

数字金融发展能促进返乡农民工再就业吗*

——基于中国劳动力动态调查（CLDS）的经验分析

曾湘泉 郭 晴

[摘要] 互联网技术推动数字金融快速发展，对于降低融资约束和创业成本，推动我国返乡农民工创业就业，助力乡村振兴战略实现，具有十分重要的意义。本文通过构建理论模型，研究数字金融对返乡农民工再就业的影响，并使用中国数字普惠金融指数和中国劳动力动态调查（CLDS）数据进行实证检验。研究发现：数字金融发展水平每提高一个标准差，促进返乡农民工非农就业概率提高 0.062 个单位~0.21 个单位，并使其农业就业概率降低 0.071 个单位~0.22 个单位。数字金融能够降低融资和创业成本，吸引返乡农民工在农村地区开展机会型创业，由此创造就业岗位，促进收入提升；相比之下，数字金融对进城农民工创业及收入没有显著影响。异质性分析显示，数字金融能够显著促进低物质资本、低人力资本的返乡农民工开展机会型创业，并对高儿童抚养比的返乡农民工有更强的普惠性。本文为返乡农民工等重点人群“稳就业”、推动农村信息化与乡村振兴战略实现，提供经验证据与政策依据。

[关键词] 数字金融；返乡农民工；再就业；创业

一、引言

乡村振兴战略是我国新时代“三农”工作的重要任务与方向，人才振兴是其关键推力与重要支撑。返乡农民工作为熟悉农村的人才资源，具有丰富外出务工经历和较高人力资本水平（周广肃等，2017），是推动乡村振兴战略实现的重要主体。2020年政府工作报告指出，要让返乡农民工能打工、有收入，全面强化就业优先政策，支持农民就

近就业、创业。^①统计数据显示，2019年中国农业转移人口总量达到 2.91 亿人，占全国总人口的比例超过 20%，其中外出农业转移人口 1.74 亿人。^②在 2020 年新冠疫情冲击下，农民工由于进城务工困难，集中返回农村，重点群体农民工的就业问题亟须解决。鼓励回流农村的劳动力自主创业，增加乡村非农就业岗位，推动当地富余劳动力就业，不仅是我国当前形势下“稳就业”与“保就业”的关键，更是促进乡村产业兴旺的重要途径。这对于助力乡村振兴战略的实现，具有十分重要的

* 曾湘泉、郭晴（通讯作者），中国人民大学劳动人事学院，邮政编码：100872，电子信箱：qingguo@ruc.edu.cn。本文是中国人民大学科学研究基金项目（21XNH075）的阶段性成果。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。本文文责自负。

① 国务院：《2020 年国务院政府工作报告》，<http://www.chinanews.com/gn/z/lh2020/zfgzbg/index.shtml>，2020 年 5 月 22 日。

② 国家统计局：《2019 年农业转移人口监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html，2020 年 4 月 30 日。

现实意义。

近年来, 创新技术推动数字金融蓬勃发展, 包括支付宝、微信支付在内的数字金融对我国劳动力市场产生深刻影响。北京大学数字金融研究中心数据显示, 中国数字普惠金融指数省份均值由 2011 年的 40.004, 上升至 2018 年的 300.208 (郭峰等, 2020), 上升幅度十分可观, 可见我国各地区数字金融的覆盖广度、使用深度以及数字支持服务程度普遍强化和深化。数字金融对女性融资及创业产生显著正向影响 (Guo *et al.*, 2021), 农民工融资渠道有限、金融支持缺乏, 在创业起步阶段面临阻力。据抽样调查, 农民工创业资金近七成来自家庭和亲友, 来自贷款的部分仅占 10% 左右。^① 返乡农民工具有外出务工经历和较高人力资本水平 (周广肃等, 2017), 占创业农民工的 70% 左右, 活跃于农产品加工企业、休闲农业经营主体及农民专业合作社等, 是创业的主力军。^② 拓宽农民工融资渠道、缓解其融资困难问题, 对于释放农民工创业活力具有重要价值。

数字金融的发展与普及, 能否释放返乡农民工的创业活力?^③ 能否为稳定我国就业、促进我国人才振兴、助力乡村振兴战略实现发挥重要作用? 为解答上述问题, 本文结合中国数字普惠金融指数和 2014 年、2016 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据, 系统考察数字金融发展对返乡农民工再就业的影响, 并进一步分析数字金融促进返乡农民工非农就业的实现方式。为理清数字金融破解农民工就业等劳动力市场问题, 助力我国“稳就业”以及乡村振兴战略的实现提供新的经验证据。

区别于已有的研究, 本文的边际贡献如下: 第一, 目前尚未有文献关注数字金融对返乡农民工再就业的影响。本文首次聚焦返乡农民工群体, 使用全国层面调查数据对该问题做出经验分析, 对于在

乡村振兴战略实施与新冠疫情冲击背景下, 我国返乡农民工实现“稳就业”, 具有重要的理论及现实意义; 第二, 本文基于数字金融发展, 对返乡农民工群体就业创业行为进行理论模型推导与实证检验, 厘清数字金融促进返乡农民工再就业的实现方式; 第三, 通过数据验证数字金融对返乡农民工就业促进的路径与机制, 研究发现, 数字金融能够促进返乡农民工实现机会型创业与受雇就业, 提高返乡农民工收入, 但对进城农民工创业与收入影响不显著。

本文余下部分的安排如下: 第二部分展开相关文献综述, 第三部分展开理论模型构建与理论分析; 第四部分阐述数据来源、对主要变量进行描述性统计并构建计量模型; 第五部分展示实证结果并进行分析; 第六部分进一步做出异质性分析; 第七部分得出研究结论并总结全文, 阐述相应的政策启示。

二、国内外文献综述

与本文相关的文献可分为两个部分: 一是数字经济对劳动力市场的影响; 二是返乡农民工再就业的影响因素。

近年来, 大量国内外文献从技术进步角度讨论数字经济对劳动力市场的影响, 发现技术进步提升了资本积累效率, 在任务分配时扩大资本的任务集合, 增加机器替代劳动力的概率, 带来劳动力失业以及工资下降的风险 (Acemoglu & Restrepo, 2020; Acemoglu & Restrepo, 2021)。也有研究发现, 技术的采纳会减少生产工人就业, 增加技术工人就业 (Humlum, 2020)。另一方面, 有学者认为, 要素配置效率才是决定数字经济对劳动力或资本相对替代的关键因素 (王林辉和袁礼, 2018)。

① 中工网:《农民工返乡创业面临三大难题》, <http://money.163.com/16/0825/06/BV9UE3CU002580S6.html>, 2016年8月25日。

② 农民日报:《返乡农民工成为创业主力》, http://www.agri.cn/V20/ZX/nyyw/201607/t20160720_5212130.htm, 2016年7月20日。

③ 返乡农民工的创业(就业)过程可细分为“返乡”和“创业(就业)”两个部分。为更加清晰地展示外部冲击(如新冠疫情)影响下, 未能进城务工的返乡农民工群体的创业(就业)行为, 本文聚焦分析已经回到家乡的返乡农民工群体的创业(就业)行为。

数字经济发展挤占中低技能劳动者相对收入权，但改善了中低技能劳动者相对福利效应（柏培文和张云，2021）。国内学者更多关注数字金融对劳动力市场及企业发展的影响。有研究表明，数字金融能够促进创业与企业创新（谢绚丽等，2018）。对于居民而言，数字金融能够显著促进非正规就业（何宗樾和宋旭光，2020），并推动城乡收入差距缩小（张勋等，2019）以及性别工资差距缩小（Guo *et al.*，2021）。

