

普惠金融供给与流动人口迁入意愿

刘新波 杨佳楷 刘轶芳

内容提要:本文基于推拉理论,利用全国流动人口动态监测调查(CMDS)数据,实证研究普惠金融供给对流动人口迁入意愿的影响。研究发现,普惠金融供给显著增强流动人口迁入意愿,其中数字化普惠金融的积极效应相当突出,而传统普惠金融的推拉效应也不容忽视。从微观角度看,普惠金融供给主要影响低学历、非务工和农业户口群体;从宏观角度看,普惠金融供给是减弱区域间劳动力失衡的重要因素。微观机制分析表明,普惠金融供给能够增强居留意愿、改善劳动力市场表现并且纾解家庭困难,从而成为激励流动人口迁入的重要因素。基于以上分析,本文建议各地做好财政金融联动,促进普惠金融均衡发展,加大面向新市民的金融服务供给,保证流动人口平稳迁入。

关键词:推拉理论 普惠金融供给 流动人口 迁入意愿 财政金融联动

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-1391(2025)01-0051-21

DOI:10.19477/j.cnki.10-1368/f.2025.01.010

一、引言

党的二十届三中全会强调健全推进新型城镇化体制机制,构建产业升级、人口集聚、城镇发展良性互动机制;坚持人民城市人民建、人民城市为人民,健全城市规划体系,引导大中小城市和小城镇协调发展、集约紧凑布局^①。随着户籍改革的稳步推进,人口流动的制度壁垒大幅度降低,2023年我国常住人口城镇化率达到66.16%,提前实现“十四五”规划目标,我国成为以城镇人口为主体的国家。近年来人口流动也呈现出新趋势,尽管2020年全国农民工总量比上年减少517万人,但流动人口总规模在经历了2014—2019年的小幅缩减后^②,2020年强劲反弹至3.76亿人,相比“六普”增长了近70%,约占全国总人口的26%^③,城—城流动的人口规模不断扩大。劳动力随着劳动密集型产业和资源密集型产业向中西部地区转移,也从东部沿海地区向中西部地区回流,省内跨市流动人口稳步增长^④。人口作为经济发展的基本变量,其流动可以改变劳动力空间配置结构,进一步影响区域发展的比较优势(邓仲良、张车伟,2022),因此,实施区域协调发展战略,缩小地区差距,务必要防止人口流动失衡加剧区域发展分化,需要明确人口迁移的选择机制。

迁入城市的流动人口被称为“新市民”。2024年7月,国务院印发《深入实施以人为本的新型城

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“绿色金融政策社会福利效应的统计测度研究”(项目编号:22BTJ014)。

① 《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》,人民出版社2024年版,第22页。

② 《中国统计年鉴2020》显示,2010—2019年这十年,我国每年流动人口规模依次为:2.21亿、2.3亿、2.36亿、2.45亿、2.53亿、2.47亿、2.45亿、2.44亿、2.41亿、2.36亿,自2015年起呈逐年下降的趋势。

③ 参阅国家统计局官网发布的《第七次全国人口普查公报(第七号)》。

④ 参阅国家统计局官网发布的2016年、2018年、2019年、2020年《农民工监测调查报告》。

镇化战略五年行动计划》，突出以人为本，把推进农业转移人口市民化作为新型城镇化首要任务，要求常住地提供基本公共服务制度进一步健全。在以人为本的新型城镇化进程中，影响新市民迁移意愿的因素已由先前的收入、就业等基础性个体特征逐渐拓展到城市公共服务宏观层面上来。在众多公共服务中，金融服务对人民日常生活的影响尤为深远。2022年3月发布的《中国银保监会 中国人民银行关于加强新市民金融服务工作的通知》（银保监发〔2022〕4号）提出，坚持市场化运作，银行保险机构针对新市民在创业、就业、住房、教育、医疗、养老等重点领域的金融需求，加强产品和服务创新，完善金融服务，高质量扩大金融供给，提升金融服务的均等性和便利度，同时充分发挥政府引导作用，促进银行保险机构不断提高金融服务新市民水平。这一政策的实施，实际上意味着各地需要不断优化普惠金融的发展，为新市民群体提供更加普及、便捷、可得金融服务。推动普惠金融的深入发展，不仅有助于解决新市民融入城市生活中的金融服务不足问题，还能促进其更好地参与经济活动，推动社会和谐与经济均衡发展。

2005年，联合国在“国际小额信贷年”上首次提出普惠金融的概念。普惠金融是指为所有社会群体，特别是社会弱势群体（如低收入人群、流动人口、特殊困难群体和小微企业等），提供可负担的金融服务，其初衷是降低金融排斥、提高金融包容（阚晓西等，2018），让社会各阶层群众都能以低成本享受适宜的金融服务（Sarma and Pais, 2011）。我国始终重视普惠金融的发展。2016年，为进一步提升财政支持普惠金融发展政策质效，财政部制定了《普惠金融发展专项资金管理办法》，并先后历经2019年、2023年的两次修订，要求在重点群体就业创业所需的金融服务上给予财政支持。2023年10月，《国务院关于推进普惠金融高质量发展的实施意见》（国发〔2023〕15号）明确提出，未来五年要基本建成高质量的普惠金融体系，推动基础金融服务更加普及，提升民生领域金融服务质量，并引导银行及其他各类金融机构提升普惠金融服务效能，有序推进数字普惠金融发展，加强政策引导和治理协同。2024年5月，《国家金融监督管理总局关于银行业保险业做好金融“五篇大文章”的指导意见》（金发〔2024〕11号）强调，未来银行业和保险业应基本建成高质量的普惠金融体系，巩固完善普惠信贷体系，逐步健全普惠保险体系。相继发布的政策文件均强调了普惠金融在推动我国经济高质量发展中的重要作用，明确普惠金融是实现经济包容性增长、促进社会公平和提升金融服务普及性的关键途径，为未来普惠金融的发展提供了清晰的战略方向。发展普惠金融有助于实现资源的更有效配置，优化经济结构，为全面建设社会主义现代化经济体系奠定基础。

在人口大流动和普惠金融蓬勃发展的背景下，探讨普惠金融的经济效益、价值实现机制以及激发新动能的路径具有重要意义。本文可能的创新与贡献主要有：第一，从政策工作的重点出发，结合普及性、可负担性和数字化性三个维度，测算城市普惠金融指数；第二，以数值商方式计算流动人口流入城市和流出城市普惠金融供给能力的差距（下文简称普惠金融差距），将传统推拉理论的推力和拉力因素整合为“合力”，探讨普惠金融供给对流动人口迁入意愿的影响，并且对比分析了不同金融因素的作用；第三，明确了普惠金融的主要受益人群，识别了普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的微观机制；第四，分析了财政金融联动对流动人口迁入意愿的积极作用效果。

二、文献综述与理论假说

（一）流动人口迁移研究综述

在推拉作用下，人口流动具有显著的区域特征。Lee（1966）提出的推拉理论首次将影响人口流

动的因素分为推力和拉力两方面,流出地中的不利条件成为推力,流入地中能改善移民生活条件的因素成为拉力;人口流动是在这两股力量的共同作用下实现的(李强,2003)。例如,经济规模对迁出地的人口产生推排效应,而对迁入地人口具有吸纳效果(王桂新,1996);当个体感知居住地的贫困程度较高时,其迁移到其他地区就业的动机便愈加强烈(蔡昉、都阳,2002);预期收益高、现代化部门发达的省份更能够拉动人口迁入(肖群鹰、刘慧君,2007)。总体而言,我国人口流动呈现从农村流向城市、从欠发达地区流向发达地区、从中西部流向东部的格局,数量和质量向具有比较优势的区域集聚(宋宝琳等,2020)。近年来,随着居住证制度、医保异地结算等惠民政策的实施,城—城流动人口保持迅速增长,但自21世纪以来我国流动人口流入地分布的整体集中趋势未发生根本变化(段成荣等,2019;2020)。

从宏观层面看,流动人口迁移是多种因素共同作用的结果。Oates(1969)研究指出,公共服务优质、税率较低的地区更容易吸引人口流入。张耀军、岑俏(2014)发现,较高的职工平均工资和城市化水平显著提升了省外人口的流入率。刘金凤、魏后凯(2019)的研究指出,城市公共服务水平越高,流动人口的永久迁移意愿越强;公共服务令流动人口更有意愿在流入地长期居留(侯慧丽,2016)。已有少数研究探讨了城市差异对流动人口的影响。巫锡炜等(2013)通过Poisson重力模型验证了地区间差异对省际人口流动的影响;张芯悦(2022)研究发现,不同城市等级对流动人口的迁移、居留意愿及社会融合有着不同的作用。更为复杂的是,王新贤、高向东(2019)发现,流动人口的流入地选择受政府和市场力量的双重作用。总体而言,经济水平、文化背景、政策导向和公共服务等因素都深刻影响着流动人口迁移,经济因素起着主导作用。

