

DOI:10.16127/j.cnki.issn1003-1812.2023.12.002

语言距离与民族地区县域劳动力流入

——基于数字普惠金融的新证据

田雅群

「摘要」在实现共同富裕的目标导向下，推动劳动力流入民族地区县域是实现区域协调发展、促进民族地区高质量发展的重要举措。作为民族文化的载体，语言是影响劳动力流入民族地区县域的重要因素，而数字普惠金融引致的包容性增长给劳动力流入带来新契机。论文以是否愿意长期定居作为意愿型流入、以住房属性作为实质型流入，研究发现，语言距离显著降低了劳动力流入民族地区县域的概率。以地形起伏作为语言距离为工具变量进行内生性检验和更替变量进行稳健性检验均佐证了此结论。机制检验发现，语言距离通过阻碍劳动力在民族地区县域的社会融入降低了其流入可能性。而数字普惠金融显著增强了社会融入与劳动力流入的正向关系。基于数字普惠金融服务程度发现，数字普惠金融覆盖面和数字化程度对社会融入与劳动力流入民族地区县域发挥正向调节作用，但数字普惠金融服务深度调节作用不显著；基于数字普惠金融服务方式分析发现，数字信贷和数字支付发挥正向调节作用，但数字投资的调节作用不显著。

「关键词」语言距离；劳动力流入；数字普惠金融；民族地区县域

「中图分类号」F291.1

「文献标识码」A

「文章编号」1003-1812 (2023) 12-0031-14

一、问题的提出

中国城镇化由加速推进向减速推进转变，由速度型向质量型转变已成为中国城镇化的新常态，而全面提升质量则是新型城镇化战略的核心任务(魏后凯，2016)。劳动力迁移包含两个过程：第一个过程是劳动力从迁出地转移出去；第二个过程是这些迁移者在迁入地居住下来(蔡昉，2001)。民族地区乡村振兴的关键在于人力资源的配置，合理引导劳动力回流，让民族地区县域劳动力充裕起来是推进乡村振兴、实现共同富裕的驱动力，也是实现民族深度融合发展的能动要素。第七次全国人口普查结果显示，2020年我国流动人口已达3.76亿，约占总人口的26.6%，与2010年相比，流动人口规模增长69.73%¹。在流动人口规模快速增长的同时，人口流动表现出明显的区域特征：东南部发达地区仍是主要流入地，但人口流动不再是单一向经济相对发达的东部地区流入，中西部民族地区也有人口流入。国家卫健委流动人口监测数据显示，2013—2017年流入民族地区县域的劳动力占流入县域劳动力数量的比重由9.7%上升为17.73%。

值得注意的是，民族地区具有鲜明的文化特色。以语言为主要表征的区域文化是建立在深厚的血缘和地缘关系之上的，其所蕴含的身份认同和人际信任，在民族地区的经济社会发展中扮演着非正式制度的角

作者简介：田雅群，中国社会科学院农村发展研究所助理研究员。

基金项目：本文为国家自然科学基金面上项目“股权和控制权的非对称配置对农村商业银行风险的影响及政策选择”(编号：72173121)的研究成果。

色,是构成生产关系“软”环境的重要元素(李红、韦永贵,2020)。这意味着民族地区劳动力流动决策将受经济因素和文化因素的双重影响。同时,新古典经济学和新家庭迁移理论认为,迁入地就业机会的多寡、物价指数的高低和公共服务水平等是劳动力迁移决策的重要影响因素。数字普惠金融作为数字经济的重中之重,凸显着数字经济本质,在区域经济增长、企业融资缓解、就业创业等方面发挥推动作用。特别地,数字金融有助于推动包容性发展,尤其是在西部地区、县域范围表现出更强的包容性。2013年是数字普惠金融元年,伴随着数字普惠金融逐步发展的趋势,我国劳动力流动也呈现出逐步回流西部地区或县域的特点。

那么,在数字经济蓬勃发展的背景下,以语言为表征的文化对民族地区²劳动力流动产生了何种影响?作用机制如何?数字普惠金融又发挥什么作用?对以上问题的回答,对于引导、促进和优化民族地区的劳动力流动,实现人力资源的最优配置,既关系到民族地区稳定,也关系到中国的城镇化进程。

本文研究内容涉及语言距离、民族地区县域劳动力流入和数字普惠金融,这一问题涵盖了语言距离如何影响宏观微观经济活动。学术界重点挖掘语言背后所蕴含的文化差异,探究语言如何影响宏观经济层面的制度选择和技术进步等,或强调方言如何影响劳动力的迁移意愿。Chen(2013)认为语言差异与文化观念差异密切相关,这将导致地区间出现不同的制度选择和相异的政策实施效果,从而阻碍地区间技术传播。同时,马双、赵文博(2019)提出语言隐含了社会网络的割裂以及潜在的市场摩擦,不利于建立社会信任并造成市场分割,导致隐性融入成本并加剧资源错配,最终造成经济发展水平差异(刘毓芸等,2017)。关于方言如何影响劳动力的迁移意愿,学术界对此问题并未达成一致意见。Lu et al.(2019)以社交网络为视角,认为语言差异不利于移民社交网络的建立和社会融入,导致移民意愿受阻。Falck et al.(2018)从收入的角度出发,认为方言相似度越高,劳动力收入就越高,因此劳动力更倾向于在方言相似的区域内流动。但也有学者提出不同意见,刘毓芸等(2017)认为方言具有认同效应和互补效应,方言距离对劳动力流动的影响呈先促进后抑制的“倒U型”趋势。学者们多围绕语言对宏观经济以及劳动力这一微观主体的影响开展研究,但未充分结合共同富裕的时代背景,探讨民族地区语言对县域劳动力流入的影响,也忽略了文化与金融相结合的跨学科研究。相比之下,本文的贡献主要体现在三个方面:第一,拓展了语言对劳动力流动的研究视角。虽然学术界对语言影响劳动力流动问题有所研究,但在数字经济视角下探究劳动力流动问题的研究却十分匮乏,本文创新性地研究数字经济背景下作为金融新业态的数字普惠金融对劳动力流动的影响,推动“社会学—金融学”交叉学科研究,为引导、促进和优化劳动力流动提供了新思路,对该领域学术研究作出了边际贡献。第二,扩展了劳动力流动问题的研究领域并提升了政策意义。已有研究主要聚焦于劳动力流入发达地区的问题,从国家战略层面研究劳动力向西部地区 and 民族地区流动问题的文献相对缺乏。本文基于区域协同发展和推动共同富裕的时代背景,聚焦民族地区县域劳动力流入研究,拓展了劳动力流动的研究范围。第三,丰富了研究方法。用地形差异作为语言差异的工具变量,保证了研究结论的准确性。

