + \beta_2 X_{ict} + \varphi_i + \delta_t + \theta_c + \omega_{ict} \quad (9)$$

### 2. 内生性问题探讨

社会网络与农业转移人口高质量就业之间可能存在内生性问题，主要原因有三方

① 《中国分省份市场化指数报告（2021）》发布了 2016 - 2019 年各省份市场化指数，但 2008 - 2016 年数据与 2016 - 2019 年数据由于基期不同，评分和排序不可直接进行比较（王小鲁等，2021）。因此，本文将 2008 - 2016 年数据进行线性预测，得到 2017 年各省的市场化指数。

② 本文通过手工整理上海图书馆的家谱信息得到了 1300 - 2016 年 61000 多条家谱数据。为了降低家谱数据与社会网络指标因同时性而可能产生的估计偏差，研究中采用了滞后一期的农业转移人口户籍地家谱数据展开研究。

面：一是反向因果问题，高就业质量的农业转移人口往往拥有更高质量的社会网络，这可能导致社会网络与高质量就业之间存在互为因果的问题；二是遗漏变量偏误，如果未纳入其他重要且未观测到的因素，可能导致估计结果产生偏差；三是样本自选择问题，通常只能观测到已就业的农业转移人口的高质量就业情况，而无法观测到有就业倾向但未就业的个体情况。为此，本文尝试采用三种方法处理内生性问题。

(1) 工具变量法。本文以人口密度标准化的农业转移人口户籍省份家谱数量作为宗族文化浓厚度的代理变量。首先，户籍地宗族文化浓厚度与农业转移人口的利他主义和合作意识显著相关（盛亦男等，2023）；其次，农业转移人口家乡地的宗族文化浓厚度对其在城市劳动力市场绩效的影响较小，能够满足排他性假设。第一阶段回归为宗族文化浓厚度对农业转移人口社会网络的影响，回归方程如下：

$$sc_{ictk} = \alpha_{0k} + \alpha_{1k}CC_{v(t-1)} + \alpha_{2k}X_{ict} + \theta_t + \sigma_v + \varepsilon_{ictk} \quad (10)$$

其中， $v$  表示农业转移人口户籍省份。 $CC_{v(t-1)}$  衡量农业转移人口户籍省份宗族文化浓厚度，采用以人口密度标准化的户籍地家谱数量作为其代理变量。为了消除宗族文化浓厚度与社会网络同期带来的内生性问题，采用滞后一期的宗族文化浓厚度作为工具变量。 $\sigma_v$  为农业转移人口户籍省份固定效应。

第二阶段回归为社会网络影响农业转移人口高质量就业，回归方程如式（11）。其中，衡量城市乡土网络或城市本地网络（ $\widehat{sc}_{ictk}$ ）为方程（10）得到的预测值。

$$HQE_{ict} = \rho_{0k} + \rho_{1k}\widehat{sc}_{ictk} + \rho_{2k}X_{ict} + \theta_t + \sigma_v + \varepsilon_{ictk} \quad (11)$$

(2) 遗漏变量偏误检验法。遗漏变量偏误是影响估计社会网络对高质量就业因果效应的重要潜在威胁。为了解决该问题，本文采用 Oster（2019）提出的敏感性检验方法。该方法通过设定可观测变量与不可观测变量的选择程度（用  $\delta$  表示），以及包含所有可观测和不可观测变量的回归模型的  $R^2$ （用  $R^2_{\max}$  表示），来推断遗漏变量可能导致的偏误。Oster（2019）指出，当  $\delta = 1$ （即可观测变量和不可观测变量的选择程度相同）时，偏误调整后的处理效应可近似表示为  $\beta^* \approx \tilde{\beta} - [\hat{\beta} - \tilde{\beta}] \cdot [(R^2_{\max} - \tilde{R}) / (\tilde{R} - \hat{R})]$ 。其中， $\tilde{\beta}$  和  $\tilde{R}$  分别是包含所有控制变量的回归系数和  $R^2$ ， $\hat{\beta}$  和  $\hat{R}$  则是基准回归模型的系数和  $R^2$ 。该公式表明，当加入控制变量后，回归系数变化较小而  $R^2$  显著增大时，回归结果更稳健。因此，本文采用两种检验方法：第一，假设不可观测变量与可观测变量同等重要（即  $\delta = 1$ ），若加入所有控制变量后  $R^2$  至少增加 130%，则结果较稳健；第二，假设可观测变量能够较好地反映不可观测变量的信息，设定  $R^2_{\max}$  为 0.90、0.95 和 1，并基于基准回归模型进行估计，然后将所得估计量与包含所有控制变量的回归结果

进行比较，若前者远大于（或小于）后者，则说明遗漏变量偏误不足以影响基准结果的稳健性。

（3）利用 Heckman 二阶段模型检验样本自选择偏误问题。设置第一阶段为就业选择方程，以农业转移人口是否非农就业作为选择变量，控制变量包括农业转移人口个体特征、家庭特征和城市特征，以及年份和城市固定效应。就业选择方程展示如式（12）。其中， $Y_{ict}$  为农业转移人口的就业选择变量（1 = 是，0 = 否）。

$$\Pr(Y_{ict} = 1) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^2 \gamma_{1k} sc_{ictk} + \gamma_2 X_{ict} + \delta_t + \theta_c + \mu_{ict} \quad (12)$$

第二阶段以高质量就业为结果变量，社会网络影响高质量就业方程设置如式（13）。其中， $IMR_{ict}$  是逆米尔斯比值，用于控制农业转移人口的就业选择效应。

$$HQE_{ict} = \lambda_0 + \sum_{k=1}^2 \lambda_{1k} sc_{ictk} + \lambda_2 IMR_{ict} + \lambda_3 X_{ict} + \varphi_i + \delta_t + \theta_c + \nu_{ict} \quad (13)$$