从微观层面看,人口迁移受到人口学特征的显著影响。在深化户籍制度改革之前,户籍制度造成了一定的社会位差,户口是决定迁移机会和途径的关键因素(杨云彦等,1999)。戚晶晶、许琪(2013)发现,随着年龄增加,农村劳动力更倾向于省内流动;子女数量与劳动力的跨省流动倾向呈“U”型特征。夏怡然、陆铭(2015)发现,年龄与迁移意愿呈倒“U”型关系。宋丽敏、田佳蔚(2021)则发现,受教育程度较高的劳动力更倾向于迁往资本高度聚集、发展机会多的地区。总体而言,跨城流动人口的再“市民化”受个人因素和城市因素的双重嵌套影响。

综上所述,文献大多聚焦于流入地的拉力因素、流出地的推力因素以及城市差异等重要议题,结合宏观与微观经济学理论及计量模型,探讨了流动人口的跨区域流动机制(齐嘉楠等,2021)。随着研究的深入,学者们逐步从省级层面细化至市县级层面。然而,现有研究大多对流出地、流入地及中间因素等维度进行割裂性分析,缺乏对推拉合力如何影响流动人口迁移的系统性探讨。本文参照刘金凤、魏后凯(2019)的研究思路,从城市差距的新视角出发,深入研究普惠金融差距对流动人口迁入的具体影响。

(二) 理论假说:普惠金融差距促进流动人口迁入

普惠金融涵盖传统普惠金融与数字普惠金融两方面,其对经济发展的影响已有广泛探讨。从宏观层面看,普惠金融能推动经济包容性增长(张勋等,2019),并通过金融科技手段优化收入分配结构(Soekarno et al., 2020);从微观层面来看,普惠金融有助于改善弱势群体在教育与健康领域的贫困状况(Jones, 2008),并有效减少金融排斥现象(董晓林、徐虹,2012; Allen et al., 2016)。由此可见,普惠金融在提升人民群众生活水平、稳增长和促就业方面具有积极作用。然而,尽管现有研究已认识到普惠金融对经济和社会发展的重要影响,但是关于新市民在金融服务需求方面的研究尚显不

足。而且,研究往往局限于探讨单向的金融吸引力,未探讨普惠金融供给水平的城市差距。根据推拉理论,普惠金融供给不仅可能作为流动人口迁入的吸引力,也可能作为一种推力。从经济因素对人口流动或迁移的驱动作用来看,更丰富的普惠金融供给将激励流动人口迁入。基于此,提出如下假设 0。

假设 0:普惠金融供给增强流动人口迁入意愿,即流入市普惠金融供给越优于流出市,流动人口迁入意愿越强。

在假设 0 成立的情况下,本文从增强居留意愿、改善劳动力市场表现和纾解家庭困难三个角度论述普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的微观机制。

第一,普惠金融增强了流动人口的居留意愿。普惠金融为流动人口提供了融入新环境的经济支持平台。通过银行业务、支付平台、信用评估等金融服务,流动人口能够在流入地建立经济活动记录。这种经济融入不仅提升了流动人口的归属感,也增强了他们的居留意愿。已有研究表明,经济实力较强、公共服务更加便利可及的城市,能够为流动人口提供更强的社会融合激励(邢祖哥等,2022;曾通刚等,2022);同时,优质的城市公共服务对新市民的居留意愿产生了积极效果(陈浩、罗力菲,2022)。此外,普惠金融能显著增强外来务工者的长期居留意愿(方观富、高天天,2022)。金融服务作为公共服务的重要组成部分,能够为流动人口提供便利的日常交易、储蓄、贷款等金融功能,其便利性和可达性有效减少流动人口在当地经济地位上的不平等,这进一步促进了户籍迁入。基于此,本文提出普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的第一个微观机制。

假设 1:流入市更优的普惠金融供给增强了流动人口的居留意愿,进而增强流动人口迁入意愿。

第二,普惠金融改善了流动人口的劳动力市场表现。具体来说,普惠金融为流动人口提供了必要的融资渠道,帮助其解决短期资金需求,从而提升其在流入地劳动力市场中的竞争力。此外,普惠金融还可以通过提供信贷支持、职业信息和技能培训等服务,促进流动人口就业质量的提高。劳动力市场表现的改善,增强了流动人口在流入地的定居信心,进而提升了其迁入意愿。已有研究表明,普惠金融能显著增加个体收入并改善收入分配(洪铮等,2021),而收入预期的提高是流动人口选择迁入并长期居留于城市的重要动因(吴兴陆,2005;王春兰、丁金宏,2007)。此外,数字普惠金融通过缓解家庭工资性收入不平等,促进了劳动力技能的升级(刘锋等,2024)。值得注意的是,劳动力市场表现的衡量不仅限于收入,就业状况和工作时间等因素同样是影响流动人口迁入的重要变量。基于此,本文提出普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的第二个微观机制。

假设 2:流入市更优的普惠金融供给改善了流动人口的劳动力市场表现,进而增强流动人口迁入意愿。

第三,普惠金融纾解了流动人口的家庭困难。流动人口在新城市要解决诸多家庭困难,如租房购房、经商、创造收入等。尽管一座城市优质的经济社会发展状况可作为强大的迁入拉力,但一旦家庭困难为流动人口施加强烈的反向摩擦力,流动人口依然可能选择离开这座城市。金融工具如贷款和保险等能够为流动人口提供必要的资金支持,帮助其应对突发事件,减轻其在购房、租赁、医疗卫生等方面的支出压力。普惠金融通过有效纾解家庭经济困境,改善家庭的整体经济状况,从而显著降低生活压力带来的返乡倾向。有研究发现,普惠金融能够促进民营经济的高质量发展,并对邻近省市区的民营企业产生虹吸效应(葛和平、吴倩,2022),从而支持流动人口的个体经营;此外,普惠金融通过信贷支持资金需求,拓宽金融服务广度(李建军、李俊成,2020),有效满足流动人口

的资金需求。基于此,本文提出普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的第三个微观机制。

假设 3:流入市更优的普惠金融供给纾解了流动人口家庭困难,进而增强流动人口迁入意愿。

三、数据介绍、变量构建与实证研究设计

(一)流动人口迁入意愿

由于仅有 2017 年的全国流动人口动态监测调查数据(2017CMD5)详细公开了受访者的流入地与流出地信息,因此,本文选用 2017CMD5,以便于计算流入市与流出市的普惠金融差距。2017CMD5 由国家卫生健康委员会于 2017 年 5 月开展调查,覆盖了 15 岁及以上的流动人口,涵盖了来自全国 31 个省、直辖市、自治区及新疆生产建设兵团的 169989 个随机抽样样本,是研究流动人口相关问题的重要数据。

在本文中,迁入意愿(*migrate*)作为核心被解释变量。2017CMD5 问卷明确询问流动人口“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地”,受访者从“愿意”、“不愿意”和“没想好”三个选项中择一回答。由于“没想好”表示决策不明确,为确保研究结论的可靠性,本文仅保留回答为“愿意”或“不愿意”的样本。

(二)普惠金融差距

首先测算城市普惠金融指数。在指标选择上,学者们主要从金融服务的包容性、便捷性、可得性、效用性、可负担性、地理覆盖以及使用质量等多个维度对普惠金融发展水平进行评估(Arora, 2010;王婧、胡国晖,2013;李涛等,2016;刘亦文等,2018)。在方法选择上,主成分分析法较为流行(马彧菲、杜朝运,2016;刘军弟、张亚新,2020)。此外,许多研究采用郭峰等(2019)提出的数字普惠金融指数(PKU—DFIIC),以探讨数字普惠金融对劳动力流动、人口居留意愿的影响(刘锋等,2024;孙珩、陈建成,2024;李衡、杨上广,2024)。综合考虑政策工作重点以及文献的常见做法,本文通过国家企业信用信息公示系统及企查查网站,获取了截至 2016 年 12 月 31 日全国 293 个地级及以上城市中,经营状态正常的银行、小额贷款机构和保险机构服务网点的数量,并计算了其地理密度。此外,本文还从《中国城市统计年鉴(2017)》中提取了金融业从业人员数量(计算为地理密度)、居民人民币储蓄存款余额、年末金融机构各项贷款余额以及保费收入四项数据。再结合 PKU—DFIIC 中 2016 年城市数字普惠金融的覆盖广度、使用深度与数字化程度,本文从普及性、可负担性和数字化性三个维度,构建了普惠金融指数的测算框架,完整体系见表 1。考虑到共线性和冗余信息的干扰,本文以主成分分析法(principal component analysis,PCA)作为测算指数的基准方法。熵权法(entropy weight method,EWM)将应用于稳健性检验。

