

# 稻作文化对农民工同乡聚居的影响\*

## ——基于社会网络视角

刘启超 王亚华

**摘要：**本文基于中国乡城流动人口数据，运用 Probit 模型和 IV-Probit 模型实证检验稻作文化对农民工同乡聚居的影响。研究发现，稻作文化会显著提高农民工进城后同乡聚居的概率。调节作用分析结果显示，上述影响会因农民工未签订劳动合同和未在城市享受社会保障而增强，即会因农民工所面临的风险增加而增强。机制分析表明，稻作文化使农民工更重视强关系网络，从而造成其进城后倾向于同乡聚居。具体而言，稻作文化会使农民工进城后的社会互动对象多为强关系网络中的成员，进而造成其进城后更倾向于选择同乡聚居。基于此，在推进新型城镇化过程中，应促进农民工社会网络的重构以降低其对强关系网络的依赖，推动城镇基本公共服务均等化和强化农民工劳动权益保障以提高农民工应对风险的能力。

**关键词：**农民工 同乡聚居 “稻米理论” 稻作文化 社会网络

**中图分类号：**F249.21；F328 **文献标识码：**A

### 一、引言

城镇化是中国式现代化的重要空间载体和平台，而新型城镇化则是中国式现代化的必然选择。改革开放以来，中国经历了快速城镇化的过程，城镇常住人口从1978年的1.7亿人增长到2023年的9.33亿人，常住人口城镇化率也由1978年的17.92%上升到2023年的66.16%<sup>①</sup>。但也应看到，2023年中国常住人口城镇化率比户籍人口城镇化率高出约18个百分点<sup>②</sup>，说明农民在乡城之间的流动多为“候鸟式迁

\*本文系国家社会科学基金重大项目“建设宜居宜业和美乡村的基本内涵和重点任务研究”（编号：23ZDA047）的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。本文通讯作者：王亚华。

<sup>①</sup>资料来源：《城镇化水平显著提高 城市面貌焕然一新》，[https://www.gov.cn/xinwen/2018-09/10/content\\_5321150.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2018-09/10/content_5321150.htm)；《中华人民共和国 2023 年国民经济和社会发展统计公报》，[https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228\\_1947915.html](https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html)。

<sup>②</sup>资料来源：《我国 2019 年以来 5000 万农业转移人口进城落户》，<http://society.people.com.cn/n1/2024/0527/c1008-40244448.html>。

移”。进一步的研究发现，农民工在“候鸟式迁移”过程中往往在迁入地选择与同乡相聚而居，进而在空间上形成如广州“湖北村”（李志刚等，2011）、深圳“四川村”（杨高等，2022）、北京“浙江村”（王汉生等，1997）等聚居区。对农民工而言，同乡聚居是一把“双刃剑”，对其福利水平有积极的一面，也有消极的一面。一方面，作为农民工为获取社会网络支持和缓解城市生活风险而作出的理性选择，同乡聚居短期内为缺乏城市社会资本的农民工提供了获取就业机会和资源的渠道，有利于他们在进城初期获取就业支持和提高收入（张春泥和谢宇，2013）。另一方面，同乡聚居使聚居区内农民工呈现“内卷化”趋势，不利于其长期福利水平的提高。比如，同乡聚居会使农民工更容易选择非正规就业（Zhao and Jin, 2020），造成超时加班以及不符合最低工资标准等状况的出现，从而阻碍农民工基本权益的实现（叶俊焘和蔡丽明，2022）。此外，同乡聚居的存在，也使城市内部形成了新的二元社会分割，并产生群分效应，危害城市的和谐发展（陈钊等，2012）。在未来若干年内，城市化仍是中国十分重要的经济和社会现象，而农民工在流入地的同乡聚居则是城市化高质量发展的一个重要挑战。因此，探讨农民工同乡聚居的影响因素，对更好地推动同乡聚居区充分融入城市发展，高质量推进新型城镇化建设，具有较强的政策意义。

有关移民研究的文献表明，基于社会经济不平等、居住偏好等原因，流动人口在迁入地易形成群体相聚而居的现象（曾东林等，2021）。由于户籍制度的存在，中国流动人口的聚居区有别于西方发达国家的族裔聚居，多以农民工的地缘为基础（Liu et al., 2015）。对于农民工同乡聚居形成的原因，王汉生等（1997）认为，同乡聚居不仅带来了生产的便利和生活的便捷，还形成了自我服务体系，是农民工进入城市的一种独特方式。也有研究认为，农民工选择同乡聚居是在社区失灵的情况下满足自身公共服务需求的重要途径。农民工基本半游离于城市管理体系，社区组织对于农民工群体的社会保障、子女教育等方面的服务较少（王大哲等，2022），此时农民工唯有借助同乡聚居这种非正式组织来满足自身需求（胡武贤等，2010）。此外，在城市劳动力市场分割的背景下，农民工在次级劳动力市场上容易遭遇歧视，于是多是通过同乡关系网络进行求职、社会交往和适应城市生活，而选择同乡聚居则可以更好地发挥同乡关系的作用（李志刚等，2011；刘启超，2020）。然而，从长远来看，同乡聚居会降低农民工的收入和就业质量（Bi et al., 2019），造成农民工自身城市融入意愿较低（曾东林等，2021），也不利于城市的和谐发展（陈钊等，2012）。

对于农民工同乡聚居或居住隔离的影响因素，现有研究主要从微观、中观和宏观层面进行了探讨。具体而言，包括微观层次的个体性别、人力资本，中观层次的社区服务、城市公共服务供给，宏观层次的制度排斥、住房保障等（胡武贤等，2010）。不仅如此，由于户籍制度所产生的城乡分割以及流入地城市针对农民工公共政策的缺失，农民工往往借助于社会规范、社会网络等非正式制度以满足相应需求，进而促进了同乡聚居的形成（刘启超，2020）。此外，文化在形成后会通过社会互动、家庭教育或与正式制度相互作用等途径传承，进而对个体行为产生不可忽视的作用（袁益，2020）。中国是拥有悠久且未断层的农耕历史的农业大国，耕作方式所形成的种植文化以及基于血缘和亲缘的乡土文化不仅会塑造非正式社会规范，还会通过个人偏好影响个体的行为（丁从明等，2018；隋斌，2023），这无疑是影响农民工同乡聚居的一个重要因素。本文从稻作衍生出的强关系网络角度探讨农民工同乡

