

# 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

马述忠 胡增玺\*

**摘 要** 本文首次将北京大学数字普惠金融指数与 2012—2017 年全国流动人口动态监测调查相结合, 基于条件 Logit 模型, 研究了数字金融对劳动力流动的影响。估计结果表明一个城市的数字金融发展水平的提高会吸引劳动力的流入。影响机制方面, 本文发现数字金融是通过提供就业机会和提高预期收入来促进劳动力的流动的。此外, 数字金融的包容性从城乡异质性和个体异质性分析中得以体现。本文为数字经济时代下促进和优化劳动力流动提供了新思路。

**关键词** 数字金融, 劳动力流动, 包容性

**DOI:** 10. 13821/j. cnki. ceq. 2022. 01. 15

## 一、引 言

如今, 以云计算、大数据、人工智能、互联网等为代表的新一代信息通信技术持续蓬勃发展, 中国信息通信研究院 2021 年发布的《中国数字经济发展白皮书》报告显示, 2020 年我国数字经济逆势发展, 规模达到了 39.2 万亿元, 占 GDP 比重为 38.6%。十九大报告也高度认可了数字经济在“现代化经济体系建设”中的重要地位, 指出数字经济正成为推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革的重要驱动力。我国劳动力市场在数字经济的刺激下愈加活跃, 一些城市得益于数字经济开放、自由、灵活的特点, 正凭借着相关产业, 成为人才流动的新目标。

劳动力流动已经被证实对中国的经济增长和生产率的提升有着重要的贡献, 会改善农村居民的贫困状况 (蔡昉和王德文, 1999; 刘一伟, 2018)。十九大报告和十九届四中全会均指出要坚决打赢脱贫攻坚战, 劳动力流动为攻

\* 马述忠、胡增玺, 浙江大学中国数字贸易研究院。通信作者及地址: 胡增玺, 浙江省杭州市西湖区浙江大学紫金港校区经济学院楼 928, 310058; 电话: 18663220388, E-mail: Zengxi\_Hu@163.com。本文获国家自然科学基金面上项目“跨境电商推进我国数字贸易强国建设研究”(71973120), 国家社会科学基金重大项目“数字经济时代中国推动全球经济治理机制变革研究”(20ZDA103) 以及国家重点研发计划“现代服务业共性关键技术研发及应用示范”重点专项项目(2018YFB1403200) 的资助。感谢两位匿名审稿人的建设性修改意见。当然, 文责自负。

克脱贫攻坚这一现实难题提供了新思路。同时,党和国家对中国城镇化的转型发展给予了高度的重视,十八届三中全会明确了新型城镇化的核心内容,即实现以人为核心的城镇化,更加注重公平和包容性。众多学者的研究已经发现,在城镇化过程中,劳动力的流动起着主要的推动作用(胡鞍钢,2003;白南生和李靖,2008)。然而,以我国户籍管理制度为主的各项制度固化了城乡二元结构,使得我国劳动力无法实现最优化流动,严重影响了中国城镇化进程(梁琦等,2013;都阳等,2014;陈斌开和陈思宇,2018)。此外,2018年以来,各地为吸引和留住人才,相继加入了“人才争夺战”的行列中,陆续出台相关方案提供政策支持;国务院2020年3月出台了《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,其中尤其强调了引导劳动力要素合理畅通有序流动。因此,如何引导、促进和优化劳动力流动,实现资源的最优配置是问题的关键所在。

数字金融作为数字经济重中之重的一个领域,展现着数字经济本身的特质。数字金融已经被证实对区域经济增长、居民消费、企业融资缓解、金融资源的合理配置、创新创业活动以及电子商务的发展等方面(王馨,2015;宋晓玲,2017;郝云平和雷汉云,2018;谢绚丽等,2018;Hau *et al.*, 2017; Huang *et al.*, 2018)有巨大的推动作用;特别地,数字金融推动包容性发展的事实已经被间接和直接证实,其具有包容性的特点(Kapoor, 2014;宋晓玲,2017;张勋等,2019)。在数字经济时代背景下,数字金融以其在民生、经济等领域所展现的新特征,为改善民生、助力新发展等方面提供了发展新思路,蕴藏着全新的研究视角。特别地,劳动力流动决策——一种基于个人流动前后成本收益的比较并试图寻求更高效用的理性选择——或将受到数字金融发展的冲击,拓展更丰富的决策途径。

本文的意义和创新之处有以下三个方面:第一,虽然目前从个体微观视角揭示影响劳动力流动的因素已有大量研究(夏怡然和陆铭,2015,张莉等,2017),但是在数字经济时代下探究影响劳动力流动的因素却十分匮乏,本文开创性地研究数字经济下作为金融新业态的数字金融对劳动力流动的影响,揭示其内在机制,为引导、促进和优化劳动力流动提供了新思路,填补了该领域学术研究的空白。第二,尽管目前对于数字金融包容性的研究在微观个体层面已有初步探究(张勋等,2019),但主要聚焦于非流动人口,中国作为流动人口大国,庞大的流动人口数量应予以特别关注,本文首次将数字金融包容性特征的研究聚焦于流动人口,探究其学术和现实价值。第三,本文结论为引导劳动力要素合理畅通有序流动提供了新的视角和新思路,也为各地如何进一步做好人才吸引工作,推动城镇化和实现精准扶贫起到了一定的启示作用;此外本文基于个人微观数据,捕捉个体异质性和城乡及区域异质性等特征,对不同年龄、教育水平、户籍、性别的劳动力,不同规模和区位的城市以及城乡差异进行深入研究,丰富了结论,使政策建议更具有针对性。

本文的结构安排如下：第二部分是数字金融与劳动力流动的文献综述与研究假说，第三部分是本文的实证模型和数据来源设定，第四部分是数字金融影响劳动力流动的经验证据以及稳健性和内生性检验，第五部分是数字金融对劳动力流动的作用机制检验和城乡及个体异质性分析，最后是本文的结论和政策建议。

