

【农业经济】

# 文化差异会影响农业转移人口城市融入吗？

——基于多层线性模型的实证研究

赵清军,何军

(南京农业大学 经济管理学院,南京 210095)

**摘 要:**依托社会嵌入理论,探索文化差异与农业转移人口城市融入的内在逻辑和传导机制。在此基础上,利用中国汉语方言地理分布信息匹配 2017 年中国流动人口动态监测调查数据进行实证检验。研究表明:农业转移人口跨地域流动形成的文化差异对其城市融入具有显著的阻碍作用,在缓解内生性问题、遗漏变量检验和排除地理因素等一系列稳健性检验之后,结论依然成立;进一步分析发现,文化差异对流入非省会城市及老一代农业转移人口城市融入水平的阻碍效应更大;机制分析表明,文化差异可以通过抑制社会网络、强化社会规范和降低社会信任间接阻碍农业转移人口的城市融入水平,但文化差异发挥的直接效应更大。本文的结论对加强地域文化理解、优化社会资本结构和加快推动农业转移人口全面融入城市都具有重要的参考价值。

**关键词:**文化差异;方言距离;农业转移人口;社会网络;社会规范;社会信任

**中图分类号:**F323.6;H17      **文献标志码:**A      **文章编号:**1671-7465(2023)02-0155-13

随着经济社会的发展以及相关制度的改革,绝大多数城市已逐步降低落户门槛,甚至完全放开落户限制,农业转移人口在城市落户的难度大大降低,但是户籍制度改革的效果并不明显。根据国家统计部门数据,中国常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率的差值从 2015 年的 16.2%增加到 2021 年的 18.02%,且二者的差值不断增大。同时,多项实证研究显示,近年来农业转移人口在城市落户的意愿相对较低,甚至出现下降趋势<sup>[1-3]</sup>。若数以亿计的农业转移人口长期滞留于城市边缘,不能有序实现市民化,将直接影响城乡融合发展和共同富裕目标的实现,而且还会损害社会的凝聚力。为此,“十四五”规划纲要明确提出,要加快推动农业转移人口全面融入城市,完善新型城镇化战略,提升城镇化发展质量。因此,深入探讨农业转移人口城市融入的影响因素具有重要的现实意义和政策价值。

长期以来,学界对农业转移人口的城市融入开展了大量研究,主要集中于宏观层面的经济和制度环境方面,以及微观个体层面的人力资本、社会资本和心理资本等方面考察其影响因素,但是随着农业转移人口流动时间的延长以及自身经历的积累,经济理性、制度约束和个体特征的作用逐渐减弱,社会理性等因素开始发挥作用<sup>[4]</sup>。一方面,随着城乡劳动力市场均等化和产业结构调整进程的加速推进,以及户籍、教育和社会保障等制度的约束不断放松,阻碍农业转移人口融入城市的体制机制障碍正在逐步破除。另一方面,随着流动次数的增加,农业转移人口

收稿日期:2022-06-03

**基金项目:**教育部人文社会科学研究规划基金项目“农业转移人口城市融入类型、机制与障碍——基于有限混合和多层线性模型的实证研究”(20YJA790020);清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“收入差距、文化距离与农村劳动力迁移”(202108);南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社会科学研究基金项目“社会网络对农业转移人口城市融入的影响研究”(SKYZ2020008)

**作者简介:**赵清军,男,南京农业大学经济管理学院博士生;何军(通信作者),男,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

在迁入地获得的社会经济回报的边际效用大幅降低,而对迁出地的“乡土情结”却愈发浓厚,非正式制度在其城市融入过程中的作用日益凸显。农业转移人口成长于特定的环境中,已被深深地烙上地域文化的印记,由农村向城市转移的背后是不同地区之间文化的冲突与适应。既有文献也基本认同农业转移人口的迁移行为深受文化传统和固有价值观念的影响,认为文化差异通过社会认同来影响农村人口的流动成本,进而制约其流动意愿<sup>[5]</sup>,并且迁入地与迁出地之间的文化差异(如语言、宗族等)还通过增加迁移预期成本,阻碍两地间人口的自由流动<sup>[6-8]</sup>。还有研究认为,方言距离和方言多样性严重削弱了流动人口的永久迁移意愿<sup>[9-10]</sup>,而讲本地话则有助于增进流动人口的社会融合<sup>[11]</sup>。然而,文化差异作用于农业转移人口城市融入的“理论黑箱”未被打开,文化因素在微观层面究竟如何发挥作用尚不得而知。迁入地与迁出地之间的文化差异是否成为阻碍农业转移人口全面融入城市的隐形壁垒?如果有影响,其中的影响机理是什么?鉴于此,本文基于《汉语方言大词典(修订本)》<sup>①</sup>的方言区信息,全面评估文化差异对农业转移人口城市融入的阻碍效应、异质效应以及传导机制,为加快推动农业转移人口全面融入城市提供针对性的政策建议。

### 一、分析框架与研究假说

农业转移人口的城市融入是一个不断累积的过程,需要逐步实现经济整合、文化接纳以及行为适应,最终达到身份认同<sup>[12]</sup>。这不仅是职业和地域的转变,也是户籍和社会身份的转变,还涉及心理状态、思想观念和行为方式的多重转变。根据社会嵌入理论,经济行动是一种社会行动,个体的经济行为及其后果均嵌入特定的经济制度、文化环境和社会结构<sup>[13]</sup>。农业转移人口在迁入地的生活方式和行为习惯深受迁出地的文化习俗影响,城市融入状况也在很大程度上取决于其所处的文化情境。文化作为一个群体或社会所形成的共同价值体系,对群体内部成员的态度和行为具有强烈的约束作用。农业转移人口能否全面融入城市,关系从传统人到现代人的发展转型问题,其实质是不断获取适应现代社会生活的行为规范。这种行为规范正是农业转移人口个体角色所蕴含的文化内容的具体体现。