其次计算普惠金融差距。本文将流入市与流出市的普惠金融指数之比值定义为普惠金融差距,直观展示流入市与流出市普惠金融供给的相对强弱,而且无量纲问题。当差距大于 1 时,流入市的普惠金融发展优于流出市,合力指向流入市,这意味着在假设 0 成立的情况下,流动人口更倾向于迁入流入市;当差距等于 1 时,流入市与流出市的普惠金融发展水平相当;当差距小于 1 时,流入市的普惠金融发展落后于流出市,合力指向流出市,理论上流动人口不愿意将户口迁入流入市。鉴于部分城市普惠金融差距过于悬殊,存在差距接近百倍或不足 10%的极端情况,为避免极端值的

干扰,本文对普惠金融差距进行了上下 5%分位数缩尾处理。处理后,普惠金融差距最大为 11.3 倍,最小为 48.5%,平均为 3.09 倍,标准差达到 2.94,城市差异明显。尽管互联网突破了金融服务的时空限制,但从表 1 中的描述性统计来看,普惠金融的数字化性存在明显差异,原因是不同城市的金融服务的便捷性、普及性和实惠性存在较大差异(郭峰等,2019)。总体来看,流动人口倾向于迁入普惠金融供给更好的城市,这符合我国人口流入地分布的整体趋势。

表 1 城市普惠金融指数指标体系及各指标的描述性统计

一级指标	二级指标	三级指标	熵权法权重	平均值	标准差	最小值	最大值
普惠金融	普及性	银行服务网点密度	0.0990	6.68	9.20	0.04	89.83
		小额贷款服务网点密度	0.1006	0.44	0.62	0.00	8.71
		保险服务网点密度	0.0992	6.74	9.58	0.02	94.49
	可负担性	金融机构从业者密度	0.0925	241.78	530.54	0.11	5600.80
		居民人均储蓄存款余额	0.0990	19.35	27.44	0.94	280.12
		年末金融机构各项贷款余额	0.0908	32.82	65.47	1.35	566.19
		保费收入	0.0951	102.07	185.13	2.13	1839.00
	数字化性	覆盖广度	0.1077	199.12	25.74	143.57	273.02
		使用深度	0.1074	242.12	21.60	197.26	325.68
		数字化程度	0.1086	260.90	12.53	225.91	364.18

注:普及性指标的原始数据单位为个/100km²;可负担性指标中,金融机构从业者密度的原始数据单位为人/100km²,居民人均储蓄存款余额和年末金融机构各项贷款余额的单位为百亿元人民币,保费收入的单位为亿元人民币。原始有效数据涉及我国 300 个地级及以上城市(含自治州)。后续,本文将指数与微观样本的流入市、流出市进行匹配,计算普惠金融差距。

(三) 样本筛选与实证模型设计

为保证研究结论可靠,本文对 2017CMDS 样本进行了筛选。第一,删去市内跨县流动的样本,以便计算普惠金融差距;第二,为尽可能减少时变特征与家庭内部变化对估计结果的干扰,并避免不同城市的居住体验对流动人口迁移决策的影响,本文仅保留当前调查城市为首次流动城市的样本,并确保流入调查城市的时间少于一年;第三,剔除人口学特征信息缺失的样本以及统计年鉴或公报中关键指标数据缺失的地级市、自治州和盟样本。经筛选,符合本文研究需求的有效样本共 4778 个。

本文构建了极大似然估计法下的二值 logit 模型(1),估计普惠金融差距对流动人口迁入意愿的影响:

$$migrate_{imn}(0,1) = \beta_0 + \beta_1 finance_{mn} + X'_{imn} \alpha + Z'_i 1 + \eta_m + \eta_n + \varepsilon_{imn} \quad (1)$$

被解释变量 $migrate_{imn}$ 为从 n 市流出的个体 i 将户口迁入 m 市的意愿,愿意则 $migrate_{imn}=1$,不愿意则 $migrate_{imn}=0$ 。核心解释变量普惠金融差距 $finance_{mn}$ 为 m 、 n 两市的普惠金融指数之商。

X_{imn} 为城市层面的控制变量,计算为流入市 m 与流出市 n 之间的差距,这一做法有别于文献中的普遍做法。基于对相关文献的梳理,本文从两个维度选择了城市层面的控制变量。首先考虑经济社会发展特征,包括人均 GDP、人口密度、产业结构和地方一般公共预算收支比,这些反映城市实际经济实力、人口规模和就业创收机会的因素,都在不同程度上影响着流动人口的迁移决策。其次考虑公共服务供给特征,主要包括医疗和交通相关变量,如每万人医院床位数和人均公路里程。前

者直接影响居民的身心健康,后者则关系到出行成本,这些因素的优劣都会对各类流动人口的迁移意愿产生重要影响。相关数据来源于 2017 年《中国城市统计年鉴》以及各市 2016 年国民经济与社会发展统计公报,相对于 2017CMDS 样本数据滞后一年,以解决因果变量的时序问题(周皓、刘文博,2022)。为进一步吸收难以观测的经济社会因素对流动人口迁入意愿的影响,本文考虑到文献中所说的流动人口流入地分布特征,参照国家统计局的分类标准,将城市划分为东部、中部、西部和东北四个地区,在基准回归方程(1)中控制了流入地区固定效应 η_m 和流出地区固定效应 η_n 。为吸收流入市特有的差异,标准误按流入市聚类。 ε_{im} 为随机扰动项。

Z_i 为样本 i 的个体和家庭特征变量。首先考虑个体特征变量,包括年龄、年龄的平方、性别、受教育年限、户口类型、婚姻状态、健康状况以及是否跨省流动,这些变量反映了个体的基本社会经济属性,可能影响其迁移决策。其次,迁移意愿往往受到家庭因素的深刻影响,包括长辈赡养、子女教育及家庭经济状况等,尤其是在农村流出人口中,迁出户籍的代价可能包括放弃农村宅基地使用权,这可能会使他们不愿改变户籍(Zhu and Chen, 2010)。因此,本文控制了家庭特征变量,包括同住家庭成员人数、家庭过去一年里每月平均收支比以及在户籍地是否拥有宅基地。研究中涉及的主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量描述性统计

变量类别	变量名	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	迁移意愿(愿意 =1、不愿意 =0)	4778	0.4431	0.4968	0	1
核心解释变量	普惠金融差距	4778	3.0931	2.9448	0.4854	11.2674
城市特征 控制变量	人均 GDP 差距	4778	2.0912	1.3454	0.1691	10.1092
	人口密度差距	4778	1.9632	3.5209	0.0038	84.8458
	产业结构差距	4778	1.3381	1.7578	0.0467	51.6062
	地方一般公共预算收支比差距	4778	1.8808	1.1844	0.0396	8.8055
	每万人医院床位数差距	4778	1.5666	0.8357	0.3325	9.6865
	人均公路里程差距	4778	0.9621	0.7980	0.0636	9.3556
个体特征 控制变量	年龄	4778	31.5199	11.7799	15	87
	年龄的平方	4778	1132.24	904.57	225	7569
	性别(女 =1)	4778	0.5509	0.4975	0	1
	受教育年限	4778	10.0425	3.3115	0	19
	农业户口	4778	0.9378	0.2415	0	1
	婚姻状况(初婚、同居、再婚 =1)	4778	0.6208	0.4852	0	1
	健康状况(健康、基本健康 =1)	4778	0.9847	0.1227	0	1
家庭特征 控制变量	跨省流动	4778	0.4563	0.4981	0	1
	同住家庭成员人数	4778	2.5810	1.3343	1	10
	家庭月度收支比	4778	2.3886	1.6660	0	20
	户籍地老家有宅基地	4778	0.6844	0.4648	0	1

注:年龄根据出生年月及 2017CMDS 调查时间计算得出。受教育年限划分为未上过小学(0 年)、小学(6 年)、初中(9 年)、高中/中专(12 年)、大学专科(15 年)、大学本科(16 年)以及研究生(19 年)。产业结构为第三产业与第二产业从业人员数量之比。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

运用模型(1)得到的基准回归结果如表3所示。为充分验证基准回归结果的稳健性,本文进行了多种回归设定。在列(1)中,回归未添加控制变量;在列(2)中,回归加入了地区固定效应。在列(3)和列(4)中,回归分别添加城市特征和个体特征控制变量,而添加完整控制变量的基准回归结果展示于列(5)。由于logit模型回归系数不便直接解释经济含义,表3的列(6)展示了列(5)回归系数的平均半弹性。

回归结果表明,普惠金融供给对流动人口迁入意愿具有显著且稳健的增强作用。具体而言,当流入市的普惠金融供给相较流出市提高1%时,流动人口的迁入意愿提高4.1个百分点。换言之,当普惠金融差距每提高一个标准差(即2.9448个单位)时,流动人口的迁入意愿平均提高17.58个百分点^①,这一变化约为样本均值的39.7%。这些结果表明,普惠金融供给对流动人口迁入意愿的积极影响不仅在统计上显著,而且在经济意义上亦非常显著,支持了假设0的成立。