伴随我国产业结构和城乡发展方式的调整，出现农民工回流现象，返乡农民工的再就业问题被学界关注。国内外学者从金融与经济因素、政策因素、个体和家庭特征等角度，对返乡农民工再就业的影响因素展开广泛的研究。具体来看，从金融和经济角度的研究发现，便捷与顺畅的金融借贷服务能够促进返乡农民工创业（刘唐宇，2010），同时也有研究发现，创业政策等政府支持对返乡农民工创业有显著正向影响（程广帅和谭宇，2013）。就个体与家庭特征来看，高受教育程度和高社会资本的返乡农民工就业概率更大（汪三贵等，2010），互联网的接入能够显著促进返乡农民工创业（袁方和史清华，2019）。年龄对返乡农民工创业的影响存在不确定性，有学者认为二者呈倒U型曲线关系（汪三贵等，2010）。丰富的家庭社会资本对于返乡农民工自主创业产生促进作用（程广帅和谭宇，2013）。

综上所述，一方面，对数字金融影响的研究主要集中在促进创业、提高居民收入等经济影响方面，并关注农户、小微企业等群体，而目前尚未有文献聚焦数字金融对返乡农民工群体的影响。另一方面，关于返乡农民工再就业影响因素的研究较多，而目前考察数字金融促进返乡农民工就业创业的研究仍比较匮乏。因此，本文就该问题展开实证探讨，以期厘清数字金融发展对返乡农民工再就业的影响，丰富我国返乡农民工就业的相关研究。

三、数字金融与返乡农民工再就业的理论分析

接下来，本文将从职业选择模型和推一拉理论入手，从数字金融发展角度拓展上述理论模型，分析数字金融对返乡农民工再就业的实现方式。

（一）数字金融发展下的返乡农民工职业选择模型

本文从数字金融降低融资约束和经营成本，带动原先受到资本束缚的返乡农民工创业的角度，构建数字金融促进返乡农民工创业就业的理论模型。在经典职业选择模型的基础上（Evans & Jovanovic, 1989; Nguimkeu, 2014），本文考虑数字金融的影响，对模型进行拓展和改良，构建如下理论模型。

1. 第一阶段：数字金融未发展。返乡农民工在期初有两种职业选择，被雇佣和创业。被雇佣者获得工资性收入 w ， w 外生给定并恒为常数。创业者生产函数 y 包含企业家才能 θ 和资本 k 两种投入要素：

$$y = \theta k^\alpha \sigma \tag{1}$$

其中， α 为资本产出弹性，取值范围为 $0 < \alpha < 1$ ； σ 为产出的干扰项，独立于 θ 和 k ，个体无法预知该值，故创业个体无法预知收入。下面假设 σ 取均值 1，即个体是风险中性的。考虑资本要素的成本后，创业获得净收入如式（2），其中 r 为 1 加市场利率。

$$Y^c = \theta k^\alpha - rk \tag{2}$$

当数字金融尚未发展时，创业者可利用的资本量小于等于自有的和银行等融资渠道借贷的最大资本量。且最大贷款额不超过个人初始财富 z 的固定倍数 λ （Evans & Jovanovic, 1989），即 k 的范围是：

$$0 \leq k \leq \lambda z \tag{3}$$

在此基础上求解，创业者面临的最优化问题：

$$\text{Max} \{ \theta k^\alpha - rk \} \tag{4}$$

对 k 求偏导，得到 k 的最优解为：

$$k^* = \left(\frac{\theta \alpha}{r} \right)^{1/(1-\alpha)} \tag{5}$$

若创业者不受资本约束，即 $k^* \leq \lambda z$ ，则创业者可达到最优资本投入，可解出企业家才能 θ 取值为：

$$\theta \leq \frac{r}{\alpha} (\lambda z)^{1-\alpha} = \bar{\theta}(z) \tag{6}$$

将式(5)代入式(4)可解出创业获得净收入为:

$$Y^e = (1 - \alpha)\theta^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{\alpha}{r}\right)^{\alpha/(1-\alpha)} \quad (7)$$

若创业者受到融资约束,即 $k^* > \lambda z$, 则创业者可投入的最大资本量为 λz , 创业所获最大化收入为:

$$Y^e = \theta(\lambda z)^\alpha - r\lambda z \quad (8)$$

当面临职业选择时,个体根据创业或受雇所获得的净收入,做出自愿的选择。创业者和受雇者收入之差 g 可表示为:

$$g(z, \theta) = \begin{cases} (1 - \alpha)\theta^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{\alpha}{r}\right)^{\alpha/(1-\alpha)} - w, & \text{不受资本约束时} \\ \theta(\lambda z)^\alpha - r\lambda z - w, & \text{受到资本约束时} \end{cases} \quad (9)$$

令 $g(z, \theta)$ 等于零,可求出职业选择的临界值。由于合适的金融产品与信贷技术较缺乏,相比于城市居民,返乡农民工面临突出的融资约束问题,在自我雇佣过程中面临挑战(Yueh, 2009; 苏群等, 2016)。下面重点分析受到资本约束的情形。受到融资约束时,企业家才能为:

$$\theta' = (\lambda z)^{-\alpha} (w + r\lambda z) \quad (10)$$

因此,受到资本约束时,个体选择创业的企业家才能范围是:

$$\theta > \max\{\theta', \bar{\theta}(z)\} \quad (11)$$

2. 第二阶段: 数字金融发展后。数字金融发展后,创业者生产函数 y' 包含两种投入要素,即为企业家才能 θ 和包含数字金融的资本要素 h 。其中, φ 为包含数字金融的资本产出弹性,取值范围为 $0 < \varphi < 1$; δ 为产出的干扰项,独立于 θ 和 h 。

$$y' = \theta h^\varphi \delta \quad (12)$$

数字金融的发展能够增加个人或小微企业的融资渠道、降低融资门槛,并能够便捷支付手段、降低经营成本(Hau et al., 2017)。由此,本文在接下来的模型中考虑数字金融这两个路径对个体创业

行为的影响。数字金融发展的广度和深度越高, ρ 越大 ($\rho \geq 0$), 将个体可利用的最大资本量提高至 $(\lambda + \rho)z$ 。融资成本、经营管理等成本表示为 c , 是关于个体禀赋 z 和数字金融发展程度 ρ 的函数。 c 是关于 z 的增函数,即个体初始禀赋水平越高,创业中需要投入的其他成本越多, c 与 z 满足边际递减规律; c 是关于 ρ 的减函数,即数字金融发展水平越高,信贷获得和交易方式越便捷,创业者的融资成本、经营管理成本越低。包含了数字金融的资本要素 h 的取值范围是:

$$0 \leq h \leq (\lambda + \rho)z - c(z, \rho) \quad (13)$$

求解创业者面临的最优化问题,即求解方程(4),有式(14):

$$h^* = \left(\frac{\theta\varphi}{r}\right)^{1/(1-\varphi)} \quad (14)$$

企业家才能的临界值是:

$$\bar{\theta}(z) = \frac{r}{\varphi} [(\lambda + \rho)z - c(z, \rho)]^{1-\varphi} \quad (15)$$