### 3. 机制检验模型设定

检验社会网络影响农业转移人口高质量就业的机制，设定回归方程式（14）。其中， $M_{ictj}$ （ $j=1, 2, 3$ ）为机制变量，包括人力资本、就业匹配和社会认同。系数  $\beta_{1k}^j$ （ $k=1, 2; j=1, 2, 3$ ）捕捉社会网络对人力资本、就业匹配和社会认同的影响。

$$M_{ictj} = \beta_0^j + \sum_{k=1}^2 \beta_{1k}^j sc_{ictk} + \beta_2^j X_{ict} + \varphi_i + \delta_t + \theta_c + \varepsilon_{ictj} \quad (14)$$

$$HQE_{ict} = \gamma_0^j + \sum_{k=1}^2 \gamma_{1k}^j sc_{ictk} + \gamma_2^j M_{ictj} + \gamma_3^j X_{ict} + \varphi_i + \delta_t + \theta_c + \varepsilon_{ictj}$$

### 4. 数字经济的调节效应模型设定

为考察不同城市数字经济发展水平下，社会网络对农业转移人口高质量就业的影响差异，本文将数字经济与社会网络的交互项纳入模型，探究数字经济对农业转移人口高质量就业的调节效应。设定以下方程：

$$HQE_{ict} = \pi_0 + \sum_{k=1}^2 \pi_{1k} sc_{ictk} \times DE_{ct} + \sum_{k=1}^2 \pi_{2k} sc_{ictk} + \pi_3 DE_{ct} + \pi_4 X_{ict} + \varphi_i + \delta_t + \theta_c + \omega_{ict} \quad (15)$$

其中， $DE_{ct}$  衡量城市数字经济发展水平； $sc_{ictk} \times DE_{ct}$  衡量数字经济对社会网络的高质量就业效应的调节作用。本文关注的回归系数  $\pi_{1k}$ 、 $\pi_{2k}$  和  $\pi_3$ 。 $\pi_{1k}$  衡量了数字经济发展对社会网络与高质量就业之间关系的调节效应，即在不同数字经济发展水平下，社会网络在提升农业转移人口就业质量方面的强化或弱化作用； $\pi_{2k}$  衡量了社会网络对农业转移人口高质量就业的直接作用； $\pi_3$  衡量了数字经济对农业转移人口高质量就业的直接作用。

### (三) 指标选取与变量说明

#### 1. 被解释变量：充分就业和高质量就业

本文采用非农就业表示充分就业，农业转移人口在第二产业或第三产业就业时赋值为 1，否则赋值为 0。本文从静态维度（高薪酬福利、强就业能力、合理工作时间、高稳定性和完善的权益保障）和动态维度（收入持续增长）两方面度量高质量就业。具体来说，本文从薪酬福利、就业能力、工作时间、劳动关系和社会保障五个维度选取七个指标，构建高质量就业指标体系，如表 1 所示。

表 1 高质量就业指标体系

高质量就业维度	高质量就业指标	定义
薪酬福利	高薪酬分位	将 CMDS 数据中各区域农业转移人口的工资从小到大排序，当工资高于中位数时赋值为 1，否则为 0
	收入向上流动	CMDS 问卷询问了被调查者月收入变化，如果当前月工资高于去年同月，则赋值为 1，否则为 0
就业能力	高端服务业就业	参考高端服务业和职业技能分类（陈斌开、陈思宇，2018；Hjort & Poulsen，2019），若农业转移人口从事“金融和房地产业”、“科学研究和技术服务业”或“教育以及文化、体育和娱乐业”，且职业为“国家机关、党群组织、企事业单位负责人”、“专业技术人员”或“公务员、办事人员和有关人员”，则该指标取值为 1，否则为 0
	正规就业	若农业转移人口在“机关、事业单位”、“国有及国有控股企业”、“集体企业”、“股份或联营企业”、“私营企业”、“港澳台独资企业”、“外商独资企业”或“中外合资企业”等正规部门以“有固定雇主的雇员”身份就业，赋值为 1，否则为 0
工作时间	工作时间	根据国情与相关研究（陈贵富等，2022），劳动者每周工作时间低于 40 小时视为不充分就业，每周工作时间超过 50 小时视为过度劳动，因此将每周工作时间为 40~50 小时赋值为 1，否则赋值为 0
劳动关系	劳动关系	采用是否签订长期劳动合同衡量，若农业转移人口与企业签订无固定期限或长期劳动合同，该指标赋值为 1，否则为 0
社会保险	社会保险	采用是否参加本地医疗保险衡量，若农业转移人口参加本地医疗保险赋值为 1，否则为 0

农业转移人口的高质量就业指数涉及薪酬福利、就业能力、工作时间、劳动关系和社会保险等多个维度，需选用合适的赋权方法进行测度。本文采用 CRITIC（Criteria Importance Through Intercriteria Correlation）权重法评估高质量就业指数。

#### 2. 核心解释变量：社会网络

CMDS 调查了农业转移人口在城市的社交情况。本文主要考察农业转移人口的

城市社会网络对其高质量充分就业的影响。户口不仅影响公共服务的获取，还反映个体与当地社会关系的紧密程度。在关系强度方面，同乡网络通常基于血缘和地缘，具有较高的承诺和关系强度（Bian & Huang, 2015），而本地人网络则基于业缘和兴趣，呈现开放性和市场化特征。CMDS 询问被调查者在业余时间的主要交往对象（不包括顾客和亲属），回答“同乡（户口迁至本地）”的为城市乡土网络，取值为 1，否则为 0；回答“本地人”的为城市本地网络，取值为 1，否则为 0。

### 3. 机制变量：人力资本、就业匹配和社会认同

在考察人力资本促进机制时，本文通过是否参与技能培训进行衡量。根据问题“您有没有参加过政府、单位或专门机构组织的工作技能培训”设置虚拟变量，接受技能培训为 1，未接受为 0。在分析就业匹配机制时，以工作任期时长衡量工作匹配程度。工作任期时长通过调查时间与“您何时开始从事现在工作”问题的时间差进行计算。在考察社会认同机制时，通过是否被本地人接受进行衡量。根据问题“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”设置虚拟变量，表示同意的受访者取值为 1，否则为 0。由于 CMDS 数据的限制，后文实证研究中，“参与技能培训”和“工作任期”变量来源于 2011 年数据，“被本地人接受”变量来源于 2017 年数据。