二、理论分析

(一) 语言、社会融入与劳动力流动

随着普通话在民族地区的推广和普及,民族语言与普通话并行已成为民族地区交流沟通的常态,发音

差异不再是妨碍外来人口与本土居民日常交流的主要因素(高晶、林曙, 2018)。反而是口音背后的文化差异或文化认同感对经济社会发展产生更深刻的影响。诸多研究表明, 语言蕴含的“文化效应”比“交流效应”对经济发展的影响更深远(Chen, 2013)。所谓“文化效应”是指语言承载着独特的地域和历史文化, 蕴含着特定的文化观念和思维方式(高超等, 2019)。基于语言的文化效应, 民族地区县域内的本土居民根据“口音”进行最直接、最快速的身份识别, 也引发了语言所导致的社会信任差异性问题和网络局限性。

一方面, 语言的形成受地缘关系演化的影响, 人际交往中依据“口音”判断身份不仅导致外来人口与本土居民的心理距离被拉大, 也本能地给予外来人口差异化的信任水平(丁从明等, 2020)。这种差异化的社会信任其本质是社会认同。根据社会认同理论, 语言是一种社会认同符号(蒋为等, 2021), 语言相似会拉近彼此的距离; 反之, 则可能被打上“非我族类”的标签, 形成鲜明的“内群体偏好”和“外群体歧视”(杨秀云、梁珊珊, 2021)。而差异化社会信任对个体的行为决策和地区经济发展会产生不利影响, 典型的是市场摩擦加剧, 交流协作成本抬高。马双、赵文博(2019)认为相似的语言环境不仅可以消除沟通障碍, 而且有利于减轻语言的身份认同, 弱化“外群体歧视”的负面影响。因此, 地区语言所构筑的社会信任隐形壁垒无疑增加了外来劳动力的融入成本, 这不仅降低了区域内的交流协作效率, 还阻碍了劳动力和资本等生产要素的跨区域自由流动。

另一方面, 根据费孝通的“差序格局假说”, 语言可以用于身份识别, 这种识别形成了潜在的社会网络。中国脱胎于传统的农耕社会, 以血缘和地域为纽带的人际关系网络在社会交往中仍然发挥着重要作用, 是非市场化治理的重要方式之一(黄玖立、刘畅, 2017)。民族地区县域内具有极为相似的文化背景和风俗习惯, 这导致区域内居民更容易引起共鸣, 促进彼此间的交流互动, 有助于构建“熟人”社会网络。换言之, 相同口音强化了民族地区群体内成员的互动、交流与合作, 并形成群体间的隐性壁垒, 妨碍了社会网络的建立, 增加了外来人口的融入难度。

从外来流动人口角度看, 语言距离所导致的社会信任差异性问题和网络局限性, 其最直接的影响是将外来人口隔离在民族地区本地居民社交圈层之外, 增加了外来人口的社会融入难度。基于此, 本文提出假说1:

假说1: 语言距离造成流入劳动力社会融入难度增大, 进而对民族地区县域劳动力流入产生阻碍作用。

(二) 社会融入、数字普惠金融与劳动力流入

现代社会是由陌生人以社会契约为基础构成的整体, 强调个人的独立性, 人与人之间的关系主要受制于正式制度的约束。与之相比, 民族地区具有一定的特殊性。由于民族地区民族意识较强, 相应地, 作为非正式制度的社会信任发挥约束作用, 并更多地表现为群体内部信任, 导致外来流动人口受到信任制约。

新兴的文化经济学认为社会信任或社会网络是社会资本的核心内容, 社会信任与社会网络、社会融入具有联动作用。与谁交往、交往频度、交往模式、交往范围等构成了流动者社会融入的基本成分与内涵。人口流动过程中的每一个环节都受到流动者社会资本或社会网络的影响。在流入之初, 流动者户籍地或居住地的社会网络消失, 取而代之的是通过同乡等血缘关系在流入地形成的初级社会网络。随着流入地工作生活环境的长期稳定, 流动者与户籍居民交往增强, 其人际关系和社会网络得以扩展, 其社会网络从最初高度的同乡同质性逐步演变为与同乡、户籍地或其他流入者共存, 从而有助于流动人口更深层次的社会融

人。社会网络的扩大带来社会融入感的提升,有助于流入人口的稳定性。

人口流入决策以追求收入和公共服务为导向(扈新强、赵玉峰,2021)。虽然民族地区经济金融发展程度较低,但西部地区数字普惠金融发展速度快,对包容性增长影响显著(刘毓芸等,2017)。马述忠、胡增玺(2022)认为,金融发展尤其是信贷配置、金融服务水平的提高有助于促进劳动力流动。传统的金融服务,尤其是信贷服务是依靠融入社会网络而建立的。但以数字技术为支撑,运用大数据、云计算、移动互联网等技术而兴起的数字普惠金融打破了传统金融服务中对局部社会网络的依赖,甚至促使社会资本突破时空限制,有效缓解流动人口的社会信任约束和社会网络的局限性(见图1)。一方面,数字普惠金融为流动人口提供了资金使用方式的选择权,有效打破了在资金获取上对传统关系或“本地朋友圈”的依赖,建立起完整且丰富的社交圈层,使其不再拘泥于“关系型”信贷(刘茂林、赵明,2021;吴雨等,2020)。另一方面,与传统金融注重财务信息、有无担保等硬信息不同,数字普惠金融更倾向于以客户在互联网上沉淀下来的软信息为基础构建信用评估模型。对流动人口而言,依靠互联网留痕的软信息获取信贷资金比刻意经营本地圈子寻求担保人更容易。例如,微信、支付宝等第三方支付具有强大的移动支付功能,其智慧社区服务已全方位覆盖衣食住行,既拓展了金融服务使用者无时空限制的社交网络,也为数字普惠金融服务商依靠交易记录实现软信息“硬化”提供数据支撑,为流动人口享受金融服务提供可能,进而促进劳动力流入(张琛等,2023)。基于此,本文提出假说2:

假说2:数字普惠金融对社会融入与劳动力流入的关系发挥正向调节作用。

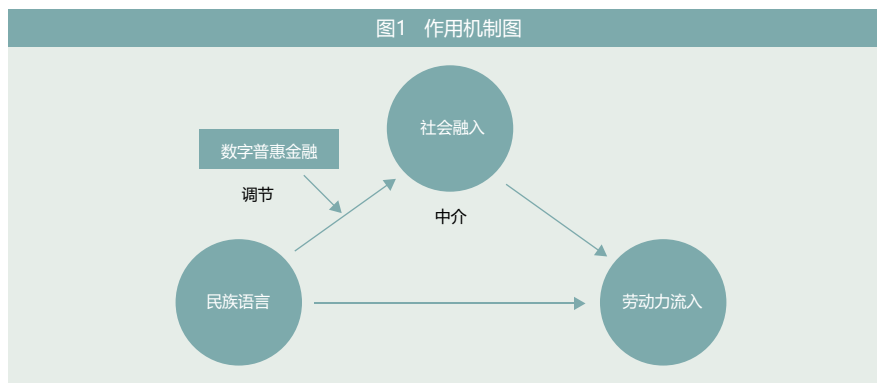
三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据主要来源于国家卫生健康委2016年和2017年中国流动人口动态监测调查(CMDS)。本文选择跨省流动至民族地区县域的、年龄范围16—65岁、在流入地区居住1个月以上的流动人口为研究对象,共计17350个观测值。

本文语言距离包括汉语方言距离和少数民族语言距离,因此数据由两部分构成:一是借鉴中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心徐现祥和刘毓芸团队的做法,基于《中国语言地图集》和《汉语方言大词典》中的方言分区获得汉语方言距离;二是以《中国语言地图集》为基础并参考中国语言资源保护工程采录展示平台关于少数民族语言的统计获得民族语言距离。

民族地区县域数字普惠金融变量来自北京大学数字金融研究中心计算的县域层面的数字普惠金融指数。其余变量来自流入地当年的《国民经济和社会发展统计公报》。



(二) 模型设定

劳动力流入是经典的二元选择问题，可采用Probit模型进行分析，考虑到社会网络的中介作用，本文运用KHB方法，分析非线性概率模型的中介效应。本文将语言距离影响民族地区县域劳动力流入的计量模型设定为中介效应模型，具体形式如下：

$$\text{migration}_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dia_dist}_{it} + \alpha_1 \text{controls}_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$\text{migration}_{it}^* = \gamma_0 + \gamma_1 \text{dia_dist}_{it} + \gamma_2 \text{social_integ}_{it} + \gamma_1 \text{controls}_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$\begin{cases} \text{migration}_{it} = 1, & \text{if } \text{migration}_{it}^* \geq \tau \\ \text{migration}_{it} = 0, & \text{if } \text{migration}_{it}^* < \tau \end{cases}$$

其中，被解释变量 migration_{it} 表示劳动力流入， migration_{it}^* 为不可观测潜变量。语言距离 dia_dist_{it} 为自变量，社会网络 social_integ_{it} 为中介变量。模型(1)是不控制中介变量的模型，模型(2)为对中介变量加以控制的模型。此时，中介变量 social_integ_{it} 的中介效应 $\Delta = \alpha_1 - \gamma_1$ 。由于 migration_{it}^* 为不可观测潜变量，我们得到系数 b_1 、 b_2 。 $b_1 = \frac{\alpha_1}{\sigma_1}$ ， $b_2 = \frac{\gamma_1}{\sigma_2}$ ， σ_1 和 σ_2 为模型残差的标准差。KHB方法的解决方案是，先拟合模型 $\text{social_integ}_{it} = c_{it} + d_{it} \text{dia_dist}_{it} + \varepsilon_{3it}$ ，得到该模型的残差 ε_{3it} ，不再直接拟合模型1，而是将 ε_{3it} 代入得到模型(3)：

$$\text{migration}_{it}^* = \alpha_0^* + \alpha_1^* \text{dia_dist}_{it} + \alpha_2^* \varepsilon_{3it} + \alpha_1^* \text{controls}_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (3)$$

由于模型(3)和模型(2)的拟合度相同，所以 $\varepsilon_{2it} = \varepsilon_{1it}$ 。 dia_dist_{it} 与 ε_{3it} 不完全相关，将模型(3)与模型(1)对比，即得 $\alpha_1 = \alpha_1^*$ 。在Probit模型中， $b_1^* - b_2 = \frac{\alpha_1^*}{\sigma_1} - \frac{\gamma_1}{\sigma_2} = \frac{\alpha_1 - \gamma_1}{\sigma_2}$ 。基于此，本文将作用机制分解自变量 dia_dist_{it} 对因变量 migration_{it} 的直接作用和 social_integ_{it} 的中介作用。

借鉴刘金凤、魏后凯(2022)的做法，本文将劳动力流入界定为意愿型流入(willing)和实质型流入(factual_mig)。所谓意愿型流入指劳动力在民族地区县域有长期居住或定居的打算；实质型流入指已经定居，例如购买住房、建房或落户。

关于意愿型流入的问题识别。2016年劳动力跨省流入民族地区县域的意愿型流入通过问题“您是否打算在本地长期居住(5年及以上)：1=打算；2=返乡；3=继续流动；4=没想好”进行识别，若选择“1”，则认为存在意愿型流入并将其赋值为1，反之则认为不存在意愿型流入并将其赋值为0。为了与2016年的统计口径一致，对2017年劳动力跨省流入民族地区县域的意愿型流入通过问题“如果您打算留在本地，您预计自己将在本地留多久？1=1-2年；2=3-5年；3=6-10年；4=10年以上；5=定居；6=没想好”进行识别。若选择“3或4或5”，则认为是意愿型流入并将其赋值为1，反之则认为不存在意愿型流入并将其赋值为0。

关于实质型流入的问题识别。2016年劳动力跨省流入民族地区县域的实质型流入通过问题“您现住房属于下列何种性质？1=租住单位/雇主房；2=租住私房；3=政府提供廉租房；4=政府提供公租房；5=单位雇主提供免费住房(不包括就业场所)；6=自购住房；7=借住房；8=就业场所；9=自建房；10=其他非正规居所”进行识别，若选择“6或9”则认为属于实质型流入并赋值为1，反之则赋值为0。2017年劳动力跨省流入民族地区县域的实质型流入通过问题“现住房属性：1=租住单位/雇主房；2=租住私房；3=政府提供廉租房；4=政府提供公租房；5=单位雇主提供免费住房(不包括就业场所)；6=已购政策性保障房；7=已购商品房；8=借住房；9=就业场所；10=自建房；11=其他非正规居所”进行识别，若选择“6、7或10”则认为属于实质型流入并赋值为1，反之则赋值为0。

