

# 数字普惠金融对就业的影响及空间效应研究

马国旺, 王天娇

(天津财经大学经济学院, 天津, 300222)

**摘要:** 在分析数字普惠金融对就业影响机制的基础上, 基于2011—2018年中国省级面板数据, 实证研究了数字普惠金融发展对我国总体就业和三次产业就业的影响及空间效应。研究发现, 数字普惠金融对我国总体就业和三次产业就业均存在显著促进作用, 且对第二产业就业的促进作用更强; 数字普惠金融能够显著促进中西部地区就业, 且对中部地区就业的促进作用更强。空间相关性分析表明, 数字普惠金融发展对本地区总体就业和三次产业就业存在显著促进作用, 而对邻近地区总体就业和三次产业就业存在显著的负向空间溢出效应。政策建议: 提升数字普惠金融对就业的正向影响, 应着眼中小企业、创新型企业 and 三农群体融资“痛点”, 结合地区差异, 精准施策; 加强区域间的交流与合作, 避免形成无序竞争。

**关键词:** 数字普惠金融; 就业; 就业结构; 空间效应

**中图分类号:** F832; F249.2

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1672-3104(2022)03-0138-15

## 一、引言和文献综述

当下, 我国正处于新旧动能转换、产业结构调整的关键时期, 劳动力就业面临诸多不确定性和风险。与此同时, 随着大数据、区块链和人工智能等数字技术对生产方式和服务模式的重塑, 我国劳动力市场面临结构性变革, 稳就业、保就业任务艰巨。2021年中央经济工作会议强调, “加大对实体经济融资支持力度, 促进中小微企业融资增量、扩面、降价”。随着数字技术与传统金融业的融合发展, 数字普惠金融依托技术赋能切实增强了我国金融普惠性<sup>[1]</sup>, 从“增量、扩面、降价”三个方面有效缓解了中小企业和潜在创新创业者的融资难融资贵问题, 深刻影响着我国实体经济的发展, 有望成为缓解就业压力、疏解就业结构性矛盾的重要突破口。Manyika

等学者曾预测, 到2025年, 数字金融的应用对新兴经济体年GDP增长的贡献将达3.7万亿美元, 由此创造的就业机会将达9500万个<sup>[2]</sup>。因此, 研究方兴未艾的数字普惠金融的就业效应具有重要的理论价值和现实意义。

2016年G20峰会指出, “数字普惠金融”泛指一切通过使用数字金融服务以促进普惠金融的行动<sup>①</sup>。其本质是运用数字化手段为无法获得金融服务或缺乏金融服务的弱势群体提供成本可负担的金融产品和服务, 以提升金融普惠性, 包括通过数字化手段进行网络借贷、互联网保险、互联网理财、网络支付等金融交易。在数字普惠金融兴起之前, 国内外学者主要考察了金融发展对经济和就业的影响。相关研究表明, 金融能否发挥其对经济和就业增长的促进作用取决于企业和潜在创业者的融资状况<sup>[3-5]</sup>。我国金融市场仍面临金融资源错配和信息不对称等问题, 中小企业及低收入等弱势群体的金融可

收稿日期: 2021-10-25; 修回日期: 2022-04-05

基金项目: 天津市哲学社会科学规划重点项目“高质量发展阶段增强天津市民营经济‘三力’研究”(TJLJ19-002)

作者简介: 马国旺, 男, 河南信阳人, 博士, 天津财经大学经济学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 劳动力市场理论与政策; 王天娇, 女, 河北沧州人, 天津财经大学经济学院博士研究生, 主要研究方向: 数字经济与就业, 联系邮箱: wangtianjiao@stu.tjufe.edu.cn

得性水平较低<sup>[6]</sup>。而正是我国传统金融资源供给的短缺, 以及人工智能、互联网、大数据和移动终端等数字技术的快速发展, 为数字普惠金融提供了发展机遇<sup>[7]</sup>。近些年, 我国数字普惠金融处于快速发展阶段, 在增加金融资源供给、扩大金融覆盖面和降低金融交易成本方面发挥了重要作用, 体现了普惠金融的应有之义<sup>[8]</sup>。首先, 数字普惠金融以互联网、智能终端等数字技术为支撑, 将金融服务延伸至传统金融资源匮乏的农村及偏远地区, 扩展了金融服务的地理边界, 弥补了传统金融资源不足的缺陷, 增加了金融资源的有效供给; 其次, 以大数据技术为支撑, 通过分析用户信息和数据, 有效缓解了信息不对称和信用评估难等问题, 降低了金融服务的信用评估门槛, 将金融服务触达中小企业和低收入等弱势群体, 扩大了金融覆盖面; 再次, 运用大数据技术对用户信息和数据进行多维度分析, 能够精准识别用户需求, 提升金融服务供需双方的匹配效率, 进而减少了网点铺设和人工成本的投入, 降低了金融交易成本。