### 4. 调节变量：数字经济发展水平

参考赵涛等（2020）的数字经济指标体系，从互联网发展和数字普惠金融两方面测度城市数字经济发展水平。考虑到主成分分析法对主成分的累计贡献率要求较高（即降维后变量要保持较高的信息量），且可能会损失二级指标的维度，本文采用熵权法测算城市数字经济发展水平，并采用对数形式。目的地城市的数字经济指数越高，说明其数字经济发展水平越高。

### 5. 工具变量：家乡地宗族文化浓厚度

以人口密度标准化的农业转移人口户籍地家谱数量作为宗族文化浓厚度的代理变量。测度公式为式（16）。其中， $\ln CC_{it}$  指  $t$  年农业转移人口户籍省份  $v$  的宗族文化浓厚度，采用对数形式； $gene_{v(t-1)}$  指滞后一期农业转移人口户籍省份的族谱数量； $PopDen_{v(t-1)}$  指滞后一期农业转移人口户籍省份的人口密度（人/平方公里）。

$$\ln CC_{it} = \ln \left( 1 + \frac{gene_{v(t-1)}}{PopDen_{v(t-1)}} \right) \quad (16)$$

### 6. 控制变量

参照已有研究（付明辉等，2024），本文控制了农业转移人口个体特征、家庭特征、城市特征三个方面的变量。农业转移人口个体特征包括性别、民族、年龄、年龄

的平方、婚姻状况、受教育程度、迁移范围、迁入时间。家庭特征包括农业转移人口家庭人口规模。城市特征包括城市人均国内生产总值（GDP）、人口密度和市场化指数。为了降低可能的内生性问题以及消除异方差的影响，本文将城市层面控制变量取滞后一期数值并采用对数形式。此外，本文还控制了职业、行业、城市和时间固定效应<sup>①</sup>。在实证分析中将年龄除以 10，以缓解其数值变化造成的估计系数偏小的问题。各变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量名称	城市乡土网络		城市本地网络		其他	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
非农就业	0.945	0.227	0.961	0.194	0.968	0.176
高质量就业标准化值	0.130	0.969	0.045	1.027	-0.040	0.993
薪酬福利标准化值	0.225	1.013	-0.028	0.987	-0.029	0.997
就业能力标准化值	0.062	0.963	-0.037	1.031	0.003	0.994
工作时间标准化值	-0.049	0.991	0.105	1.012	-0.031	0.994
劳动关系标准化值	0.029	1.031	0.034	1.037	-0.018	0.980
社会保险标准化值	-0.025	0.991	0.076	1.024	-0.024	0.991
数字经济发展对数	6.791	0.746	6.592	0.657	6.924	0.730
互联网发展对数	6.055	0.698	5.873	0.621	6.185	0.698
数字普惠金融对数	4.436	0.507	4.933	0.686	5.009	0.639
宗族文化浓厚度（卷/万人）对数	0.262	0.307	0.260	0.363	0.288	0.382
参加技能培训（是=1，否=0）	0.374	0.484	0.424	0.494	0.355	0.478
工作任期（年）	3.550	4.035	3.874	4.282	3.420	3.767
被本地人接受（是=1，否=0）	0.944	0.230	0.958	0.201	0.890	0.313
年龄（岁）	32.571	8.975	34.408	9.301	34.558	9.649
男性（是=1，否=0）	0.590	0.492	0.591	0.492	0.584	0.493
汉族（是=1，否=0）	0.934	0.249	0.932	0.252	0.923	0.266
在婚（是=1，否=0）	0.724	0.447	0.735	0.441	0.739	0.439
小学及以下（是=1，否=0）	0.142	0.349	0.106	0.308	0.164	0.370
初中（是=1，否=0）	0.572	0.495	0.450	0.498	0.529	0.499
中专及高中（是=1，否=0）	0.218	0.413	0.257	0.437	0.212	0.408
大专及以上（是=1，否=0）	0.068	0.251	0.187	0.390	0.096	0.295
流入年数（年）	4.511	4.480	5.722	5.264	5.228	4.976

① 本文中，行业指《国民经济行业分类》的一位码行业门类，职业指《职业分类与代码》的二位码职业中类。城市指农业转移人口的迁入地城市。

续表

变量名称	城市乡土网络		城市本地网络		其他	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
跨省迁移 (是=1, 否=0)	0.556	0.497	0.333	0.471	0.598	0.490
省内跨市迁移 (是=1, 否=0)	0.299	0.458	0.390	0.488	0.276	0.447
市内跨县迁移 (是=1, 否=0)	0.146	0.353	0.277	0.448	0.125	0.331
家庭规模 (人)	2.235	1.180	2.669	1.219	2.651	1.275
人口密度 (人/平方公里) 对数	6.198	0.821	5.977	0.882	6.347	0.844
人均 GDP (万元/人) 对数	1.881	0.446	1.897	0.465	2.081	0.440
市场化指数对数	2.147	0.259	2.146	0.248	2.247	0.279
样本量	9072		19114		51000	

资料来源：根据 2011 年和 2017 年中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

## 四 实证分析

### (一) 基准回归结果

#### 1. 社会网络对农业转移人口充分就业的影响

采用线性概率模型进行估计, 结果见表 3 第 (1) 列和第 (2) 列。被解释变量为农业转移人口非农就业选择, 核心解释变量为城市乡土网络和城市本地网络。第 (1) 列控制城市和年份固定效应, 回归结果显示城市乡土网络显著促进了农业转移人口的非农就业。第 (2) 列增加控制农业转移人口的个体、家庭和城市特征, 回归结果显示城市乡土网络使农业转移人口非农就业的概率提高了 0.6%, 而城市本地网络对非农就业无显著影响, 表明城市乡土社会网络促进了农业转移人口在现代部门的充分就业。