表3 logit 基准回归结果

	流动人口迁入意愿					平均半弹性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
普惠金融差距	0.1010*** (0.0214)	0.0981*** (0.0209)	0.0526** (0.0240)	0.0978*** (0.0212)	0.0580*** (0.0240)	0.0410***
人均GDP差距			-0.0041 (0.0740)		-0.0014 (0.0780)	-0.0007
人口密度差距			0.0279** (0.0117)		0.0293*** (0.0112)	0.0128***
产业结构差距			0.0714 (0.0603)		0.0727 (0.0601)	0.0218
地方一般公共预算收支比差距			-0.0392 (0.0626)		-0.0170 (0.0628)	-0.0073
每万人医院床位数差距			0.2254** (0.0960)		0.1694* (0.0929)	0.0604*
人均公路里程差距			0.1670** (0.0850)		0.1267* (0.0759)	0.0272*
年龄				0.0040 (0.0158)	0.0034 (0.0161)	0.0239
年龄的平方				-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0271
性别				0.0675 (0.0683)	0.0670 (0.0688)	0.0084

① 计算过程为 $2.9448 \times (e^{0.058} - 1) \approx 0.1758$ 。

续表

	流动人口迁入意愿					平均半弹性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
婚姻状况				0.0674 (0.1194)	0.0535 (0.1184)	0.0075
受教育年限				0.0865*** (0.0138)	0.0823*** (0.0127)	0.1899***
农业户口				-0.2013 (0.1857)	-0.2342 (0.1756)	-0.0498
健康状况				-0.5213* (0.2702)	-0.5119* (0.2728)	-0.1144*
跨省流动				-0.0602 (0.0955)	-0.0807 (0.1026)	-0.0083
同住家庭成员人数				-0.0423 (0.0374)	-0.0347 (0.0366)	-0.0202
家庭月度收支比				-0.0652*** (0.0223)	-0.0670*** (0.0222)	-0.0357**
户籍地老家有宅基地				-0.3391*** (0.0832)	-0.3264*** (0.0862)	-0.0504***
地区固定效应		YES	YES	YES	YES	
样本量	4778	4778	4778	4778	4778	
Pseudo R ²	0.0157	0.0293	0.0357	0.0557	0.0603	

注：列(5)为添加全部控制变量的回归结果，列(6)汇报了列(5)结果的平均半弹性。常数项略。括号内为按流入市聚类的标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，除特别说明，下同。

(二) 稳健性检验

第一，排除地理与环境因素对基准估计的干扰。研究发现，流入地与户籍地经济差距越大，流动人口的流动距离越远(齐嘉楠等, 2021)，因此地理距离可能与人口迁移决策存在关联，需要在回归中补充控制。表 4 列(1)的回归结果表明，普惠金融供给稳健地激励流动人口迁入；随着便捷交通的发展，地理距离难以直接构成人口流动的阻碍。此外，有研究指出，居住环境显著影响定居意愿，舒适的自然环境促进人口流动(刘建国等, 2023)；空气污染对流动人口流动、迁移和居留产生负向作用(邵子煜、王秀芝, 2021)。为此，回归模型中加入了空气质量、绿化密度和卫生状况等环境质量指标，以控制环境质量对流动人口迁入意愿的影响。表 4 列(2)的回归结果显示，加入环境控制变量后，基准回归结论依然稳健。

第二，进一步筛选样本进行回归分析。首先，流入北京、上海、广州和深圳等一线城市的样本较多，而这些城市的普惠金融供给水平通常较高，因此对人口迁入的吸引力可能更加显著。为排除此因素的干扰，本文删去流入一线城市的样本，重点考察其他城市中普惠金融供给对迁入意愿的影响。表 4 列(3)的回归结果显示，对于流入非一线城市的流动人口，普惠金融供给对其迁入意愿的正效应略有减弱。这一结果不仅说明普惠金融发展得越好，城市对流动人口的吸引力越强，还表明其他城市仍需提升普惠金融供给能力。在后文对普惠金融受益流动人口特征的分析中，本文还进一步探

讨了基于城市特征角度的异质性,结论互为印证。其次,在表4列(4)中,作者保留18岁至64岁人群进行回归分析。结果显示,核心解释变量的回归系数有细微增加,这表明普惠金融供给对迁入的促进作用集中于劳动力市场参与较为活跃的人群。

第三,更换指数计算方法。为展现三级指标在普惠金融指数中的权重情况,本文换用熵权法计算指数,再得出新的普惠金融差距纳入回归,将回归结果进行对比。表1显示,三级指标的权重均衡,均值为0.1,无明显轻重,可见不论是普及性、可负担性还是数字化性,都是衡量城市普惠金融供给水平的重要指标。表4列(5)的回归结果显示,变换指数计算方法不至于使核心系数方向和统计显著性发生改变。

表4 稳健性检验

	流动人口迁入意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
普惠金融差距	0.0489** (0.0212)	0.0438* (0.0242)	0.0417* (0.0258)	0.0578** (0.0264)	
普惠金融差距(EWM)					0.1410*** (0.0588)
流入市与流出市地理距离	-0.0003** (0.0001)				
AQI 达标率差距		-0.0267 (0.2483)			
建成区绿化覆盖率差距		0.5510* (0.2916)			
人均公园绿地面积差距		0.0410** (0.0200)			
污水处理率差距		0.1588 (0.3120)			
垃圾无害化处理率差距		0.3216* (0.1911)			
样本量	4778	4778	4427	4535	4778
Pseudo R ²	0.0672	0.0636	0.0510	0.0628	0.0608

注:列(1)一(5)均控制了城市特征、个体特征、家庭特征、流入地区固定效应及流出地区固定效应。

第四,内生性问题。回归模型(1)可能存在三方面内生性问题。首先是遗漏变量问题。影响流动人口迁入的不可观测因素众多,比如行政办事效率、民风民俗等等,而这些因素也可能影响当地普惠金融工作的推进效率。其次是测量误差问题。用于计算普惠金融差距的宏观数据可能存在调查统计上的失误。最后,读者可能担心反向因果问题。一方面,我国流动人口规模巨大,但许多城市的普惠金融供给尚未充分满足本地居民和外来人口的需求。因此,人口迁入不至于成为普惠金融发展的显著推动因素。另一方面,稳健性检验已有效减弱了反向因果关系。尽管如此,理论上反向因果问题仍可能存在。基于此,本文采用工具变量法处理内生性问题,参考张勋等(2019)以及何宗樾、宋旭光(2020)的做法,以城市到杭州市的球面距离的差距作为普惠金融差距的工具变量,主要考虑以下三个因素:其一,杭州是全球金融科技中心城市之一,吸引了大量金融人才和企业。杭州还拥

有如蚂蚁集团、阿里云等大型金融企业和研究机构,因而在普惠金融推广方面具有独特优势。其二,大城市发展存在辐射效应(王珺、杨本建,2022),而郭峰等(2017)也发现数字普惠金融的推广难度随着城市与杭州市的距离延长而增加。其三,距离是天然的地理特征,而且城市到杭州市的距离不具备其他明显的经济属性。因此,本文认为,距离杭州市越近的城市,理论上普惠金融供给越充足,也即,如果流入市到杭州市的距离比流出市到杭州市的距离更近,那么流入市的普惠金融发展就越好于流出市。直觉上,流入市、流出市到杭州市球面距离的差距与流动人口迁入意愿无直接因果关系,与扰动项中的经济社会因素抑或是个体与家庭因素都不至于产生显著联系,而且只能通过普惠金融差距来影响流动人口迁入意愿。因此,工具变量满足相关性和外生性。

本文参考张锬澎、刘雪晴(2022)的做法,使用 ivprobit 模型进行工具变量回归。表 5 列(1)和列(2)分别展示了工具变量回归一阶段和二阶段的结果。一阶段结果显示,城市到杭州市球面距离的差距与普惠金融差距有显著负向关系,也即随着与杭州市球面距离的增加,城市的普惠金融供给能力逐渐下降,这与文献的结论一致。F 值为 22.46,大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验临界值 16.38,可视为无弱工具变量问题。二阶段结果表明,普惠金融供给激励人口迁入。为进一步检验稳健性,列(3)使用 Newey(1987)提出的两步法对 ivprobit 模型进行估计,基于 Finlay et al.(2013)提出的 weakiv 方法进行 AR 检验和 Wald 检验,p 值皆小于 0.1,表明工具变量选取恰当。以上结果表明,内生性问题得到了较好的处理,基准回归结论稳健。