聚居的机理，以期为农民工同乡聚居的形成提供新的解释。

本文的贡献体现在以下方面：第一，本文是对农民工同乡聚居和“稻米理论”两支文献的有益补充。既有文献从户籍制度、社会网络和个体偏好等角度分析了农民工同乡聚居的形成机制（如王汉生等，1997；胡武贤等，2010；刘启超，2020）。但是，鲜有文献分析稻作文化在农民工同乡聚居形成过程中的作用。本文从稻作方式衍生出的文化角度进行探讨，进一步拓展有关农民工同乡聚居的研究。同时，本文是对Talhelm et al. (2014)、丁从明等 (2018)、张博和孙涛 (2023) 等关于农作物种植类型影响中国人行为决策研究的有益补充。基于“稻米理论”，上述文献探讨了南稻北麦的种植格局对种植区内个体价值观、社会信任水平和创业精神的影响，本文则以社会网络为切入点，分析稻作文化对农民工同乡聚居的影响，进一步丰富“稻米理论”的相关研究。

第二，本文通过识别同乡聚居的影响因素，为改进农民工市民化政策提供依据。同乡聚居作为城市化高质量发展和城市公共管理的一个重要挑战（陈钊等，2012），研究其影响因素具有重要意义。与以往从户籍制度角度进行分析不同，本文从文化角度研究农民工同乡聚居的影响因素，可以为更好地制定合理的农民工市民化政策，推动同乡聚居区充分融入城市发展，以及实现新型城镇化高质量发展，提供经验参考和政策依据。

## 二、理论分析与研究假说

文化一般被认为是指区域内成员所共享的一套价值、观念、规范和行为（Varnum and Grossmann, 2017），在形成后会通过家庭教育、代际遗传复制等途径，对区域内的个体行为及决策产生长久影响（袁益，2020）。在文化价值的诸多维度中，个人主义与集体主义被认为是应用和影响最大的维度，而生产经营方式则被视为塑造群体内集体主义和个体主义文化差异的重要因素（黄梓航等，2018）。比如，种植业生产需要长期定居与相互之间合作，而畜牧业则是逐水草而居，不会特别强调群体一致合作（Uskul et al., 2008）。进一步的研究认为，即使同属于种植业生产，种植不同的农作物也会形成不同文化特征（袁益，2020）。比如，“稻米理论”（rice theory）认为，由于水稻与小麦的灌溉要求、劳作方式和收获时间不同，水稻种植产生了以合作为基础的集体主义文化，小麦种植则产生了个性独立的个人主义文化（Talhelm et al., 2014）。具体而言，作为劳动密集型农作物，水稻耕作的劳动力投入远高于小麦、棉花等农作物。为了达到平衡和控制水分需求，水稻种植需要修建水利灌溉系统。作为一种公共品，水利灌溉设施的修建和维护需要邻近农户协调配合（黄玖立等，2023）。小麦作为旱地作物，对水分的需求相对少，自挖井和天然降水即可满足小麦生长的基本灌溉需求，不需要与邻近农户协作。同时，小麦较短的播种期和收割期，也使得小麦种植很难实现协调互济。可见，相比于麦作区、牧区、渔区等非稻作区的居民，稻作区的居民更具有集体主义文化色彩。

集体主义文化熏陶下的农民往往依靠以血缘和亲缘关系为纽带的强关系网络进行社会互动。一方面，中国传统农村社会是一个具有“差序格局”特征的“熟人社会”，每个个体的社会关系以“己”为中心，随着距离的增加，信任感逐渐稀疏和淡化（费孝通，2005）。中国农村的社会结构形态仍基本符合“差序格局”，其中一个直接体现为农村以血缘与亲缘为基础的宗族网络仍比较发达（罗必良

和耿鹏鹏, 2022)。另一方面, 水稻插秧、收割等精耕细作环节需要在亲人或熟人的协助下方能完成, 农忙时期的这种短半径协作互济又使稻作区中居民形成了血缘和亲缘间更高级别的受限制信任模式(丁从明等, 2018), 从而进一步强化了强关系网络(丁从明等, 2018; 张博和孙涛, 2023)。

在集体主义文化熏陶下的农民, 往往只会将基于血缘和亲缘的强关系网络成员纳入短半径的信任圈内, 社会互动和合作对象也势必拘于强关系网络。农民工进入城市后虽已脱离乡村, 但由于文化的稳定性和继承性, 在城市仍会表现出迁出地代代相传的文化特征(李培林, 1996; 袁益, 2020)。比如, 农民工更倾向于与以血缘和亲缘为纽带的强关系网络中的成员进行社会互动, 以及获取资源和支持(叶静怡等, 2012; Tian and Lin, 2016; 周晔馨等, 2019; 刘涛等, 2023)。也即, 受稻作文化或集体主义文化熏陶的农民工, 进城后的社会互动和获取支持对象多为以血缘和亲缘等为纽带的强关系网络中的成员。然而, 通过强关系网络进行互动和获取支持则会造成农民工同乡聚居的形成。一方面, 农民工在外出务工地和居住地选择上会追随已外出家人或亲人等强关系网络中成员的脚步, 从而在空间上形成同乡聚居(王春超和王聪, 2016; 杨高等, 2022); 另一方面, 农民工进城后的社会互动和获取支持对象也多为强关系网络中的成员, 这会导致农民工更倾向于选择与同乡而非本地人聚居(刘启超, 2020)。

基于此, 本文提出两个待验证的研究假说。

H1: 稻作文化会促使农民工同乡聚居。

H2: 稻作文化影响农民工同乡聚居的机制在于使农民工更重视强关系网络。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据主要来自中国乡城人口流动调查(rural-urban migration in China, 简称RUMiC)以及相关年份的《中国城市统计年鉴》。其中, RUMiC数据是北京师范大学、澳大利亚国立大学、国家统计局等单位于2008起在上海、广州、深圳等15个城市, 围绕福利问题对5000户乡城流动人口进行实地调查所收集的数据。2017年起, 暨南大学经济与社会研究院对调查方式进行全面改进, 并在上述城市独立开展了第十轮全国调查。为了使得每个城市有足够多的农民工样本, 本文同时使用2016年第九轮和2017年第十轮全国调查数据, 构建起混合截面数据, 共包含13875个乡城流动人口样本。参考国家统计局发布的《2023年农民工监测调查报告》中的做法<sup>①</sup>, 本文只保留户籍在农村、年龄在16~65岁且有工作收入的乡城流动人口样本。在进一步删除重要变量包含缺失值或异常值的样本后, 本文从RUMiC中共得到有效农民工样本4764个。

本文中使用的农民工的性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、身体健康状况、非务农经历、同乡

<sup>①</sup> 《2023年农民工监测调查报告》中的农民工是指“户籍仍在农村, 年内在本地从事非农产业或外出从业6个月及以上的劳动者”。资料来源: 《2023年农民工监测调查报告》, [https://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202404/t20240430\\_1948783.html](https://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202404/t20240430_1948783.html)。