## 二、文献综述与研究假说

自新经济地理理论（Krugman, 1991）提出以来，越来越多的研究关注于劳动力的跨地区流动。已有研究证实人口密度更大，就业机会更多，工资水平更高，商品多样性更高以及平均教育程度更高的地区成为劳动力的主要流入地（肖群鹰和刘慧君，2007；Moretti, 2004；Fu and Liao, 2012）。然而上述文献大都采用加总的人口流动数据或省级层面的宏观地区特征数据，缺乏一定的微观研究基础。直到微观数据实现逐步普及，劳动力个体的流动问题才真正开始得以系统地研究。夏怡然和陆铭（2015）使用2005年全国1%人口抽样调查数据研究了城市公共服务等城市特征对劳动力流动的影响，发现劳动力流动并不仅仅是为了获得更高的收入和更好的就业机会，以医疗和教育为代表的城市公共服务在其中也扮演了重要角色。陈斌开和陈思宇（2018）也使用了2005年全国1%人口抽样调查数据，研究了宗族文化对劳动力流动的就业影响。张莉等（2017）通过构建房价的拉力和阻力作用理论模型，检验了房价对劳动力流动的影响，发现房价对劳动力流动存在“倒U形”的影响。

数字金融在传统金融的基础上具有覆盖广、成本低和速度快的特性，在实现资源优化配置、降低成本、减少信息不对称方面起到了显著的促进作用（谢平和邹传伟，2012；黄益平和黄卓，2018）。数字金融在实体经济领域有促进金融资源合理配置、解决小微企业融资难的作用（王馨，2015）；同时也起到降低经营和财务风险对商户的冲击，促进小微主体电子商务发展的作用（Hau *et al.*, 2017；Huang *et al.*, 2018）。此外，数字金融基于移动支付的便捷在货币供给形式以及在传统金融机构的资产、负债和中间业务领域都具有独特的特征（谢平和刘海二，2013；周光友和施怡波，2015；战明华等，2018）。目前关于数字金融的研究尚在初期阶段，涉及领域较少，而且由于微观数据缺失等因素，对数字金融的研究难以推进。北京大学数字金融研究中心课题组与蚂蚁金服集团合作编纂的《北京大学数字普惠金融指数（2011—2018年）》通过梳理目前国内外关于数字金融指标体系和指数的研究，并结合现阶段国内创新性数字金融快速发展的实际情况，依靠严谨的逻辑，利用蚂蚁金服的用户数据构建了一个完整、准确的数字金融指标体系，大大推动了数字金融与社会各方面联系的研究（郭峰等，2020）。目前，已有学者基于该

指数从居民收入差距、创业活动、消费以及包容性增长等方面探究数字金融的经济影响(宋晓玲, 2017; 谢绚丽等, 2018; 易行健和周利, 2018; 张勋等, 2019)。

本文结合微观劳动力个体的迁移行为和城市数字金融发展指数, 尝试将数字金融这一城市层面特征纳入个体劳动力流动决策分析框架当中去, 考察数字金融对劳动力流动的影响, 并进一步检验作用机制以及数字金融包容性特征的体现。本文基于以下三个可能的方面提出假说:

首先, 融资和信贷约束是限制中国企业尤其是中小微企业发展的关键因素(潘越等, 2019)。对于中小微企业来说, 数字金融所具有的传统金融所不具备的普惠性特征, 可以为其提供信贷支持, 缓解融资约束, 有利于中小微企业自身的建立和发展(Nykvist, 2008; Karaivanov, 2012), 同时数字金融可以通过降低借贷成本, 提高信息透明度, 降低企业的经营成本和中介成本来促进中小微企业的发展(Shahrokhi, 2008), 由此可以带来就业机会的增加, 从而吸引劳动力的流入。

其次, 创业可以提供更多的就业岗位, 促进地区发展(Samila and Sorenson, 2011)。创业行为在很大程度上受制于融资约束(Hurst and Lusardi, 2004), 马光荣和杨恩艳(2011)发现拥有更多民间借贷渠道的农民, 更有可能创办工商业企业从而进行创业。然而, 银行本身的管理体系、制度结构和成本结构决定了其服务大机构、大企业的天然特性与中小微企业规模小的矛盾, 银行的低资金成本决定了其较低的风险偏好与小微企业风险大之间的矛盾, 以及贷款审批周期长无法满足小微企业对于资金的时效性要求的矛盾, 使得传统金融业无法适应个人以及小微企业的创业行为。然而数字金融突破了传统距离限制(Pierrakis and Collins, 2014), 通过大数据和云计算等风控技术降低风险, 从而降低小微企业融资成本, 有助于小微企业获得融资, 促进创业活动(谢绚丽等, 2018)。由此带来的就业机会的增加会进一步吸引劳动力流动。

最后, 数字金融对个人收入的促进作用已经被证实(宋晓玲, 2017; 张勋等, 2019)。而收入作为吸引劳动力流动的最基本也是最直接的因素, 自然而然在劳动力流动中起着重要的作用。

综上所述, 本文提出两个假说:

**假说 1a** 在其他城市特征不变的情况下, 数字金融的发展会吸引劳动力的流动。

**假说 1b** 数字金融吸引劳动力流动的主要机制是提供就业机会和提高预期收入水平。

作为 2016 年在中国杭州举行的 G20 峰会的主题之一, 包容性的概念是指促进各国发展差距的减小, 使得发展成果由世界共享。张勋和万广华(2016)通过研究基础设施对城乡收入差距缩小的作用, 提出了包容性的概念。包容

性发展的含义是指在发展过程中，更加注重公平，发展的成果更能由弱势群体所享受。目前，从城乡地域二元视角来看，在一个城市中，农村地区传统金融的覆盖广度和深度与城镇地区有显著差异，传统金融和普惠金融对农村地区的支持力度难以实现；从不同劳动力群体来看，中国的基础金融服务存在着严重的男女差距（尹志超等，2019）。同时，考虑到目前中国来自城镇的人口更能享有基础金融服务，而来自农村的人口有很大的征信空白（张勋等，2019），传统金融和传统的普惠金融对来自农村的人口的支持力度难以实现。假说1提出数字金融是通过提供就业机会和提高预期收入来吸引劳动力流动，考虑到数字金融的包容性特征，本文提出第二个假说：