数字金融发展后,返乡农民工中创业者和受雇者的收入之差 g' 为:

$$g'(z, \theta) = \begin{cases} (1 - \varphi)\theta^{1/(1-\varphi)} \left(\frac{\varphi}{r}\right)^{\varphi/(1-\varphi)} - w, & \text{不受资本约束} \\ \theta((\lambda + \rho)z - c(z, \rho))^\varphi - r((\lambda + \rho)z - c(z, \rho)) - w, & \text{受到资本约束} \end{cases} \quad (16)$$

由式(16)可以看出,不受资本约束时,数字金融是否发展,对个体创业选择没有影响。此时,创业选择只取决于企业家能力。当受到资本约束时,可解出企业家能力临界值为:

$$\theta'' = \frac{w + r((\lambda + \rho)z - c(z, \rho))}{((\lambda + \rho)z - c(z, \rho))^\varphi} \quad (17)$$

对于任意的初始禀赋 z , 都有 $\theta'' < \theta'$, 即初始禀赋相同的前提下,数字金融的发展,能够降低返乡农民工创业所需要的企业家才能临界值,使得原先受到资本束缚的个体能够选择创业。而数字金融的发展,对未受到资本约束群体的创业行为无显著

影响。返乡农民工创业，将创造更多就业岗位，由此提高返乡农民工非农劳动参与，进而提高其收入水平，并带动当地产业发展。

上文通过推导理论模型，分析数字金融发展对于释放返乡农民工群体创业活力的作用。进一步地，将进城农民工纳入分析框架，阐释在数字金融发展及农村地区和城市地区的“拉力”和“推力”作用下，返乡农民工和进城农民工的行为决策、就业选择以及个人收入的变化差异。

(二) 数字金融发展下城乡农民工就业决策的推—拉理论再分析^①

推拉理论 (push and pull theory) 的概念雏形可追溯到 19 世纪末 Ravenstein 所著的《人口的迁移规律》一书 (Ravenstein, 1885)，其后推拉理论被 Herberle 于 1938 年首次提出 (Heberle, 1938)。Bogue (1959) 和 Lee (1966) 提出系统的推拉理论。市场经济与人口自由流动条件下，人口迁移决策受到迁出地“推力” (push force) 以及迁入地“拉力” (pull force) 的共同影响。

返乡农民工就业选择作为实现自身收益最大化的理性决策，也受到“推力”和“拉力”因素的共同作用 (见图 1)。农村地区拥有资源优势 and 特色优势，但由于融资渠道不畅通，以及制度不完善等，农民工在农村地区创业困难 (董静和赵策, 2019)。随着数字金融的发展，融资门槛降低，农民工、农村居民等融资困难群体的资金获得渠道得以拓展，释放农村地区创业活力。加之返乡农民工有丰富的务工经验 (周广肃等, 2017)，数字金融帮助返乡农民工把握农村地区资源优势，开展创业活动，如农村电子商务、乡村旅游等，实现收入提升，并创造更多就业岗位。随着平台经济的发展，数字金融为农民工开展线上创业活动，如开设淘宝店、成为主播等提供资金支持。平台型就业具有工作地点不受限制、工作时间较为灵活等特点，加之农村具有丰富的创业资源，包括当地特产农产品与丰富的旅游资源，均成为返乡农民工实现非农就业、选择创业的“拉力”因素。

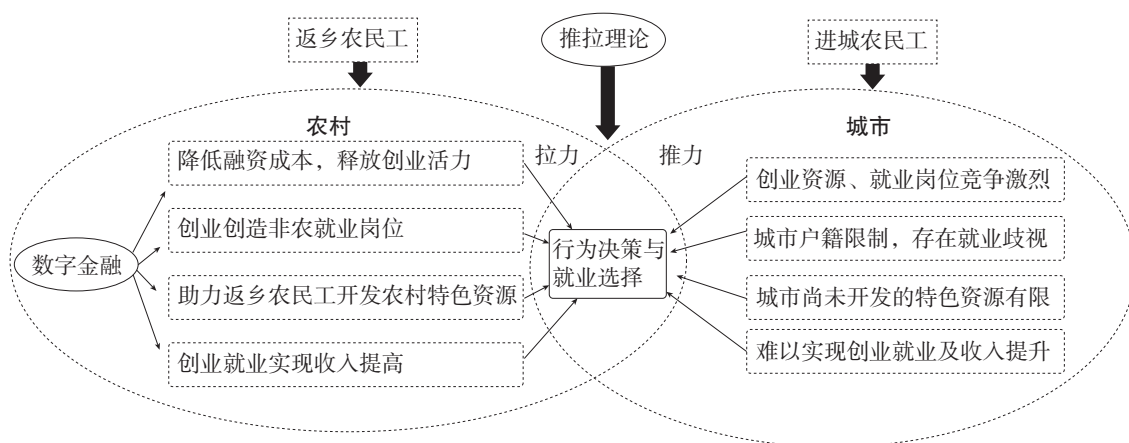


图 1 数字金融与农民工就业决策的推—拉理论再分析^②

资料来源：作者整理与绘制。

^① 本文拓展传统的推—拉理论，用于分析数字金融对返乡农民工及进城农民工在当地就业决策的改变，也即，当“拉力”因素发挥作用时，返乡农民工选择在乡村实现非农就业的概率增加、进城农民工在城市就业概率增加；当“推力”发挥作用时，返乡农民工选择在乡村实现非农就业的概率下降、进城农民工在城市就业概率下降。

^② 图 1 中标注的“拉力”和“推力”是指返乡农民工（进城农民工）实现创业或受雇就业的拉力因素和推力因素。

相比于农村地区,城市地区创业资源竞争激烈,且城市地区制度较为完善,进城农民工难以利用数字金融等低门槛融资渠道开展创业活动。加之城市存在就业歧视,形成对进城农民工创业就业的阻碍因素,即进城农民工实现创业就业的“推力”。因此,数字金融发展背景下推—拉理论再分析发现,数字金融能够促进返乡农民工在农村地区开展创业活动、促进就业,但对进城农民工创业的影响不显著。

鉴于本文的研究主题及使用数据,数字金融的发展属于市场驱动型。用户对数字金融的需求量越大,数字金融指数越高,数字金融发展程度越高。由于西部地区及农村地区等经济发展落后,数字化基础设施薄弱,导致数字金融发展渗透力不足,与发达地区强劲的数字金融发展态势相比形成数字鸿沟。我国政府通过政策鼓励及资金倾斜,支持经济欠发达地区数字金融的发展。因此,未来数字金融将呈现政策驱动型发展态势。基于此,政策驱动使得落后地区数字金融快速发展,强化农村地区返乡农民工创业就业的“拉力”作用,释放农村地区的创业就业活力,助力农村地区资源的发掘。

综合以上模型构建与理论分析,提出如下假说:

H1 数字金融能够降低融资门槛和创业成本,助力原先面临资本约束的返乡农民工把握农村地区资源,开展机会型创业活动,创造就业岗位并实现收入提高;

H2 相比于农村地区,城市地区制度较完善且特色资源优势不明显,数字金融对进城农民工的创业行为及个人收入未产生显著影响。

四、数据、变量与模型

(一) 数据和指标说明

本文使用的数据如下:(1)北京大学发布的中国数字普惠金融指数的城市级别数据,本文使用该指数作为市级数字金融发展水平的刻画;(2)2014年和2016年中国劳动力动态调查(China Labor—force Dynamic Survey,简称CLDS)数据。CLDS数据是由中山大学公布的全国性调查数据,是我国