表 3 社会网络对农业转移人口充分就业和高质量就业的影响

	充分就业		高质量就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市乡土网络	0.006 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)	0.067 *** (0.011)	0.029 *** (0.010)
城市本地网络	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.226 *** (0.009)	0.109 *** (0.008)
年龄		-0.008 (0.006)		0.479 *** (0.025)

续表

	充分就业		高质量就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄平方		0.000 (0.001)		-0.069 *** (0.003)
男性		-0.001 (0.001)		0.199 *** (0.007)
汉族		0.011 *** (0.003)		0.045 *** (0.012)
在婚		0.006 *** (0.002)		0.074 *** (0.010)
流入年数对数		-0.002 * (0.001)		0.040 *** (0.005)
初中		0.022 *** (0.002)		0.196 *** (0.009)
中专及高中		0.025 *** (0.003)		0.475 *** (0.011)
大专及以上		0.020 *** (0.003)		0.885 *** (0.014)
省内跨市迁移		-0.005 *** (0.002)		0.034 *** (0.009)
市内跨县迁移		-0.006 ** (0.003)		0.011 (0.011)
家庭规模		-0.005 *** (0.001)		-0.028 *** (0.003)
人口密度对数		-0.021 (0.016)		0.172 ** (0.078)
人均 GDP 对数		0.059 *** (0.011)		0.013 (0.048)
市场化指数对数		-0.013 (0.020)		0.156 * (0.082)
常数项	0.923 *** (0.004)	0.964 *** (0.106)	0.495 *** (0.018)	-1.835 *** (0.507)
行业、职业固定效应	否	否	是	是
城市、年份固定效应	是	是	是	是
样本量	79186	79186	79186	75939
R <sup>2</sup>	0.058	0.063	0.132	0.314

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》和《中国分省份市场化指数报告 (2018)》数据计算得到。



## 2. 社会网络对农业转移人口高质量就业的影响

采用线性回归模型考察社会网络对农业转移人口高质量就业的影响，结果见表3第(3)列和第(4)列。结果表明，社会网络显著促进了农业转移人口高质量就业。第(4)列显示，城市乡土网络使农业转移人口高质量就业指数增加了0.029个标准差，表明城市乡土网络对高质量就业有显著推动作用。农业转移人口与城市乡土网络具有相似的血缘和地缘，较易形成稳定的社会关系，从而影响其高质量就业。具体而言，第一，城市乡土网络已经扎根城市，熟悉城市经济环境，具有较高的人力资本和财力资本，农业转移人口可通过该网络学习新技术和知识，提升自身技能，增强竞争力。第二，拥有城市乡土网络的农业转移人口能较好地适应城市生活，获得较高的社会认同，有助于提升工作激励，促进更高质量就业。

城市本地网络使农业转移人口高质量就业指数增加了0.109个标准差，表明城市本地网络显著促进了高质量就业。城市本地网络突破了传统社会网络的局限，积累了更多、更广泛的社会关系，具有更高的开放性，从而通过以下途径促进农业转移人口高质量就业：首先，城市本地网络成员受教育水平高，就业能力强，农业转移人口通过该网络可以学到技术和稀缺知识，提高人力资本和就业能力，胜任更高质量的工作；其次，城市本地网络通常活跃于正规市场，掌握大量劳动力市场信息，能帮助农业转移人口精准匹配雇主需求，实现稳定的劳动关系和更高的社会保险水平；最后，农业转移人口通过城市本地网络更好地融入城市社会，提高同事和顾客认同度，增强身份和职业融合，从而获得更高的薪酬福利，实现高质量的就业。综上所述，多样化的社会网络对促进社会凝聚力和提高个体福利具有重要意义。

控制变量的估计结果基本符合逻辑。第(4)列显示，男性、在婚、初中及以上学历、迁入时间较长、省内跨市迁移的农业转移人口具有更高的高质量就业水平。农业转移人口的年龄与高质量就业指数呈现显著倒U形关系。随着家庭规模的增加，高质量就业水平下降。人口密度和市场化指数每提高1%，农业转移人口高质量就业指数分别提高0.172个标准差和0.156个标准差。

## 3. 社会网络对农业转移人口各维度高质量就业的影响

为进一步考察社会网络对农业转移人口各维度高质量就业（薪酬福利、就业能力、工作时间、劳动关系和社会保险）的影响。本文将五个维度的指数进行标准化并采用线性回归模型进行估计，结果如表4所示。第(1)列显示，城市乡土网络和城市本地网络分别使农业转移人口的薪酬福利提高0.022和0.023个标准差，表明社会网络有助于提高工资待遇。第(2)列显示，城市本地网络使农业转移人口的就业能力提高0.047个标准

差，而城市乡土网络则对就业能力无显著影响。城市本地网络通过提高农业转移人口的人力资本和社会认同，增强其生产率，促进其从事高端服务业，提高就业质量；而城市乡土网络的封闭属性和自隔离特征可能导致技能同质化，进而降低就业能力。

表 4 社会网络对农业转移人口各维度高质量就业的影响

	薪酬福利	就业能力	工作时间	劳动关系	社会保险
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市乡土网络	0.022* (0.012)	-0.004 (0.010)	0.013 (0.012)	-0.001 (0.013)	0.037*** (0.011)
城市本地网络	0.023*** (0.008)	0.047*** (0.008)	0.093*** (0.009)	0.010 (0.010)	0.123*** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	75939	75939	75939	75939	75939
R <sup>2</sup>	0.188	0.297	0.135	0.036	0.275

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；固定效应包括农业转移人口的行业、职业、城市和年份固定效应。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》和《中国分省份市场化指数报告(2018)》数据计算得到。