核心解释变量 dia_dist_{it} 表示劳动力流入地与其户籍所在地之间的语言距离。需要指出的是,在民族大融合的背景下,民族地区通用汉语,但语音语调与普通话有所不同且保留方言土语。例如,新疆维吾尔自治区昌吉回族自治州交流以汉语玛纳斯方言为主,属于西北方言兰银官话北疆片;辽宁省阜新市蒙古族自治县在日常生活中通用汉语;贵州省黔东南苗族侗族自治州多使用西南官话中的丹寨话即汉语丹寨话;西藏自治区除拉萨外以少数民族语言为主³。因此,本文基于流入民族地区县域劳动力使用汉语交流这一实际情况,构建以汉语方言为主、以民族语言为辅的语言距离指标。具体地,根据汉语方言分区,汉语方言主要有4个层次“汉语→方言大区→方言区→方言片”。本文以方言片作为基本的方言单元,当两个县属于同一方言片时,其方言距离为0;当两个县属于同一方言区的不同方言片时,其方言距离为1;当两个县属于同一方言大区的不同方言区时,其方言距离为2;当两个县属于不同方言大区时,其方言距离为3。例如,某劳动力由河北省(冀鲁官话)流入云南省(西南官话藏缅语系),两地的语言距离为3。根据少数民族语言,从汉族聚居地流入不普遍使用汉语的民族地区,例如西藏自治区,两地的语言距离为3。

中介变量 $social_integ_{it}$ 表示社会融入。尽管2016年和2017年CMDS问卷中关于社会融入问题的设计有所不同,但问题凸显相同本质,均用流入劳动力与当地人的关系表示社会融入问题。本文参考刘金凤、魏后凯(2022)的做法,采用流入劳动力“是否依靠当地人获取帮助或回报”和“与当地人的来往程度”识别其社会融入程度。因此,关于2016年劳动力社会融入识别问题,本文使用“目前工作的获得途径是? 1=家人; 2=同乡; 3=亲戚; 4=朋友; 5=互联网; 6=报纸、杂志、小广告等社会媒体; 7=社会中介; 8=政府部门; 9=企业/老板招聘; 10=自主就业; 11=其他”进行识别。若选择“4或7”则认为社会融入较好并赋值为1,反之则赋值为0。2017年劳动力社会融入用问题“您业余时间在本地和谁来往更多: 1=同乡,户口在本地; 2=同乡,户口在老家; 3=其他本地人; 4=其他外地人; 5=很少与人来往”。若选择“3=其他本地人”则认为社会融入较好并赋值为1,反之则赋值为0。

控制变量 $controls_{it}$ 包含个人特征、家庭特征和地区特征。具体地,包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、配偶是否随迁、农业总产值占比、固定资产投资率和农业现代化水平等。 γ_{it} 代表流入地区固定效应。 ε_{it} 表示随机扰动项。具体见表1。

四、实证结果及分析

(一) 基础回归

如表2, Probit回归结果显示,模型1(列2和列5)方言距离的回归系数显著为负,说明迁入地民族地区与迁出地的方言距离阻碍了外省劳动力流入。模型2(列3和列6)回归结果显示方言距离的回归系数显著为负,说明方言距离阻碍了劳动力的社会融入。模型3(列4和列7)回归结果显示方言距离的回归系数显著为负,社会融入的回归结果显著为正,说明社会融入在方言距离与劳动力流入的关系中发挥中介效应。该结论验证了假说1。

由于Probit模型无法测算总效应、直接效应和间接效应,本文利用KHB方法分解总效应。分解结果显示,社会融入在方言距离与意愿型流入的关系中发挥着56.63%的中介作用;社会融入在方言距离与实质型

表 1 变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	最大值	最小值	均值	标准差
willing_mig	意愿型流入	1	0	0.5255	0.4993
factual_mig	实质型流入	1	0	0.1674	0.3733
dia_dist	方言距离	3	1	2.5794	0.5505
social_integ	社会融入	1	10	7.6959	8.3157
gender	性别: 男 =1; 女 =0	1	0	0.5818	0.4932
ethnicity	民族: 汉族 =1; 少数民族 =0	1	0	0.935	0.2464
age	年龄	16	65	37.5025	10.3641
edu	受教育程度 ⁴	1	19	9.18	1.0311
marry	婚姻状况: 初婚 =1; 其余状态 =0	1	0	0.8028	0.3978
spouse_mig	配偶随迁 =1; 不随迁 =0	1	0	0.7117	0.1812
firstgdp	县农业总产值与地区生产总值的比	0.6202	0.0017	0.1983	0.1486
agritech	农业现代化水平: 县每百元农业产值消耗的农业机械总动力, 单位 (千瓦特)	173	3	30.834	20.1264
emp	就业情况: 就业人口 / 总人口, 单位 (%)	32.57	99.65	55.86	83.94
hos	医院床位数: 单位 (个)	5	1200	25.42	18.59

表 2 基准回归结果

	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig	social_integ	factual_mig
dia_dist	-0.4782*** (-4.98)	-1.4147* (-1.75)	-0.6331** (-2.06)	-0.6736*** (-11.89)	-1.4147* (-1.75)	-0.6931** (-2.27)
social_integ			0.0752* (1.73)			0.0824* (1.76)
gender	0.2138** (2.26)	0.1848 (0.31)	-0.1391 (-0.24)	0.0438 (0.66)	0.1848 (0.31)	-0.0518 (-0.09)
ethnicity	-0.6425*** (-3.12)	0.0181 (0.01)	-0.0386 (-1.12)	-0.0876 (-0.61)	0.0181 (0.01)	-0.4837*** (-2.48)
age	0.1667*** (3.33)	0.0392* (1.68)	-0.0202 (-0.88)	0.0101*** (2.77)	0.0392 (1.68)	-0.0134 (-0.54)
edu	0.1435*** (2.84)	0.0501 (0.15)	0.7493 (0.96)	0.1004*** (2.95)	0.0501 (0.15)	1.0515 (1.21)
marry	0.1888 (1.35)	-0.9287 (-0.84)	-1.0646 (-1.06)	0.6102*** (6.15)	-0.9287 (-0.84)	-0.8836 (-0.86)
spouse_mig	-0.3173*** (-3.23)	3.1129*** (2.56)	-0.3495 (-0.49)	0.4929*** (6.52)	3.1129** (2.56)	-1.0939* (-1.75)
firstgdp	-1.3805*** (-3.96)	3.4975 (1.07)	3.4663 (0.91)	1.1943*** (5.06)	3.4975 (1.07)	-0.2689 (-0.07)
agritech	0.0030 (1.29)	0.0181 (1.17)	0.0077 (0.63)	0.0109*** (6.93)	0.0181 (1.17)	0.0026 (0.23)
emp	-0.1253 (-1.46)	0.0005 (0.11)	-0.0181*** (-3.26)	-0.1165 (-0.23)	-0.0169 (-1.45)	-0.0291 (-0.81)
pos	-0.0068* (-1.79)	0.0059 (0.02)	0.1746 (0.63)	4.4630 (1.60)	0.0394 (1.58)	0.5503 (0.24)
con _s	1.0141** (2.51)	-6.4026* (-1.90)	2.9560 (1.44)	-2.0097*** (-6.79)	-6.4026* (-1.90)	4.1182** (2.04)
R ²	0.2980	0.1968	0.1245	0.0645	0.1968	0.1583