聚居情况等个体、家庭和村庄层面数据均来自 RUMiC，城市规模、城市人力资本水平、城市就业结构等城市层面的数据来自 2017 年和 2018 年的《中国城市统计年鉴》。各县（市、区）1957 年农作物播种面积、产量等数据来自《一九五七年各省（市、区）农作物面积及产量分县统计资料汇编》；城市劳动力市场化水平数据来自中国人民大学国家发展与战略研究院编制的中国劳动力市场化指数<sup>①</sup>；城市住宅租金水平和城市房价水平数据分别来自中国房价行情网<sup>②</sup>以及 2017 年和 2018 年《中国区域经济统计年鉴》；方言距离数据来源于刘毓芸等（2015）的研究。此外，水稻种植适宜度指数数据来自 Global Agro-Ecological Zoning version 4 数据库<sup>③</sup>，户籍所在县（市、区）在西汉和隋代时是否处于稻作区域数据来源于鲁西奇（2014）的研究。

## （二）变量选取

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为农民工的同乡聚居（以下简称“同乡聚居”），通过 RUMiC 问卷中“周围是否住着很多同乡？”来衡量<sup>④</sup>，若农民工回答“是”则变量赋值为 1，否则赋值为 0。其逻辑在于：若农民工的周围住着很多同乡，则说明农民工更倾向于与自己的同乡而非本地人聚居。采用该指标刻画农民工同乡聚居的选择，也是现有文献的常见做法（如刘启超，2020）。

2. 核心解释变量。本文模型的核心解释变量为稻作文化，即因稻作而形成的集体主义文化。参考丁从明等（2018）、张博和孙涛（2023）的做法，本文具体采用“受访者户籍所在县（市、区）的水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例”来衡量稻作文化的强度。为了尽量排除农业机械化给传统农业生产方式带来的影响，本文采用数据的观测时间节点为 1957 年，即户籍所在县（市、区）1957 年水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例。该比例越高，表明当地稻作文化的强度越高。

同时，本文在稳健性检验部分也尝试从其他角度对稻作文化进行测度。具体而言，考虑到棉花、甘蔗等经济作物也是部分地区农作物的重要组成，本文也采用考虑经济作物的稻作文化变量进行稳健性检验，具体用“户籍所在县（市、区）1957 年水稻播种面积占整个农作物播种面积的比例”测度稻作文化的强度。此外，本文还尝试从产量视角和城市层面刻画农民工户籍地的稻作文化。其中：产量视角下的稻作文化用“户籍所在县（市、区）1957 年水稻产量占粮食产量的比例”测度；城市层面稻作文化包括面积视角下的城市稻作文化和产量视角下的城市稻作文化，分别用“户籍所在地级市 1957 年水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例”“户籍所在地级市 1957 年水稻产量占粮食作物产量的比

<sup>①</sup>资料来源：《中国劳动力市场化指数编制》，<http://nads.ruc.edu.cn/zkcg/ndyjbg/9709c064ccb8452891f9bb6b7b4244a4.htm>。

<sup>②</sup>中国房价行情网：<https://www.creprice.cn/rank/index.html>。

<sup>③</sup>Global Agro-Ecological Zoning version 4 数据库网站：<https://gaez.fao.org/pages/data-viewer-theme-4>。

<sup>④</sup>对于农民工而言，“同乡”是一个宽泛概念，即农民工对同乡边界的界定是存在弹性的，这种弹性取决于他们周围是否存在地域或文化上更邻近的同乡（张春泥和谢宇，2013）。就特定社区而言，居住在此的外来农民工可能不是全部来自同一地区，但某一来源地的农民工占较大比例，形成“集中居住”的景观（胡武贤等，2010）。在本文中，“周围是否住着很多同乡？”为 RUMiC 中家庭模块部分的问题，由受访者家庭的户主或其配偶回答，因而“范围界定”“标准”由回答者确定。

例”测度。

3.控制变量。参考已有文献，本文模型中还控制了农民工个体、家庭、村庄和城市层面等可能会影响农民工同乡聚居的变量。个体层面包括农民工的性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、身体健康状况、非务农经历；家庭层面包括家庭同住人口规模、家庭收入、耕地流转状况；村庄层面包括村庄的劳动力外流状况；城市层面包括城市规模、城市人力资本水平、城市就业结构、城市劳动力市场化水平、城市住宅租金水平、城市房价水平与方言距离<sup>①</sup>。

4.工具变量。对于遗漏变量导致的内生性问题，本文进一步采用工具变量法进行处理。具体采用水稻种植适宜度、西汉时是否处于稻作区作为稻作文化的工具变量，分别用农民工户籍所在省份水稻种植适宜度指数、户籍所在县（市、区）西汉时是否处于稻作区域进行测度。其中，水稻种植适宜度是基于日照、气温和土壤等因素综合形成的指标，采用该变量作为水稻种植的工具变量也是以往文献常用做法，比如丁从明等（2018）、张博和孙涛（2023）。一方面，特定区域种植水稻的选择与水稻种植适宜度高度相关。特定区域水稻种植适宜度越高，则该区域种植水稻的概率越大，满足相关性要求。另一方面，水稻种植适宜度取决于气温和土壤等自然禀赋条件，不会直接影响农民工进城后的聚居选择，满足外生性要求。中国水稻的种植格局在西汉时期基本形成，至隋唐时期已成熟（鲁西奇，2014；丁从明等，2018），现在的稻作区与西汉时期存在高度重合，同时西汉距今比较久远，不会直接影响农民工进城后的同乡聚居行为，因此，西汉时是否处于稻作区变量也满足相关性和外生性要求。

5.机制变量。本文模型的机制变量为强关系网络。现有研究主要从“是否使用社会网络”“可使用的社会网络”对社会网络情况进行刻画。前者主要是指个体在工作搜寻和就业过程中是否使用了社会关系，即“求职网”；后者是指个体所拥有的社会关系网络规模，如“讨论网”“餐饮网”等。除此之外，基于文化背景，国内研究还提出了“春节拜年网”等具有中国特色的测量方法（边燕杰等，2012）。更进一步的研究则根据个体社会网络中关系的强度，将社会网络分为强关系网络和弱关系网络（Tian and Lin, 2016）。本文探讨的主要问题为受稻作文化熏陶的农民工进城后是否更倾向于与以血缘和亲缘为纽带的强关系网络中的成员进行互动，因此，本文以可使用的强关系网络规模来刻画农民工的社会网络情况，具体基于“春节拜年网”视角，以农民工春节期间问候过的亲戚数量进行衡量。春节是中国最重要的传统节日，在此期间拜年既是维持和扩展人际关系网络的一种方式，也是利用维护情感名义对社会资源的维持与投资（边燕杰等，2012）。因而，“春节拜年网”囊括了个体想要利用而又可能接触到的社会资源，是强关系网络较好的衡量指标。