随着数字普惠金融在我国经济和社会各领域的积极作用逐步显现, 国内学者开始关注数字普惠金融的普惠性功能对于推动经济增长、缓解贫富差距、激励居民消费和解决中小企业融资难题的重要意义<sup>[9-13]</sup>。也有一些学者从两方面研究了数字普惠金融发展对我国就业的影响: 一方面, 是基于微观调查数据实证研究了数字普惠金融对个体创业或就业决策的影响。其中, 何婧和李庆海的研究表明, 数字金融通过缓解农民的信贷约束和信息约束促进了农民创业<sup>[14]</sup>。张勋等的研究表明, 数字普惠金融能够缓解农民物质资本和社会资本不足的难题, 通过提升农民的创业概率, 增加农民收入<sup>[15]</sup>。冯大威等指出, 数字普惠金融能够提升居民的创业概率, 且对自雇型创业和生存型创业的促进作用更强<sup>[16]</sup>。方观富和许嘉怡指出, 数字普惠金融的发展能够显著促进居民非农就业和私营企业就业, 且对女性和受教育水平较低的传统就业弱势群体、城市和中西部地区居民的正向影响更大<sup>[17]</sup>。何宗樾和宋旭光指出, 数字普惠金融有助于缓解创业者金融资源和社会关系资源不足的约束, 通过促进创业带动就业

增加<sup>[18]</sup>。尹志超等的研究也证实, 数字普惠金融通过激励创业型自雇就业发挥促就业作用, 且对城镇家庭和中等金融素养家庭的就业促进作用明显<sup>[19]</sup>。另一方面, 也有学者从宏观视角考察了数字普惠金融对创业活动的影响。其中, 谢绚丽等的研究表明, 数字普惠金融通过缓解信贷约束、激励创新活动促进创业, 且对欠发达地区和微型企业的创业促进作用更强<sup>[20]</sup>。冯永琦和蔡嘉慧基于省级数据的实证研究, 也证实了数字普惠金融的创业激励作用<sup>[21]</sup>。

通过对现有文献进行梳理发现, 国内学者主要基于微观调查数据考察了数字普惠金融对个体创业或就业决策的影响, 而从宏观视角考察数字普惠金融对就业总量和就业结构影响的研究相对欠缺, 且缺少对数字普惠金融可能带来的“数字鸿沟”及空间外部性问题的探讨。首先, 基于微观调查数据的实证研究容易受到样本的限制, 难以从总体上评估数字普惠金融对就业的影响。其次, 忽视“数字鸿沟”问题的负面影响, 可能会高估数字普惠金融的普惠性功能。再次, 由于我国地区之间经济发展联系紧密, 忽视空间外部性而只考察当地数字普惠金融发展对就业的影响, 其结果可能不准确。鉴于此, 本文拟在分析数字普惠金融对就业的影响机制的基础上, 利用 2011—2018 年中国省级面板数据考察数字普惠金融对总体就业和三次产业就业的差异化影响及空间溢出效应。与现有文献相比, 本文的边际贡献可能在于: 第一, 不同于已有研究基于微观调查数据考察数字普惠金融对个体就业决策的影响<sup>[17-19]</sup>, 本文从理论层面分析了数字普惠金融影响就业的机制, 并基于省级面板数据从总体上评估数字普惠金融对就业规模和就业结构的影响, 丰富了现有相关研究; 第二, 相较于一些研究结论较多强调数字普惠金融的普惠性功能带来的积极的创业或就业效应<sup>[17,20]</sup>, 本文则通过理论分析和分样本回归探讨了数字普惠金融的数字化特征可能带来的负面影响; 第三, 目前已有研究尚未考察数字普惠金融对就业影响的空间溢出效应, 本文考虑了地理空间因素的影响, 通过构建空间计量模型重点考察数字普惠金融对总体就业及三次产业就业的空间溢出