**假说2** 数字金融的包容性在促进劳动力流动的过程中会得以实现，即数字金融的这种吸引劳动力流动的效应在农村地区相对于城镇地区要更大，同时这种效应对外来人口中的农村个体和女性个体的作用会更大，由此体现其包容性的特征。

### 三、模型设定与数据说明

#### （一）模型设定

劳动力在选择流动目的地时面临一系列的备选城市选择，假定劳动力个体选择流动到某个城市的效用可以用效用函数表示为：

$$U_{ij} = \alpha F_{ij} + \beta X_{ij} + \epsilon_{ij}, i \in \{1, 2, 3, \dots, n\}, j \in \{1, 2, 3, \dots, j\}, \quad (1)$$

其中  $i$  表示个体， $j$  表示劳动力个体面临的城镇选择。 $U_{ij}$  为劳动力个体  $i$  在选择流动目的城市  $j$  时所带来的效用， $F_{ij}$  为城市  $j$  的数字金融发展水平， $X_{ij}$  为城市  $j$  的其他特征， $\epsilon_{ij}$  为未观测到的因素。劳动力个体依据如下规则做出选择，即在  $j$  个备选城镇中选择能使其效用最大化的城镇。

$$Choice_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } U_{ij} > U_{ik}, \forall j \neq k \\ 0, & \text{if } U_{ik} > U_{ij}, \exists j \neq k \end{cases} \quad (2)$$

$Choice_{ij}$  是一个选择变量，当劳动力个体  $i$  选中  $j$  城镇时为 1，否则为 0，本文使用条件 Logit 模型（McFadden, 1974）对式（3）进行参数估计。估计参数反映了城镇特征值的大小对城镇被选择概率的影响，当估计出来的参数为正时，可以解释为该城镇特征变量越大，该城镇被选择的概率也越大，同时，系数的正负也体现了对外来劳动力流入的拉力和阻力。

$$Prob(Choice = 1) = \frac{\exp(\alpha F_{ij} + \beta X_{ij})}{\sum_{j=1}^j \exp(\alpha F_{ij} + \beta X_{ij})} \quad (3)$$

此外,本文还需要对个体异质性进行考察。然而,条件 Logit 模型并不能直接将个体特征作为解释变量进行回归。参考 Greene (2008),我们将个体特征和城市特征的交互项放入回归中进行估计。

## (二) 数据和变量说明

本文核心解释变量数字金融指数来自北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团联合课题组编制的“北京大学数字普惠金融指数”,指数具体的编纂方法请参照郭峰等 (2020)。蚂蚁金服数据显示,旗下支付宝已经覆盖全国过半人口,移动支付领域占有率第一,因此该指数可以很全面地衡量各地数字金融发展水平。本文选取了数字金融城市层面的变量。

劳动力个体流动数据来自国家卫生健康委“全国流动人口动态监测调查”中的流动人口调查 A 卷。考虑到数字金融指数的时间跨度为 2011—2018 年,根据本文研究的需要,本文筛选出 2012—2017 年每一年的上一年迁入以及年龄在 15—64 岁的流动人口作为本文研究的对象,共 247 337 个观测值,数据描述如表 1 所示。使用个体微观数据的优点在于:第一,能明确地考察地区特征对劳动力流动的影响;第二,缓解反向因果;第三,有利于研究个体异质性。

表 1 个体特征数据描述

变量名	样本量	均值	方差	最小值	中位数	最大值
性别	247 337	0.51	0.500	0	1	1
年龄	247 337	29.39	9.843	15	27	64
民族	247 337	0.93	0.253	0	1	1
教育程度	247 337	10.08	2.907	0	9	19
户口性质	247 337	0.84	0.365	0	1	1
婚姻情况	247 337	0.77	0.421	0	1	1
流动范围	247 337	0.41	0.493	0	0	1

注:性别 1 为男,0 为女;民族 1 为汉族,0 为其他民族。教育程度参照夏怡然和陆铭 (2015),将受教育程度转化为受教育年限:未上过学=0 年,小学=6 年,中学=9 年,高中=12 年,大学专科=14 年,大学本科=16 年,研究生=19 年;户口性质 1 为农村户口,0 为其他户口性质;婚姻情况 1 为已婚,0 为其他婚姻状况;流动范围 1 为跨省流动,0 为省内跨市。

城市特征数据来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》和《中国分省份市场化指数报告 (2018)》。作为控制变量,本文从三个维度选取了相关指标。第一方面是经济因素,其中指标包括人均 GDP、人均工资收入、第二产业占 GDP 的比重、第三产业占 GDP 的比重、人口密度、固定资产占 GDP 的比重和失业率。第二方面是城市公共服务因素,其中指标包括城市绿化覆盖率、中小学校数量和医院卫生院数量。第三方面是其他因素,包括房

价水平、房价增长率、互联网使用人数占总人数的比重衡量的互联网发展水平、是否为省会和直辖市，以及衡量地区营商环境、市场化水平等因素的市场化指数。由于劳动力个体数据来自 2012—2017 年，为了缓解双向因果，本文选择了前定变量，即数字金融和其他城市控制变量进行滞后一期处理；由于房价数据的缺失，本文使用的是 2011—2013 年房价均值和增长率均值作为房价变量的衡量。综上所述，经过整理后的城市数量每年为 240 个。城市特征数据描述如表 2 所示：