主要变量的定义及描述性统计结果如表1所示。从表1可知，在使用的4764个农民工样本中，超过两成农民工在居住地的主要邻居为同乡。同时，从样本组之间的均值差值检验也可以看出，同乡聚居组的稻作文化指标的均值（0.374）明显大于未同乡聚居组（0.343），说明相比未同乡聚居的农民工，选择同乡聚居的农民工受稻作文化影响的可能性更高。

<sup>①</sup>方言距离即基于方言树图计算的务工地城市所属方言与户籍地城市所属方言的距离，用来刻画农民工务工地和户籍地方言的差异程度，具体测算过程详见刘毓芸等（2015）。

稻作文化对农民工同乡聚居的影响

变量名称	变量定义	全样本	未同乡聚居样本	同乡聚居样本	均值差异
同乡聚居	周围是否住着很多同乡：是=1，否=0	0.209	0.000	1.000	
稻作文化	户籍所在县（市、区）的水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例	0.350	0.343	0.374	-0.031***
性别	性别：男=1，女=0	0.551	0.549	0.555	-0.006
年龄	个人年龄（岁）	35.193	35.106	35.524	-0.418
婚姻状况	婚姻状况：已婚=1，其他情况=0	0.716	0.715	0.722	-0.007
受教育水平	个人受正规教育年限（年）	9.100	9.161	8.869	0.292**
身体健康状况	目前健康状况：非常好或好=1，其他情况=0	0.823	0.832	0.790	0.042***
非务农经历	进城前是否有当兵、当村干部或其他非务农工作经历：是=1，否=0	0.033	0.030	0.041	-0.011*
家庭同住人口规模	目前在务工地共同生活的家庭成员人数（人）	2.206	2.234	2.101	0.133***
家庭收入	过去一个月的家庭收入（元）	7074.108	6968.167	7475.407	-507.240**
耕地流转状况	承包地耕种情况：流转给别人耕种=1，其他情况=0	0.311	0.314	0.299	0.015
劳动力外流状况	户籍所在村庄劳动力外出务工或经商比例（%）	59.396	59.104	60.504	-1.400
城市规模	务工地城市的常住人口（万人）	1282.072	1313.608	1162.615	150.993***
城市人力资本水平	务工地城市人均在校大学生数量（人）	0.047	0.048	0.044	0.004***
城市就业结构	务工地城市市辖区内第二产业就业人数与第三产业就业人数的比值	1.160	1.175	1.103	0.072***
城市劳动力市场化水平	务工地城市的劳动力市场化指数	0.737	0.737	0.739	-0.002
城市住宅租金水平	务工地城市住宅的平均月租金（元/平方米）	34.198	33.823	35.618	-1.795***
城市房价水平	务工地城市住宅商品房的平均销售价格（元/平方米）	14075.550	13623.610	15787.490	-2163.880***
方言距离	务工地城市方言与户籍所在城市方言之间的差异程度	1.595	1.512	1.912	-0.400***
水稻种植适宜度	户籍所在省份水稻种植适宜度指数	4464.852	4587.823	4956.632	-368.809***
西汉时是否处于稻作区	户籍所在县（市、区）西汉时是否处于稻作区域：是=1，否=0	0.672	0.663	0.709	-0.046***
强关系网络	春节期间问候过的亲戚数量（人）	16.000	15.396	18.304	-2.908***

注：①表中展示的都是样本均值。②表中家庭收入和城市规模变量展示的是原值，后文回归模型中使用的是对数值。③均值差异指“未同乡聚居样本”与“同乡聚居样本”均值之差，\*\*\*、\*\*和\*分别表示标准t检验下1%、5%和10%的显著性水平。

（三）计量模型设定

结合所要研究的问题，本文采用 Probit 模型来进行实证检验。计量模型设定如下：

$$\Pr( Neigh_i = 1 | x_i ) = \Phi( \beta_0 + \beta_1 Rice_i + \sum X_i + \delta_r + \lambda_t + \rho_d + \theta_o ) \quad (1)$$

(1) 式中： $i$  表示第  $i$  个农民工； $Neigh_i$  表示被解释变量同乡聚居； $Rice_i$  表示核心解释变量稻作文化； $X_i$  为控制变量，包括个体特征、家庭特征、村庄特征和城市特征； $\Pi$  是相应的回归系数矩阵； $\delta_r$  和  $\lambda_t$  分别为地区固定效应和年份固定效应； $\rho_d$  和  $\theta_o$  分别为行业固定效应和职业固定效应； $\Pr(Neigh_i = 1 | x_i)$  为观测到  $Neigh_i = 1$  的概率； $\Phi(\cdot)$  为标准正态的累积分布函数； $\beta_0$  为常数项， $\beta_1$  为核心解释变量的待估计系数。

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基准回归结果

稻作文化对农民工同乡聚居影响的基准回归结果如表 2 所示。其中，(1) 列是只控制个人特征和年份、行业、职业固定效应的结果，(2) 列是在 (1) 列基础上加入了家庭和村庄特征变量的结果，(3) 列是在 (2) 列基础上加入了城市特征变量的结果，(4) 列则是进一步控制地区固定效应后的结果。回归结果显示，在控制个体特征、家庭特征、村庄特征、城市特征，以及地区、年份、行业、职业固定效应的情况下，稻作文化变量在 1% 的水平上显著，系数为正，说明稻作文化会显著提升农民工同乡聚居的概率。本文假说 H1 得证。

表2 稻作文化影响农民工同乡聚居的基准回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
稻作文化	0.067***	0.021	0.066***	0.021	0.073***	0.021	0.080***	0.022
性别	0.008	0.013	0.008	0.013	0.001	0.013	0.003	0.013
年龄	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
婚姻状况	0.007	0.017	0.006	0.018	0.000	0.018	0.001	0.018
受教育水平	-0.007***	0.002	-0.007***	0.002	-0.004**	0.002	-0.005**	0.002
身体健康状况	-0.027*	0.015	-0.027*	0.016	-0.029*	0.015	-0.032**	0.015
非务农经历	0.047	0.033	0.048	0.033	0.043	0.033	0.042	0.033
家庭同住人口规模			-0.000	0.006	0.005	0.006	0.005	0.006
家庭收入			-0.001	0.006	-0.009	0.006	-0.010*	0.006
耕地流转状况			-0.010	0.013	-0.014	0.013	-0.013	0.013
劳动力外流状况			0.001**	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000
城市规模					-0.108***	0.022	-0.050	0.038
城市人力资本水平					0.546*	0.316	0.583*	0.314
城市就业结构					0.039**	0.020	0.095***	0.032
城市劳动力市场化水平					-0.696**	0.289	-1.088***	0.330
城市住宅租金水平					-0.003*	0.002	-0.010***	0.004
城市房价水平					0.000***	0.000	0.000***	0.000
方言距离					0.041***	0.006	0.041***	0.006