表 5 工具变量回归结果

	普惠金融差距	流动人口迁入意愿	
	一阶段	二阶段	二阶段
	(1)	(2)	(3)
普惠金融差距		0.3110*** (0.1180)	0.3690* (0.2060)
城市到杭州市球面距离差距	-0.6162*** (0.1054)		
样本量	4778	4778	4778
Adj. R ²	0.5983		
一阶段 F 值	22.46		
AR test p-value			0.0456**
Wald test p-value		0.0703*	0.0707*

注:此处采用 ivprobit 模型。列(1)一(3)均控制了城市特征、个体特征、家庭特征、流入地区固定效应及流出地区固定效应。列(1)和列(2)括号内为按流入市聚类的标准误。列(3)遵循同方差假定,括号内为普通标准误。

(三)增强流动人口迁入意愿的金融服务因素

增强流动人口迁入意愿的因素与生活稳定性和经济保障密切相关,而本文的普惠金融指数体系涵盖多个维度,识别对流动人口影响最显著的金融服务对未来政策制定和服务优化具有重要意义。在此,本文首先使用普及性指标中的银行服务网点密度差距、保险服务网点密度差距和小额贷款服务网点密度差距,以及可负担性指标中的金融业从业者密度差距,替换核心解释变量,使用回归方程(1)探讨了具体哪些传统的金融服务是流动人口迁入的激励因素,发现各类传统金融服务对迁

人意愿的影响程度有所不同。表6列(1)的结果显示,银行服务网点密度差距对流动人口迁入意愿的正向影响最强烈,这是因为,银行服务的普及性直接增强了流动人口的经济融入感和生活便利性。表6列(2)的结果显示,保险服务网点密度差距对迁入意愿亦有积极影响,但其统计显著性水平稍弱。这是因为,尽管保险能为流动人口提供突发事件的经济保障,缓解生活压力并增强安定感,但是保险需求的即时性较弱。从表6列(3)的结果看,小额贷款服务的影响虽具有较强的显著性,但在流动人口流入初期,其激励迁入的效果微弱。流动人口流动或迁移进入一个就业、收入和消费等各方面都相对陌生的城市,本身就是一种风险行为(Heitmueller, 2005; 刘晓光等, 2024),因此,流动人口的日常经济保障需求更加迫切,而贷款可能加剧风险。此外,流动人口要获得贷款,通常需要具备有良好的信用记录,这意味着贷款对他们而言表现为一种长期的积累效益。最后,表6列(4)的结果显示,金融机构从业者密度差距对流动人口迁入意愿的影响未达10%水平的显著。一种可能的解释是,尽管从业者密度可以反映地区金融服务的供给状况,但流动人口更关注是否有方便的渠道能够满足其基本金融服务需求。因此,金融从业者的密度对流动人口迁入意愿的直接影响不明显。

为进一步比较传统的和数字化的普惠金融供给对流动人口迁入意愿的影响,本文使用主成分分析法,将普及性和可负担性所包含的七项三级指标合成传统普惠金融供给指数,将数字化性所包含的三项三级指标合成数字普惠金融供给指数,分别替代核心解释变量进行回归。表6列(5)的平均半弹性表明,当传统普惠金融供给差距每提高1%,流动人口迁入意愿平均提高5.63个百分点;列(6)的平均半弹性显示,当数字化普惠金融供给差距每提高1%,流动人口迁入意愿平均提高6.21个百分点。这表明,数字化普惠金融对流动人口迁入意愿的增强作用相当突出。尽管互联网技术突破了普惠金融的地域限制和面对面服务的局限,更高程度数字化的普惠金融却逐渐成为激励流动人口迁入的重要因素,这与新近文献的结论相互印证(如,郭晓欣、钟世虎, 2024; 孙珩、陈建成, 2024)。而从表6列(1)—(5)的结果来看,传统普惠金融的推拉效应同样不容忽视。因此,各地要加强数字基础设施建设,持续升级数字金融工具的服务性能,继续提高普惠金融的数字化程度。而在数字技术蓬勃发展的当下,持续优化线下网点布局与服务功能,坚守好基层服务阵地,精准保障特殊群体的金融服务权益,不仅是金融服务的职责所在,更是促进社会公平与包容性增长的关键举措。

表6 增强流动人口迁入意愿的金融服务因素

被解释变量	流动人口迁入意愿					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
解释变量	银行服务 网点密度差距	保险服务 网点密度差距	小额贷款服务 网点密度差距	金融业从业者 密度差距	传统普惠 金融差距	数字化普惠 金融差距
估计系数	0.0383*** (0.0134)	0.0201** (0.0097)	0.0032*** (0.0010)	0.0057 (0.0043)	0.0608*** (0.0199)	0.1839** (0.0928)
平均半弹性	0.0353***	0.0175**	0.0031***	0.0110	0.0563***	0.0621**
样本量	4778	4778	4778	4778	4778	4778
Pseudo R ²	0.0552	0.0539	0.0588	0.0557	0.0619	0.0329

注:此处采用logit模型。列(1)—(6)均控制了城市特征、个体特征、家庭特征、流入地区固定效应及流出地区固定效应。

(四) 普惠金融受益流动人口的特征

居民的社会人口学特征对其金融排斥状况有重要影响(李涛等,2016);普惠金融则通过为弱势群体提供发展资源与机会,从而改善其生活状况(王蓉,2023)。作为城市中的弱势群体,流动人口在金融排斥方面可能表现出较为明显的困境。为探究普惠金融受益流动人口的特征,本文从人口学特征和城市特征两方面对样本进行分组回归。在人口学特征方面,首先,本文分别考察高学历与低学历流动人口的迁入受普惠金融供给的影响。研究指出,金融知识和金融素养显著影响个体的金融行为(唐丹云等,2023;温涛、刘渊博,2023),而基础的金融知识通常在高中、中等职业技术学校及高等教育中设置为必修内容。本文采用受教育年限作为反映金融知识水平的替代变量。表7A组的列(1)一(2)的回归结果表明,普惠金融供给显著增强了低学历流动人口的迁入意愿,但高学历人群并非普惠金融的主要受益群体。

其次,本文分别考察务工与非务工流动人口的迁入受普惠金融供给的影响。流动人口中的务工人群主要依赖企业提供的工作岗位来创造劳动收入,其在城市的资金来源相对稳定,且通常因工作需要而迁移户口。因此,预期其迁入意愿受普惠金融供给的影响较小。相比之下,经商流动人口的收入来源更依赖于市场经济情况,养老、随迁的流动人口可能关注生活便利情况,普惠金融可能对这些群体的迁入意愿产生更明显的促进作用。表7A组的列(3)一(4)的回归结果表明,普惠金融供给对非务工流动人口的迁入意愿有显著积极影响,对务工人群亦有弱显著的影响。表7A组的结果表明,普惠金融能够有效缓解流动人口面临的不平等问题,弥补其金融素养的不足,增强其收入的稳定性,减少弱势群体遭遇的金融排斥。

再次,本文还探究了普惠金融是否有助于提升城市对农村流动人口的迁入吸引力,基于以下两点考虑:一方面,户籍与社保的绑定关系限制了流动人口在常住地享受基本公共服务;另一方面,户籍与农村宅基地使用权的挂钩可能阻碍流动人口迁移(Gu et al.,2020)。本文根据户口性质是否为农业户口以及在户籍地老家是否有宅基地对流动人口进行分组回归。表7B组的列(1)和(3)的回归结果表明,普惠金融对持有农业户口的或拥有农村宅基地的流动人口的迁入吸引力显著为正。普惠金融缩短了金融服务的半径,依托日臻完善的信用信息共享体系,不仅突破了户籍限制对金融资源使用的制约,还显著提升了城市的吸引力,激励流动人口放弃原有的宅基地和农业户口并将户口迁入城市,从而能够推动城乡人口的流动与整合。

在城市特征方面,直辖市、副省级城市以及其他一些大城市较高的经济总量和庞大的人口规模催生了多样化的便民金融服务,普惠金融供给能力显著优于人口流出地。然而,部分城市的普惠金融相对一般。本文按照两项指标将流入市进行分类,探讨普惠金融供给对流动人口迁入意愿的影响的异质性:第一,根据新一线城市研究所发布的2017年城市商业魅力排行榜,将流入市划分为新一线及以上城市和二线及以下城市;第二,依据2016年的年平均人口数量,将流入市划分为常住人口500万及以上的大城市和常住人口500万以下的中小城市两类。表7C组的结果显示,流动人口在流入一线、新一线城市或常住人口超过500万的大城市时,普惠金融对其迁入具有强显著的激励;相反,对于流入二线及以下城市或者中小城市的流动人口,普惠金融供给尚未成为增强其迁入意愿的显著因素。也就是说,受益于普惠金融的流动人口主要集中在经济发达且人口密集的大城市。优质的普惠金融服务已成为城市吸引流动人口迁入的重要因素之一。然而,当前中小城市的普惠金融发展欠佳,阻碍了流动人口的迁入,这也可能加剧了我国劳动力空间分布的失衡。因此,要解决区