表 2 城市特征统计描述

变量名	样本量	均值	方差	最小值	中位数	最大值
人均 GDP（元）	1 440	50 027. 02	34 399. 717	6 457	40 669	256 877
平均工资（元）	1 427	48 402. 73	14 821. 924	4 958	46 705. 95	122 749
第二产业占比	1 439	49. 51	10. 289	14. 95	50. 08	89. 34
第三产业占比	1 438	38. 57	9. 842	10. 15	37. 32	80. 23
人口密度（人/平方千米）	1 439	353. 44	345. 895	0. 0005774	264. 92	2 648. 11
固定资产占比	1 439	0. 81	0. 290	0. 0872265	0. 7754318	2. 196897
失业率	1 423	0. 05	0. 027	0. 0006364	0. 0468365	0. 256575
绿化覆盖率	1 416	38. 96	7. 868	0. 36	40. 045	95. 25
医院卫生院数（个）	1 437	235. 97	220. 117	6	179	3052
中小学数（个）	1 438	907. 91	690. 404	29	710. 5	6507
平均房价（万元）	1 440	0. 48	0. 270	0. 2325119	0. 3948797	2. 189077
平均房价增长率	1 440	0. 07	0. 061	-0. 1490074	0. 0732942	0. 3696696
互联网人数比重	1 426	0. 19	0. 170	0	0. 138438	1. 890194
是否省会直辖市	1 440	0. 13	0. 336	0	0	1
市场化指数	1 440	6. 45	1. 624	-0. 23	6. 34	10

四、数字金融与劳动力流动——经验证据

（一）基本回归结果

表 3 报告了数字金融对劳动力流动影响的回归结果。因为条件 Logit 是非线性模型，其结果不能直接看作边际作用。为了解释边际影响，本文参考（Cheng，2008），采用平均概率弹性（average probability elasticity）来衡量。其含义是城市特征每变动 1%，城市被劳动力选择的概率平均变动的百分比。

表 3 第（1）、（2）列只考虑了数字金融发展吸引外来劳动力的作用，且在第（2）列中控制了省份固定效应。从结果可以看出，数字金融存在显著的正效应，在控制了省份固定效应的情况下，数字金融指数每提高 1%，城市被劳动力选择的概率平均提高了 7.7%。第（3）列在第（2）列的基础上加入了城市经济发展水平和城市公共服务水平的控制变量，发现数字金融仍然保持显著的正向作用，但系数明显下降。这是因为，除数字金融外的经济和城市公共服务因素也是影响劳动力流动决策的重要方面。具体来看，人均 GDP、固定资产投资占比和平均工资越高，对外来劳动力的吸引作用越大，而失业率越高，对外来劳动力的阻碍越大，劳动力更倾向于选择流向一个经济发展水平更好、工资更高、就业机会更多的城市。分产业来看，以制造业为主的第二产业和以服务业为主的第三产业的发展水平越高的地区吸引外来劳动力的作用越大。人口密度系数为正，表明中国的劳动力存在向规模效应更好的地区聚集的现象。此外，在公共服务方面，本文的结果也佐证了教育和医疗在吸引外来劳动力方面的显著正向作用（夏怡然和陆铭，2015）；而绿化覆盖率却表现出负向作用，但是系数却非常小，这可能是因为人口流入所带来的经济增长对绿化率的抑制作用以及居住区的建设对城市绿化的挤出（Vos and Meekes, 1999；Bardhan *et al.*, 2016）。

第（4）列是在第（3）列的基础上加入了房价等变量后的结果。由于房价也是一个城市经济发展水平的代表，与一个地区的经济发展水平高度相关，因此可以看到平均房价的系数显著为正。与平均房价不同，房价的平均增长率代表着城市预期生活成本，系数为负表明其对外来劳动力具有阻力作用。数字金融是互联网时代下的产物，为了剥离互联网的影响而产生的偏误，本文控制了互联网发展水平。从结果来看，剥离互联网的影响后，数字金融的影响略有下降但依旧显著。此外，是否省会和直辖市的系数显著为正，这可能主要是因为省会和直辖市在行政等级和政策等方面具有更大的优势和资源。最后，控制了市场化指数后，可以看到市场化水平的系数显著为正，意味着一个城市营商环境越好、市场化水平越高，对劳动力的吸引作用越强。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融总指数	6.7929*** (0.0174)	7.7009*** (0.0271)	2.1253*** (0.0400)	1.3258*** (0.0401)
人均 GDP			0.5547*** (0.0104)	0.3700*** (0.0112)
平均工资			0.6665*** (0.0255)	0.2032*** (0.0306)



(续表)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
第二产业占比			0.0658*** (0.0010)	0.0632*** (0.0010)
第三产业占比			0.0881*** (0.0011)	0.0697*** (0.0012)
固定资产占比			0.1236*** (0.0152)	0.0334** (0.0154)
失业率			-2.5904*** (0.1210)	-1.7253*** (0.1239)
人口密度			0.2189*** (0.0063)	0.1730*** (0.0066)
医院卫生院数			0.1809*** (0.0055)	0.0797*** (0.0061)
绿化覆盖率			-0.0077*** (0.0005)	-0.0061*** (0.0005)
中小学数			0.4311*** (0.0064)	0.3540*** (0.0068)
平均房价				0.6964*** (0.0162)
平均房价增长率				-2.0499*** (0.0578)
互联网_比重				-0.1044*** (0.0157)
是否省会直辖市				0.4663*** (0.0094)
市场化水平				0.1820*** (0.0455)
省份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
N	59 360 880	59 360 880	51 666 316	51 137 951
Pseudo R <sup>2</sup>	0.094	0.121	0.143	0.146
Log likelihood	-1 227 779.4	-1 192 182.6	-1 044 102.5	-1 036 003.1

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号中是White稳健标准误。

（二）稳健性检验

1. IIA 检验条件

条件 Logit 模型有一个非常重要的假设前提，被称作“无关方案的独立性”（independence of irrelevant alternatives assumptions, IIA）（McFadden, 1974）前提。通俗来说，假设共有三个备选方案 A、B 和 C，根据该假定，在给定选择 A 或 B 的条件下，选择 A 的条件概率与是否存在选择 C 无关。对于 IIA 的检验，McFadden（1984）给出了检验方法。其基本思想是，如果 IIA 假定成立，则去掉某个方案不影响其他方案参数的一致估计，只是降低了效率，即子样本的系数估计值与全样本的系数估计值没有系统差别。对于本文的样本数据进行检验，检验的  $\chi^2$  所对应的  $p$  值对于大部分城市来说都显著大于 0.05，不能拒绝 IIA 原假设，确认了条件 Logit 结果的可信性。