表2 (续)

地区固定效应	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
职业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4764	4764	4764	4764
准R <sup>2</sup>	0.037	0.038	0.064	0.065

注：①表中估计系数均为边际效应，标准误为由 Delta 方法计算出的标准误。②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平。

### (二) 内生性处理

为缓解遗漏变量所产生的内生性问题，本文进一步采用水稻种植适宜度、西汉时是否处于稻作区作为稻作文化的工具变量，进行 IV-Probit 两步法模型估计，结果如表 3 所示。回归结果显示，无论是分别采用水稻种植适宜度、西汉时是否处于稻作区作为工具变量，抑或将二者共同作为工具变量，在一阶段回归中工具变量的系数均在 1%水平上显著，且 AR 检验和 Wald 检验也均在 1%水平上拒绝工具变量与内生变量不相关的原假设，说明本文所选择的工具变量不存在弱工具变量问题，满足相关性要求。同时，在采用二者共同作为工具变量时，过度识别检验也表明不存在过度识别问题。以上检验结果说明，本文所选工具变量有效。从表 3 可知，稻作文化变量依然显著，系数为正。

表3 稻作文化影响农民工同乡聚居的工具变量估计结果

变量	被解释变量：同乡聚居					
	(1)		(2)		(3)	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
稻作文化		0.141*** (0.039)		0.135*** (0.033)		0.138*** (0.031)
水稻种植适宜度	0.001*** (0.000)				0.001*** (0.000)	
西汉时是否处于稻作区			0.437*** (0.006)		0.336*** (0.007)	
常数项	-3.122*** (0.169)		-0.857*** (0.146)		-1.891*** (0.138)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4764	4764	4764	4764	4764	4764
弱工具变量检验: AR检验		13.140***		16.700***		20.040***
弱工具变量检验: Wald检验		13.120***		16.660***		19.940***
过度识别检验: p值						0.844

注：①表中一阶段结果括号内为稳健标准误；表中二阶段结果均为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误。②\*\*\*表示 1%的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

(三) 稳健性检验

1.调整核心解释变量测度方法。如上文变量选取部分关于核心解释变量的内容所述，本文也尝试将稻作文化替换为考虑经济作物的稻作文化、产量视角下的稻作文化、面积视角下的城市稻作文化、产量视角下的城市稻作文化进行稳健性检验，回归结果如表 4 所示。结果显示，在调整核心解释变量测度方法的情况下，核心解释变量依然在 1%的水平上显著，系数为正，支持了本文的基准回归结果所得结论。

表 4 调整核心解释变量测度方法后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
考虑经济作物的稻作文化	0.088***	0.027						
产量视角下的稻作文化			0.063***	0.018				
面积视角下的城市稻作文化					0.202***	0.063		
产量视角下的城市稻作文化							0.021***	0.006
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	4764		4764		4764		4764	
准R <sup>2</sup>	0.065		0.065		0.064		0.065	

注：①表中系数均为边际效应，标准误为由 Delta 方法计算出的标准误。②\*\*\*表示 1%的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

2.调整工具变量和内生性处理方法。考虑到西汉距今比较久远，且水稻种植格局在隋代已基本成型（丁从明等，2018），本文也选取隋代时是否处于稻作区作为稻作文化的工具变量进行稳健性检验，具体采用农民工户籍地在隋代时是否处于稻作区进行测度，若在隋代时处于稻作区则变量赋值为 1，否则为 0，回归结果如表 5 的（1）列和（2）列所示。弱工具变量检验和过度识别检验结果均表明，所选取工具变量通过有效性检验。同时，无论是采用隋代时是否处于稻作区单独作为工具变量，还是与水稻种植适宜度共同作为工具变量，稻作文化变量均显著，系数为正，表明来自稻作区的农民工在城市中更倾向于同乡聚居。

对于 Probit、Logit 等非线性模型中的内生性问题，除可采用常规的 IV-Probit 模型进行处理外，也可采用条件混合过程方法（conditional mixed process，简称 CMP）进行估计（Roodman，2011）。在本文中，CMP 一阶段为 OLS 模型，二阶段为 Probit 模型。采用 CMP 的估计结果如表 5（3）列所示。CMP 一阶段估计结果表明，工具变量满足相关性假设，同时 CMP 的统计量 atanrho\_12 在 1%水平上显著，表明采用 CMP 来处理内生性是合理的。采用 CMP 方法处理模型内生性问题后的估计结果显示，稻作文化变量依然显著，系数为正。

表 5 调整工具变量和内生性处理方法后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居					
	(1) IV-Probit		(2) IV-Probit		(3) CMP	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
稻作文化		0.173*** (0.037)		0.158*** (0.033)		0.155*** (0.032)
水稻种植适宜度			0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)	
隋代时是否处于稻作区	0.359*** (0.007)		0.247*** (0.007)		0.247*** (0.008)	
常数项	-1.348*** (0.163)		-2.464*** (0.150)		-2.463*** (0.143)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4764	4764	4764	4764	4764	4764
弱工具变量检验：AR检验		21.670***		24.020***		
弱工具变量检验：Wald检验		21.550***		23.140***		
过度识别检验：p值				0.383		
atanrho_12						-0.098***

注：①表中（1）列和（2）列的结果均为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误。②表中（3）列的一阶段结果为估计系数，括号内为稳健标准误；二阶段结果为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误。③\*\*\*表示 1% 的显著性水平。④固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

3. 增加控制变量。为了进一步减少遗漏关键变量所产生的偏误，本文尝试进一步引入城市层面的相关变量。具体而言，海内外市场会通过就业机会影响到城市人口和农民工流入数量，从而影响到农民工在城市中遇到同乡的概率。为了控制上述海内外市场的影响，参考王建国和李实（2015）的做法，本文使用与主要港口城市的平均距离来刻画海外市场的影响，用城市市场潜力来衡量国内市场的影响，并将上述两个变量同时引入基准模型。控制海内外市场影响后，表 6（1）列的估计结果依然支持本文结论。

考虑到近代是否为通商口岸城市会影响城市的移民数量，进而影响农民工在城市中接触到同乡的概率，本文也尝试在基准模型中引入近代是否为通商口岸变量，该变量具体用 1840—1930 年是否被开放为通商口岸来衡量<sup>①</sup>。从表 6（2）列可知，加入近代是否为通商口岸变量后的回归结果未改变本文结论。