注: *, **, *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 系数下面的括号内为其对应的 z 值。

流入的关系中发挥着 53.63% 的中介作用。其主要原因在于, 方言所构筑的社会信任隐形壁垒和社会网络隐性边界增加了外来劳动力的融入成本, 阻碍其跨区域自由流动(见表 3)。

(二) 内生性分析

尽管前文基准回归中控制了可能同时影响语言与民族地区县域劳动力定居意愿的变量, 但仍然存在一些不可观测的因素, 例如风俗文化遗漏变量问题, 进而导致估计误差。由于语言的起源、传承与地理环境

关系密切,方言的地理分布呈现“随山川形变”的地理分布特征。山岳关隘、江河湖海等自然边界形成的地理阻隔使得不同地域居民间的沟通交流减少,从而使不同地域的方言存在较大差异。而地形起伏度是对特定区域海拔高度和地表切割程度的综合表征(戴亦一等,2016),因此本文将劳动力流入地与户籍地的地形起伏差异作为方言距离的工具变量,并借鉴封志明等(2007)的做法,将地形起伏度定义为:RDLS={[Max(H)-Min(H)]×[1-P(A)/A]}/500。其中,RDLS为地形起伏度,Max(H)和Min(H)分别为区域内的最高与最低海拔(m),P(A)为区域内的平地面积(km)²,A为区域总面积。

IV-Probit回归结果显示,方言距离通过降低劳动力的社会融入对其流入民族地区县域产生阻碍,这与基准回归结果相同。其中社会融入发挥部分中介效应,具体来看,在意愿型流入模型中,社会融入中介效用占比为57.72%;在实质型流入模型中,社会融入中介效用占比为68.78%,内生性检验结果见表4。

(三) 稳健性检验

稳健性检验采用替换变量的方式。关于意愿型流入问题的识别,在基准回归部分用劳动力打算定居时间识别意愿型流入,为了与基准回归相对应,稳健性检验部分用劳动力计划返乡时间识别意愿型流入,若流入劳动力对问题“您打算何时返乡? 1=1年内;2=1-2年;3=3-5年;4=6-10年;5=10年以上;6=没想好”的答案是“4或5”则认为属于意愿型流入并赋值为1,反之则赋值为0。关于实质型流入问题的识别,前文用住房属性反映流入民族地区县域的劳动力是否扎根于此。而在中国的户籍制度下,劳动力只有实现了户籍迁移,才具有永久迁移的制度合法性,才被认为是实质型永久流入。由于问卷的调查对象是流动人口即没有落户至流入地,为了表明流入劳动力具备实质型流入的可能性,本文用“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地? 1=愿意;2=不愿意;3=没想好”进行识别,若选择“1”则认为属于实质型流入并赋值为1,反之则赋值为0。

稳健性回归结果与基准回归结果一致(见表5)。民族地区文化壁垒对其劳动力流入有明显的阻碍,其中劳动力的社会融入对两者之间的关系发

表3 KHB方法的效应分解

		系数	标准误	95%CI	中介效应占比
意愿型流入	总效应	-0.3053***	0.0574	(-0.4180, -0.1927)	56.63%
	直接效应	-0.1324**	0.0617	(-0.2534, -0.0114)	
	间接效应	-0.1729***	0.0293	(-0.2304, -0.1153)	
实质型流入	总效应	-0.2286***	0.0560	(-0.3384, -0.1187)	53.63%
	直接效应	-0.1059*	0.0578	(-0.2193, 0.0074)	
	间接效应	-0.1226***	0.0384	(-0.1979, -0.0473)	

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

表4 内生性检验结果

	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig	social_integ	factual_mig
dia_dist	-1.0262** (-4.18)	-0.1747* (-1.92)	-0.6580*** (-4.68)	-0.3967** (-2.21)	-0.1747* (-1.92)	-0.4179** (-2.13)
social_integ			0.2565*** (5.42)			0.3567*** (5.89)
con ₀	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1981	0.1438	0.1972	0.1205	0.1438	0.1353
第一阶段F值	23.81	115	19.84	100.12	115	
Wald检验Chi2	10.28 (0.0013)		7.20 (0.0073)	254.94 (0.0000)		572.12 (0.0000)
Sargan检验		2.645 0.1039			2.645 0.1039	

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%和1%的水平上显著;系数下面的括号内为其对应的z值。

表 5 稳健性检验结果

	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig	social_integ	factual_mig
dia_dist	-1.2264* (-1.95)	-1.4147* (-1.75)	-0.9173* (-1.65)	-0.7970*** (-12.02)	-1.4147* (-1.75)	-0.7136*** (-10.63)
social_integ			1.6150* (1.88)			1.0246*** (3.76)
con _s	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.4061	0.1968	0.4294	0.1652	0.1968	0.1824

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；系数下面的括号内为其对应的 z 值。

表 6 KHB 方法的效应分解

	系数	标准误	95%CI	中介效应占比	
意愿型流入	总效应	-0.2684***	0.0385	(-0.3439, -0.1929)	45.67%
	直接效应	-0.1457***	0.0399	(-0.2241, -0.0674)	
	间接效应	-0.1226***	0.0141	(-0.1504, -0.0949)	
实质型流入	总效应	-0.6398***	0.0513	(-0.7403, -0.5392)	64.34%
	直接效应	-0.2280***	0.0542	(-0.3344, -0.1217)	
	间接效应	-0.4117***	0.0363	(-0.4829, -0.3405)	

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 7 基于年龄的异质性分析结果

	青年组		中年组		老年组	
	willing_mig	social_integ	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig
dia_dist	0.0538 (0.13)	0.3877 (0.72)	-0.4124*** (-6.39)	-0.7338*** (-10.47)	-0.4376*** (-4.08)	-0.5781*** (-5.14)
con _s	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1308	0.1234	0.0280	0.0693	0.0454	0.0615

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；系数下面的括号内为其对应的 z 值。

表 8 基于学历的异质性分析结果

	低学历组		高学历组	
	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig
dia_dist	-0.3318*** (-6.11)	-0.6489*** (-10.82)	-0.1008 (-0.31)	-0.2170 (-0.94)
con _s	控制	控制	控制	控制
R ²	0.3140	0.1605	0.1531	0.1357