2. 动态回归结果

由于条件 Logit 模型无法控制时间层面的固定效应，考虑到数字金融在时间上的增长率可能存在差异，而且本文所使用的“全国流动人口动态监测调查”数据是混合截面数据。因此，为了更好地考察数字金融对劳动力流动的影响，本文分年度分别回归来考察在时间维度上的动态影响。表 4 提供了动态回归的结果，可以看出，在分年度回归中数字金融对劳动力流动的影响仍然显著。具体而言，从 2012 年至 2016 年数字金融的影响逐年变大，2017 年影响略微减小，这也符合数字金融在中国发展的大致趋势。

表 4 动态回归结果

	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融总指数	1.5321*** (0.0784)	1.9396*** (0.1384)	4.5886*** (0.1676)	3.8757*** (0.1666)	8.2120*** (0.3480)	6.4324*** (0.3310)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	8 759 994	9 055 158	9 890 265	10 902 070	6 201 664	6 328 800
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.182	0.136	0.136	0.135	0.168	0.177
Log likelihood	-165 405.84	-190 340.99	-201 407.28	-220 499.61	-124 680.61	-125 312.56

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

3. 分不同细分指数

北京大学数字金融指数从数字金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度来构建指标体系。数字金融覆盖广度是指互联网条件下，金融服务供给在多大程度上能保证用户得到相应服务的衡量。使用深度是指实际使用互联网金融服务情况的衡量。数字化程度是指使用金融服务的便利性和

成本。回归结果如表 5 所示。第（1）—（3）列分别为只考虑数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度的回归结果，第（4）列是同时考虑这三个维度的结果。由回归结果可以看出，数字金融的覆盖广度对劳动力流动的影响最大，其次是使用深度，最后是数字化程度。

表 5 细分指数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	覆盖广度维度	使用深度维度	数字化程度维度	三个维度
覆盖广度	0.7199*** (0.0281)			0.6153*** (0.0289)
使用深度		0.6232*** (0.0256)		0.4506*** (0.0271)
数字化程度			0.0027 (0.0104)	0.1007*** (0.0120)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	51 137 951	51 137 951	51 137 951	51 137 951
Pseudo R <sup>2</sup>	0.146	0.145	0.145	0.146
Log likelihood	-1 036 212.4	-1 036 362.5	-1 036 745.5	-1 036 015.2

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

4. 区分区域和城市规模样本

从整个改革开放后的迁移史来看，劳动力总体上是从中西部流动到东部沿海地区，从小城市流动到大城市，因此数字金融吸引劳动力流入的效应在地域和规模上可能存在边际差异。本文依照地理区位将城市划分为东部沿海地区城市 and 中西部内陆城市，同时根据 2014 年《关于调整城市规模划分标准的通知》，将城市分为大城市和小城市来通过考察区域和城市规模差异检验数字金融对劳动力流动的作用。

表 6 第（1）、（2）列为区域分样本的回归结果，可以看出，不论是东部沿海地区还是中西部的城市，数字金融对劳动力流动的正向作用仍然显著且稳健。表 6 第（3）、（4）列为城市规模分样本回归结果，同样也可以看出，不论大城市还是小城市，数字金融的作用仍然稳健。但是同样也可以看到，数字金融的边际效应在东部沿海地区城市和大城市要更大（似无相关模型检验拒绝系数无差异的原假设）。这可能是因为东部沿海地区城市和大城市的数字基础设施完善，其完善程度很大程度上影响了该地区互联网等数字技术的可及性，只有基础设施条件配套到位，数字金融才能发挥更大的边际作用。此外，东部沿海地区城市和大城市的户籍等配套制度设施也更完善，也容易形成城市群的规模效益，促进数字金融边际效应的进一步提高。

表 6 样本分组

	东部沿海城市	中西部城市	大城市	小城市
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融总指数	3.0134*** (0.0670)	0.4162*** (0.0412)	3.5452*** (0.0591)	0.6147*** (0.0375)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
N	20 050 743	31 087 208	30 307 159	20 830 792
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.252	0.143	0.266	0.122
Log likelihood	-356 154.93	-631 560.41	-527 898.49	-433 357.24

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

5. 内生性分析

本文考虑的是城市层面的数字金融对微观个体流动的影响，并选择了前定变量，这从逻辑上缓解了反向因果。然而，劳动力流动还可能会反作用于数字金融的发展，当劳动力流入数字技术相关产业部门以及金融机构的数字金融业务部等时，可能推动互联网等技术的进步，促进数字金融的发展。由于条件 Logit 两阶段最小二乘法失效，为了更好地解决内生性问题，本文采用了面板泊松和负二项回归，同时采用负二项回归工具变量两步法（Hilbe, 2011；张莉等，2017）来解决内生性问题。由于条件 Logit 模型的缺陷（张莉等，2017），导致时间维度上不可观测到的因素无法被控制，因此在泊松和负二项回归中加入了时间固定效应。在两步法回归中，本文将数字金融视为内生变量，借鉴张勋等（2019）选择各个地级市与杭州的距离以及与省会城市的距离作为数字金融的工具变量。回归结果如表 7 中所示，第（1）列是泊松回归的结果，与基准回归所反映的相一致，数字金融的发展促进了劳动力的流入。第（2）列是面板负二项回归的结果，对数似然值大幅提高，说明采用负二项回归相对于泊松回归效果更佳。负二项回归工具变量两步法的一阶段结果中两个工具变量显著，且 *F* 统计量拒绝了弱工具变量。第（3）列报告了第二阶段回归结果，可以发现相对于第（2）列，排除内生性后的负二项回归的系数显著增大，影响劳动力流动的真实效应得以体现。

表 7 内生性回归结果

	Possion	NB	NB Two Step
	(1)	(2)	(3)
数字金融总指数	1.3258*** (0.4356)	0.4520** (0.1829)	1.2666*** (0.2658)

(续表)