<sup>①</sup>该变量数据来源于吴松弟（2005）。

已有研究表明，为了规避因城市落户门槛所产生的就业歧视以更好地实现就业，农民工往往会选择与同乡聚居以获取支持（刘启超，2023）。也就是说，城市落户门槛会影响农民工的同乡聚居概率。因此，本文尝试将城市落户门槛变量加入基准模型<sup>①</sup>。如表6（3）列所示，在加入城市落户门槛变量后，稻作文化变量依然显著，系数为正。

城市公共服务覆盖广度和深度的不足会导致农民工不能及时有效地享受公共服务，此时农民工往往会借助同乡聚居来满足自身需求，即务工城市公共服务水平也可能会影响农民工的同乡聚居。因此，本文尝试将城市公共服务水平<sup>②</sup>加入基准模型。表6（4）列的估计结果依然支持本文结论。

表6 增加控制变量后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
稻作文化	0.058**	0.024	0.049**	0.022	0.078***	0.023	0.074***	0.022
与主要港口城市的平均距离	-0.000*	0.000						
城市市场潜力	0.000**	0.000						
近代是否为通商口岸			0.210***	0.023				
城市落户门槛					0.288***	0.045		
城市公共服务水平							0.196***	0.062
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	4764		4764		4582		4764	
准R <sup>2</sup>	0.067		0.081		0.074		0.067	

注：①表中系数均为边际效应，标准误为由Delta方法计算出的标准误。②\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

4.调整估计方法。当被解释变量为二元变量时，除可采用Probit模型外，还可采用与Probit模型函数分布存在差异的Logit模型进行估计。从表7（1）列可以看出，当采用Logit模型时，估计结果未改变本文结论。此外，当被解释变量为二元变量时，除Probit和Logit等非线性模型外，也可采用线性概率模型（linear probability model，简称LPM）进行估计。表7（2）列结果显示，LPM的估计结

<sup>①</sup>城市落户门槛具体用投影寻踪法计算的综合落户门槛指数来衡量，该指数数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。资料来源：《【数据发布】户籍改革与移民研究项目》，<https://chfs.swufe.edu.cn/info/1041/2251.htm>。

<sup>②</sup>对于城市公共服务水平，本文从投入、产出和绩效3个方面的7个具体指标来进行综合评价。其中：投入类指标包括社会保障与就业支出金额、人均社会保障和就业支出金额、社会保障和就业支出占一般公共预算支出比重；产出类指标包括城镇新增就业人数、失业保险参保率；绩效类指标包括城镇登记失业率、在岗职工平均工资。在选择以上评价指标基础之上，根据熵权TOPSIS法赋权计算得到各城市的公共服务水平。所用数据来自2017年和2018年《中国城市统计年鉴》，以及各城市统计局网站。

果支持基准回归结论。由于本文所用数据为小样本数据，本文也尝试采用自助法（bootstrap）通过有放回地 500 次抽取样本创建多个虚拟数据集，从而平衡样本以更好地估计参数的分布和性质。采用自助法 500 次抽样的估计结果如表 7（3）列所示，结果显示，本文结论依然成立。

表 7 调整估计方法后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居		
	(1) Logit	(2) LMP	(3) 自助法
稻作文化	0.076*** (0.022)	0.076*** (0.024)	0.080*** (0.023)
常数项		1.543*** (0.356)	
控制变量	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	4764	4764	4764
R <sup>2</sup> 或准R <sup>2</sup>	0.065	0.064	0.065

注：①表中（1）列和（3）列的估计系数为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误；表中（2）列括号内为稳健标准误。②\*\*\*表示 1% 的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

## 五、进一步讨论：调节作用和影响机制

### （一）调节作用分析

本文接下来检验风险防范在稻作文化影响农民工同乡聚居中的调节作用。对于农民工的风险防范，具体从签订劳动合同和社会保障角度刻画。一般而言，由于未签订劳动合同，农民工短期内面临的失业风险比较大，因而可能会更倾向于选择同乡聚居以应对失业风险。若未能享受所在城市的社会保障，农民工的福利待遇和权益会受到损害，导致经济风险增加，此时，他们可能会选择同乡聚居以弥补相应需求。本文接下来采用交互项检验上述调节作用。与线性回归模型不同，Probit 模型中调节变量与核心解释变量交互项的边际效应及其显著性不能通过在（1）式中直接加入交互项进行实证检验，本文参考 Ai and Norton（2003）提出的方法，估计交互效应并检验其显著性。

首先，本文检验农民工是否签订劳动合同的调节作用。对于是否签订劳动合同的具体测度，若农民工签订了书面劳动合同则变量赋值为 1，否则为 0，相应估计结果见表 8。从表 8 结果中可以看出，交互效应的平均值小于 0，且相应 z 值的均值绝对值大于 1.96，说明交互效应在 5% 水平上显著。上述估计结果表明，签订劳动合同会减弱稻作文化对农民工同乡聚居的影响。可能的解释是：未签订劳动合同的农民工工作相对不稳定，面临的失业风险更大，需要通过同乡聚居来缓解可能的失业风险。

其次，本文也尝试检验农民工是否享受社会保障的调节作用，具体用农民工是否购买社会保险来衡量社会保障。若农民工未购买社会保险则变量赋值为 1，否则为 0，相应估计结果见表 8。从表 8 可知，未享受社会保障则会增强稻作文化对农民工同乡聚居的影响。可能的解释是：未享受社会保障的农民工

的福利待遇和权益会受损，面临的经济风险会增加，他们需要通过同乡聚居以分担可能的经济风险。

表 8 调节作用检验的回归结果

		观测值	平均值	最小值	最大值
是否签订劳动合同	交互项的偏效应	4764	-0.091	-0.142	-0.009
	标准误	4764	0.044	0.011	0.077
	z值	4764	-2.009	-2.311	-0.761
是否享受社会保障	交互项的偏效应	4764	0.118	0.013	0.178
	标准误	4764	0.047	0.012	0.090
	z值	4764	2.505	0.839	2.845

注：采用Ai and Norton（2003）提出的方法估计时，模型中控制了核心解释变量、调节变量、全部控制变量以及地区、年份、行业、职业固定效应。

### （二）影响机制分析

如理论分析所述，农民工更重视以血缘与亲缘为纽带的强关系网络是稻作文化造成农民工进城后倾向于选择同乡聚居的重要机制。具体而言，稻作文化造成农民工进城后的社会互动对象多为以血缘和亲缘等为纽带的强关系网络中的成员，从而使农民工进城后更倾向于选择与同乡聚居。本文接下来对上述影响机制进行检验。首先，以强关系网络作为被解释变量对稻作文化进行回归，结果如表 9（1）列所示。回归结果说明，稻作文化会增强农民工进城后的强关系网络规模，即稻作文化会使农民工更重视强关系网络。其次，考察强关系网络对农民工同乡聚居的影响。从表 9（2）列和（3）列可知，无论是否控制稻作文化，强关系网络变量均显著，系数为正，说明农民工越重视强关系网络，进城后越倾向于选择同乡聚居。以上机制检验结果表明，稻作文化会使农民工更重视以血缘和亲缘为纽带的强关系网络，从而提高其进城后同乡聚居的概率，本文假说 H2 得证。