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；系数下面的括号内为其对应的 z 值。

挥了中介效应。KHB 分解结果显示，在意愿型流入模型中，社会融入中介效应占比为 45.67%；在实质型流入模型中，社会融入中介效应占比为 64.34%（见表 6）。

（四）异质性分析

1. 基于年龄的异质性分析

国家统计局将 16—59 岁定义为劳动年龄人口，本文以 35 岁、60 岁为界限，将 16—35 岁劳动力定义为青年组，36—59 岁劳动力定义为中年组，60—65 岁劳动力定义为老年组。回归结果表明，语言距离显著阻碍了中年组和老年组劳动力流入民族地区，而对青年组的影响不显著（见表 7）。究其原因在于，一是青年组通常情况下可以熟练掌握普通话，因此受语言距离的约束较小；二是青年劳动力的稳定性不足，流动意愿可能随着某种因素发生变化，尤其是对于买房或落户等人生大事未形成成熟稳定认知。

2. 基于学历的异质性分析

劳动力流动受人力资本的影响。因此，本文将学历为高中及以下的劳动力定义为低学历组，学历为本科及以上的劳动力定义为高学历组。回归结果表明，语言距离显著阻碍了低学历组劳动力流入民族地区，而高学历组不显著（见表 8）。其原因可能在于，一是流向民族地区的高学历人员少，导致回归结果不显著。根据样本数据受教育年限的描述性统计，平均受教育年限为 9.13 年，即完成九年义务教育。二是高学历人员的人力资本优势可以突破语言距离对劳动力流动的约束。由于受教育程度高的劳动力往往具有更好的资源配置能力和信息辨析能力，善于把握工作机会和规划职业发展，高学历组更具有自主选择权，因此对流

人民地区不具有明显倾向性。

3. 基于是否为相邻省份的异质性分析

本文将跨省流动分为相邻省份流动和非相邻省份流动。研究结论显示,来自临近省份的流入劳动力受语言距离的约束不明显,而语言距离显著阻碍了非临近省份劳动力流入(见表9)。其原因在于,一是从语言地图集可发现,相邻省

份基本属于同一语言片区,其语调可能有所不同,但发音基本一致;二是流入地与流出地距离相近,劳动力可以长期往返于两地,所以其是否长期流入意愿不稳定。

4. 基于流入人口是否为对口帮扶省份流入的异质性分析

对口帮扶政策是国家一项重要的扶贫开发政策。1996年10月,中央召开了扶贫开发工作会议,在《关于尽快解决农村贫困人口温饱问题的决定》中确定了对口帮扶政策,要求北京、上海、广州和深圳等9个东部沿海省市和4个计划单列市对口帮扶西部的内蒙古、云南、广西和贵州等10个贫困省区。本文按照流入人口户籍进行分组,研究结论显示,语言距离显著阻碍来自非对口帮扶省份的劳动力流入,但对对口帮扶省份的劳动力流入没有显著影响(见表10)。

五、基于数字普惠金融的拓展性研究

(一) 有调节的中介效应分析

由于数字普惠金融借助大数据、云计算、移动互联网等技术,打破了传统金融服务对局部社会网络的依赖,有效缓解流动人口的社会信任约束和社会网络的局限性,因此本文选择将数字普惠金融作为调节变量,研究其对社会融入与劳动力流入的调节作用。

有调节的中介效应模型:

$$migration_{it} = \delta_0 + \delta_1 dia_dist_{it} + \delta_2 social_integ_{it} + \delta_3 digital_fin_{it} + \delta_4 social_integ_{it} * digital_fin_{it} + \delta_5 controls_{it} + \rho_{it} + \epsilon_{4it}$$

中介效应的结果在表2已列明,因此本节不再赘述。有调节的中介效用模型回归结果表明,数字普惠金融能够在社会融入与民族地区县域劳动力流入(意愿型流入和实质型流入)的关系中发挥调节作用,该结论验证了假说2。

本文对社会融入上下一个标准差的三个不同水平的中介效应值进行了计算及对比分析。相较于数字普惠金融水平较低的民族地区县域(-1 SD),社会融入对民族地区劳动力流入意愿的正向影响在数字普惠金

表9 基于是否为相邻省份的异质性分析结果

	相邻省份流入组		非相邻省份流入组	
	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig
dia_dist	-0.5407 (-1.40)	0.5418 (0.80)	-0.3313*** (-4.62)	-0.6256*** (-7.07)
con _s	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0457	0.0231	0.0396	0.0495

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;系数下面的括号内为其对应的 z 值。

表10 基于流入人口是否为对口帮扶省份流入的异质性分析结果

	对口帮扶省份流入组		非对口帮扶省份流入组	
	willing_mig	social_integ	willing_mig	factual_mig
dia_dist	-0.2091 (-0.09)	0.4331 (1.34)	-0.2310* (-1.66)	-0.5022* (-1.72)
con _s	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2144	0.6013	0.2006	0.4892

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;系数下面的括号内为其对应的 z 值。

表 11 有调节的中介效应结果

	willing_mig	factual_mig
dia_dist	-0.6712*** (-2.95)	-1.0631*** (-3.81)
social_integ	0.0103*** (3.26)	0.0002*** (10.55)
dig_finance	0.0069** (2.24)	0.0221** (2.42)
social_integ * dig_finance	0.0158** (2.05)	0.0111*** (2.95)
con _s	控制	控制
R ²	0.1018	0.1505

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；系数下面的括号内为其对应的 z 值。

表 12 社会融入的调节效应

	willing_mig		factual_mig	
	coef	Std.Err	coef	Std.Err
M-1SD	0.0064	0.0030	0.0218	0.0038
M	0.0110	0.0031	0.0354	0.0033
M+1SD	0.0145	0.0031	0.0463	0.0027

表 13 有调节的中介效应模型（按数字普惠金融服务程度划分）

	coverage		depth		digital	
	willing_mig	factual_mig	willing_mig	factual_mig	willing_mig	factual_mig
dia_dist	-0.7793*** (-4.34)	-1.5511*** (-5.62)	0.0568 (0.28)	-0.2590 (-1.16)	-0.9373*** (-4.08)	-1.1499*** (-4.73)
social_integ	0.0103*** (3.26)	0.0114** (2.72)	0.0558 (1.15)	0.0142** (2.34)	0.0106*** (3.38)	0.0138*** (2.35)
coverage	0.0135 ** (2.45)	0.0271*** (3.43)				
social_integ * coverage	0.0074*** (3.40)	0.0159*** (4.82)				
depth			0.0020 (0.27)	0.0013 (0.17)		
social_integ * depth			0.0036 (1.22)	0.0007 (0.21)		
digital					0.0345*** (3.81)	0.0417*** (4.24)
social_integ * digital					0.0115*** (3.26)	0.0140*** (3.67)
con _s	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1052	0.3038	0.0138	0.0206	0.1042	0.2036