	Possion	NB	NB Two Step
	(1)	(2)	(3)
残差			-0.7558*** (0.1716)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
N	1 372	1 372	1 328
Log likelihood	-32 455.825	-7 002.7224	-6 780.9562

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

五、拓展分析——机制检验与异质性分析

(一) 机制检验

假说 1b 指出，数字金融促进劳动力流动的主要机制是提供就业机会和提高预期收入，本文该部分对假说 1b 进行验证。

1. 就业机制

流动人口动态监测调查问卷（A）记录了人口流动的原因，本文首先将流动原因划分为就业和其他，就业为 1 其他为 0，其中就业包括务工和经商。如果数字金融通过提供更多的就业机会来吸引外来劳动力，那么以就业为目的流动的劳动力受到数字金融的影响会更大。此外，由于 2016—2017 年调查数据中的务工与经商两个选项分开，同时经商也可看作是创业的一种载体，本文更深一步考察就业和创业的边际差异，其中就业为 1 创业为 0。表 8 给出了就业机制的回归结果，第（1）列是区分就业和其他的结果，结果发现数字金融对以就业为目的的劳动力影响更大，就业机制得证。第（2）列是区分就业和创业的结果，结果显示数字金融对就业和创业的劳动力的作用都显著为正；细分就业和创业来看，数字金融对以就业为目的的劳动力比以创业为目的的劳动力的边际影响要大，可以看出数字金融促进劳动力流动的主要机制还是提供就业机会。

表 8 就业机制的检验

	(1)	(2)
数字金融总指数	0.9443*** (0.0670)	3.1929*** (0.2316)
工作 × 总指数	1.0775*** (0.0438)	3.7190*** (0.1126)

(续表)		
	(1)	(2)
N	42 377 957	10 213 486
其他城市特征	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.141	0.175
Log likelihood	-867 907.07	-203 316.08

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

2. 收入机制

本文首先验证了数字金融对收入提高的直接作用，回归结果如表 9 第 (1) 列所示，可以看到数字金融对个体收入的提高有显著促进作用。接下来，本文考虑了城市层面收入水平的影响，如果对于平均收入越高的城市，数字金融对劳动力流动影响越大，则可以证实数字金融的收入机制。结果如表 9 第 (2) 列所示，数字金融与城市平均工资的交互项显著为正，说明对于收入更高的城市，数字金融可以发挥更大的边际效应，证实了收入机制。此外，本文还考虑劳动力个体的流动后个体收入的效应，由于数据限制，劳动力个体流入前所在的城市和收入的信息无法获取，但是流动后的收入可以视为预期收入，尽管不那么完美，但也是目前所能达到的最好方法。结果如表 9 第 (3) 列所示，数字金融与劳动力个体预期收入交互项显著为正，数字金融对劳动力的吸引作用对预期收入越高的群体边际作用越大，证实了收入机制。最后，2017 年的流动人口动态监测调查问卷 (A) 记录了流入个体居留意愿的原因选项，如果为了更高收入而居留的个体受数字金融影响更大，则进一步佐证了收入机制。结果如表 9 第 (4) 列所示，居留意愿与数字金融交互项结果显著为正，说明数字金融对为了寻求更高收入的个体的边际作用更大。

表 9 收入机制的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融总指数	0.176*** (0.0260)	0.1823 (0.2523)	1.0783*** (0.0684)	6.2829*** (0.5116)
平均工资×总指数		0.1045*** (0.0253)		
预期收入×总指数			0.132*** (0.0149)	
收入居留意愿×总指数				3.4264*** (0.2902)

	(续表)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
N	104 133	51 092 257	23 132 364	2 736 936
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.178	0.145	0.146	0.178
Log likelihood		-1 036 373	-484 990.58	-55 995.702

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

（二）城乡异质性检验

假说 2 指出在一个城市中，数字金融的这种通过提供就业机会以及提高预期收入来吸引劳动力流入的效应在农村地区相对于城镇地区要更大，由此体现了包容性特征。通过划分迁入城市内的城镇和农村地区，本文分样本进行了城乡异质性检验。表 10 结果表明，一个城市的数字金融的发展在其农村和城镇地区都有吸引外来劳动力的作用，交互项检验（城镇为 1，农村为 0）表明农村吸引劳动力流入的边际效应更大。这可能是因为数字金融利用移动互联网等技术，打破了传统物理网点的局限，为农村地区提供金融服务，从而促进农村居民的创业（张勋等，2019），而这种行为导致了农村地区相对于城镇地区的劳动力相对需求的增加。

表 10 城乡异质性

	城镇样本	农村样本	城乡交互
	(1)	(2)	(3)
数字金融总指数	0.8329*** (0.0460)	2.5428*** (0.0780)	2.4046*** (0.0470)
城乡交互			-1.4820*** (0.0325)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
N	34 648 630	16 489 321	51 137 951
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.145	0.191	0.147
Log likelihood	-702 405.15	-316 385.38	-1 034 926.3

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

（三）个体异质性检验

前文中的条件 Logit 回归是把所有劳动力个体视为对城市特征反应相同的

同质群体,得到的结果是平均效应,但是不同特征的劳动力个体可能对数字金融表现出异质性,本小节将分析数字金融效应的个体异质性。为了验证假说 2,在个体异质性检验中,本文重点关注对来自农村和女性劳动力的影响。此外,本文还关注教育程度、年龄以及流动范围等因素的异质性作用。表 11 给出了回归结果,第 (1)—(5) 列分别为性别、户口、教育、年龄和流动范围五个异质性个体回归的结果。