第一个以劳动力为主题的抽样调查,目前已更新至2016年。为更好地反映返乡农民工群体近些年的最新变化,选用CLDS数据最新的两期数据,即2014年和2016年数据展开分析。参考已有文献,从CLDS数据中识别出返乡农民工群体。一般来说,永久性返乡是指农民工回到家乡至少半年及以上(谢勇和周润希,2017),借鉴以往对返乡农民工的划分,本研究关注曾经跨县(或乡)务工超过半年,且现在返回原籍农村或家乡所在县(或乡)至少半年及以上,近期没有外出务工打算的返乡农民工。本文主要关注返乡农民工中的16岁—64岁劳动年龄人口;(3)从中国统计年鉴中提取市级层面变量,如城市人均GDP、城市产业结构以及城市传统金融发展水平等。本文共获得有效样本量2415个,各变量的含义及其描述性统计见表1。

1. 因变量:就业决策。就业数据来自CLDS数据库中的个人问卷,我们将就业选择作为基准回归中的被解释变量,就业选择分为非农就业、农业就业和未就业,其中未就业者为对照组,并将非农就业进一步分为创业和受雇就业。

对于创业者而言,根据创业动机不同,创业活动可分为机会型创业(opportunity—pull)和生存型创业(necessity—push)两种类型,其中生存型创业是由于个体没有更佳的就业选择,因此迫于生计,选择创业来解决自身就业问题,通常表现为自我雇佣的模式;而机会型创业为个体看到并抓住商业机会的主动选择,通常体现在雇佣员工、自己当老板的私企经营模式(陈刚,2015)。基于此,本文将创业且为雇主的受访者视为机会型创业,将自我雇佣的其他创业者视为生存型创业。

我们将非农受雇就业分为标准就业和非标准就业,其中标准就业指签订劳动合同的传统就业,非标准就业指非稳定、非传统、边缘化就业或灵活就业形式(Kalleberg,2000),二者性质存在本质差异。考虑到目前数字经济发展背景下,数字平台带动大量就业,如电商直播、开设淘宝店等,大多为未签订劳动合同且职工社会保险项目缺失的非标准就业形式,故有必要将其从非农受雇就业中识别出来。参考已有文献分类标准,本文将签订劳动合同者,以及在正规部门(包括党政机关、国有或集体

控股、社会团体等)、有行政职务且每周工作时间大于30个小时者视为标准就业,其他未签订劳动

合同者视为非标准就业(毛宇飞等,2019)。

表1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	就业类型	非农就业=1, 农业就业=2, 未就业=0	2 415	1.398	0.657	0	2
	非农就业类型	机会型创业=1, 生存型创业=2, 标准就业=3, 非标准就业=4, 未就业=0	1 195	2.421	1.461	0	4
解释变量	数字金融	数字普惠金融指数, 由数字金融指标体系构成	2 415	147.303	28.585	96.010	231.130
个体特征	性别	男性=1, 女性=2	2 415	1.353	0.478	1	2
	年龄	被访者受访年份的年龄(单位:岁)	2 415	42.354	11.293	16	64
	受教育程度	受访者所接受的最高受教育程度对应的受教育年限(单位:年)	2 415	8.193	2.805	0	16
	婚姻状况	未婚=1, 已婚=2, 离婚=3, 丧偶=4	2 415	1.973	0.407	1	4
	健康程度	很不健康=1, 比较不健康=2, 一般=3, 比较健康=4, 很健康=5	2 415	3.608	0.968	1	5
	互联网使用	家庭使用互联网的情况: 只使用电脑上网=1, 只使用手机上网=2, 既使用电脑上网, 也使用手机上网=3, 不上网=4	2 415	3.157	0.897	1	4
	政治面貌	共产党员=1, 群众及其他党派=0	2 415	0.049	0.216	0	1
	社会资本水平	过去三个月, 您陪朋友在外就餐过吗? 从不=1, 很少=2, 有时=3, 较多=4, 经常=5	2 415	1.955	1.105	1	5
家庭特征	家庭成员数	受访者家庭成员人数	2 415	5.927	2.805	1	29
	未成年子女数	18岁以下未成年子女数	2 415	1.140	1.096	0	7
	中老年人人数	45岁以上中老年人人数	2 415	11.312	9.907	0	25
	家庭经济状况	上一年全年受访者全家的总收入(元)的对数	2 415	10.332	1.010	6.685	13.816
城市特征	城市经济发展	上年可比价计算的城市人均GDP	2 415	8.368	1.932	-10.300	14.100
	城市产业结构	城市层面第二和第三产业产值之比	2 415	4.448	20.672	0.014	276
	城市金融发展	城市年末各金融机构各项贷款余额(百万元)	2 415	3.319	5.945	0.339	132.792
年份特征	年份	2014年=1, 2016年=2	2 415	1.516	0.500	1	2

资料来源: CLDS数据库, 以及作者使用Stata软件整理得到。

2. 核心自变量: 数字金融指数。本文使用的是市级层面的数字金融指数。数字金融指数的指标体系构建原则如下: 首先标准化处理二级维度之下的各项具体指标, 形成可比的指标; 接着, 层次分析法确定中间各层级相对其上一层级的权重, 利用变异系数法求各具体指标对其上一层的权重; 最后, 利用这些权重进行指数合成, 形成覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的发展指数。再通过指标无量纲化方法, 获得最后的中国数字普惠金融指数(郭峰等, 2020)。为更加清晰地对估计系数展开分析和解释, 下文将标准化处理后的数字金融指数纳入回归并展示估计系数。

3. 其他解释变量。依据中国劳动力动态调查问卷, 并借鉴已有文献的做法, 本文控制了可能影响返乡农民工就业的变量, 主要包括: 性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、健康程度、互联网接入与使用、政治面貌、社会资本等个体特征变量, 以及家庭成员数、未成年子女数、老年人人数以及家庭经济状况的家庭层面控制变量。市级层面的控制变量包括上年可比价计算的城市人均GDP、用城市第二第三产业之比计算的城市产业结构, 以及使用年末各金融机构各项贷款余额衡量城市传统金融发展水平。同时本文控制了年份虚拟变量。

(二) 模型设定

1. 基准模型——多元概率模型。就业决策是离散型数据，根据该变量特征，我们使用多元 Logit 模型回归 (multinomial logit regression, Mlogit) 展开实证分析。如模型 (18) 所示， $employment_{ijt}$ 代表 j 地区 t 时间的个体 i 的就业决策， $FT_{j,t-1}$ 表示个体所在城市的数字金融发展水平， u_{ijt} 为随机扰动项。

$$Pr(employment_{ijt} = k) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 FT_{j,t-1} + \sum_{p=1}^m \tau_p X_{pijt} + \sum_{q=1}^n \pi_q X'_{qijt} + u_{ijt}) \quad (18)$$