地域文化在嵌入农业转移人口城市融入的过程中,主要依赖差序格局人际网络、非正式规范、关系型信任等乡土文化要素来实现观念、价值和行为准则的内在化。具体而言,文化差异通过强化熟人关系网络,抑制农业转移人口在迁入地社会网络的扩展和重构,导致对流入城市缺乏认同感和归属感,无法产生主人翁意识。同时,文化差异会通过社会规范的内化,自发地调整农业转移人口在迁入地的认知、互动和行为决策。但由于农业转移人口处于心理冲击和社会适应的双重逆境中,只能被迫强化原有的社会规范,对流入城市缺乏信任感和安全感,无法真正融入城市社会。此外,文化差异还会通过增强农业转移人口对熟人的特殊信任,降低对陌生人的信任,阻碍同城市居民的交流与融合,无法全面融入城市社会。因此,本文基于中国农业转移人口形成的特殊社会背景,依托社会嵌入理论,尝试从社会网络、社会规范及社会信任三条路径出发,重新审视农业转移人口城市融入的文化壁垒(图 1)。

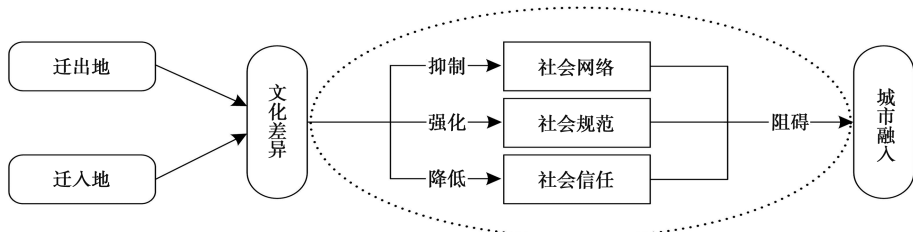


图 1 文化差异影响农业转移人口城市融入的内在逻辑

① 许宝华、宫田一郎,《汉语方言大词典(修订本)》,中华书局出版,2020 年。

中国是一个地域广阔、人口众多的统一多民族国家,不同的地理环境、自然条件和历史传承演化出不同的文化,农业转移人口跨地域流动的背后是文化环境的变化。值得注意的是,农业转移人口的文化习性根深蒂固,导致社交网络在适应流入城市的居住环境、文化习俗以及生活习惯过程中存在诸多障碍,难以同城市居民在社会规范与价值取向等方面达成一致。这使得农业转移人口在经历文化冲击后融入城市的过程变得漫长而艰难,加之部分城市居民对农业转移人口存在心理排斥和认识偏见,使农业转移人口在互动过程中产生了心理距离,从而与城市居民的社会距离逐渐增大。因此,跨越不同地域文化使农业转移人口难以适应流入城市的生活方式和风俗习惯,并阻碍了其融入城市的进程。基于此,提出以下研究假说:

假说1:文化差异会阻碍农业转移人口的城市融入,迁出地与迁入地间的文化差异越大,农业转移人口在流入城市的融入水平越低。

在地域文化的影响下,背井离乡的农业转移人口更倾向于与文化相似的同乡发生互动。在农业转移人口融入城市的过程中,基于血缘、亲缘和地缘关系为核心的相互帮扶是其规避风险的主要途径。但是,这种以血缘、亲缘和地缘为主体的社交网络,使农业转移人口进入城市后缺乏与城市居民的交往和理解,导致其在城市中的亚文化环境进一步强化,从而降低其自身对城市的心理认同和归属感。与此同时,农业转移人口在流入城市重构社会网络的难度较大,导致其社会网络的同质性程度不断增强,呈现出单一化和封闭性的特点。然而,乡土社会网络的规模小、紧密度高和同质性强,缺少向外延伸的途径,农业转移人口有限的社交范围成为其与城市居民建立交往关系的主要障碍,难以形成对城市社会的认同感和归属感,最终导致农业转移人口在城市的边缘化地位的生产与再生产<sup>[14]</sup>。鉴于此,提出以下研究假说:

假说2:迁入地与迁出地间的文化差异会通过抑制农业转移人口在流入城市社会网络的扩展和重构,进而阻碍其融入城市。

地域文化是在特定区域内长期实践过程中形成的,作为特定社会群体的共同价值观念和行为规范,塑造着个体之间以及个体与社会之间的关系和行为规范,对个体的意识和行为起着重要的作用<sup>[15]</sup>。地域文化通过社会规范和社会准则等手段约束和限制农业转移人口的认知、互动和行为决策。不同的文化有不同的社会规范,相对于城市居民,在进城前农业转移人口长期生活在以血缘、亲缘和地缘关系为基础的熟人社会,具有信息透明和对称的特点,其行动逻辑围绕着面子和人情展开。当农业转移人口由熟人社会进入城市的陌生人社会后,只能依靠社会普遍规则来调节和规范自身行为,同城市居民在行为规范与价值观念等诸多方面较难达成一致,导致农业转移人口在流入城市缺乏信任感和安全感,难以与城市主流文化相融合。根据上述分析,提出如下研究假说:

假说3:迁入地与迁出地间的文化差异会通过强化农业转移人口原有的社会规范,进而阻碍其融入城市。

社会信任与社会文化背景密切相关,它是一个地区文化长期积淀的产物<sup>[16]</sup>。不同地域文化背景的个体之间,因思维方式、价值取向和行为规范的不同,很难建立信任关系和认同感。跨地域流动的农业转移人口在融入城市的过程中,主要依靠亲缘、血缘和地缘认同的同乡之间的相互信任来建立合作关系和应对风险,与城市居民之间的相互沟通和交流相对较少,这在一定程度上呈现出有限信任对一般信任的挤出效应,大大降低了其对城市居民的信任。同时,与城市居民在语言和文化上的差异,也阻碍了农业转移人口与城市居民之间的社会信任,而这种群体排斥所产生的隔离效应进一步降低其对流入城市当地人的理解和自我身份的认同,最终无法全面融入城市生活。基于以上分析,提出以下研究假说:

假说4:迁入地与迁出地间的文化差异会通过降低农业转移人口在流入城市的社会信任,进而阻碍其融入城市。



## 二、数据来源与研究设计

### (一) 数据来源

本文将 2020 年《汉语方言大词典(修订本)》整理所得的方言数据与 2017 年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey, 简称 CMDs)进行匹配,该调查采用分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样方法,调查范围涵盖中国 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团,调查对象为在流入地居住一个月及以上、非本区(县、市)户口的 15 周岁及以上的男性和女性流动人口,调查内容涉及流动人口的收支情况、就业情况、流动及居留意愿、现居地和户籍地等信息。该调查覆盖范围广、样本量大,具有较强的代表性,能够全方位地刻画农业转移人口的城市融入状况,并且能在县级层面精确匹配到农业转移人口现居地与户籍地的方言类别。在上述匹配数据的基础上,整理匹配流入城市的社会经济数据。最后,选取 16~59 岁、拥有农业户口(含农业转居民)、流动原因为务工和经商的受访者作为研究对象,剔除关键变量缺失的样本,共获取 97633 个有效样本。

### (二) 变量选取

#### 1. 被解释变量

农业转移人口的城市融入是一个不断累积的过程,其中最为关键的是城市性和现代性的获得,这涉及心理状态、思想观念和行为方式的多重转变<sup>[12,17]</sup>。因此,本文重点关注农业转移人口心理层面的城市融入,原因在于心理融入是城市融入的关键,只有农业转移人口在心理上真正融入流入地城市社会,其城市融入目标才能真正实现。这不仅涉及农业转移人口对流入城市生活环境的认知和感受,还包括其对城市居民的评价和自我身份的认同。本文通过对城市感知和自我感知 2 个维度的 6 个指标形成的城市融入综合指数,详细了解农业转移人口的总体城市融入水平。其中,城市感知使用问卷中“我喜欢我现在居住的城市/地方”和“我关注我现在居住的城市/地方”来度量,自我感知使用问卷中“我很愿意融入本地人当中,成为其中一员”“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”“我感觉本地人看不起外地人”“我觉得我已经是本地人了”来度量,相应的选项包括“完全不同意、不同意、基本同意、完全同意”,依次赋值为 1、2、3、4。

此外,本文认为城市感知和自我感知对城市融入同等重要,其中城市感知强调农业转移人口在流入城市的生活感受,自我感知则强调其对自身融入程度的判断,二者之间不存在完全的可替代性,故采用 Sarma<sup>[18]</sup>提出的平均欧几里得距离法构建农业转移人口城市融入综合指数。该方法的主要思路是将多个维度视为多维空间中的一个点,这个点对应的是农业转移人口达到的城市融入水平状况。在多维空间中,有最优点和最差点两个基准点,农业转移人口达到的城市融入程度可以被衡量为实际点到基准点的距离。城市融入综合指数由实际点到最优点反向距离与到最差点距离的平均值来衡量。因而,相较于主成分分析法、熵权法、等权重法等线性加权法,平均欧几里得距离法衡量的城市融入综合指数不存在完全可替代性,并且更具直观的意义。计算公式如下:

$$CI_1 = \sqrt{\sum_{i=1}^2 d_i^2} / \sqrt{2}, CI_2 = 1 - \sqrt{\sum_{i=1}^2 (1 - d_i^2)} / \sqrt{2}, CI = (CI_1 + CI_2) / 2 \quad (1)$$

$$SI_1 = \sqrt{\sum_{i=3}^6 d_i^2} / \sqrt{4}, SI_2 = 1 - \sqrt{\sum_{i=3}^6 (1 - d_i^2)} / \sqrt{4}, SI = (SI_1 + SI_2) / 2 \quad (2)$$

$$I_1 = \sqrt{(CI^2 + SI^2)} / \sqrt{2}, I_2 = 1 - \sqrt{(1 - CI^2) + (1 - SI^2)} / \sqrt{2}, I = (I_1 + I_2) / 2 \quad (3)$$

其中, $CI_1$ 、 $CI_2$ 、 $CI$  分别代表城市感知层面的实际点到最差点的距离、到最优点的反向距离和平均距离,涵盖前 2 个子指标。 $SI_1$ 、 $SI_2$ 、 $SI$  分别代表自我感知的对应值,包含后 4 个子指标。

$I_1$ 、 $I_2$ 、 $I$  分别代表综合考虑城市感知和自我感知的实际点到最差点的距离、到最优点的反向距离以及平均距离, $I$  是城市融入总指数。

2. 解释变量

文化是人类创造的不同形态的特质所构成的复合体,包括道德法则、风俗、语言、知识、艺术以及其他能力和习惯的复杂整体<sup>[19]</sup>。已有研究多采用语言作为文化的代理变量,认为语言是文化的综合表征,能够很好地兼顾文化的传承、分化与同化<sup>[20-21]</sup>。鉴于此,基于现有研究成果和中国多语言的特殊国情,以及本文所考察的对象农业转移人口主要使用方言作为交流的主要媒介,以方言距离表征文化差异更加符合现实情境。具体度量方法如下:

按照《汉语方言大词典(修订本)》中的汉语方言分区,将汉语方言层次划分为三级:方言大区→方言区→方言片。其中,方言大区 10 个、方言区 17 个、方言片 97 个,共涵盖 2596 个县(市、区、旗)。尽管方言单位不同于行政单元,但是一个县往往只有一个方言片。本文首先以 97 个方言片识别农业转移人口迁出地和迁入地县域所属的语言种类,然后根据县与县之间的方言距离来测量农业转移人口迁出地和迁入地的文化差异。具体赋值规则如下:当两个县属于同一方言片时,方言距离为 0;属于同一方言区的不同方言片时,方言距离为 1;属于同一方言大区的不同方言区时,方言距离为 2;属于不同方言大区时,方言距离为 3。

3. 控制变量

依据 CMDS2017 问卷,借鉴已有文献的做法,本文控制了可能影响城市融入的变量,主要包括性别、年龄、年龄平方、婚姻状况、受教育程度、健康状况、住房状况、家庭收入、就业身份、本地留居时间、流动范围等个体特征。此外,考虑到不同城市社会经济发展水平的差异,本文将《中国区域经济统计年鉴 2017》和《中国城市统计年鉴 2017》与 CMDS2017 数据相匹配,选取城市规模、商品房价格、工资水平、基础教育水平、医疗服务水平等城市特征作为控制变量。需要说明的是,本文继续采用平均欧几里得距离法测量基础教育水平和医疗服务水平。变量定义与描述性统计结果见表 1。