由于本文已经验证了数字金融的收入和就业机制,因此如果在此过程中女性以及农村个体受数字金融影响的边际效应更大,则可以证实包容性。结果中可以看出,女性和农村外来劳动力受到数字金融的影响更大(似无相关模型检验显著拒绝分组系数无差异的原假设)。这可能是因为,农村居民和女性个体在传统金融服务中是弱势群体,数字金融的发展实现以较低成本向全社会尤其是弱势群体提供较为便捷的金融服务(谢绚丽等,2018)。此外,其他异质性结果可以看到一些新的特征。从年龄来看,数字金融对年轻人的影响更大,这可能是因为,数字金融已被证实会促进收入提高和创新创业行为,而年轻人更会被好的就业创业机会以及更高的收入水平所吸引。从教育程度来看,数字金融对受教育程度越高的人的影响程度越大,这也是符合现实的,高学历的人更注重个人信用,违约概率更低,且数字金融发展初期存在一定风险,投资者也更愿意贷款给高学历人群(廖理等,2015),张勋等(2019)也证实了数字金融对高学历群体的作用更大。从跨区域流动角度来看,数字金融对跨省劳动力影响更大,而非省内跨市,这种情况的发生可能是因为各省发展水平的差距,具体到数字金融领域就是数字金融的地区差异。

表 11 个体异质性检验

	性别	户口性质	教育程度	年龄	流动范围
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融总指数	1.4762*** (0.0436)	1.0122*** (0.0519)	0.6188*** (0.0640)	2.6510*** (0.0650)	0.2835*** (0.0384)
个体特征 × 总指数	-0.2790*** (0.0294)	0.3650*** (0.0403)	0.0743*** (0.0053)	-0.0416*** (0.0015)	2.1002*** (0.0301)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	51 137 951	51 137 951	51 137 951	51 137 951	51 137 951
Pseudo R <sup>2</sup>	0.146	0.146	0.146	0.146	0.148
Log likelihood	-1 035 956.5	-1 035 961.6	-1 035 900.1	-1 035 606.2	-1 033 412.1

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,括号中是 White 稳健标准误。



## 六、结论和政策建议

本文首次将北京大学数字普惠金融指数与2012—2017年的全国流动人口动态监测调查中流动人口A卷相结合，同时利用《中国城市统计年鉴》等城市层面的数据，基于条件Logit模型，研究了数字金融对劳动力流动的影响。模型估计结果显示，在控制其他影响因素相同的情况下，一个城市的数字金融发展水平的提高将吸引外来劳动力的流入。接下来，本文使用了IIA检验、动态回归等作为稳健性检验，考虑到内生性的问题，本文采用了负二项回归的工具变量两步法。接下来，本文验证了数字金融是通过提供就业机会和提高预期收入两个机制来影响劳动力流动的。此外，通过城乡异质性和农村、女性劳动力的异质性回归证实了数字金融的包容性特征。最后，通过教育程度、年龄和跨省流动的异质性分析进一步考察了数字金融作用的拓展。本文主要的贡献是开创性地研究作为数字经济和金融新业态的数字金融对劳动力流动的影响，填补了数字经济领域对劳动力流动影响方面的空白，为促进劳动力流动最优化提供了新思路。

本文的政策建议也非常明显，自2018年以来，各地为吸引和留住人才，相继加入了“人才争夺战”的行列，陆续出台相关方案提供政策支持，加强全方位公共就业服务，加快人力资源市场建设。中共中央国务院2020年3月出台了《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，其中尤其强调了引导劳动力要素合理畅通有序流动。基于本文的实证结果来看，要想引导劳动力要素合理畅通有序流动，吸引劳动力的流入，需要持续不断地推动数字金融发展，强化其在就业和收入方面的作用。从高精尖人才的角度来看，本文发现数字金融对高学历人群的影响更大，因此各地想要吸引高端人才，持续稳步推进数字金融的发展不失为一种有效的方法。此外，在推动数字金融发展的过程中应着重关注其包容性特征的实现，2019年政府工作报告指出：新型城镇化要处处体现以人为核心，提高柔性化治理、精细化服务水平，让城市更加宜居，更具包容和人文关怀。要想稳步推进新型城镇化，实现包容公平的城镇化发展，在推进数字金融发展过程中，需要着重关注其包容性的实现，激发市场活力，扩大数字金融覆盖面，同时也要加强监管降低数字金融的风险。此外，十九届四中全会指出要坚决打赢脱贫攻坚战，巩固脱贫攻坚成果，建立解决相对贫困的长效机制。从本文结果来看，数字金融对来自农村的劳动力的影响要更大，更能提高来自农村劳动力的收入，为实现脱贫攻坚提供了新思路；同时，数字金融所依赖的数字技术也为实现精准扶贫提供了新手段。

## 参 考 文 献

- [1] 白南生、李靖,“城市化与中国农村劳动力流动问题研究”,《中国人口科学》,2008年第4期,第2—10页。
- [2] Bardhan, R., R. Debnath, and S. Bandopadhyay, “A Conceptual Model for Identifying the Risk Susceptibility of Urbangreen Spaces Using Geo-Spatial Techniques”, *Modeling Earth Systems and Environment*, 2016, 2 (3), 144.
- [3] 蔡昉、王德文,“中国经济增长可持续性贡献”,《经济研究》,1999年第10期,第62—68页。
- [4] 陈斌开、陈思宇,“流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?”,《经济研究》,2018年第3期,第35—49页。
- [5] Cheng, S., “Location Decision Variations of Japanese Investors in China”, *The Review of Regional Studies*, 2008, 38 (3), 395-415.
- [6] 都阳、蔡昉、屈小博、程杰,“延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利”,《经济研究》,2014年第8期,第4—13页。
- [7] Fu, Y. M., and W. C. Liao, “What Drive the Geographic Concentration of College Graduates in the US? Evidence from Internal Migration”, Working Paper, 2012.
- [8] Greene, W. H., *Econometric Analysis (6th ed)*. New Jersey: Pearson Education, 2008.
- [9] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,“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),2020年第19卷第4期,第1401—1418页。
- [10] 郝云平、雷汉云,“数字普惠金融推动经济增长了吗?——基于空间面板的实证”,《当代金融研究》,2018年第3期,第90—101页。
- [11] Hau, H., Y. Huang, H. Shan, and Z. Sheng., “Tech-Fin in China: Credit Market Completion and Its Growth Effect”, Working Paper, 2017.
- [12] Hilbe, J., *Negative Binominal Regression (second edition)*. New York: Cambridge University Press, 2011.
- [13] 胡鞍钢,“城市化是今后中国经济发展的主要推动力”,《中国人口科学》,2003年第6期,第5—12页。
- [14] 黄益平、黄卓,“中国的数字金融发展:现在与未来”,《经济学》(季刊),2018年第17卷第4期,第1489—1502页。
- [15] Huang, Y., C. Lin, Z. Sheng, and L. Wei, “Fin-Tech Credit and Service Quality”, Working Paper, 2018.
- [16] Hurst, E., and A. Lusardi., “Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship”, *Journal of Political Economy*, 2004, 112 (2), 319-347.
- [17] Kapoor, A., “Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy”, *Futures*, 2014, 56, 35-42.
- [18] Karaivanov, A., “Financial Constraints and Occupational Choice in Thai Villages”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 201-220.
- [19] Krugman, P. R., “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (3), 483-499.
- [20] 梁琦、陈强远、王如玉,“户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化”,《中国社会科学》,2013年第12期,第36—59页。