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；系数下面的括号内为其对应的 z 值。

深度与社会融入的交叉项(social_integ_{it}*depth) 不显著。

从数字普惠金融角度分析，对于流入民族地区的劳动力来说，使其具有流入意愿的初始因素是数字普惠金融服务的可得性(即数字普惠金融能不能覆盖到自己)和服务便利性(即能不能享受到移动化、实惠化和便捷化的金融服务)。在数字普惠金融服务满足可得性和便利性的基础上，流入劳动力才会考虑人均金融服务获得度的问题即数字普惠金融服务深度。因此，相较于服务广度和数字化程度，服务深度对流入意愿的影响并不显著(见表 13)。

本文对社会融入上下一个标准差的三个不同水平的中介效应值进行了计算及对比分析，结果表明，相

融水平较高的民族地区县域(+1 SD) 表现得更显著(见表 11、表 12)。

(二) 进一步分析

为深入分析数字普惠金融对社会融入与劳动力流入的调节作用，本文从数字普惠金融服务程度和服务方式两个维度对上述问题进一步分析。其中，数字普惠金融服务程度主要包括数字普惠金融服务广度、服务深度和数字化程度；数字普惠金融服务方式主要包括数字信贷、数字支付和数字投资。

1. 按数字普惠金融服务程度划分

回归结果显示，数字普惠金融服务广度与社会融入的交叉项(social_integ_{it}*coverage)、数字化程度与社会融入的交叉项(social_integ_{it}*digital) 的回归系数显著为正，说明数字普惠金融服务广度和数字化程度强化了社会融入与劳动力流入意愿的正向影响。但数字普惠金融服务

较于数字普惠金融服务广度低、数字化程度低的民族地区(-1 SD), 社会融入对劳动力流入意愿的正向影响效果在数字普惠金融服务剪度高、数字化程度高的民族地区(+1 SD) 得到加强, 即数字普惠金融覆盖面越广、数字化程度越高, 社会融入对劳动力流入意愿的中介作用越强(见表14)。

2. 按数字普惠金融服务方式划分

回归结果显示, 数字信贷与社会融入的交叉项($social_integ_i * credit$)、数字支付与社会融入的交叉项($social_integ_i * payment$) 的回归系数显著为正, 说明数字信贷和数字支付强化了社会融入与劳动力流入意愿的正向影响。但数字投资与社会融入的交叉项($social_integ_i * investment$) 不显著。

从数字普惠金融角度分析, 数字信贷和数字支付具有较低的准入门槛和较高的便利性, 扩大了社会网络边界, 缓解了民族地区金融排斥, 进而提升了劳动力流入意愿。同时, 由于民族地区尤其是县域居民金融素养相对较低、风险厌恶程度较高且对新鲜事物的接受度较低, 加之受传统理财观念的影响, 居民更注重资产的安全性和流动性, 而忽视资产的投机性, 因此数字投资对劳动力流入的作用不明显(见表15)。

本文对社会融入上下一个标准差的三个不同水平的中介效应值进行了计算及对比分析, 结果表明, 相较于数字信贷或数字支付发展程度低的民族地区(-1 SD), 社会融入对劳动力流入意愿的正向影响效果在数字信贷或数字支付发展程度高的民族地区(+1 SD) 得到加强, 即数字信贷、数字支付程度越高, 社会融入对劳动力流入意愿的中介作用越强。

六、结论与启示

在实现共同富裕的目标导向下, 推动劳动力流入民族地区县域是实现区域协调发展、促进民族地区高

表 14 基于数字普惠金融服务程度的社会融入调节效应

		willing_mig		factual_mig	
		coef	Std.Err	coef	Std.Err
coverage	M-1SD	0.0075	0.0022	0.0161	0.0033
	M	0.0098	0.0021	0.0238	0.0033
	M+1SD	0.0162	0.0022	0.0334	0.0029
digital	M-1SD	0.0109	0.0035	0.0140	0.0038
	M	0.0187	0.0038	0.0197	0.0038
	M+1SD	0.0242	0.0036	0.0291	0.0037

表 15 有调节的中介效应模型(按数字普惠金融服务方式划分)

	credit		payment		investment	
	willing_mig	factual_mig	willing_mig	factual_mig	willing_mig	factual_mig
dia_dist	-0.3642*** (-5.37)	-0.6601*** (-7.39)	-0.4242*** (-2.75)	-1.1786** (-2.51)	-0.1408 (-0.84)	0.5686 (0.75)
social_integ	0.0113*** (3.57)	0.0115*** (2.75)	0.0106*** (3.38)	0.0150* (1.91)	0.0390 (0.82)	0.0165 (0.22)
credit	0.0057*** (2.66)	0.0069** (2.38)				
social_integ * credit	0.0024*** (4.92)	0.0047*** (5.91)				
payment			0.0138** (2.04)	0.0891*** (3.62)		
social_integ * payment			0.0044* (1.65)	0.0261*** (2.83)		
investment					-0.0024 (-0.52)	0.0059 (0.33)
social_integ * investment					-0.0008 (-0.41)	-0.0058 (-0.78)
con _s	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1627	0.3090	0.5485	0.472	0.3830	0.2517

注: *, **, *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 系数下面的括号内为其对应的 z 值。

质量发展的重要举措。作为民族文化的载体,方言是影响劳动力流入民族地区县域的重要因素,而数字普惠金融引致的包容性增长给劳动力流入带来新契机。本文关注方言距离、数字普惠金融对劳动力流入民族地区县域的影响。研究发现,方言距离的增加显著降低了劳动力流入民族地区县域的概率,内生性检验和稳健性检验佐证了此结论。机制检验发现,方言距离通过阻碍劳动力在民族地区的社会融合降低其流入可能性。进一步研究发现,数字普惠金融显著增强了社会融合与劳动力流入的正向关系。基于数字普惠金融服务程度发现,数字普惠金融覆盖面和数字化程度对社会融入与劳动力流入发挥正向调节作用,但数字普惠金融服务深度的调节作用不显著;基于数字普惠金融服务方式的分析发现,数字信贷和数字支付发挥正向调节作用,但数字投资调节作用不显著。