第(3)列显示，城市本地网络使农业转移人口的工作时间提高 0.093 个标准差，而城市乡土网络对工作时间没有显著影响。可能的原因是，城市本地网络促进农业转移人口工资提高，而城市乡土网络虽然能提高薪酬福利，但可能导致过度劳动和较低的工资率。第(4)列显示，城市乡土网络和城市本地网络对劳动关系没有显著影响。第(5)列显示，城市本地网络和城市乡土网络使农业转移人口的社会保险水平分别提高 0.123 和 0.037 个标准差。城市本地网络通过增强社会认同，推动农业转移人口的社会融合，提高福利和保障。城市乡土网络是一种强关系，具有互惠和承诺特征，具有较强的议价能力和信息传递效应(盛亦男等, 2023)。因此，城市乡土网络有助于农业转移人口了解和参与本地医疗保险，改善社会保险水平。总之，城市乡土网络提高了农业转移人口的薪酬福利和社会保险，城市本地网络改善了薪酬福利、就业能力、工作时间和社会保险，但未改善劳动关系。

## (二) 内生性检验

### 1. 工具变量法检验

采用农业转移人口户籍省份宗族文化浓厚度作为城市乡土网络和城市本地网络的

工具变量，估计结果见表 5 所示。工具变量法的回归结果与表 3 的回归结果一致，但系数偏大，表明原回归结果低估了社会网络对高质量就业的促进效应。K - P rk LM 统计量的 p 值为 0，K - P rk Wald F 统计量的值大于弱工具变量检验 10% 临界值，显著拒绝弱工具变量的原假设。此外，第一阶段工具变量的估计系数在 1% 统计水平上显著，满足相关性假设。通过工具变量法重新对基准回归模型进行估计之后，本文主要研究结论基本稳健。

表 5 工具变量回归结果

	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	城市乡土网络	高质量就业	城市本地网络	高质量就业
	(1)	(2)	(3)	(4)
宗族文化浓厚度对数	0.003 *** (0.001)		0.029 *** (0.007)	
城市乡土网络		2.921 *** (1.058)		
城市本地网络				1.816 ** (0.722)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	70541	70541	70541	70541
K - P rk LM 统计量	10.072 ***		15.791 ***	
K - P rk Wald F 统计量	10.197 ***		15.778 ***	

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；固定效应包括农业转移人口的行业、职业、户籍省份和年份固定效应；部分城市无家谱数据。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》、《中国分省份市场化指数报告（2018）》和家谱数据计算得到。

## 2. 遗漏变量偏误检验

借鉴 Oster (2019) 提出的敏感性检验方法，对遗漏变量偏误进行检验。具体来说，构建一个包含竞争性控制变量（包括数字普惠金融指数、互联网发展水平、要素市场发育水平、就业类型、城市 - 时间固定效应、行业 - 时间固定效应、职业 - 时间固定效应）的回归模型（称为“所有控制变量回归模型”）。然后，将该模型的估计量与基准回归模型的估计量进行比较，估计结果如表 6 所示。

根据前文提到的两种检验方法，第 (2) 列的所有控制变量回归模型  $R^2$  为 0.415，是第 (1) 列基准回归模型的 1.321 倍，表明基准回归结果较为稳健。此外，第 (3)

列至第 (5) 列的结果显示, 在不同  $R_{\max}^2$  设定下, 基于基准回归模型估计得到的城市本地网络系数介于 0.324 ~ 0.401 之间, 远高于所有控制变量回归模型的估计系数 (0.103); 城市乡土网络的系数介于 -0.512 ~ -0.402 之间, 远低于所有控制变量回归模型的估计系数 (0.027)。该结果表明遗漏变量偏误不足以影响基准结果的稳健性。

表 6 遗漏变量检验结果

	基准回归估计量	所有控制变量 回归估计量	遗漏变量偏误调整估计系数		
			$R_{\max}^2 = 0.9$	$R_{\max}^2 = 0.95$	$R_{\max}^2 = 1$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市乡土网络	0.029*** (0.010)	0.027** (0.011)	-0.402	-0.455	-0.512
城市本地网络	0.109*** (0.008)	0.103*** (0.009)	0.324	0.359	0.401
$R^2$	0.314	0.415			

注: 括号内为稳健标准误; \*\*、\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 固定效应包括农业转移人口的行业、职业、城市和年份固定效应。

资料来源: 根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》、《中国分省份市场化指数报告 (2018)》、城市落户门槛指数和中国数字普惠金融指数数据计算得到。

### 3. Heckman 模型检验样本自选择偏误问题

基于 Heckman 二阶段模型检验结果显示<sup>①</sup>, 在就业选择方程中, 城市乡土网络使得农业转移人口就业的对数优势比提高了 4.6%, 而城市本地网络的就业效应不显著。在控制逆米尔斯比值 (IMR) 后, 高质量就业方程显示, 城市乡土网络和城市本地网络使得农业转移人口的高质量就业指数分别增加了 0.031 和 0.110 个标准差。此外, 逆米尔斯比值的系数显著, 说明在控制样本选择性问题后, 高质量就业方程的估计系数基本都显著, 且与基准估计结果的系数相近, 原估计结果稳健。

#### (三) 稳健性检验

##### 1. 更换高质量充分就业指标

高质量充分就业是反映劳动者多维度就业状况的综合性指标, 但现有研究主要关注劳动力不充分就业, 关于高质量充分就业的研究多停留在国家或省际层面, 对微观劳动

<sup>①</sup> 为节省篇幅, 基于 Heckman 二阶段模型的样本选择偏误检验结果未在文中呈现, 如需要可向作者索取。

力特别是重点群体的关注不足。为弥补这一不足，本文从劳动报酬、工作时间、就业能力、劳动关系和社会保险五个维度构建高质量充分就业指标，具体包括：劳动报酬指农业转移人口工资收入高于该区域该群体工资分布的30%分位；工作时间为每周工作时长不低于40小时且不超过50小时（卢文秀、吴方卫，2023）；就业能力为劳动者在正规部门就业；劳动关系为与用人单位签订无固定期限或长期劳动合同；社会保险为参加本地医疗保险。采用社会网络对各维度高质量充分就业指标分别进行回归，结果见表7。结果显示，社会网络对农业转移人口各维度的高质量充分就业具有显著影响，验证了基准回归结果的稳健性，表明社会网络在提升农业转移人口就业质量方面具有重要作用。