- [21] 廖理、吉霖、张伟强，“借贷市场能准确识别学历的价值吗？——来自 P2P 平台的经验证据”，《金融研究》，2015 年第 3 期，第 146—159 页。
- [22] 刘一伟，“劳动力流动、收入差距与农村居民贫困”，《财贸研究》，2018 年第 5 期，第 23—35 页。
- [23] 马光荣、杨思艳，“社会网络、非正规金融与创业”，《经济研究》，2011 年第 3 期，第 83—94 页。
- [24] McFadden, D. L., “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior”, In: Zarembka, P. (ed.), *Frontiers in Econometrics*, 1 (2), pp. 105-142. New York: Academic Press, 1974.
- [25] McFadden, D. L., “Econometric Analysis of Qualitative Response Models”, *Handbook of Econometrics*, 1984, 1 (2), 1395-1457.
- [26] Moretti, E., “Human Capital Externalities in Cities”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, (4), 2243-2291.
- [27] Nykvist, J., “Entrepreneurship and Liquidity Constraints: Evidence from Sweden”, *Scandinavian Journal of Economics*, 2008, 110 (1), 23-43.
- [28] 潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一，“民营资本的宗族烙印：来自融资约束视角的证据”，《经济研究》，2019 年第 7 期，第 94—110 页。
- [29] Pierrakis, Y., and L. Collins., “Crowdfunding a New Innovative Model of Providing Funding to Projects and Business”, SSRN working paper, 2014.
- [30] Samila, S., and O. Sorenson., “Venture Capital, Entrepreneurship, and Economic Growth”, *Review of Economics and Statistics*, 2011, (93), 338-349.
- [31] Shahrokhi, M., “E-finance: Status, Innovations, Resources and Future Challenges”, *Managerial Finance*, 2008, 34 (6), 365-398.
- [32] 宋晓玲，“数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验”，《财经科学》，2017 年第 6 期，第 14—25 页。
- [33] Vos, W., and H. Meekes, “Trends in European Cultural Landscape Development: Perspectives for a Sustainable Future”, *Landscape and Urban Planning*, 1999, 46 (1), 3-14.
- [34] 王馨，“互联网金融助解长尾小微企业融资难问题研究”，《金融研究》，2015 年第 9 期，第 128—139 页。
- [35] 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”，《管理世界》，2015 年第 10 期，第 78—90 页。
- [36] 肖群鹰、刘慧君，“基于以 QAP 算法的省际劳动力迁移动因理论再检验”，《中国人口科学》，2007 年第 4 期，第 26—33 页。
- [37] 谢平、邹传伟，“互联网金融模式研究”，《金融研究》，2012 年第 12 期，第 11—22 页。
- [38] 谢平、刘海二，“ICT、移动支付与电子货币”，《金融研究》，2013 年第 10 期，第 1—14 页。
- [39] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰，“数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据”，《经济学》（季刊），2018 年第 17 卷第 4 期，第 1557—1580 页。
- [40] 易行健、周利，“数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据”，《金融研究》，2018 年第 11 期，第 47—67 页。
- [41] 尹志超、彭嫦燕、里昂安吉拉，“中国家庭普惠金融的发展及影响”，《管理世界》，2019 年第 2 期，第 74—87 页。
- [42] 张莉、何晶、马润泓，“房价如何影响劳动力流动？”，《经济研究》，2017 年第 8 期，第 155—170 页。
- [43] 张勋、万广华，“中国的农村基础设施促进了包容性增长吗”，《经济研究》，2016 年第 10 期，第 82—96 页。
- [44] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾，“数字经济、普惠金融与包容性增长”，《经济研究》，2019 年第 8 期，第 71—86 页。

- [45] 周光友、施怡波,“互联网金融发展、电子货币替代与预防性货币需求”,《金融研究》,2015 年第 5 期,第 67—82 页。
- [46] 战明华、张成瑞、沈娟,“互联网金融发展与货币政策的银行信贷传导渠道”,《经济研究》,2018 年第 4 期,第 38—51 页。

## Does Digital Finance Affects Labor Mobility? —Based on the Micro Perspective of China’s Floating Population

SHUZHONG MA ZENGXI HU\*

(*Zhejiang University*)

**Abstract** Pioneeringly combining the digital finance index of Peking University with the “national dynamic monitoring survey of floating population” from 2012 to 2017 for the first time, and based on the conditional Logit model, we try to study the influence of digital finance on the labor mobility. The model estimation results show that the increase of digital financial development of a city will attract labor inflow. In terms of mechanism, this paper finds that digital finance promotes labor mobility by providing employment opportunities and raising expected income. In addition, the inclusiveness of digital finance is reflected in the analysis of urban-rural heterogeneity and individual heterogeneity. This paper presents novel perspective for the promotion and optimization of mobility in the digital economy era.

**Keywords** digital finance, labor mobility, inclusion

**JEL Classification** G10, J61, O16

---

\* Corresponding Author: Zengxi Hu, Room 928, School of Economics, Zijingang Campus, Zhejiang University, Xihu District, Hangzhou, Zhejiang 310058, China; Tel: 86-18663220388; E-mail: Zengxi\_Hu@163.com.