表 9 稻作文化影响农民工同乡聚居机制的检验结果

变量	强关系网络		同乡聚居			
	(1)		(2)		(3)	
	OLS		Probit		Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
稻作文化	2.741**	1.063			0.076***	0.022
强关系网络			0.002***	0.000	0.002***	0.000
常数项	-56.572***	13.045				
控制变量	已控制		已控制		已控制	
固定效应	已控制		已控制		已控制	
样本量	4703		4703		4703	
R <sup>2</sup> 或准R <sup>2</sup>	0.046		0.071		0.073	

注：①表中（2）列和（3）列的估计系数均为边际效应，标准误为由Delta方法计算出的标准误；（1）列的标准误为稳健标准误。②\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

## 六、主要结论与政策启示

本文将 RUMiC 数据和《中国城市统计年鉴》数据相匹配，利用 Probit 模型和 IV-Probit 两步法模型，实证分析了稻作文化对农民工同乡聚居的影响及其机制。研究发现，稻作文化会显著提高农民工同乡聚居的概率。调节作用分析表明，稻作文化对农民工同乡聚居的影响会因农民工未签订劳动合同和未享受社会保障而增强。机制分析发现，稻作文化使农民工更重视以血缘和亲缘为纽带的强关系网络，从而造成农民工进城后倾向于选择同乡聚居。具体而言，稻作文化会导致农民工进城后的社会互动对象多为以血缘和亲缘等为纽带的强关系网络中的成员，从而会造成其更倾向于选择与同乡聚居。

对于农民工而言，选择同乡聚居有利也有弊。具体而言，同乡聚居短期内为缺乏城市社会资本的农民工提供了获取就业机会和资源的渠道，有助于农民工获取社会网络支持和缓解城市生活风险。同时，也应看到同乡聚居使聚居区内农民工呈现“内卷化”趋势，长期来看会损害农民工福利水平以及危害城市的和谐发展。因而，本文的主要研究结论有利于为提高农民工福利水平提供政策着力点，为推动同乡聚居区充分融入城市发展、高质量推进新型城镇化提供科学决策依据。

结合本文的研究结论，可以得出以下政策启示：

第一，应促进农民工社会网络的重构，降低其对强关系网络的过度依赖。本文的主要研究结论表明，稻作文化使农民工更重视强关系网络，从而造成其进城后倾向于选择同乡聚居。因而，应实现政策激励与文化的良性互动与契合，降低农民工对强关系网络的依赖。首先，在推进农民工融入城市 and 市民化过程中，推动其社会网络结构从“先赋性社会网络”到“自致性社会网络”的转换，从而减少对强关系网络的过度依赖。比如，提供有针对性的职业培训和技能提升机会以及提供更广泛、及时、透明的就业信息，降低农民工在求职过程中对社会网络的过度依赖；构建开放包容的城市居住社区，以及鼓励农民工参与社区文化联谊活动、加入兴趣爱好俱乐部等，帮助其突破内卷化的社会交往边界以打破封闭的同质性社交圈，从而促使社会关系网络逐渐从以血缘、亲缘和地缘关系为主的社会网络转变为以趣缘、业缘为主的社会网络。其次，应帮助农民工提升个人能力，增强社会网络的异质性。比如：提高农民工的文化适应能力，通过与城市居民的文化互动来进一步扩展社会网络；积极引导用人单位和社区开展形式多样的活动，促进农民工与城市居民之间的互动与交流，进一步扩展农民工在城市的人际交往范围；通过创建诸如微信交流群、微博超话等线上社交空间，以及引导农民工线下参加城市活动项目，帮助其走出自身社交网络的舒适圈，提高社会网络的异质性。

第二，应推动城镇基本公共服务均等化和强化农民工劳动权益保障，提高农民工应对风险的能力。本文的调节作用分析表明，未签订劳动合同和未享受所在城市社会保障，会增强稻作文化对农民工同乡聚居的影响。因而，应因城施策推进公共就业服务均等化和强化农民工劳动权益保障，提高农民工应对风险的能力，从而减少其对同乡聚居的过度依赖。首先，应因城施策推动城镇基本公共服务均等化，使农民工更好地享受所在城市的社会保障。比如：对于大城市，要稳步有序推进常住人口基本公共服务全覆盖，逐步使外来人口在子女教育、公共卫生、社会保障等方面享受与本地城镇居民同等的公共服务水平；应逐步放开放宽居民在常住地或就业地参加社会保险的户籍限制，有序推进居住证持

有人在常住地申办最低生活保障；为农民工提供稳定的住房保障，包括落实好企业的住房补贴制度，允许符合条件的农民工购买经济适用房、限价商品房等产权房，对于没有能力购买产权房的，可将其纳入廉租房、经济适用房保障范围，减轻其生活负担。对于中小城市，应严格落实落户政策，确保外地与本地农业转移人口进城落户标准一视同仁，并持续优化社会保障服务。其次，应强化劳动权益保障，维护农民工的合法权益。比如：重点推动建筑、餐饮等行业用人单位与农民工签订劳动合同，加大对用人单位招用农民工签订劳动合同情况的监督检查力度，不断完善劳动合同管理政策；建立劳动关系协调机制，解决可能存在的劳动纠纷，提高用人单位对农民工的关爱度；为农民工提供法律援助服务，帮助其了解和维护自己的合法权益，切实解决农民工申诉难的问题。