当研究返乡农民工农业或非农的就业选择问题时， k 取值为 0, 1, 2，其中 $k=0$ 代表未就业， $k=1$ 代表从事非农就业， $k=2$ 代表从事农业就业，未就业组作为参照组，该模型为多元 Logit 模型；当研究返乡农民工非农就业选择问题时， k 取值为 0, 1, 2, 3, 4，其中 $k=0$ 代表未就业， $k=1$ 代表从事机会型创业活动， $k=2$ 代表从事生存型创业， $k=3$ 代表标准就业， $k=4$ 代表非标准就业。 X_{pijt} 表示个体及家庭的控制变量，下标 p 代表第 p 个微观层面控制变量，取值范围为 $[1, m]$ ， $p \in N$ ， τ_p 代表第 p 个微观控制变量的回归系数。 X'_{qijt} 表示地区特征和年份特征的控制变量，下标 q 代表第 q 个地区及年份控制变量，取值范围为 $[1, n]$ ， $q \in N$ ， π_q 代表第 q 个地区和年份控制变量的回归系数。

为了减弱反向因果可能带来的内生性问题，我们将滞后一期的数字金融指数纳入模型，即使用 2015 年数字金融指数市级层面数据匹配 2016 年 CLDS 数据，依次类推。数字金融对返乡农民工就业的影响表现为系数 α_1 。由于 Mlogit 模型的估计系数仅从显著性和符号方面给出信息，因此本文在下文分析中均汇报各解释变量对返乡农民工就业等的边际效应。

2. 条件混合过程 (conditional mixed process, CMP) 方法。本文通过将数字金融指数做滞后一期的处理，纠正可能出现的反向因果问题。但可能面临遗漏变量 (如个体金融素养) 的内生性问题，导致估计系数不一致。对于包含内生变量的多元 Logit 模型，将工具变量和 CMP 估计法相结合，

可较好地解决模型的内生性问题 (Roodman, 2011)。CMP 方法以似不相关回归 (seemingly unrelated regression, SUR) 与极大似然法为基础，构建递归方程，实现多阶段的混合过程回归。本文汇报 CMP 估计的第二阶段回归结果。

五、数字金融对返乡农民工再就业影响的实证分析

(一) 数字金融对返乡农民工再就业的总体影响

根据模型 (18)，本部分进行 Mlogit 模型系数估计。以未就业者为参照组，本小节分析数字金融对返乡农民工再就业的总体影响，其中就业分为非农就业和农业就业两大类。表 2 展示数字金融 (滞后一期) 对返乡农民工就业决策影响的回归分析结果。其中，第 (1) 栏为控制个体特征后的回归结果，第 (2) 栏为进一步加入家庭控制变量后的回归结果，第 (3) 栏为同时控制个体特征、家庭特征，以及城市特征后的结果，均使用聚类标准误解决可能存在的异方差问题。边际分析显示，其他变量保持不变前提下，数字金融发展水平每提高一个标准差，能够促进返乡农民工非农就业概率提高 0.062 个单位~0.21 个单位，并使其农业就业概率降低 0.071 个单位~0.22 个单位。该结果在控制返乡农民工个体与家庭特征，以及所在城市特征后，均通过 1% 的显著性水平，体现回归结果的稳健性。考虑到各市数字普惠金融指数平均值由 2013 年 125.655 上升到 2015 年 170.231，可见，数字金融提升返乡农民工非农就业概率的幅度十分可观。

从个体特征来看，性别的系数在各个组均通过 1% 的显著性水平，女性从事非农劳动的概率低于男性，而从事农业劳动概率高于男性。年龄系数在非农就业组中显著为负，在农业就业组中显著为正。互联网使用程度、受教育年限、社会资本水平及家庭年收入的提升，能够显著促进返乡农民工非农就业概率提升，降低其农业就业概率。城市特征方面，城市人均 GDP 发展水平越高，返乡农民工从事非农就业概率越大、从事农业就业的概率越低。城市传统金融发展对返乡农民工非农就业的影响不显著，但对返乡农民工农业就业产生正向影

响,体现我国传统金融发展仍不充分,我国传统金融服务仍未达到理想效果。

表 2 数字金融对返乡农民工再就业的总体影响

因变量: 就业类型	(1)		(2)		(3)	
	非农就业	农业就业	非农就业	农业就业	非农就业	农业就业
数字金融发展	0.061 69*** (0.019 08)	-0.071 49*** (0.020 76)	0.167 34*** (0.031 42)	-0.190 98*** (0.033 40)	0.205 18*** (0.042 50)	-0.222 04*** (0.039 89)
性别(女性)	-0.127 12*** (0.024 59)	0.055 48*** (0.019 20)	-0.132 20*** (0.022 33)	0.067 11*** (0.017 55)	-0.131 98*** (0.022 82)	0.068 13*** (0.016 94)
年龄	-0.006 24*** (0.001 16)	0.009 58*** (0.001 40)	-0.006 55*** (0.001 08)	0.010 27*** (0.001 20)	-0.006 73*** (0.001 02)	0.010 55*** (0.001 12)
受教育程度	0.013 97*** (0.004 55)	-0.018 24*** (0.004 72)	0.010 18** (0.004 50)	-0.012 99*** (0.004 40)	0.011 14** (0.004 63)	-0.014 07*** (0.004 59)
婚姻状况(已婚)	0.084 72** (0.042 27)	-0.038 23 (0.048 19)	0.053 84 (0.043 30)	-0.019 72 (0.045 57)	0.052 79 (0.044 45)	-0.020 40 (0.043 87)
健康状况(非常健康)	0.020 39* (0.011 81)	-0.013 91 (0.013 51)	0.005 63 (0.008 86)	-0.003 08 (0.010 13)	0.005 52 (0.009 23)	-0.001 81 (0.010 48)
互联网使用 (使用手机和电脑上网)	0.227 55*** (0.021 55)	-0.255 81*** (0.029 12)	0.157 72*** (0.020 12)	-0.191 00*** (0.023 09)	0.154 71*** (0.018 62)	-0.186 05*** (0.022 48)
政治面貌(党员)	0.009 66 (0.042 42)	0.014 83 (0.053 93)	0.032 12 (0.037 82)	-0.009 68 (0.046 26)	0.030 66 (0.034 95)	-0.009 19 (0.044 12)
社会资本水平	0.040 46*** (0.009 68)	-0.038 18*** (0.007 07)	0.028 08*** (0.009 72)	-0.026 57*** (0.007 21)	0.027 90*** (0.009 89)	-0.025 37*** (0.007 22)
未成年子女数量	—	—	0.025 20*** (0.009 00)	-0.008 41 (0.009 87)	0.020 67** (0.008 91)	-0.003 03 (0.010 78)
老年人数量	—	—	0.013 16*** (0.002 69)	-0.014 78*** (0.002 60)	0.009 71 (0.006 70)	-0.011 28 (0.007 14)
家庭成员数量	—	—	-0.003 39 (0.003 22)	-0.002 40 (0.002 79)	-0.004 73 (0.003 12)	-0.000 80 (0.002 62)
家庭年收入	—	—	0.082 97*** (0.009 11)	-0.077 67*** (0.009 07)	0.080 58*** (0.008 74)	-0.074 41*** (0.008 27)
城市层面人均 GDP	—	—	—	—	0.015 07* (0.008 53)	-0.015 91* (0.008 90)
城市层面第二 与第三产业比值	—	—	—	—	-0.001 83 (0.001 82)	0.002 55** (0.001 27)
城市层面传统金融发展	—	—	—	—	-0.006 82 (0.005 51)	0.006 74* (0.004 08)
年份特征	不控制	不控制	不控制	不控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.150 16		0.200 65		0.209 04	
N	2 482		2 442		2 415	

注:***,**, * 分别代表在 1%, 5%, 10% 的统计水平上显著。资料来源: CLDS 数据库, 以及作者使用 Stata 软件整理得到。下表注解同本表。