表 1  变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	平均值	标准差
城市融入水平	根据平均欧几里得距离法计算所得	0.7130	0.1427
方言距离	同方言片=0,同方言区的不同方言片=1,同方言大区的不同方言区=2,不同方言大区=3	1.6378	1.2398
性别	男=1,女=0	0.5672	0.4955
年龄	受访者年龄(周岁)	35.1903	9.4505
年龄平方	年龄×年龄/100	13.2767	6.9702
婚姻状况	在婚=1,其他=0	0.8231	0.3815
受教育程度	高中及以上=1,其他=0	0.3303	0.4703
健康状况	健康或基本健康=1,其他=0	0.9820	0.1329
住房状况	自有产权=1,其他=0	0.2021	0.4015
家庭收入	受访者家庭人均收入的自然对数	7.6236	0.6042
就业身份	自雇=1,其他=0	0.3682	0.4823
本地留居时间	受访者在本地居住时间(年)	5.5210	5.8253
流动范围	跨省流动=1,省内跨市=2,市内跨县=3	1.6474	0.7472
城市规模	中小城市=1,大城市=2,特大城市=3,超大城市=4	2.0408	0.9192
商品房价格	流入城市商品房均价的自然对数	8.9790	0.6387
工资水平	流入城市在岗职工平均工资的自然对数	11.1529	0.2314
基础教育水平	流入城市生均小学教师数和生均中学教师数的平均欧几里得距离法计算得分	0.2381	0.0974
医疗服务水平	流入城市人均病床数、人均医生数和人均医院数的平均欧几里得距离法计算得分	0.1918	0.0785

(三) 模型设定

本文采用的观测数据不仅包括个体层次的数据,还包括城市层次的数据,是典型的嵌套数据结构,即“个体”嵌入“城市”。此时,不同层次个体间的相关性小于相同层次个体间的相关性,这将导致样本数据不再具有独立同分布性质,如果忽略因多层次数据结构导致的独立性假定不满足的问题,回归模型的结果可能出现严重偏误。为此,本文采用多层线性模型来检验文化差异是否阻碍了农业转移人口的城市融入。模型设定如下:

个体层次: $Y_{ij}=\beta_{0j}+\beta_{1j}X_{ij}+\varepsilon_{ij}$  (4)

城市层次: $\beta_{0j}=\gamma_{00}+\gamma_{01}W_j+\mu_{0j}$  (5)

$\beta_{1j}=\gamma_{10}+\gamma_{11}W_j+\mu_{1j}$  (6)

个体层次模型和城市层次模型合并形成混合模型:

$Y_{ij}=\gamma_{00}+\gamma_{10}X_{ij}+\gamma_{01}W_j+\gamma_{11}W_jX_{ij}+\mu_{0j}+\mu_{1j}X_{ij}+\varepsilon_{ij}$  (7)

其中, $Y_{ij}$ 代表城市融入水平; $X_{ij}$ 代表个体层次影响因素; $W_j$ 代表城市层次影响因素; $\beta_{0j}$ 和 $\beta_{1j}$ 为个体层次的系数, $\gamma_{00},\cdots,\gamma_{11}$ 为城市层次的系数, $\varepsilon_{ij},\mu_{0j}$ 和 $\mu_{1j}$ 表示随机扰动项。迁入地的组间变异( $\tau_{00}$ )即为 $\mu_{0j}$ 和 $\mu_{1j}$ 的方差,个体之间的组内变异( $\sigma^2$ )即为 $\varepsilon_{ij}$ 的方差,农业转移人口城市融入水平在其迁入地的组内相关系数( $ICC$ )可表示为: $ICC=\hat{\tau}_{00}/(\hat{\tau}_{00}+\hat{\sigma}^2)$ 。根据Cohen<sup>[34]</sup>的研究,当 $ICC>0.059$ 时,组间变异就不可忽略,需要采用多层线性模型。

三、实证结果分析

(一) 基准回归

本文的核心目标在于考察文化差异对农业转移人口城市融入的阻碍效应。需要采用零模型来检验样本数据是否适用于多层线性模型,即构建一个不包含任何解释变量的多层线性模型,以考察农业转移人口城市融入水平的总体变异中有多大程度是由城市层面组间差异造成的。表2第(1)列的零模型估计结果显示, $ICC$ 为0.1377,远大于0.059,这说明农业转移人口的城市融入水平在不同城市之间存在显著的差异,约13.77%的总差异是由城市的不同引起的,应采用多层线性模型。同时,为了刻画不同因素对城市融入的影响,本文采用逐步回归的方式,依次加入方言距离、个体特征和城市特征。第(2)列结果显示,在不加入任何控制变量的情况下,方言距离对城市融入水平具有显著负向影响。第(3)列和第(4)列的结果表明,依次加入个体特征和城市特征后,方言距离的系数大幅下降,但仍十分显著。其中,第(4)列的全模型显示,方言距离每增加一个层级,农业转移人口的城市融入水平将会下降0.0044个单位。这初步验证了研究假说1的预期。

此外,第(4)列的个体特征结果显示,年龄与城市融入水平之间存在非线性关系(倒U型特征),随着年龄的增长,农业转移人口的城市融入水平逐步提高,但到一定年龄后城市融入水平开始下降,这与诸多文献的发现一致<sup>[22]</sup>。婚姻状况、受教育程度、健康状况和住房状况均对城市融入水平具有显著正向影响,表明在婚、高中以上学历、身体健康、拥有自有产权住房的农业转移人口的城市融入水平更高。家庭收入的增加能够显著提升农业转移人口的城市融入水平,这是因为收入最大化是农业转移人口进城务工的主要动力,随着家庭收入水平的提升,其融入城市的经济能力也在不断增强。自雇的农业转移人口的城市融入水平更高,主要是因为自雇的农业转移人口的收入水平和消费能力更高,融入城市的能力也就更强。农业转移人口在本地留居时间越长、流动范围越小,城市融入水平越高。在城市特征方面,流入城市的商品房价格对城市融入具有显著的抑制作用,居高位房价和持续上涨的租金导致农业转移人口在城市生活的成本不断提高,严重影响了其融入城市<sup>[23]</sup>。流入城市的医疗服务水平对城市融入具有显著