表7 更换高质量充分就业指标

	劳动报酬	工作时间	就业能力	劳动关系	社会保险
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市乡土网络	0.011 ** (0.005)	0.006 (0.006)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.018 ** (0.008)
城市本地网络	-0.004 (0.004)	0.046 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.004 (0.003)	0.059 *** (0.005)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	73096	73096	73096	73096	73096
R <sup>2</sup>	0.190	0.135	0.266	0.037	0.287

注：括号内为稳健标准误并聚类到城市层面；\*\*\*、\*\*、\*分别表示相应统计量在1%、5%和10%的水平上显著；固定效应包括农业转移人口的行业、职业、城市和年份固定效应；所有列均剔除缺失及无效样本。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》和《中国分省份市场化指数报告（2018）》数据计算得到。

## 2. 样本加权回归检验

为检验基准回归结果是否受CMDS抽样方法影响，采用个人标准化系数为权重进行样本加权回归，结果见表8第（1）列。城市乡土网络和城市本地网络显著促进了农业转移人口高质量就业。该结果与基准回归结果基本一致，说明研究结论稳健。

## 3. 增加控制城市落户门槛指数

户籍制度影响劳动力要素空间配置效率和福利，城市户籍制度差异也会影响劳动力资源的空间分布，甚至反映劳动力流动障碍与歧视，进而影响农业转移人口高质量就业水平。本文分别控制基于投影寻踪法和基于熵权法计算的城市落户门槛指数，结果见表8第（2）列和第（3）列。各变量系数的显著性与基准回归估计结果基本一致，说明基准回归结论稳健可靠。

#### 4. 更换样本

为防止样本年份选择对回归结果带来干扰，只采用 2017 年 CMDS 数据展开分析，结果见表 8 第（4）列。各变量系数的显著性与基准回归基本一致，说明基准回归结论稳健可靠。

表 8 稳健性检验结果

	加权回归	控制城市落户门槛		CMDS 2017
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市乡土网络	0.057 *** (0.016)	0.032 *** (0.012)	0.032 *** (0.012)	0.115 *** (0.023)
城市本地网络	0.117 *** (0.013)	0.118 *** (0.010)	0.118 *** (0.010)	0.122 *** (0.010)
城市落户门槛 1 对数		-0.106 * (0.057)		
城市落户门槛 2 对数			-0.484 *** (0.155)	
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	75939	59940	59940	43301
伪 R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.304	0.237	0.237	0.338

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；固定效应包括农业转移人口的行业、职业、城市和年份固定效应。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》、《中国分省份市场化指数报告（2018）》和城市落户门槛指数数据计算得到。

#### （四）机制检验

检验社会网络影响农业转移人口高质量就业的机制，估计结果见表 9。第（1）列、第（3）列和第（5）列的因变量分别是农业转移人口是否参加技能培训、工作任期和是否被本地人接受，采用线性概率模型估计。第（2）列、第（4）列和第（6）列的因变量为农业转移人口的高质量就业指数。

##### 1. 人力资本促进机制检验

第（1）列显示，城市本地网络使农业转移人口参加技能培训的概率显著提高了 4.4%，说明现代社会的新型网络具有积极的外部性，能激励农业转移人口参加技能培训，进而提升人力资本。而城市乡土网络对技能培训参与率没有显著影响。第（2）列显示，城市本地网络使农业转移人口的高质量就业指数提高了 0.077 个标准差，参加

技能培训使高质量就业指数提高了 0.341 个标准差，表明城市本地网络通过促进农业转移人口参加技能培训进一步推动了高质量就业。但参加技能培训对城市乡土网络的高质量就业效应产生了负向作用。

表 9 机制检验结果

	参加技能培训	高质量就业	工作任期	高质量就业	被本地人接受	高质量就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市乡土网络	0.010 (0.006)	-0.001 (0.012)	0.122 ** (0.053)	-0.016 (0.011)	0.025 *** (0.006)	0.113 *** (0.023)
城市本地网络	0.044 *** (0.007)	0.077 *** (0.013)	0.107 * (0.063)	0.066 *** (0.013)	0.030 *** (0.003)	0.119 *** (0.010)
参加技能培训		0.341 *** (0.010)				
工作任期				0.009 *** (0.001)		
被本地人接受						0.099 *** (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	32638	32638	22547	22547	43301	43301
R <sup>2</sup>	0.148	0.290	0.390	0.194	0.047	0.338

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；固定效应包括农业转移人口的行业、职业、城市和年份固定效应；由于数据限制，“参加技能培训”和“工作任期”两个机制变量使用 2011 年的中国流动人口动态监测调查数据度量，“被本地人接受”机制变量使用 2017 年的中国流动人口动态监测调查数据度量。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》和《中国分省份市场化指数报告(2018)》数据计算得到。

## 2. 匹配机制检验

第(3)列显示，城市乡土网络和城市本地网络分别使农业转移人口工作任期延长 0.122 年、0.107 年，说明现代新型网络能有效传递岗位需求信息与技能信号，促进农业转移人口与雇主的良好匹配，从而实现长期稳定就业。第(4)列显示，城市本地网络和工作任期分别使高质量就业指数增加 0.066 个标准差和 0.009 个标准差。说明城市本地网络传递的信息质量更高，更能够提供精准的职业-技能匹配信息，提高工作任期与就业质量，增强农业转移人口的人力资本与岗位匹配度及生产率，从而提升其高质量就业水平。

### 3. 认同机制检验

第 (5) 列显示, 城市乡土网络和城市本地网络分别使农业转移人口被本地人接受的概率提高 11.3% 和 11.9%, 说明社会网络具有较强的社会认同效应, 能够提高本地人对农业转移人口的接受程度。第 (6) 列显示, 加入社会认同机制变量后, 城市乡土网络和城市本地网络分别使农业转移人口高质量指数增加 0.113 个标准差和 0.119 个标准差, 社会认同显著促进了农业转移人口高质量就业, 表明城市乡土网络和城市本地网络通过提升本地人对农业转移人口的接受度, 进一步推动了其高质量就业。