数字金融指标体系由数字金融覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度组成,为展示数字金融不同维度指标对于返乡农民工再就业的差异化影响,我们分别使用以上三个维度的指标展开分析,回归结果见表 3。表 3 第(1)~(3)列分别展示了数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、数字支持服务程度对于返乡农民工非农就业及农业就业的影响。我们发现,数字金融覆盖广度及使用深度对于返乡农民工实现非农就业、降低其农业就业

概率具有显著影响,其中数字金融使用深度所发挥的作用更大。相比之下,数字支持服务程度对于返乡农民工非农及农业就业的影响不显著。由此我们可以得到,对于提升返乡农民工非农就业概率、降低其农业就业概率,数字金融的账户覆盖率,以及包含支付、信贷、投资、征信在内的业务使用频率与使用金额,发挥了重要作用,即一个地区数字金融服务使用人数越多、使用频率越高,对返乡农民工非农就业的带动与促进作用越大。

表 3 数字金融细分指标对返乡农民工再就业的影响

因变量：就业类型	(1)		(2)		(3)	
	非农就业	农业就业	非农就业	农业就业	非农就业	农业就业
数字金融覆盖广度	0.143 22*** (0.039 67)	-0.150 78*** (0.044 18)	—	—	—	—
数字金融使用深度	—	—	0.159 95*** (0.020 22)	-0.177 31*** (0.017 45)	—	—
数字支持服务程度	—	—	—	—	-0.057 45 (0.038 76)	0.058 76 (0.042 27)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.197 11		0.224 69		0.185 94	
N	2 415		2 415		2 415	

注：控制变量包括个体特征、家庭特征、城市特征及年份特征变量。下同。

(二) 内生性讨论

本文在实证分析过程中将数字金融指数做滞后一期的处理，并使用聚类标准误方法削弱内生性问题，但实证分析中仍然可能面临遗漏变量（如个体金融素养）等问题。为此，本文将工具变量和CMP估计法相结合^①，以进一步解决模型的内生性问题。有效的工具变量应当满足以下两点：第一，相关性，工具变量要与核心解释变量数字金融发展相关。第二，外生性，工具变量只能通过影响数字金融指数，从而对被解释变量就业决策产生影响。基于此，本文选择“个体所在地区与杭州的球面距离”（后文简称“球面距离”）作为工具变量。具体来讲，杭州作为互联网之都，拥有信息科技领域丰富的资源。数字金融作为金融产品为内容的科技产物，与互联网的发展与普及一脉相承。与信息技术中心的距离会影响一地的信息技术发展与覆盖率，因此与杭州的球面距离与该地的数字金融发展水平存在相关关系。同时，个体所在地区与杭州的球面距离对个体收入就业决策没有直接影响，满足外生性条件。由表 4 可知，回归结果显示，使用球面距离作为工具变量，数字金融指数对返乡农民工非农就业的影响显著为正，同时显著降低返乡农民工农业就业概率，与基准回归结果一致。

表 4 数字金融发展对返乡农民工再就业的内生性讨论

因变量：就业类型	非农就业	农业就业
数字金融发展	0.655 79*** (0.072 64)	-0.760 94*** (0.068 02)
控制变量	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.248 3	
N	2 415	

(三) 数字金融发展下城乡农民工就业决策推—拉理论的实证检验

由上述结论我们发现，数字金融能够显著提高返乡农民工非农就业概率、降低农业就业概率，这体现了数字金融稳定农民工就业、促进乡村产业发展的重要作用。本部分除了考察数字金融对返乡农民工群体的细分就业类型的影响，特别地，对照考察进城农民工群体的就业决策受数字金融发展的影响，为数字金融对农民工就业决策的差异化影响提供经验证据。

根据创业动机不同，创业活动可分为机会型创业和生存型创业两种类型。由于这两类创业行为的动机差异较大，有必要对二者分别进行考察 (Valdez & Richardson, 2013)。此外，我们将非农受雇就业分为标准就业和非标准就业，其中标准就业指签订劳动合同的传统就业，非标准就业指非稳定、非传统、边缘化就业或灵活就业形式 (Kalleberg, 2000)，二者性质

^①鉴于 STATA 14.0 中 Mlogit 模型无法使用 CMP 模型直接回归，故此处将 Mlogit 模型替换为 Mprobit 模型后，使用 CMP 模型进行回归。

存在本质差异，因此本文将二者分开讨论。

除就业数量外，农民工就业质量也应被关注与考察，其中收入水平是关乎就业质量的重要因素之一。为将个体工作时长不同所造成的工资差异问题考虑在内，采用小时工资率作为衡量农民工收入水平的变量。为解决其中的自选择问题，即有工作的个体才有收入，本文使用 Heckman 两步法对数字金融影响农民工收入的系数进行估计，其中，性别、年龄、受教育程度、婚姻、健康、互联网使用等影响个体就业决策的变量被纳入 Heckman 两步法中第一阶段的回归。下面我们将非农就业分为创业和受雇就业，其中创业分为机会型创业和生存型创业，受雇就业细分为标准就业和非标准就业，进一步探究数字金融对返乡农民工及进城农民工非农

就业与收入的影响。

表 5 对比展示了数字金融对返乡农民工和进城农民工就业与收入的影响。就创业而言，在控制个体特征、家庭特征、城市特征和年份特征后，数字金融能够显著促进返乡农民工开展机会型创业，该结果在 5% 的统计水平上显著，并对返乡农民工受雇就业，尤其是非标准就业产生显著正向影响，同时，数字金融降低返乡农民工生存型创业概率。即数字金融发展水平每提高一个标准差，能够使返乡农民工机会型创业概率增加 0.015 个单位，并使其生存型创业概率降低 0.079 个单位。对进城农民工而言，数字金融对进城农民工机会型创业影响不显著，且该系数为负，同时数字金融显著降低进城农民工生存型创业概率 0.099 个单位。

表 5 数字金融对返乡农民工和进城农民工非农就业的差异化影响

因变量： 非农就业类型/收入	返乡农民工				
	机会型创业	生存型创业	标准就业	非标准就业	小时工资率
数字金融发展	0.014 73** (0.007 40)	-0.078 74* (0.040 36)	0.052 63* (0.030 15)	0.069 13*** (0.025 23)	4.080 47*** (1.431 66)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.093 26				
N	1 195				
因变量： 非农就业类型/收入	进城农民工				
	机会型创业	生存型创业	标准就业	非标准就业	小时工资率
数字金融发展	-0.007 05 (0.015 37)	-0.099 37*** (0.018 91)	0.186 69*** (0.044 11)	-0.058 96* (0.032 05)	-0.545 19 (0.879 83)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.131 29				
N	1 698				

受雇就业方面，数字金融显著提升返乡农民工标准就业概率，同时数字金融显著促进返乡农民工非标准就业。即数字金融发展水平每提高一个标准差，能够使返乡农民工标准就业和非标准就业概率分别增加 0.053 个单位和 0.069 个单位。相比之下，数字金融对进城农民工标准就业呈显著正向影响，但对其非标准就业呈显著负向影响。收入方面而言，数字金融能够显著提高返乡农民工的小时工资率，但对进城农民工小时工资率影响不显著，且系数为负。