域间劳动力失衡的问题,必须加大对中小城市普惠金融的政策引导,改善流动人口所获取的金融服务质量,从而避免劳动力过度集聚于大城市,推动区域协调发展。

表 7 普惠金融受益流动人口的特征

	流动人口迁入意愿			
	(1)	(2)	(3)	(4)
A 组:人口学特征(一)				
	低学历	高学历	非务工	务工
普惠金融差距	0.0171*** (0.0058)	0.0063 (0.0081)	0.0228*** (0.0078)	0.0103* (0.0063)
样本量	2868	1910	3383	1395
Adj. R ²	0.0554	0.0983	0.0931	0.0820
B 组:人口学特征(二)				
	农业户口	非农户口	有宅基地	无宅基地
普惠金融差距	0.0162*** (0.0054)	-0.0364 (0.0202)	0.0187*** (0.0069)	0.0047 (0.0055)
样本量	4481	297	3270	1508
Adj. R ²	0.0766	0.1643	0.0753	0.0772
C 组:流入市特征				
	一线/新一线城市	二线及以下城市	常住人口≥500万	常住人口<500万
普惠金融差距	0.0199*** (0.0056)	-0.0025 (0.0066)	0.0170*** (0.0056)	0.0013 (0.0067)
样本量	1685	3093	3011	1767
Adj. R ²	0.1001	0.0720	0.1103	0.0595

注:由于 logit 模型存在未被观测到的异质性问题,使用子样本进行 logit 回归的系数难以直接比较(洪岩璧,2015),因此此处采用线性概率模型。列(1)一(4)均控制了城市特征、个体特征、家庭特征、流入地区固定效应及流出地区固定效应。

五、进一步研究

基于理论假说,本部分实证分析普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的微观机制。此外,本节还分析了财政金融联动对普惠金融发展的支持作用,并分析财政在促进流动人口落户中的调节效应及政策效果。

(一) 普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的微观机制

首先,普惠金融增强了流动人口的居留意愿。2017CMDS 问卷包含了若干关键问题,以评估流动人口对现居城市的认同感和融入意愿。具体来说,问卷调查了受访者是否喜欢当前城市、是否关注城市变化以及是否愿意融入本地社会,受访者需选择“完全不同意、不同意、基本同意或完全同意”。作者分别设置三个虚拟变量,若受访者选择“基本同意”或“完全同意”,虚拟变量赋值为 1,否则取 0。此外,问题“今后一段时间,您是否打算继续留在本地”询问了受访者的居留意愿,本文所选用的样本可分为是、否两项;问题“如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久”询问了受访

者的预期居留时长,分为5年以上和5年以下两组。本文设置两个虚拟变量:若受访者愿意居留则赋值为1;若受访者计划居留5年以上则赋值为1。基于方程(1),将被解释变量依次替换为以上五个虚拟变量进行回归分析。

表8 A组的列(1)(2)(4)的回归结果显著为正,表明当普惠金融差距这一“合力”方向指向流入市时,会提高流动人口对现居城市的喜爱和关注,并正向促进流动人口居留本地。尽管列(3)(5)的回归结果未能至少在90%的置信水平上统计显著,但其符号为正依然暗示着积极的经济意义。由此,假设1得到验证:普惠金融供给通过提高身份认同感和居留意愿,增强了流动人口的迁入意愿。

其次,普惠金融改善了务工流动人口的劳动力市场表现。劳动力市场表现可以通过一系列指标进行衡量。在2017CMDS中,“今年五一前是否做过一小时以上有收入的工作(多少小时)”询问了受访者近期是否参与过有收入的工作及其每周工作时长;“您现在的就业身份”询问了受访者目前是否为雇主或有固定雇主,反映了就业的稳定性;“您个人上个月(或上次就业)工资收入/纯收入为多少”记录了受访者的收入水平;“与去年同期相比,您个人月收入的变化情况”则记录了流动人口在流入本地后收入是否有所改观。为便于分析,本文设定了三个虚拟变量纳入回归分析:若受访者

表8 普惠金融供给增强流动人口迁入意愿的微观机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A组:增强居留意愿					
	喜欢现居城市	关注现居城市的变化	很愿意融入本地人当中	计划居留本地	计划居留5年以上
普惠金融差距	0.0178** (0.0078)	0.0389** (0.0181)	0.0261 (0.0183)	0.0454** (0.0216)	0.0290 (0.0212)
样本量	4778	4778	4778	4778	4778
Pseudo R ²	96.06	87.98	87.16	0.0117	0.0157
B组:改善劳动力市场表现					
	有工作	ln(工作时长)	雇主/有固定雇主	ln(收入)	收入高于去年同期
	logit	OLS	logit	OLS	logit
普惠金融差距	0.0770*** (0.0305)	0.0451** (0.0194)	0.0552*** (0.0198)	0.0570*** (0.0225)	0.0387** (0.0189)
样本量	3383	3383	3383	3383	3383
Adj. R ²		0.0829		0.0841	
Pseudo R ²	0.1043		0.1270		0.0260
C组:纾解家庭困难					
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	有家庭困难	买不起房子	收入太低	生意不好做	
普惠金融差距	-0.0441 (0.0312)	-0.0941* (0.0496)	-0.0479** (0.0249)	-0.0956* (0.0589)	
样本量	4778	4778	4778	382	
Pseudo R ²	0.0111	0.0466	0.0182	0.1438	

注:除特别说明使用OLS模型的回归结果,其他回归结果均由logit模型得出。此处控制了城市特征、个体特征、家庭特征、流入地区固定效应及流出地区固定效应。

在五一前有工作则赋值为 1;若受访者的就业身份为雇主或固定雇员则赋值为 1;若受访者的收入高于去年同期则赋值为 1。表 8 B 组回归结果显示,普惠金融显著促进了流动人口就业,巩固了其工作的稳定性,还有效提升了其收入水平。由此,假设 2 得到验证:普惠金融供给通过改善劳动力市场表现,增强了流动人口的迁入意愿。

最后,普惠金融纾解了流动人口的家庭困难,这体现了普惠金融在推动社会公平和包容性方面的重要价值。2017CMDS 详细调查了受访者当前面临的家庭困境。问题“目前在本地,您家主要有哪些困难”涵盖了家庭收入、住房状况、商业经营等方面,旨在了解流动人口的家庭经济压力。本文分别设定了若干虚拟变量作为被解释变量:若受访者的家庭目前有困难,则赋值为 1;若家庭在流入城市不具备购房所需的经济能力,则赋值为 1;若家庭收入过低,则赋值为 1;若经商群体认为在流入市的生意不好做,则赋值为 1。根据表 8 C 组回归结果可以计算出,当普惠金融差距每增加一个标准差时,流动人口面临家庭困难的情况减少 12.7 个百分点,面临购房难、收入低和生意难的情况分别下降 26.5、13.8 和 26.9 个百分点。由此,假设 3 得到验证:普惠金融供给通过纾解家庭困难,增强了流动人口的迁入意愿。

综上所述,普惠金融的普惠性通过微观机制得以有效显现。普惠金融通过增强流动人口对城市的认同感和融入意愿,提升了他们长期定居的积极性。普惠金融改善了外来务工者的劳动力市场表现,增强了他们在城市的经济保障。普惠金融还有效缓解了流动人口在住房、收入和经营上的困难,减轻了其生活压力。

(二) 财政金融联动与流动人口迁入意愿

2015 年 12 月,国务院印发《推进普惠金融发展规划(2016—2020 年)》,明确要求推进普惠金融发展,提高金融服务的覆盖率、可得性和满意度,增强所有市场主体和广大人民群众对金融服务的获得感。对于流动人口而言,这是一项重要的福利政策。为了促进高质量发展,并发挥财政资金的撬动效应,引导金融资源和社会资本向现代化产业、普惠金融、绿色发展等重点领域倾斜,强调要加强财政与金融的协同配合,出台了一系列措施支持普惠金融的推进。同时,各地财政部门也在积极开展财政与金融的统筹联动工作。财政增收依赖于金融的发展(宋宝琳等,2022),本文研究发现,金融的发展同样需要财政的有力支持,两者相辅相成、互为促进,共同推动经济和社会的可持续发展。

科学技术是增强普惠金融供给能力的关键手段。2023 年,国务院印发《国务院关于推进普惠金融高质量发展的实施意见》(以下简称《意见》),强调要强化科技赋能普惠金融,支持金融机构深化科技应用,优化普惠金融服务模式,提高金融服务可得性和质量。从政策来看,科技赋能将为流动人口享受高质量金融服务提供有力支持。本文通过《中国城市统计年鉴(2017)》中的城市科学技术一般公共预算支出数据,构建了流入市与流出市的科学技术支出差距,研究科学技术支出差距在普惠金融差距对流动人口迁入影响中的调节效应。表 9 列(1)的结果显示,普惠金融差距与科学技术支出差距的交乘项的估计系数显著为正,而普惠金融差距的估计系数为 0.1181,较基准回归结果有所增加。由此可见,公共预算中用于科技的支出能够有效推动普惠金融发展,进一步提升城市对流动人口的吸引力。