#### (五) 数字经济发展的调节作用

近年来, 数字经济蓬勃发展, 深刻影响了就业规模、就业结构和就业质量。数字经济发展包含互联网发展和数字普惠金融两项指标。为检验数字经济对社会网络与农业转移人口高质量就业关系的影响, 本部分将数字经济发展、互联网发展和数字普惠金融与社会网络的交互项纳入模型, 回归结果见表 10。

第 (1) 列汇报了数字经济发展的调节效应。首先, 数字经济发展指数每提高 1%, 农业转移人口高质量就业指数提高 0.007 个标准差, 但在 10% 的统计水平下不显著。这说明数字经济的生产率效应、就业创造效应与替代效应的作用相当, 未对农业转移人口高质量就业产生显著影响 (曹晖、曹力予, 2024)。其次, 城市乡土网络与数字经济发展的交互项系数显著为负, 表明数字经济削弱了乡土网络对农业转移人口高质量就业的促进作用。可能是因为数字经济提升了信息传播效率和劳动力市场开放性, 降低了农业转移人口对乡土网络获取就业机会的依赖。此外, 城市本地网络与数字经济发展的交互项系数显著为正, 说明数字经济能够增强本地开放型社会网络对高质量就业的促进作用。总体来说, 数字经济优化了劳动力资源配置, 提升了高质量就业水平, 但同时减弱了农业转移人口对以血缘和地缘为核心的乡土的依赖。

表 10 数字经济调节效应的回归结果

	高质量就业		
	数字经济发展	互联网发展	数字普惠金融
	(1)	(2)	(3)
城市乡土网络 × 数字经济发展对数	-0.032 ** (0.014)		
城市本地网络 × 数字经济发展对数	0.043 *** (0.013)		
城市乡土网络 × 互联网发展对数		-0.036 ** (0.015)	



续表

	高质量就业		
	数字经济发展	互联网发展	数字普惠金融
	(1)	(2)	(3)
城市本地网络 × 互联网发展对数		0.051 *** (0.013)	
城市乡土网络 × 数字普惠金融对数			0.064 *** (0.020)
城市本地网络 × 数字普惠金融对数			0.051 *** (0.012)
数字经济发展对数	0.007 (0.012)		
互联网发展对数		0.016 (0.013)	
数字普惠金融对数			-0.260 *** (0.046)
城市乡土网络	0.027 ** (0.011)	0.027 ** (0.011)	0.053 *** (0.014)
城市本地网络	0.118 *** (0.009)	0.119 *** (0.009)	0.109 *** (0.009)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	62645	62645	63986
R <sup>2</sup>	0.313	0.313	0.312

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相应统计量在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；固定效应包括农业转移人口的行业、职业、城市和年份固定效应。

资料来源：根据中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》、《中国分省份市场化指数报告（2018）》和中国数字普惠金融指数数据计算得到。

进一步将数字经济发展细分为互联网发展和数字普惠金融。第（2）列汇报了互联网发展的调节效应。结果显示，城市乡土网络与互联网发展的交互项系数显著为负，表明互联网发展削弱了乡土网络的作用。互联网通过提供更开放、多样化的信息渠道，降低了人们对传统社会网络（如亲友、熟人）的依赖。同时，互联网发展增强了城市本地网络对高质量就业的促进作用，可能是由于以业缘和趣缘为基础的城市本地网络具有更强的地缘联系和就业支持能力。总体而言，互联网发展提升了就业信息的可及性，弱化了传统乡土网络在资源配置中的作用。

第（3）列显示了数字普惠金融的调节效应。数字普惠金融削弱了城市乡土网络的就业

促进作用，可能是因为其部分替代了城市乡土网络在资金与信用支持方面的功能。然而，城市乡土网络和城市本地网络与数字普惠金融的交互项系数均显著为正，表明数字普惠金融增强了开放型网络在就业支持中的作用。总体来说，数字普惠金融通过为农业转移人口提供金融资源和信用支持，对城市网络的就业促进作用具有显著的正向调节效应。

## 五 结论与政策启示

随着城镇化推进，户籍制度变迁和社会关系的重塑深刻影响了农业转移人口的社会网络，从而对其劳动力市场表现产生重要影响。在数字经济快速发展的背景下，社会网络对农业转移人口实现高质量充分就业的作用呈现新特征。为探讨社会网络对农业转移人口高质量充分就业的影响及数字经济的调节效应，本文构建了社会网络影响农业转移人口充分就业与高质量就业的理论模型，基于中国流动人口动态监测调查 (CMDS) 和城市统计数据，从薪酬福利、就业能力、工作时间、劳动关系和社会保险五个维度构建高质量就业指标体系，实证分析城市乡土网络和城市本地网络对高质量充分就业的影响及其作用机制，并检验数字经济发展的调节效应。

研究有以下发现。第一，社会网络对农业转移人口充分就业和高质量就业的影响存在差异，城市乡土网络显著促进了农业转移人口的充分就业，而城市本地网络显著推动高质量就业。第二，城市乡土网络主要提高了薪酬福利和社会保险，而城市本地网络则全面改善了薪酬福利、就业能力、工作时间和社会保险。第三，城市本地网络通过增强人力资本、优化就业匹配和提升社会认同来促进高质量就业，而城市乡土网络则主要通过提升人力资本和增强社会认同来促进高质量就业。第四，数字经济显著推动了农业转移人口的高质量就业，但降低了对传统乡土网络的依赖，削弱了基于血缘和地缘的乡土网络作用，对开放型城市网络具有积极的调节效应。

基于此，本文得到如下政策启示。首先，应加快推进新型城镇化和公共服务均等化，通过完善社区互联网基础设施和公共服务中心，提供培训、卫生服务、社区公共事务讨论等社会融合措施，降低农业转移人口建立社会网络的成本，推动构建基于业缘和趣缘的新型社会关系网络，提高社会流动性。其次，健全公共就业服务体系，聚焦新兴业态和用工短缺行业，持续开展职业技能培训，扩大职业院校招生规模，支持企业开展学徒制培训，持续提升农业转移人口的人力资本和就业能力。再次，进一步扩大养老、失业和工伤保险覆盖范围，逐步放宽社保参保的户籍限制，加强社会保险关系转移接续，完善统一的信息服务平台，提高社会保障的普及性和适应性。最后，