对以上结果的解释在于，数字金融能够通过降低融资成本和创业成本 (Hau *et al.*, 2017)，使得返乡农民工借助农村地区的资源和优势开展机会型创业，释放返乡农民工创业活力。尤其是随着平台经济的发展，大量返乡农民工借助数字金融的力量实现平台型就业^①，如开设淘宝店、发展电商直播等平台就业形式，带动当地受雇就业，此类受雇就业者大多没有与雇主签订劳动合同以及覆盖养老保险，即非标准就业。由机会型创业带动大量非标准

① CLDS 等国内公开数据库目前均未单独对平台就业者进行抽样调查，本文在访谈中发现，平台就业者（如主播、网文作家、网约车司机等）单位时间内收入较高，且大多未签订劳动合同且未缴纳养老保险，由此通过定义非标准就业以及小时工资率等指标，从数据中识别平台就业者。

就业，提高返乡农民工收入。相比之下，数字金融对进城农民工收入与机会型创业的影响均不显著，印证了城市创业资源竞争激烈，创业所需的特色优势和资源优势不明显，且城市地区的制度相对较完善，因此进城农民工难以利用数字金融等低门槛融资渠道展开创业活动，数字金融对城市农民工的创业行为影响微弱。就标准就业而言，已有研究表明，数字金融能够促进企业发展和创新（谢绚丽等，2018），增加企业用工需求，进而促进返乡农民工和进城农民工实现标准就业。

六、数字金融对返乡农民工再就业影响的异质性

包括互联网借贷、电子支付在内的数字金融减少交易成本、降低获得金融服务的门槛，弥补有创业意愿弱势群体人力资本和物质资本的不足，并减少融资歧视，催生电子商务、线上线下结合的诸多创业和就业机会（Bruton *et al.*，2015），为促进就业和提高弱势群体收入带来更多可能。随着科技的发展与数字金融的普及，金融可得性提高，融资门槛降低，能够提高返乡农民工的融资能力，促进返乡农民工创业并带动更多农村剩余劳动力就业。为

了加深对数字金融影响返乡农民工再就业的认识，本文进一步考察返乡农民工中哪类群体从数字金融的发展中获益更多。这部分我们将从物质资本、人力资本以及儿童抚养比等角度，进一步分析数字金融对返乡农民工再就业影响的异质性。

（一）物质资本的异质性

以未就业者为参照组，本部分展开数字金融对高（低）物质资本组返乡农民工的就业决策分析^①，表6报告了实证分析结果。边际分析显示，数字金融的发展为低物质资本组的返乡农民工带来更多创业机遇，显著促进了经济基础薄弱的返乡农民工开展机会型创业和生存型创业；而高物质资本组农民工的创业行为受数字金融发展的影响不显著。分析其原因在于，数字金融具有普惠性，能够帮助低家庭经济水平的返乡农民工突破融资门槛，顺利获得资金开展创业；而高收入水平家庭的返乡农民工，可通过已有资金或能够获得广泛的金融服务进行创业，因此受数字金融影响不显著。同时，数字金融能够显著促进两组返乡农民工实现非农受雇就业，并显著降低两组返乡农民工的农业就业概率。

表6 数字金融发展与返乡农民工再就业：物质资本的异质性

因变量： 就业决策	非农就业						农业就业	
	机会型创业		生存型创业		受雇就业		低物质 资本组	高物质 资本组
	低物质 资本组	高物质 资本组	低物质 资本组	高物质 资本组	低物质 资本组	高物质 资本组		
数字金融 发展	0.017 22* (0.010 14)	0.004 79 (0.008 28)	0.084 02*** (0.028 66)	-0.017 32 (0.026 82)	0.150 02*** (0.040 53)	0.220 65*** (0.034 42)	-0.281 52*** (0.044 99)	-0.205 21*** (0.040 12)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.165 24	0.179 87	0.165 24	0.179 87	0.165 24	0.179 87	0.165 24	0.179 87
N	1 303	1 112	1 303	1 112	1 303	1 112	1 303	1 112

（二）人力资本的异质性

如表7所示，人力资本的异质性分析发现，数字金融发展中，低人力资本的返乡农民工受益更

多，实现非农就业的效果更显著，体现了数字金融的普惠性。具体来看，数字金融显著促进了低人力资本农民工开展创业和实现受雇就业，降低其农业

^① 对就业类型详细分类时需要多重条件的界定，详见本文第四部分“数据和指标说明”对因变量细分项的阐述，由此产生的样本量损失无法避免，可能会对估计结果的精确性产生影响。为兼顾样本量与估计准确性，在异质性分析时，本文将就业仅细分为机会型创业、生存型创业、受雇就业，以及农业就业，并汇报以上估计结果。

就业概率；同时数字金融促进高人力资本组农民工受雇就业、降低其农业就业概率，但对高人力资本组农民工的机会型创业和生存型创业影响均不显

著。这体现出数字金融的发展能够缩小“数字鸿沟”，为低人力资本返乡农民工开展创业、获得受雇就业机会，提供有力支持。

表 7 数字金融发展与返乡农民工再就业：人力资本的异质性

因变量： 就业决策	非农就业						农业就业	
	机会型创业		生存型创业		受雇就业		低人力 资本组	高人力 资本组
	低人力 资本组	高人力 资本组	低人力 资本组	高人力 资本组	低人力 资本组	高人力 资本组		
数字金融 发展	0.030 03*** (0.009 73)	0.006 02 (0.005 03)	0.041 16* (0.022 90)	0.015 00 (0.024 67)	0.193 37*** (0.037 76)	0.171 36*** (0.040 39)	-0.292 46*** (0.045 92)	-0.202 57*** (0.038 02)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.186 45	0.156 27	0.186 45	0.156 27	0.186 45	0.156 27	0.186 45	0.156 27
N	848	1 569	848	1 569	848	1 569	848	1 569

(三) 儿童抚养比的异质性

表 8 报告了儿童抚养比的异质性分析结果。边际分析显示，数字金融能够显著促进拥有高儿童抚养比的返乡农民工开展创业，并对其机会型创业的促进作用更显著。相比之下，数字金融对低儿童抚养比的返乡农民工创业影响不显著，同时，数字金融能够提高两组受雇就业概率，降低其农业就业概率。可见，数字金融对高儿童抚养比家庭的返乡农

民工创业活动发挥促进作用，能够对冲儿童数量增加带来的返乡农民工劳动参与率下降的风险。长期以来，与农民工问题并存的是留守儿童问题。随着数字金融的发展，返乡农民工能够利用农村地区的资源与优势，开展机会型创业，并创造更多就业岗位，由此提高个体收入的同时，可增加返乡农民工对其未成年子女的陪伴与照料时间。

表 8 数字金融发展与返乡农民工再就业：儿童抚养比的异质性

因变量： 就业决策	非农就业						农业就业	
	机会型创业		生存型创业		受雇就业		高儿童 抚养比组	低儿童 抚养比组
	高儿童 抚养比组	低儿童 抚养比组	高儿童 抚养比组	低儿童 抚养比组	高儿童 抚养比组	低儿童 抚养比组		
数字金融 发展	0.024 45*** (0.009 48)	0.003 54 (0.006 64)	0.046 15* (0.024 72)	-0.001 95 (0.022 88)	0.152 32*** (0.041 07)	0.200 40*** (0.031 15)	-0.231 42*** (0.037 24)	-0.211 80*** (0.046 55)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R-squared	0.177 54	0.208 61	0.177 54	0.208 61	0.177 54	0.208 61	0.177 54	0.208 61
N	1 210	1 205	1 210	1 205	1 210	1 205	1 210	1 205