在加强政策引导和协同治理方面,《意见》强调要用好财税政策支持工具,提高普惠金融发展专项资金使用效能。2016 年,财政部印发《普惠金融发展专项资金管理办法》,引导各级政府、金融机

构以及社会资金支持普惠金融发展。经详查文件,境内 31 个省、直辖市和自治区中,有 24 个省级行政区^①于 2017 年 5 月前(CMDS 调查前)通过颁布普惠金融专项资金管理办法、印发普惠金融发展实施方案等方式,明确提出贯彻落实党中央、国务院《推进普惠金融发展规划(2016—2020 年)》或贯彻落实财政部《普惠金融发展专项资金管理办法》的有关精神,而 7 个省级行政区在出台政策指导文件上存在一定程度的时间滞后,但皆于 2018 年前后制定落实普惠金融专项资金管理工作的政府文件。

为考察当年政策对流动人口迁入意愿的影响,本文设置虚拟变量 $policy_p$ 。对于来自 24 个省级行政区的个体, $policy_p=1$;对于来自另外 7 个省级行政区的个体, $policy_p=0$ 。以 $policy_p$ 为解释变量,以流动人口迁入为被解释变量进行 logit 回归,估计财政政策支持普惠金融对流动人口迁入意愿的影响。表 9 列(2)的结果表明,支持普惠金融发展的财政政策对流动人口迁入意愿具有显著积极影响;列(3)的结果表明,科技支出能正向调节政策效果。财政金融联动不仅利于普惠金融发展,还能成为流动人口迁入的新驱动因素。

表 9 财政金融联动与流动人口迁入意愿

	科学技术支出对 普惠金融发展的调节效应	普惠金融发展的 财政政策效果	科学技术支出对 政策效果的调节效应
	(1)	(2)	(3)
	流动人口迁入意愿		
普惠金融差距	0.1181*** (0.0424)		
普惠金融差距 × 科学技术支出差距	0.0042*** (0.0016)		
$policy_p$		0.1657* (0.0981)	0.1987** (0.0938)
$policy_p \times$ 科学技术支出差距			0.0061*** (0.0011)
样本量	4778	4778	4778
Pseudo R ²	0.0599	0.0494	0.0539

注:此处采用 logit 模型。列(1)—(3)均控制了城市特征、个体特征、家庭特征、流入地区固定效应及流出地区固定效应。

六、结论与建议

本文的核心结论是,当流入城市的普惠金融供给能力强于流出城市时,流动人口将户口迁入流入市的意愿会增强。数字化普惠金融对流动人口迁入意愿的增强作用相当突出,而传统普惠金融的

^① 2017 年 5 月之前出台政策文件的省级行政区有 24 个,分别为北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、江西、安徽、福建、山东、河南、湖北、广东、海南、重庆、四川、云南、陕西、青海、新疆。

推拉效应也不容忽视,其中银行服务的普及对流动人口迁入意愿的积极影响最为显著,保险服务的作用次之,而贷款对流动人口而言,可能表现为一种长期积累效益。从微观角度看,普惠金融主要影响低学历、非务工和农业户口群体,满足了这些群体的金融服务需求,减轻了弱势群体的金融排斥,突破了户籍限制对流动人口享受公共服务的制约。从宏观角度看,普惠金融已逐渐成为增强城市吸引力以及缓解劳动力空间失衡状况的重要因素。微观机制分析表明,普惠金融供给增强了流动人口的居留意愿,改善了外来务工人员的劳动力市场表现,并纾解了新市民的家庭困难,从而增强了流动人口迁入意愿。相关的财政政策促进了普惠金融发展,而一般公共预算中的科技支出发挥了积极的调节作用,财政金融联动可能成为激励流动人口迁入的因素。基于研究结论,本文就进一步发挥各地普惠金融对流动人口的利好作用提出以下建议:

一是深化普惠金融改革,提升财政金融协同效应。普惠金融的可持续发展离不开财政政策的有力支持与调节作用。应推动普惠金融向高质量发展迈进,相关部门必须在现有政策框架的基础上进一步深化改革,及时修订和完善普惠金融政策文件,确保其在应对新形势、新挑战时具有足够的适应性。特别是要完善普惠金融专项资金的管理机制与使用办法,确保财政资金的精准投放,满足广大民众,尤其是流动人口这类特殊群体的金融服务需求。此外,政府还应通过合理的财政转移支付和预算安排,专款专用,为城镇和乡村的金融业提供稳定的资金支持,确保金融基础设施的建设和服务技术的研发得以顺利推进。

二是优化金融服务体系,精细化满足流动人口的差异化金融需求。为提高金融服务的可及性,应推动金融服务进街镇,确保流动人口能够便捷地获得所需的金融服务。应加强对新市民群体的金融知识普及,提升金融服务的可及性和透明度。同时,随着数字化转型的不断深化,金融机构应提升金融服务的智能化、安全性和服务效率,充分运用大数据技术构建详细的客户画像,满足流动人口日益增长的在线金融需求。对于低学历者、农民工及中青年群体等具有特殊需求的流动人口群体,各地应因人制宜推出针对就业、住房、教育等实际需求的金融产品,降低信息不对称,减弱流动人口的金融排斥。总之,应强化线下金融服务阵地建设,优化线上金融服务功能,促进流动人口社会融合与城市经济高质量发展的双向协同。

三是坚持普惠金融全国一盘棋,激活区域金融新质生产力。区域发展与个体发展的协调是畅通国内大循环、推动普惠金融高质量发展的关键。各地尤其是中小城市要研判区位优势,提高金融业务普及度和活跃度;应全面取消在就业地参保户籍限制,保证流动人口平稳迁入,避免区域劳动力失衡。针对资源过度富集的问题,城市群、都市圈中心城市应发挥扩散效应,优化产业分布;通过提高资金保障和扩展服务网络等手段,加快实现金融业务跨城互办,促进资源的均衡分配。各地可以鼓励金融人才积极参与基层工作,推动金融服务向基层下沉。通过打破区域壁垒,最终实现普惠金融的全国统筹,助推全国统一大市场建设。

参考文献

- [1] 蔡昉,都阳. 迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说[J]. 中国人口科学,2002(4):3-9.
- [2] 陈浩,罗力菲. 财政能力、公共服务供给与流动人口居留意愿[J]. 中国人口·资源与环境,2022(10):197-208.
- [3] 邓仲良,张车伟. 国内大循环背景下人口流动与区域协调发展[J]. 经济纵横,2022(10):54-64.
- [4] 董晓林,徐虹. 我国农村金融排斥影响因素的实证分析——基于县域金融机构网点分布的视角[J]. 金融研究,2012(9):115-126.