正向影响,这充分显示出城市公共卫生服务对农业转移人口融入城市的吸引力<sup>[24]</sup>。

表 2 基准回归结果 (N=97633)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离		-0.0095 *** (0.0009)	-0.0045 *** (0.0007)	-0.0044 *** (0.0008)
性别			0.0005 (0.0010)	0.0004 (0.0010)
年龄			0.0023 *** (0.0004)	0.0023 *** (0.0004)
年龄平方			-0.0023 *** (0.0006)	-0.0023 *** (0.0006)
婚姻状况			0.0064 *** (0.0023)	0.0065 *** (0.0023)
受教育程度			0.0215 *** (0.0013)	0.0215 *** (0.0013)
健康状况			0.0209 *** (0.0038)	0.0211 *** (0.0038)
住房状况			0.0363 *** (0.0028)	0.0361 *** (0.0028)
家庭收入			0.0100 *** (0.0015)	0.0102 *** (0.0015)
就业身份			0.0068 *** (0.0015)	0.0067 *** (0.0015)
本地留居时间			0.0017 *** (0.0001)	0.0017 *** (0.0001)
流动范围			0.0113 *** (0.0014)	0.0113 *** (0.0014)
城市规模				0.0010 (0.0091)
商品房价格				-0.0278 *** (0.0100)
工资水平				-0.0228 (0.0223)
基础教育水平				0.0239 (0.0222)
医疗服务水平				0.1067 * (0.0559)
常数项	0.7303 *** (0.0034)	0.7436 *** (0.0034)	0.5339 *** (0.0158)	0.9979 *** (0.2158)
城市层面随机截距项	0.0029 *** (0.0003)	0.0025 *** (0.0003)	0.0021 *** (0.0002)	0.0018 *** (0.0002)
方差				
组内相关系数	0.1377 *** (0.0119)	0.1226 *** (0.0111)	0.1047 *** (0.0104)	0.0945 *** (0.0102)
Wald 卡方值		120.7200 ***	814.3200 ***	893.8700 ***

注:括号内为稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示估计参数在 10%、5%、1% 的统计水平上显著。下表同。

(二) 内生性讨论

本文旨在识别文化差异对农业转移人口城市融入的影响,上述回归结果也表明整体影响非常显著,但由于忽略样本选择和遗漏变量所导致的内生性问题,估计结果可能存在偏误。首先,CMDS2017 的调查对象为非本县户口的流入人口,而已经取得本地户籍的个体则被排除在外,该部分个体的城市融入水平明显更高,这将导致估计结果出现偏误。其次,方言是区域文化的载体,方言距离对城市融入的影响实际上可能是源于其他文化因素的影响,而非方言本身,比如风俗习惯等。这些反映迁出地与迁入地间差异性的双边因素,既可能与两地间的方言距离具有相关性,又可能是影响城市融入的重要因素。但是,该类因素难以准确度量和刻画,在研究模型中常常被忽略,从而产生遗漏变量问题。为此,本文尝试采用工具变量法和遗漏变量检验两种方法解决内生性问题。

1. 工具变量检验

参考李仲达等<sup>[25]</sup>的研究,本文引入姓氏距离作为方言距离的工具变量进行内生性处理。一方面,已有研究表明姓氏分布和语言密切相关,各方言区内部人口主要集中在几个大姓中,而且随机同姓率<sup>①</sup>非常高,比如闽语中姓陈和姓林的人数最多,占比分别为 13.4%和12.8%,方言区内部的随机同姓率高达 5.34%<sup>[26]</sup>。另一方面,姓氏是由祖辈确定的,不会直接影响农业转移

① 随机同姓率是指在一地区随机选取两个人为相同姓氏的概率。



人口的城市融入水平。可见,从逻辑上讲,姓氏距离能够同时满足相关性和外生性两个条件。估计结果见表 3。

表 3 工具变量法估计结果

变量	2SLS		ERM	
	方言距离	城市融入水平	方言距离	城市融入水平
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离		-0.0243*** (0.0021)		-0.0156*** (0.0010)
姓氏距离	2.3790*** (0.0270)		5.2991*** (0.0347)	
控制变量	是	是	是	是
弱工具变量检验 F 值	5144.7500***			
内生性检验	53.8685***			
残差项相关性			0.0558*** (0.0075)	
Wald 卡方值	8125.9600***		7072.6300***	
观测值	81556		81556	

首先,采用 2SLS 模型进行估计。从表 3 第(1)列第一阶段的估计结果来看,姓氏距离对方言距离具有显著正向影响,这意味着姓氏距离与方言距离高度相关,满足相关性要求。稳健 F 统计量为 5144.75,远大于常用临界值 10,故认为不存在弱工具变量。从内生性检验结果来看,拒绝了方言距离是外生的原假设。从第(2)列第二阶段的估计结果来看,方言距离的系数为 -0.0243,且显著,相对表 2 中的系数变大,且标准误也更大,表明基准回归低估了方言距离的阻碍效应。

此外,考虑到潜在内生变量方言距离是有序分类变量,采用 2SLS 模型在一定程度上忽视了方言距离的有序分类属性,不能完全利用信息,从而导致估计效率有所损失。为此,本文采用扩展回归模型(ERM)中的内生线性模型进行重新估计。该模型不仅能够处理解释变量的内生性和样本选择偏差的内生性等问题,还支持内生解释变量为有序分类变量的回归。从表 3 第(3)列内生变量估计结果来看,姓氏距离对方言距离具有显著正向影响,这也验证了工具变量满足相关性要求。第(4)列的主回归结果显示,方言距离对城市融入具有显著负向影响,系数为 -0.0156,相较于第(2)列中的系数变小且标准误也有所下降,说明 2SLS 模型估计存在有效性损失。残差项相关性检验表明,内生变量回归和主回归的相关性显著,表明方言距离的确是内生变量。经过内生性处理后,ERM 模型与 2SLS 模型的估计结果以及表 2 模型中的影响方向和显著性一致,充分说明方言距离对农业转移人口城市融入水平的负向影响是稳健的,这进一步支持了假说 1。