本文研究尚存在一些不足之处。一是本文利用的2016年和2017年CMDS数据为混合截面数据,不是针对劳动力流动的追踪调查,但本文用多种方法验证问题,尽最大可能保证结果可信度;二是关于实质型流入的稳健性检验部分,囿于资料有限,本文利用CMDS问卷题目“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地”识别劳动力事实型流入,仅代表了实质型流入的可能性,有可能高估劳动力事实型流入的可能性。

本文的研究结论为推动劳动力流入民族地区、促进民族地区县域经济高质量发展提供了重要的政策启示。第一,在尊重民族文化的前提下,继续加大普通话推广力度,降低流动劳动力与流入地本土居民之间的语言隔阂,尤其是加强对中老年劳动力、低学历劳动力和非相邻省份劳动力融合的引导。更重要的是,减弱方言的社会认同效应,加快提升流入人口的社会融入,增强劳动力在流入地的永久性和稳定性。第二,建立针对青年劳动力、高学历劳动力和相邻省份劳动力群体流入民族地区的激励机制,鼓励其成为民族地区县域发展的人才支撑。第三,在“经济—文化”互动效应不断增强的背景下,继续发挥数字普惠金融的优势,挖掘数据价值,拓宽流入劳动力的社会网络边界,提高其社会融入程度。特别是在民族地区县域内,积极拓展数字普惠金融覆盖面、提升数字化程度,创新数字信贷和数字支付方式,通过降低流入劳动力获取资金等经济资源的门槛提升其社会融入程度,推动数字普惠金融赋能县域人才振兴。■

(责任编辑:韩娟)

注释:

- ¹ 数据来源:《第七次全国人口普查公报(第七号)——城乡人口和流动人口情况》。
- ² 本文的民族地区县域指5个自治区的下辖县及县级市、除自治区外其他省份的自治县(旗)。
- ³ 来源于中国语言资源保护工程采集展示平台。
- ⁴ 将问卷中的教育程度换算成受教育时间:1=未上过小学(0年);2=小学(6年);3=初中(9年);4=高中/中专(12年);5=大学专科(14年);6=大学本科(16年);7=研究生(19年)。

参考文献:

- [1]魏后凯.新常态下中国城乡一体化格局及推进战略[J].中国农村经济,2016(1):2-16.
- [2]蔡昉.劳动力迁移的两个过程及其制度障碍[J].社会学研究,2001(4):44-51.
- [3]李红,韦永贵.文化多样性与区域经济发展差异——基于民族和方言视角的考察[J].经济学动态,2020(7):47-64.
- [4]Chen K.The Effect of Language on Economic Behavior:Evidence from Savings Rates,Health Behaviors,and Retirement Assets[J].American Economic Review,2013,103(2):690-731.
- [5]马双,赵文博.方言多样性与流动人口收入——基于CHFS的实证研究[J].经济学(季刊),2019,18(1):393-414.
- [6]刘毓芸,戴天仕,徐现祥.汉语方言、市场分割与资源错配[J].经济学(季刊),2017,16(4):1583-1600.

- [7]Lu F,Chen X,Wang G.Language Barriers and Health Status of Elderly Migrants:Micro-evidence from China[J].China Economic Review,2019,54:94-112.
- [8]Falck O,Lameli A,Ruhose J.Cultural Biases in Migration:Estimating Non-monetary Migration Costs[J].Papers in Regional Science,2018,97(2):411-439.
- [9]高晶,林曙.省际边界、方言边界和一价定律[J].金融研究,2018(4):138-154.
- [10]高超,黄玖立,李坤望.方言、移民史与区域间贸易[J].管理世界,2019,35(2):43-57.
- [11]丁从明,黄雪洋,周敏.方言多样性、要素集聚与城市规模——基于卫星灯光数据的实证检验[J].财贸经济,2020,41(8):80-94.
- [12]蒋为,周荃,向姝婷,李锡涛.方言多样性、团队合作与中国企业出口[J].世界经济,2021,44(4):103-127.
- [13]杨秀云,梁珊珊.方言多样性如何影响制造业企业生产率?[J].经济评论,2021(6):84-98.
- [14]黄玖立,刘畅.方言与社会信任[J].财经研究,2017,43(7):83-94.
- [15]扈新强,赵玉峰.从离散到聚合:中国流动人口家庭化分析[J].人口研究,2021,45(4):69-84.
- [16]马述忠,胡增玺.数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角[J].经济学(季刊),2022,22(1):303-322.
- [17]刘茂林,赵明.外出务工经历对农村家庭资金借出的影响[J].农村金融研究,2021(7):41-52.
- [18]吴雨,李成顺,李晓,弋代春.数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J].管理世界,2020,36(10):53-64.
- [19]张琛,马彪,彭超.农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗[J].中国农村经济,2023(4):90-107.
- [20]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.
- [21]戴亦一,肖金利,潘越.“乡音”能否降低公司代理成本?——基于方言视角的研究[J].经济研究,2016,51(12):147-160,186.
- [22]封志明,唐焰,杨艳昭,张丹.中国地形起伏度及其与人口分布的相关性[J].地理学报,2007(10):1073-1082.

Dialectical Distance and the Inflow of Labor in Ethnic Regions

—— The New Evidences Based on Digital Inclusive Finance

TIAN Ya-qun

Abstract: Guided by the goal of achieving common prosperity, promoting the flow of labor into ethnic areas and counties is an important measure to achieve regional coordinated development and high-quality development of ethnic areas. As the carrier of ethnic culture, dialect is an important factor affecting the inflow of labor into counties in ethnic areas, and the inclusive growth caused by digital inclusive finance brings new opportunities for labor inflow. In this paper, the willingness to settle down for a long time is regarded as the willing inflow, and the housing attribute is the substantive inflow. The study finds that the dialect distance significantly reduces the probability of the labor force flowing into the counties in ethnic areas. Endogenous test with topographic relief as dialect distance as instrumental variable and robustness test with replacement variable both support this conclusion. The mechanism test finds that dialect distance reduces the possibility of labor inflow by hindering the social integration of labor in ethnic counties. Digital financial inclusion significantly enhances the positive relationship between social integration and labor inflow. Based on the degree of digital inclusive financial services, it is found that the coverage and digitization of digital inclusive financial services have a positive moderating effect on social integration and labor inflow in ethnic counties, but the deep moderating effect of digital inclusive financial services is not significant; based on digital inclusive financial services The method found that digital credit and digital payment play a positive regulating role, but digital investment regulating role is not significant.

Key Words: Dialectical Distance; Labor Inflow; Digital Financial Inclusion; Counties of Ethnic Regions