- [5] 段成荣,谢东虹,吕利丹. 中国人口的迁移转变[J]. 人口研究,2019(2):12-20.
- [6] 段成荣,赵畅,吕利丹. 中国流动人口流入市分布变动特征(2000—2015)[J]. 人口与经济,2020(1):89-99.
- [7] 方观富,高天天. 数字普惠金融与农民工长期居留意愿[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2022(4):34-46.
- [8] 葛和平,吴倩. 数字普惠金融对民营经济高质量发展的影响研究[J]. 经济问题,2022(11):27-35.
- [9] 郭峰,孔涛,王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究,2017(8):75-85.
- [10] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [11] 郭晓欣,钟世虎. 数字普惠金融发展对流动人口城市选择的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(11):12-22.
- [12] 何宗樾,宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济,2020,41(8):65-79.
- [13] 洪岩璧. Logistic 模型的系数比较问题及解决策略:一个综述[J]. 社会,2015(4):220-241.
- [14] 洪铮,章成,王林. 普惠金融、包容性增长与居民消费能力提升[J]. 经济问题探索,2021(5):177-190.
- [15] 侯慧丽. 城市公共服务的供给差异及其对人口流动的影响[J]. 中国人口科学,2016(1):118-125.
- [16] 阚晓西,易贲,郑智新. 政府在普惠金融中的职能边界与作用体现[J]. 财政科学,2018(10):20-24.
- [17] 李衡,杨上广. 离家的诱惑:县域数字普惠金融与流动人口留居意愿[J]. 兰州学刊,2024(2):48-63.
- [18] 李建军,李俊成. 普惠金融与创业:“授人以鱼”还是“授人以渔”? [J]. 金融研究,2020(1):69-87.
- [19] 李强. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[J]. 中国社会科学,2003(1):125-136.
- [20] 李涛,徐翔,孙硕. 普惠金融与经济增长[J]. 金融研究,2016(4):1-16.
- [21] 刘锋,张桃霖,黄苹. 数字普惠金融改善了收入不平等吗? ——基于技能劳动者非农就业转移的视角[J]. 南方金融,2024(6):3-17.
- [22] 刘建国,丁杨,薛丹阳. 人口流动研究进展:测度方法、影响因素与经济社会影响[J]. 西北人口,2023(6):73-85.
- [23] 刘金凤,魏后凯. 城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响[J]. 经济管理,2019(11):20-37.
- [24] 刘军弟,张亚新. 我国普惠金融发展的地区差异及其影响因素[J]. 沈阳工业大学学报(社会科学版),2020(6):527-533.
- [25] 刘晓光,陈聪,郭雅娟. 人口流动对家庭风险金融资产配置的影响——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 贵州财经大学学报,2024(2):61-70.
- [26] 刘亦文,丁李平,李毅,等. 中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J]. 中国软科学,2018(3):36-46.
- [27] 马彧菲,杜朝运. 普惠金融指数的构建及国际考察[J]. 国际经贸探索,2016(1):105-114.
- [28] 戚晶晶,许琪. 农村劳动力跨省流动与流入省吸引力的分析——基于传统劳动力迁移、人力资本、新劳动力迁移与制度变迁理论[J]. 人口与经济,2013(3):53-61.
- [29] 齐嘉楠,于典,王志理. 流动人口流动距离及影响因素研究[J]. 南方人口,2021(2):31-41.
- [30] 邵子煜,王秀芝. 空气污染影响了城市间的人口流动吗? [J]. 统计与管理,2021(11):11-17.
- [31] 宋宝琳,张航,胡欣蕊. 数字金融发展对地方财政收入的影响及区域差异研究——基于中国 282 个地级市面板数据的中介效应检验[J]. 财政科学,2022(5):122-133.
- [32] 宋宝琳,周国富,张春红,等. 财政收入、人口集聚与区域经济增长关系的实证[J]. 统计与决策,2020(3):100-103.
- [33] 宋丽敏,田佳蔚. 东北地区人口流动决策的影响因素研究——基于个体特征与经济因素的交互分析[J]. 人口学刊,2021(4):63-73.
- [34] 孙珩,陈建成. 数字普惠金融、劳动力流动与农村居民消费[J]. 统计与决策,2024(17):75-79.
- [35] 唐丹云,李洁,吴雨. 金融素养对家庭财产性收入的影响——基于共同富裕视角的研究[J]. 当代财经,2023(4):55-67.
- [36] 王春兰,丁金宏. 流动人口城市居留意愿的影响因素分析[J]. 南方人口,2007(1):22-29.
- [37] 王桂新. 中国人口迁移与区域经济发展关系之分析[J]. 人口研究,1996(6):9-16.
- [38] 王婧,胡国晖. 中国普惠金融的发展评价及影响因素分析[J]. 金融论坛,2013(6):31-36.
- [39] 王珺,杨本建. 中心城市辐射带动效应的机制及其实现路径研究[J]. 中山大学学报(社会科学版),2022,62(1):161-167.

- [40] 王蓉. 普惠金融调节收入分配之功能研究[J]. 南方金融, 2023(3): 66-79.
- [41] 王新贤, 高向东. 中国流动人口分布演变及其对城镇化的影响——基于省际、省内流动的对比分析[J]. 地理科学, 2019(12): 1866-1874.
- [42] 温涛, 刘渊博. 数字素养、金融知识与农户数字金融行为响应[J]. 财经问题研究, 2023(2): 50-64.
- [43] 巫锡炜, 郭静, 段成荣. 地区发展、经济机会、收入回报与省际人口流动[J]. 南方人口, 2013(6): 54-61.
- [44] 吴兴陆. 农民工定居性迁移决策的影响因素实证研究[J]. 人口与经济, 2005(1): 5-10+43.
- [45] 夏怡然, 陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界, 2015(10): 78-90.
- [46] 肖群鹰, 刘慧君. 基于 QAP 算法的省际劳动力迁移动因理论再检验[J]. 中国人口科学, 2007(4): 26-33.
- [47] 邢祖哥, 黄耿志, 薛德升. 中国城市流动人口社会融合的空间格局与影响机制[J]. 地理学报, 2022(10): 2474-2493.
- [48] 杨彦彦, 陈金永, 刘塔. 中国人口迁移: 多区域模型及实证分析[J]. 中国人口科学, 1999(4): 20-26.
- [49] 于晓虹, 楼文高, 余秀荣. 中国省际普惠金融发展水平综合评价与实证研究[J]. 金融论坛, 2016(5): 18-32.
- [50] 于之倩, 詹舒婷, 李玲玲. 普惠金融评价指标与测度方法研究[J]. 金融教育研究, 2021(5): 13-25.
- [51] 曾通刚, 杨永春, 满姗. 中国城市流动人口心理融入的地区差异与影响因素[J]. 地理科学, 2022(1): 126-135.
- [52] 张锟澎, 刘雪晴. 数字经济、流动人口与城市居留意愿——基于全国流动人口动态监测数据的经验研究[J]. 山西财经大学学报, 2022(5): 15-28.
- [53] 张芯悦. 不同等级城市下流动人口社会认同感、生活差异与居留意愿——基于 2017 年中国卫计委流动人口监测数据的研究[J]. 兰州学刊, 2022(1): 87-99.
- [54] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(8): 71-86.
- [55] 张耀军, 岑俏. 中国人口空间流动格局与省际流动影响因素研究[J]. 人口研究, 2014(5): 54-71.
- [56] 周皓, 刘文博. 流动人口的流入市选择机制[J]. 人口研究, 2022(1): 37-53.
- [57] Allen F, Demircug-Kunt A, Klapper L, et al. The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 2016, 27(3): 1-30.
- [58] Arora R U. Measuring Financial Access[J]. Griffith Business School Discussion Papers Economics, 2010, 1(7): 1-21.
- [59] Finlay K, Magnusson L, Schaffer M E. WEAKIV10: Stata Module to Perform Weak-instrument-robust Tests and Confidence Intervals for Instrumental-variable(IV) Estimation of Linear, Probit and Tobit Models[EB/OL]. 2013. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457684.html>.
- [60] Gu H, Ling Y, Shen T, et al. How Does Rural Homestead Influence the Hukou Transfer Intention of Rural-urban Migrants in China? [J]. Habitat International, 2020, 105(11): 102267.
- [61] Heitmueller A. Unemployment Benefits, Risk Aversion, and Migration Incentives[J]. Journal of Population Economics, 2005, 18(1): 93-112.
- [62] Jones P A. From Tackling Poverty to Achieving Financial Inclusion—The Changing Role of British Credit Unions in Low Income Communities[J]. The Journal of Socio-Economics, 2008, 37(6): 2141-2154.
- [63] Lee E S. A Theory of Migration[J]. Demography, 1966, 3(1): 47-57.
- [64] Newey W K. Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables [J]. Journal of Econometrics, 1987, 36(3): 231-250.
- [65] Oates W E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis[J]. Journal of Political Economy, 1969, 77(6): 957-971.
- [66] Sarma M, Pais J. Financial Inclusion and Development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613-628.
- [67] Soekarno S, Mambela I Y, Setiawati M. Women and Digital Financial Inclusion in Indonesia as Emerging Market[J]. International Review of Management and Marketing, 2020, 10(5): 46-49.
- [68] Zhu Y, Chen W. The Settlement Intention of China's Floating Population in the Cities: Recent Changes and Multifaceted Individual-level Determinants[J]. Population, Space and Place, 2010, 16(4): 253-267.

Inclusive Finance Supplies and Migrants' Inclination of Moving-in

Liu Xinbo Yang Jiakai Liu Yifang

Abstract: Based on the push-pull theory and using data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS), this paper empirically investigates the impact of inclusive finance supplies on migrants' inclination of moving-in. The study finds that the inclusive finance supplies significantly enhance migrants' inclination of moving-in, with the positive effects of digital inclusive finance being particularly prominent, while the push-pull effects of traditional inclusive finance cannot be ignored. From a micro perspective, inclusive finance supplies mainly affects low educated, non-working, and agricultural hukou groups; From a macro perspective, it is an important factor in reducing regional labor imbalances. Microscopic mechanism analysis shows that inclusive finance supplies can enhance residency willingness, improve labor market outcomes, and alleviate family difficulties, thus it is an important incentive of migrant's moving-in. Cities should make fiscal and financial linkage, promote balanced development of inclusive finance, increase the supplies of financial service to new citizens, and ensure migrants' smooth moving-in.

Key words: The Push-pull Theory; Inclusive Finance Supplies; Migrants; Inclination of Moving-in; Fiscal and Finance Linkage

作者单位:刘新波 中国社会科学院经济研究所

杨佳楷(通讯作者) 中国人民大学应用经济学院区域与城市经济研究所

刘轶芳 中央财经大学经济学院

(责任编辑:罗 理)