2. 遗漏变量检验

为了解决遗漏变量问题可能导致的估计结果偏误,上文通过工具变量法进行了相应处理。此外,还可以通过另一种思路来解决这一问题:如果存在遗漏变量,系数偏误能有多大? 是否会影响本文的结论? 为此,本文使用 Oster<sup>[27]</sup>提出的方法来检验潜在的遗漏变量及其对回归结果的影响,即当回归模型存在某些不可观测的遗漏变量时,可通过计算估计量  $\beta^*$  近似获得方言距离对农业转移人口城市融入水平的一致估计:

$$\beta^* \approx \tilde{\beta} - \delta(\beta^0 - \tilde{\beta}) \times (R_{\max} - \tilde{R}) / (\tilde{R} - R^0)$$

(8)

其中, $\beta^*$  代表方言距离对城市融入的影响, $\beta^0$  和  $R^0$  分别表示加入受约束控制变量时,方言距离的参数估计值和拟合优度。 $\tilde{\beta}$ 和 $\tilde{R}$ 分别表示加入全部可观测变量作为控制变量时,方言距离的参数估计值和拟合优度。 $\delta$  代表可观测变量与不可观测变量对城市融入解释力的比值。 $R_{\max}$



代表所有遗漏变量能够纳入模型时回归方程的最大拟合优度。

根据 Oster<sup>[27]</sup> 的建议,本文将  $R_{\max}$  设定为基准回归方程拟合优度的 1.3 倍, $\beta=0$ ,此时  $\delta$  的值为  $1.5715>1$ ,说明方言距离对农业转移人口城市融入水平的影响非常稳定,不会因遗漏变量而发生显著变化,再次证实了研究假说 1。

(三) 稳健性检验

考虑到实证模型中可能存在的样本选择和遗漏变量等内生性问题,本文通过加入尽可能多的控制变量加以缓解,并运用工具变量法和遗漏变量检验两种方法对分析结果进行稳健性检验。为了进一步验证实证结果的可靠性,本文还运用两种方法进行稳健性检验,结果见表 4。

表 4  稳健性检验结果

变量	调整解释变量			更换被解释变量		排除地理因素
	跨方言片	跨方言区	跨方言大区	城市融入水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方言距离	-0.0065*** (0.0017)	-0.0092*** (0.0017)	-0.0107*** (0.0022)	-0.0542*** (0.0152)	-0.0592** (0.0188)	-0.0035*** (0.0008)
地理距离						-0.0008*** (0.0002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市层面随机截距项方差	0.0019*** (0.0002)	0.0019*** (0.0002)	0.0018*** (0.0002)	0.1496*** (0.0198)	0.2693*** (0.0495)	0.0018*** (0.0002)
组内相关系数	0.0955*** (0.0103)	0.0953*** (0.0102)	0.0948*** (0.0103)	0.0435*** (0.0055)	0.0757*** (0.0129)	0.0947*** (0.0101)
Wald 卡方值	863.7600***	879.6500***	917.5400***	1277.4700***	420.5400***	919.2400***
观测值	97633	97633	97633	97633	97633	97633

1. 调整核心变量

本文先调整解释变量的赋值,将方言距离划分成 3 个虚拟变量,分别为跨方言片、跨方言区和跨方言大区,调整解释变量后的回归结果见表 4 前 3 列。可以看出,无论在哪个层级下,跨方言流动总会显著抑制农业转移人口的城市融入水平,且阻碍效应随着方言距离的增加而逐步增大。此外,运用两个与被解释变量高度相关的变量进行稳健性检验。一是通过问卷中“今后一段时间,您是否打算继续留在本地?”来测量,将选项“是”赋值为 1,其他赋值为 0;二是通过题项“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地?”来测量,将选项“愿意”赋值为 1,其他赋值为 0。重新估计的结果见第(4)和第(5)列,即使更换城市融入的不同衡量指标,仍然得出与表 2 同样的结论,这充分表明回归结果是稳健的。

2. 排除地理因素的影响

此外,由于方言的形成与地理位置有很大的关系,地理距离相近的两地方言也更相似,农业转移人口城市融入的意愿也会更高。为排除地理距离的作用,本文引入迁出地与迁入地间的地理距离作为控制变量,第(6)列的估计结果显示方言距离的阻碍效应非常显著,并且地理距离也具有显著负向影响,表明地理距离确实阻碍了城市融入。但在剥离地理距离作用后,文化差异的阻碍效应依然存在,再次表明本文的估计结果是稳健的。

四、进一步讨论

(一) 异质性分析

前文的分析已经证实文化差异会阻碍农业转移人口的城市融入,不过只是平均意义上的结

果,并未考虑农业转移人口的内部差异与分化。鉴于此,本文接下来重点从迁入地区和迁徙个体角度考察文化差异对农业转移人口城市融入影响的异质性。结果见表 5。

表 5 迁入地区与迁徙个体的异质性分析

变量	省会城市	非省会城市	新生代	老一代
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.0041*** (0.0012)	-0.0047*** (0.0010)	-0.0039*** (0.0008)	-0.0056*** (0.0012)
控制变量	是	是	是	是
城市层面随机截距项方差	0.0005*** (0.0001)	0.0020*** (0.0002)	0.0018*** (0.0002)	0.0017*** (0.0002)
组内相关系数	0.0272*** (0.0074)	0.1046*** (0.0114)	0.0935*** (0.0110)	0.0854*** (0.0089)
Wald 卡方值	838.4400***	677.3500***	805.9000***	704.4000***
观测值	47430	50203	57303	40330
Suest 检验	392.0600***		93.8400***	

1. 迁入地区差异

第(1)列和第(2)列汇报了流入省会城市与非省会城市的区别,无论是流入省会城市还是非省会城市,方言距离对城市融入的影响均显著为负,并通过了 Suest 检验,说明方言距离对不同迁入地区的农业转移人口城市融入的影响存在显著差异,文化差异对流入非省会城市的农业转移人口的阻碍效应更明显。这主要是因为作为各省份区域的政治、经济和文化中心,省会城市的文化多样性和文化包容性更强,农业转移人口面临的文化壁垒更弱。