#### 参考文献

- 1.边燕杰、王文彬、张磊、程诚，2012：《跨体制社会资本及其收入回报》，《中国社会科学》第2期，第110-126页。
- 2.陈钊、陆铭、陈静敏，2012：《户籍与居住区分割：城市公共管理的新挑战》，《复旦学报（社会科学版）》第5期，第77-86页。
- 3.丁从明、周颖、梁甄桥，2018：《南稻北麦、协作与信任的经验研究》，《经济学（季刊）》第2期，第579-608页。
- 4.费孝通，2005：《乡土中国》，北京：北京出版社，第29-40页。
- 5.胡武贤、游艳玲、罗天莹，2010：《珠三角农民工同乡聚居及其生成机制分析》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第1期，第10-14页。
- 6.黄玖立、张玉书、吴敏、冼国明，2023：《种植结构与短半径合作——来自合伙制企业的经验证据》，《中国农村经济》第11期，第18-38页。
- 7.黄梓航、敬一鸣、喻丰、古若雷、周欣悦、张建新、蔡华俭，2018：《个人主义上升，集体主义式微？——全球文化变迁与民众心理变化》，《心理科学进展》第11期，第2068-2080页。
- 8.李培林，1996：《流动民工的社会网络和社会地位》，《社会学研究》第4期，第42-52页。
- 9.李志刚、刘晔、陈宏胜，2011：《中国城市新移民的“乡缘社区”：特征、机制与空间性——以广州“湖北村”为例》，《地理研究》第10期，第1910-1920页。
- 10.刘启超，2020：《社会网络对农民工同乡聚居的影响研究》，《经济科学》第2期，第101-115页。
- 11.刘启超，2023：《城市落户门槛、就业歧视与农民工同乡聚居》，《现代经济探讨》第3期，第54-62页。
- 12.刘涛、秦志龙、伍骏骞，2023：《农民工过度劳动行为的同群效应研究》，《中国农村经济》第9期，第101-121页。
- 13.刘毓芸、徐现祥、肖泽凯，2015：《劳动力跨方言流动的倒U型模式》，《经济研究》第10期，第134-146页。
- 14.鲁西奇，2014：《中国历史的空间结构》，桂林：广西师范大学出版社，第35-132页。
- 15.罗必良、耿鹏鹏，2022：《“稻米理论”：集体主义及其经济解理》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第4期，第1-12页。
- 16.隋斌，2023：《中华农耕文明：历史演进、思想理念及对建设农业强国的现实启示》，《中国农村经济》第11期，第2-17页。
- 17.王春超、王聪，2016：《市场化、社会网络与城市农民工地缘集聚》，《经济社会体制比较》第1期，第44-56页。



- 18.王大哲、朱红根、钱龙, 2022: 《基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?》, 《中国农村经济》第8期, 第16-34页。
- 19.王汉生、刘世定、孙立平、项飏, 1997: 《“浙江村”: 中国农民进入城市的一种独特方式》, 《社会学研究》第1期, 第58-69页。
- 20.王建国、李实, 2015: 《大城市的农民工工资水平高吗?》, 《管理世界》第1期, 第1-62页。
- 21.吴松弟, 2005: 《大门打开之后: 港口城市及其腹地与中国现代化进程》, 济南: 山东画报出版社, 第2-10页。
- 22.杨高、王宇渠、周春山, 2022: 《农民工“同乡村”的社会网络和聚居区经济研究——以深圳“四川村”为例》, 《城市学刊》第4期, 第58-63页。
- 23.叶静怡、薄诗雨、刘丛、周晔馨, 2012: 《社会网络层次与农民工工资水平——基于身份定位模型的分析》, 《经济评论》第4期, 第31-42页。
- 24.叶俊焘、蔡丽明, 2022: 《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》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第78-89页。
- 25.袁益, 2020: 《文化差异与中国农村人口流动意愿——基于“稻米理论”的视角》, 《中国农村经济》第10期, 第17-32页。
- 26.曾东林、吴晓刚、陈伟, 2021: 《移民的空间聚集与群体社会距离: 来自上海的证据》, 《社会》第5期, 第56-79页。
- 27.张博、孙涛, 2023: 《稻麦人所食 南北竟谁分: 金融组织区域发展差异的历史起源》, 《经济学(季刊)》第1期, 第353-370页。
- 28.张春泥、谢宇, 2013: 《同乡的力量: 同乡聚集对农民工工资收入的影响》, 《社会》第1期, 第113-135页。
- 29.周晔馨、涂勤、梁斌、叶静怡, 2019: 《农民工的社会资本如何形成: 基于社会网络的分析》, 《世界经济》第2期, 第170-192页。
30. Ai, C., and E. C. Norton, 2003, “Interaction Terms in Logit and Probit Models”, *Economics Letters*, 80(1): 123-129.
31. Bi, L., Y. Fan, M. Gao, C. Lee, and G. Yin, 2019, “Spatial Mismatch, Enclave Effects and Employment Outcomes for Rural Migrant Workers: Empirical Evidence from Yunnan Province, China”, *Habitat International*, 86(4): 48-60.
32. Liu, Y., Z. Li, Y. Liu, and H. Chen, 2015, “Growth of Rural Migrant Enclaves in Guangzhou, China”, *Urban Studies*, 52(16): 3086-3105.
33. Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP”, *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.
34. Talhelm, T., X. Zhang, S. Oishi, C. Shimin, D. Duan, X. Lan, and S. Kitayama, 2014, “Large-Scale Psychological Differences Within China Explained by Rice Versus Wheat Agriculture”, *Science*, 344(6184): 603-608.
35. Tian, F. F., and N. Lin, 2016, “Weak Ties, Strong Ties, and Job Mobility in Urban China: 1978-2008”, *Social Networks*, 44(1): 117-129.
36. Uskul, A. K., S. Kitayama, and R. E. Nisbett, 2008, “Ecocultural Basis of Cognition: Farmers and Fishermen Are More Holistic than Herders”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105(25): 8552-8556.

37.Varnum, W., and I. Grossmann, 2017, “Cultural Change: The How and the Why”, *Perspectives on Psychological Science*, 12(6): 956-972.

38.Zhao, M., and Y. Jin, 2020, “Migrant Workers in Beijing: How Hometown Ties Affect Economic Outcomes”, *Work, Employment and Society*, 34(5): 789-808.

(作者单位: 清华大学公共管理学院;  
清华大学中国农村研究院)  
(责任编辑: 胡 祎)

## **The Effect of Rice-Planting Culture on Fellow Townsman Co-residence of Migrant Workers: From the Perspective of Social Networks**

LIU Qichao WANG Yahua

**Abstract:** Based on the data of Rural-Urban Migration in China, this study uses Probit model and IV-Probit model to empirically investigate the impact of rice-planting culture on migrant workers' choice of fellow townsman co-residence. The study finds that rice-planting culture significantly increases the probability of migrant workers living with fellow townsmen after entering the urban areas. The analysis of moderating effect shows that the above impact increases when migrant workers do not sign labor contracts or receive social security services, i.e., with the increased risks faced by the migrant workers. The mechanism analysis indicates that rice-planting culture makes migrant workers pay more attention to strong relationship networks, resulting in their being more inclined to choose to live with their fellow townsmen after entering the urban areas. Specifically, rice-planting culture will make the migrant workers' social interaction partners after they move to the urban areas mostly members of the strong relationship network, which leads to their fellow townsman co-residence. Based on this, in the process of promoting new urbanization, it is expected to accelerate the reconstruction of the social network of migrant workers to reduce their dependence on strong relationship networks, promote the equalization of basic public services in cities and towns, and strengthen the protection of labor rights and interests of migrant workers to enhance their ability to cope with risks.

**Keywords:** Migrant Workers; Fellow Townsman Co-residence; Rice Theory; Rice-Planting Culture; Social Network