通过社区活动和文化服务增强农业转移人口的社会认同感，助力其实现高质量就业。在数字经济领域，应加快数字基础设施建设，缩小城乡数字鸿沟，推广数字化就业服务平台，激励农业转移人口利用数字化手段构建新型社交网络，提升其在现代劳动力市场中的适应性和竞争力。

## 参考文献：

- 蔡昉(2022),《在更高水平上实施就业优先战略》,《中国人口科学》第6期,第2-7页。
- 蔡跃洲、陈楠(2019),《新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业》,《数量经济技术经济研究》第5期,第3-22页。
- 曹晖、曹力予(2024),《数字技能对学历-工作不匹配的影响——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《劳动经济研究》第1期,第102-122页。
- 陈斌开、陈思宇(2018),《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?》,《经济研究》第3期,第35-49页。
- 陈贵富、韩静、韩恺明(2022),《城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业》,《中国工业经济》第8期,第118-136页。
- 付明辉、刘传江、董廷芳(2024),《基本公共服务如何影响农业转移人口定居意愿——基于城市劳动力需求冲击及房价异质性分析》,《农业技术经济》第8期,第52-71页。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云(2020),《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第4期,第1401-1418页。
- 刘启超、陈安平(2024),《社会网络：农民工人力资本积累的垫脚石还是绊脚石?》,《数量经济技术经济研究》第1期,第172-191页。
- 卢文秀、吴方卫(2023),《患寡亦患不均：双轨制基本养老保险与农民工过度劳动》,《中国农村经济》第7期,第100-123页。
- 莫荣、殷宝明(2024),《坚持就业优先促进高质量充分就业》,《劳动经济研究》第4期,第3-8页。
- 盛亦男、尚佳佳、郑浩冉(2023),《宗族文化对流动人口城市创业的影响》,《人口研究》第4期,第114-128页。
- 石智雷、刘思辰、赵颖(2022),《不稳定就业与农民工市民化悖论：基于劳动过程的

- 视角》，《社会》第 1 期，第 88 - 123 页。
- 孙晓华、郭旭、范世龙 (2023)，《社会网络、技能提升与就业地选择》，《经济研究》第 5 期，第 116 - 134 页。
- 王小鲁、樊纲、胡李鹏 (2019)，《中国分省份市场化指数报告 (2018)》，北京：社会科学文献出版社。
- 王小鲁、胡李鹏、樊纲 (2021)，《中国分省份市场化指数报告 (2021)》，北京：社会科学文献出版社。
- 张广胜、王若男 (2023)，《数字经济发展何以赋能农民工高质量就业》，《中国农村经济》第 1 期，第 58 - 76 页。
- 张吉鹏、卢冲 (2019)，《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》，《经济学 (季刊)》第 4 期，第 1509 - 1530 页。
- 张顺、郭娟娟 (2022)，《就业质量对城镇居民失业率的影响》，《中国人口科学》第 1 期，第 73 - 84 页。
- 赵建国、王净净 (2023)，《党的十八大以来我国就业优先战略的成就、经验与展望》，《经济体制改革》第 1 期，第 5 - 13 页。
- 赵涛、张智、梁上坤 (2020)，《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》，《管理世界》第 10 期，第 65 - 76 页。
- 朱金生、王炳轩、屈豆豆 (2024)，《“双循环”推动中国高质量充分就业的效应及影响因素：基于不同贸易方式的世界投入占用产出模型分析》，《世界经济研究》第 8 期，第 3 - 15 页。
- Bian, Yanjie & Xianbi Huang (2015) . The Guanxi Influence on Occupational Attainment in Urban China. *Chinese Journal of Sociology*, 1 (3), 307 - 332.
- Bütikofer, Aline & Giovanni Peri (2017) . Cognitive and Noncognitive Skills and the Selection and Sorting of Migrants. *NBER Working Paper*, No. 31237.
- Chen, Yuanyuan, Le Wang & Min Zhang (2018) . Informal Search, Bad Search? The Effects of Job Search Method on Wages Among Rural Migrants in Urban China. *Journal of Population Economics*, 31 (3), 837 - 876.
- Hjort, Jonas & Jonas Poulsen (2019) . The Arrival of Fast Internet and Employment in Africa. *American Economic Review*, 109 (3), 1032 - 1079.
- Oster, Emily (2019) . Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 37 (2), 187 - 204.

## **Social Networks, Digital Economy, and High-Quality and Full Employment of Migrant Workers**

Fu Minghui<sup>1</sup> & Liu Chuanjiang<sup>2, 3</sup>

(School of Insurance, Guangdong University of Finance<sup>1</sup>;

College of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics<sup>2</sup>;

Center for Economic Development Research, Wuhan University<sup>3</sup>)

**Abstract:** Enhancing the social capital of migrant workers and facilitating their high-quality and full employment through digital economic development represents a critical initiative for advancing Chinese modernization and common prosperity. This research constructs a theoretical model examining the impact of social networks on the full and high-quality employment of migrant workers, utilizing data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS) and urban statistical data to investigate the influence mechanisms of social networks and the moderating effect of the digital economy. The results demonstrate distinct variations in how social networks contribute to the full and high-quality employment of migrant workers. Urban rural-based networks foster full employment of migrant workers, while urban local networks contribute to their high-quality employment. Urban rural-based networks primarily enhance salary benefits and social insurance, whereas urban local networks comprehensively improve salary benefits, employment capabilities, working hours, and social insurance coverage. Mechanism analyses indicate that urban local networks promote high-quality employment through the enhancement of human capital, job matching, and social identity, while urban rural-based networks improve employment outcomes through human capital and social identity development. Moreover, the development of the digital economy promotes high-quality employment while diminishing the role of traditional rural-based networks and exhibiting a positive moderating effect on urban open networks.

**Keywords:** high-quality and full employment, social networks, digital economy, information friction

**JEL Classification:** J61, J24, O33, Z13

(责任编辑：王 俊)