七、结论与启示

本文结合中国数字普惠金融指数和 2014 年、2016 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据，系统考察数字金融对我国返乡农民工再就业的影响。研究表明：数字金融发展水平每提高一个标准差，能够促进

返乡农民工非农就业概率提高 0.062 个单位~0.21 个单位，并使其农业就业概率降低 0.071 个单位~0.22 个单位。其中，数字金融显著促进返乡农民工机会型创业、标准就业与非标准就业，即数字金融每增长一个标准差，返乡农民工机会型创业、标准就业与非标准就业概率分别增加 0.015, 0.053 及 0.069 个单位，体现出数字金融改善返乡农民工就业决策与稳定我国

就业的关键作用。其实现方式在于,数字金融能够降低融资和创业成本,促进返乡农民工在农村地区开展机会型创业,创造就业岗位,带动受雇就业,提高返乡农民工收入水平。同时,数字金融对进城农民工创业和收入的带动作用不显著。异质性分析发现,数字金融能够使得低物质资本、低人力资本,以及高儿童抚养比的返乡农民工享受更大福利,这体现了数字金融普惠性特征。在数字金融发展背景下,为促进返乡

农民工等群体“稳就业”,应不断强化网络建设、推动农村信息化发展,扩大数字金融的覆盖面并深化数字金融的使用深度,发挥数字金融的普惠作用。同时应扩大教育培训,提高返乡农民工群体互联网使用、金融素养等人力资本水平,使数字金融可得且可用。由此释放返乡农民工创新创业能量,创造更多非农就业岗位,激活农村地区人才活力,助力我国乡村振兴战略实现。

参考文献

- 柏培文、张云,2021:《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》,《经济研究》第5期。
- 陈刚,2015:《管制与创业——来自中国的微观证据》,《管理世界》第5期。
- 程广帅、谭宇,2013:《返乡农民工创业决策影响因素研究》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 董静、赵策,2019:《家庭支持对农民创业动机的影响研究——兼论人缘关系的替代作用》,《中国人口科学》第1期。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第4期。
- 何宗樾、宋旭光,2020:《数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考》,《经济学家》第5期。
- 刘唐宇,2010:《农民工回乡创业的影响因素分析——基于江西赣州地区的调查》,《农业经济问题》第9期。
- 毛宇飞、曾湘泉、祝慧琳,2019:《互联网使用、就业决策与就业质量——基于CGSS数据的经验证据》,《经济理论与经济管理》第1期。
- 苏群、赵霞、陈杰,2016:《社会资本、非正规金融与农民工自我雇佣》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 汪三贵、刘湘琳、史识浩、应雄巍,2010:《人力资本和社会资本对返乡农民工创业的影响》,《农业技术经济》第12期。
- 王林辉、袁礼,2018:《有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局》,《经济研究》第11期。
- 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰,2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 谢勇、周润希,2017:《农民工的返乡行为及其就业分化研究》,《农业经济问题》第2期。
- 袁方、史清华,2019:《从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析》,《南方经济》第10期。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- 周广肃、谭华清、李力行,2017:《外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?》,《经济学(季刊)》第2期。
- Acemoglu, D. and P. Restrepo, 2020, “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets”, *Journal of Political Economy*, 128 (6): 2188 - 2244.
- Acemoglu, D. and P. Restrepo, 2021, “Tasks, Automation, and the Rise in US Wage Inequality”, NBER Working Paper No. 28920.
- Bogue, D. J., 1959, “Internal Migration”, in the Study of Population: An Inventory Appraisal, edited by P. M. Hauser and O. D. Duncan, Chicago: University of Chicago Press.
- Bruton, G., S. Khavul, D. Siegel and M. Wright, 2015, “New Financial Alternatives in Seeding Entrepreneurship: Microfinance, Crowdfunding, and Peer-to-Peer Innovations”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 39 (1): 9 - 26.
- Evans, D. S. and B. Jovanovic, 1989, “An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints”, *Journal of Political Economy*, 97 (4): 808 - 827.
- Guo, Q., S. Chen and X. Zeng, 2021, “Does Fintech Narrow the Gender Wage Gap? — Evidence from China”, *China & World Economy*, 29 (4): 142 - 166.
- Hau, H., Y. Huang, H. Shan and Z. Sheng, 2017, “TechFin in China: Credit Market Completion and Its Growth Effect”, *Working Paper*, Geneva Financial Research Institute, 1205 Geneva, Switzerland.
- Heberle, R., 1938, “The Causes of Rural-Urban Migration: A Survey of German Theories”, *American Journal of Soci-*

ology, 43 (6): 932 - 950.

Humlum, A. , 2020, "Robot Adoption and Labor Market Dynamics", *Working Paper, University of Chicago*.

Kalleberg, A. L. , 2000, "Nonstandard Employment Relations: Part-time, Temporary and Contract Work", *Annual Review of Sociology*, 26 (1): 341 - 365.

Lee, E. S. , 1966, "A Theory of Migration", *Demography*, 3 (1): 47 - 57.

Nguimkeu, P. , 2014, "A Structural Econometric Analysis of the Informal Sector Heterogeneity", *Journal of Development Economics*, 107: 175 - 191.

Ravenstein, E. G. , 1885, "The Laws of Migration", *Journal of the Statistical Society of London*, 48 (2): 167 - 235.

Roodman, D. , 2011, "Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP", *The Stata Journal*, 11 (2): 159 - 206.

Valdez, M. E. and J. Richardson, 2013, "Institutional Determinants of Macro-level Entrepreneurship", *Entrepreneurship Theory and Practice*, 37 (5): 1149 - 1175.

Yueh, L. , 2009, "Self-employment in Urban China: Networking in a Transition Economy", *China Economic Review*, 20 (3): 471 - 484.

(责任编辑: 李振新)

WILL FINTECH DEVELOPMENT PROMOTE THE RETURNED MIGRANTS TO WORK IN RURAL AREA IN CHINA ——Evidence from China Labor-force Dynamic Survey (CLDS)

ZENG Xiangquan GUO Qing

(School of Labor and Human Resources, Renmin University of China)

Abstract: Internet technology promotes the rapid development of fintech, which reduces financing constraints and entrepreneurial costs, promotes entrepreneurship and employment of the returned migrants and helps realize the Rural Revitalization Strategy in China. Using theoretical model and empirical analysis, the paper focuses on the impact of fintech on returned migrants' job decisions. Using the Index of Digital Financial Inclusion and the data from China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) and using the Logit model and instrument variable to deal with endogenous problems, the empirical results show that: a one-standard-deviation increase in fintech significantly improves the probability of non-agricultural employment of returned migrants by 0.062~0.21 units, and reduces the probability of their agricultural employment by 0.071~0.22 units. Fintech can reduce the cost of financing and entrepreneurship, and attract returned migrants to carry out opportunity-pull entrepreneurship in rural areas, so as to create jobs and promote migrants' income. In contrast, fintech has no significant impact on entrepreneurship and income of rural-urban migrants. Heterogeneity analysis shows that fintech can significantly promote the returned migrants with low physical capital and low human capital to carry out opportunity-pull entrepreneurship, and has stronger universality for the returned migrants with high physical capital. These findings have important policy implications and provide evidence for stabilizing employment, promoting information technology in rural area and the realization of Rural Revitalization Strategy.

Key words: fintech; returned migrants; re-employment; entrepreneurship