效应, 以期为各地区数字普惠金融发展和就业政策的制定提供参考。

## 二、理论分析和研究假设

### (一) 数字普惠金融影响就业的基本机制

数字普惠金融兼具“增量、扩面、降价”的功能, 能够有效缓解中小企业、创新型企业 and 潜在创业者的融资难题, 通过扩大现有企业规模、推动企业创新发展和增加新创企业数量, 影响劳动力就业。首先, 数字普惠金融能够缓解中小企业的融资约束, 通过推动中小企业发展和规模扩张促进就业。由缺乏抵押物和信用评估难而造成的融资约束是制约中小企业发展的重要因素<sup>[22]</sup>。增强金融普惠性以增加中小企业的融资渠道、改善中小企业融资受限的状况, 对于中小企业的存续和发展具有重要作用<sup>[23-24]</sup>。而中小企业不仅是经济发展的中坚力量, 更是吸纳就业的主要渠道。随着数字普惠金融的发展, 大数据技术的运用通过精准识别企业信息和数据, 能够有效缓解中小企业融资难融资贵的“痛点”问题<sup>[13]</sup>, 有助于中小企业发展, 进而通过企业规模扩张带动就业增加。其次, 数字普惠金融通过缓解创新型企业的融资约束, 推动企业创新发展, 进而影响劳动力就业。企业的技术创新离不开金融资本的支持, 但传统金融机构往往不愿为高投入、高风险的创新型企业提供信贷资金<sup>[25]</sup>。数字普惠金融的发展弥补了传统金融机构的这一不足, 凭借大数据、人工智能等技术能够有效缓解信息不对称及融资成本高等问题<sup>[26]</sup>, 破解创新型企业的融资难题, 推动企业创新发展<sup>[27]</sup>。企业技术创新一方面通过孕育新产品和新生产部门, 促进企业规模扩张, 进而创造就业机会; 另一方面通过淘汰落后产品和部门, 挤出部分工作岗位, 从而增加失业。但从长期来看, 企业技术创新的补偿效应和生产率效应对促进社会就业将产生积极作用<sup>[28-29]</sup>。再次, 数字普惠金融发展能够缓解潜在创业者的融资约束, 通过增加新创企业的数量而增加就业机会。具备“企业家才能”的潜在创业者能否从金融机构获得必要的资金支持, 将直接决定其创业

活动的开展<sup>[30]</sup>。而潜在创业者的金融需求, 往往难以从传统金融机构中得到满足<sup>[31-32]</sup>。数字普惠金融依托大数据等数字技术能够降低信息不对称程度, 进而准确评估创业风险, 为潜在创业者提供高效率、低成本的新型融资渠道, 有助于提高潜在创业者的创业积极性和创业绩效<sup>[16]</sup>。活跃的创业活动不仅是促进创新和经济增长的不竭动力, 还可以提供大量的就业机会, 产生积极的就业效应<sup>[33-35]</sup>。

此外, 分析数字普惠金融影响就业的理论机制, 应基于其金融本质, 并充分考虑其普惠性及数字化的双重特征。上述分析主要关注了数字普惠金融依托数字化手段带来的金融普惠性功能对社会就业的影响, 而未考虑数字普惠金融的数字化特征。虽然数字普惠金融的发展弥补了传统金融的不足, 具有增加金融服务供给量、扩大金融覆盖面和降低金融交易成本的作用, 但互联网、智能终端等数字技术的应用也要求其使用者具备基本的数字技能和金融素养。而目前我国农村及偏远地区仍存在一定程度的由基础设施建设或居民受教育水平不足等因素导致的“数字鸿沟”问题。因此, 数字普惠金融的促就业效应还可能被“数字鸿沟”的负面影响削弱。综上所述, 提出假设1。

假设1: 数字普惠金融对就业存在促进作用。

数字普惠金融对不同产业就业的影响存在差异。首先, 由于金融机构的逐利性和高风险要求, 金融资源主要流向城镇地区, 使得我国农村地区面临较为严重的金融排斥问题, 由此引致的金融资源配置的结构性失衡严重制约着我国农村发展。而数字普惠金融凭借其数字化、普惠性和低成本的优势为解决农村地区金融资源严重不足的问题提供了契机, 有助于推动农业农村发展, 从而促进第一产业就业。其次, 我国中小企业和创新创业活动主要集中在第二、三产业, 因此, 数字普惠金融的促就业效应也更多体现在增加第二产业和第三产业的就业机会。再次, 现阶段我国第二、三产业数字化转型的进程及难易程度有所不同, 数字普惠金融发展对第二、三产业就业的影响也存在一定差异。从已有研究成果来看, 数字普惠金融对我国第二、三产业就业的影

响差异存在两种观点。林春等的研究表明, 普惠金融的发展能够促进第二、三产业就业, 且对第三产业就业的促进作用更强<sup>[36]</sup>。叶胥等的研究则指出, 虽然第二产业数字化转型难度大于第三产业, 但其数字化转型带来的就业岗位增速要相对大于第三产业<sup>[37]</sup>。综上所述, 提出假设 2。