2. 迁徙个体差异

按照惯例,本文将 1980 年以前出生的划定为老一代农业转移人口,1980 年及以后出生的归为新生代农业转移人口。第(3)列和第(4)列显示了新老两代农业转移人口的区别,总体上,方言距离对新老两代农业转移人口城市融入水平的影响存在明显差异,并通过了 Suest 检验,说明文化差异对老一代农业转移人口的影响更大。这主要是因为,对于老一代农业转移人口而言,老家的传统文化和风俗习惯更为重要,他们人虽在城市务工,但根在农村,对流入城市的认同感和归属感并不强烈,以方言为代表的地域文化对其融入城市生活造成的影响更大。

(二) 影响机制分析

结合前文的分析框架和数据的可得性,本文采用 Karlson 等<sup>[28]</sup>提出的 KHB 方法对文化的阻碍效应进行分解,该模型能够将回归系数的变化分解为标尺改变效应和混杂效应,适用于嵌套模型间的系数比较。

社会网络是指个体之间因社会互动而形成的关系网络,实际上,农业转移人口进入城市的过程也是社会网络重构的过程,而参与不同团体活动的总体情况能够直接反映其自身的社会网络及其资源含量<sup>[29]</sup>。本文通过问卷中“2016 年以来您在本是否参加过工会、志愿者协会、同学会等组织的活动”来测量社会网络,将参加过 1 项及以上的赋值为 1,未参加过的赋值为 0。社会规范是历史形成的或固定的行为及活动的标准,能够内化为个人意识,影响人的行为<sup>[30]</sup>。本文通过题项“按照老家的风俗习惯办事对我比较重要”来测度社会规范,将同意赋值为 1,不同意赋值为 0。中国人的信任以关系为基础,农业转移人口在流入城市的社会信任嵌入人际交往,其交往范围越小、越封闭且交往对象的同质性越高,对其他群体的信任度越低<sup>[31]</sup>。因此,本文通过题项“您业余时间在本地和谁来往最多”来测度社会信任,将选项“很少与人来往”和“同乡”赋值为 1,其他赋值为 0。

表 6 报告了基于 KHB 方法的估计结果,结果显示方言距离对城市融入的总效应和直接效应均显著为负,社会网络、社会规范和社会信任的间接效应也显著,这意味着方言距离会通过社

会网络、社会规范和社会信任间接阻碍城市融入。具体而言,方言距离对城市融入的直接效应占据主导地位,而社会网络、社会规范和社会信任三个中介变量发挥的间接效应居于次要位置,贡献率仅为-2%~5%。由此可见,文化差异对农业转移人口城市融入水平的直接影响更大,而社会网络、社会规范和社会信任的间接效应也不容忽视,文化差异会通过抑制社会网络、强化社会规范和降低社会信任,间接阻碍农业转移人口的城市融入,本文的假说 2 至假说 4 均得到了证实。

表 6  文化阻碍效应的影响机制分析

变量		被解释变量:城市融入水平		
		社会网络	社会规范	社会信任
		(1)	(2)	(3)
方言距离	总效应	-0.0096*** (0.0005)	-0.0096*** (0.0005)	-0.0096*** (0.0005)
	直接效应	-0.0098*** (0.0005)	-0.0094*** (0.0005)	-0.0091*** (0.0005)
	间接效应	0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0000)
	控制变量	是	是	是
R <sup>2</sup>		0.0900	0.1000	0.0900
观测值		97633	97633	97633

五、结论与启示

农业转移人口的迁移行为嵌入特定的经济制度、文化环境和社会结构,而不同区域间的文化差异对其融入城市的程度有着不可忽视的作用。本文从社会嵌入理论,从社会网络、社会规范和社会信任三条路径出发,深度剖析文化差异影响农业转移人口城市融入的内在机制。随后,结合 CMDS2017 数据与《汉语方言大词典(修订本)》的方言区信息,实证检验文化差异对农业转移人口城市融入的影响。研究发现,文化差异显著阻碍农业转移人口的城市融入,考虑到可能存在样本的内生性问题,运用工具变量法和遗漏变量检验予以克服,并通过调整核心变量和排除地理因素等多种稳健性检验后此结论依然成立。此外,文化差异的阻碍效应还存在异质性,相对于流入省会城市和新生代的农业转移人口,文化差异对流入非省会城市和老一代农业转移人口的城市融入的抑制作用更大。进一步研究发现,文化差异对农业转移人口城市融入的影响不仅存在直接效应,还会通过抑制社会网络、强化社会规范和降低社会信任间接阻碍其城市融入,但总体上文化差异的直接效应更大。

上述研究结论对推动农业转移人口全面融入城市和实现以人为核心的新型城镇化具有重要的政策启示。第一,加强地域文化交流,减少农业转移人口城市融入障碍。由于方言、风俗习惯和生活方式等方面的差异,农业转移人口难以融入城市主流文化圈,从而对流入城市缺乏认同感和归属感。一方面,政府要进一步加大普通话推广普及力度,提高地区间文化交流与互动的广度和深度,增强地区间的文化认同与信任关系,弱化农业转移人口的地域观念和社会排斥,消除跨文化流动带来的社会距离。另一方面,需要整合当地政府部门、企业和社区的力量,积极开展跨地区文化交流活动,加强本地居民与农业转移人口在思想、情感和生活等方面的沟通 and 交流,增进相互间的文化认同、感情融合以及生活模式的接纳与认可。第二,优化社会资本结构,提升农业转移人口城市融入水平。农业转移人口对迁出地社会关系网络的依赖较高,很难建立与流入城市居民的互信关系和人际纽带,导致其身份认同感弱、心理融合度低,无法真正融入城市。一方面,要充分发挥社区的社会融合功能,拓展农业转移人口参与社区建设的渠道,使其在社区自治参与中扩展人际关系网络,增强与本地居民的社会信任。另一方面,开展丰富

多彩的社区文化生活,吸引和鼓励农业转移人口参与,促进农业转移人口群体间以及与城市居民间的信息交流和资源互换,提升其在流入城市的被认同感和社会资本获得,从而加快农业转移人口融入城市的步伐。

### 参考文献:

- [1] 苏红键. 中国流动人口城市落户意愿及其影响因素研究[J]. 中国人口科学, 2020(6): 66-77, 127.
- [2] 林坤, 林李月, 朱宇, 等. 中国流动人口落户意愿及其变化——基于高、低技能流动人口的比较研究[J]. 地域研究与开发, 2021, 40(3): 169-174.
- [3] 程郁, 赵俊超, 殷浩栋, 等. 分层次推进农民工市民化——破解“愿落不能落、能落不愿落”的两难困境[J]. 管理世界, 2022, 38(4): 57-64, 81, 65.
- [4] 朱宇, 林李月. 中国人口迁移流动的时间过程及其空间效应研究: 回顾与展望[J]. 地理科学, 2016, 36(6): 820-828.
- [5] 袁益. 文化差异与中国农村人口流动意愿——基于“稻米理论”的视角[J]. 中国农村经济, 2020(10): 17-32.
- [6] 李楠. 文化因素对人口流动的长期影响: 基于中国历史经验的实证分析[J]. 社会, 2015, 35(4): 159-176.
- [7] 鲁永刚, 张凯. 地理距离、方言文化与劳动力空间流动[J]. 统计研究, 2019, 36(3): 88-99.
- [8] 黄宗晔, 杨静. 方言对省际人口迁移的影响[J]. 人口研究, 2020, 44(4): 89-101.
- [9] 刘金凤, 魏后凯. 方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿——基于社会融入的视角[J]. 中国农村观察, 2022(1): 34-52.
- [10] 张晶, 徐苑瑜. “排斥”还是“包容”——方言多样性与流动人口永久迁移意愿[J]. 经济科学, 2022(3): 155-168.
- [11] 卢盛峰, 陈悦. 语言的力量: 讲本地话增进了流动人口的社会融合吗? [J]. 经济科学, 2019(4): 118-128.
- [12] 杨菊华. 从隔离、选择融入到融合: 流动人口社会融入问题的理论思考[J]. 人口研究, 2009, 33(1): 17-29.
- [13] 马克·格兰诺维特. 社会与经济: 信任、权力与制度[M]. 北京: 中信出版社, 2019: 24-30.
- [14] 江立华, 胡杰成. 社会排斥与农民工地位的边缘化[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2006(6): 112-116.
- [15] 郑馨, 周先波, 张麟. 社会规范与创业——基于62个国家创业数据的分析[J]. 经济研究, 2017, 52(11): 59-73.
- [16] Dore R. Taking Japan Seriously: A Confucian Perspective on Leading Economic Issues[M]. Stanford: Stanford University Press, 1987: 169-192.
- [17] 朱力. 农民工阶层的特征与社会地位[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学版), 2003(6): 41-50.
- [18] Sarma M. Measuring Financial Inclusion Using Multidimensional Data[J]. World Economics, 2016, 17(1): 15-40.
- [19] 司马云杰. 文化社会学[M]. 北京: 华夏出版社, 2011: 9-12.
- [20] 刘毓芸, 徐现祥, 肖泽凯. 劳动力跨方言流动的倒U型模式[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 134-146, 162.
- [21] 蔡宁. 文化差异会影响并购绩效吗——基于方言视角的研究[J]. 会计研究, 2019(7): 43-50.
- [22] 唐文浩. 二代流动人口的外部嵌入何以促成城市社会融入? [J]. 现代经济探讨, 2022(1): 58-70.
- [23] 孙伟增, 张思思. 房租上涨如何影响流动人口的消费与社会融入——基于全国流动人口动态监测调查数据的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 153-174.
- [24] 邓睿. 卫生服务可及性如何影响农民工主观生活质量? ——基于流动人口健康重点领域专题调查的证据[J]. 中国农村观察, 2022(2): 165-184.
- [25] 李仲达, 林建浩, 邓虹. 跨越省际移民中的文化壁垒: 信息沟通与身份认同[J]. 经济学(季刊), 2021, 21



(5): 1691-1710.

[26] 杜若甫, 袁义达. 中国姓氏的进化及不同方言区的姓氏频率[J]. 中国社会科学, 1993(4): 177-190.

[27] Oster E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2): 187-204.

[28] Karlson K B, Holm A, Breen R. Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method[J]. Sociological Methodology, 2012, 42(1): 286-313.

[29] 边燕杰, 郝明松. 二重社会网络及其分布的中英比较[J]. 社会学研究, 2013, 28(2): 78-97, 243.

[30] 凌文轻, 郑晓明, 方俐洛. 社会规范的跨文化比较[J]. 心理学报, 2003(2): 246-254.

[31] 瞿学伟. 信任的本质及其文化[J]. 社会, 2014, 34(1): 1-26.

(责任编辑: 刘浩)

Does Cultural Differences Affect the Urban Integration of Rural Migrants?  
Based on Multilevel Model Empirical Research

ZHAO Qingjun, HE Jun

**Abstract:** Based on social embedment theory, this paper explored the internal logic and transmission mechanism of cultural differences and urban integration of rural migrants. On this basis, the geographical distribution information of Chinese dialects was matched with the data of the national floating population dynamic monitoring survey in 2017 for empirical test. The results showed that the cultural differences caused by the trans-regional migration of rural migrants has a significant hindering effect on its urban integration, and the conclusion still holds after a series of robust tests, such as alleviating the endogenous problems, missing variables test and excluding geographical factors. Further analysis showed that cultural differences have a greater hindrance effect on the urban integration level of non-provincial capital cities and the older generation of rural migrants. The mechanism analysis showed that cultural differences can indirectly hinder the urban integration level of migrant agricultural population by inhibiting social network, strengthening social norms and reducing social trust, but the direct effect of cultural differences is greater. The conclusion of this paper has important reference value for strengthening the understanding of regional culture, optimizing the social capital structure and accelerating the comprehensive integration of rural migrants into cities.

**Keywords:** Cultural Differences; Dialect Distance; Rural Migrants; Social Network; Social Norms; Social Trust