假设 2: 数字普惠金融对三次产业就业均存在促进作用, 且对第二、三产业就业的促进作用更强。

数字普惠金融对不同地区就业的影响存在差异。首先, 作为传统金融数字化转型的创新成果, 数字普惠金融并没有改变其金融本质, 其促就业效应受到传统金融发展水平的影响。我国中、西部地区的传统金融发展水平较低, 金融资源较为稀缺, 金融交易成本也相对较高。数字普惠金融的发展能够有效缓解中、西部地区的金融约束, 通过优化金融资源配置增加就业机会。而我国东部地区的传统金融发展水平较高, 金融资源较为充裕, 金融交易成本也较低。数字普惠金融不能有效发挥其优化金融资源配置的优势, 对东部地区就业的影响也就不那么明显。其次, 互联网、智能终端等数字技术的应用要求其使用者具备基本的金融素养和数字技能, 因此, 数字普惠金融的就业促进作用还受到由基础设施建设或居民受教育水平不足造成的“数字鸿沟”等因素的制约。我国西部地区的基础设施和居民受教育水平仍与东部和中部地区存在一定差距, 数字普惠金融的发展能够缓解西部地区金融资源的不足, 但其促就业效应还受到“数字鸿沟”等问题的影响。综上所述, 提出假设 3。

假设 3: 数字普惠金融能够促进中、西部地区就业, 且对中部地区就业的促进作用更强。

## (二) 数字普惠金融影响就业的空间效应

理论上, 数字普惠金融发展不仅会影响本地区就业, 还会对邻近地区就业产生影响。首先, 数字普惠金融能够有效缓解本地区中小企业、创新型企业及潜在创业者的融资约束, 在直接增加就业机会的同时, 也有助于本地区就业环境的改善。根据劳动力迁移的“推拉”理论, “理性经济人”会在迁入地与迁出地的各种因素之间进行权衡以实现效用最大化。作为影响劳动力流动

的重要因素, 就业环境的改善将会吸引邻近地区的劳动力转移到本地区就业, 进而对邻近地区就业产生抑制作用。其次, 以往研究表明, 地区间较为协调的金融发展水平更有利于总体就业环境的改善<sup>[38]</sup>; 而地区之间金融资源的过度竞争则会产生负外部性, 形成“以邻为壑”的结果<sup>[5]</sup>。因此, 地区间的金融发展协调性较好会对邻近地区就业产生正向的空间溢出效应, 而地区之间金融发展的协调性不足则会对邻近地区就业产生负向的空间溢出效应。综上所述, 提出假设 4。

假设 4: 数字普惠金融不仅影响本地区就业, 还会对邻近地区就业产生空间溢出效应。

# 三、研究设计

## (一) 数据说明

本文所使用的 2011—2018 年中国 31 个省、市、自治区<sup>②</sup>数据中, 数字普惠金融指数出自北京大学数字金融研究中心, 其他相关数据来自《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和各省统计年鉴。本文采用线性插值法将缺失数据补齐。

## (二) 变量说明

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为总体就业水平及三次产业就业水平。总体就业水平( $\ln Employ$ )用各地区就业人员数(万人)的对数来衡量; 三次产业就业水平( $\ln Emp1$ 、 $\ln Emp2$ 、 $\ln Emp3$ )分别用各地区第一产业、第二产业和第三产业就业人员数(万人)的对数来衡量。此外, 本文以各地区就业人员数占年底总人口的比重即就业率( $EM$ )作为替代指标, 进行稳健性检验。

### 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字普惠金融发展水平( $\ln Difi$ ), 借鉴以往研究, 用北京大学数字普惠金融研究中心 2019 年发布的数字普惠金融指数的对数来衡量。该指数包括三个子维度, 共计 33 个指标, 时间跨度为 2011—2018 年<sup>[39]</sup>。

### 3. 控制变量

学界普遍认为经济发展水平对就业有显著

影响,而财政支出作为政府宏观调控的重要工具对就业具有重要作用。城镇化水平的提高意味着城镇人口的增加和城市规模的扩大,对就业的影响不容忽视。产业结构状况直接影响就业总量和结构,而人力资本水平决定劳动者技能与岗位需求之间的匹配。因此,为控制其他因素对就业的影响以确保结果的稳健性,本文借鉴已有研究,选取各地区经济发展水平( $\ln PgdP$ )、财政支出水平( $Public$ )、城镇化水平( $Urban$ )、产业结构水平( $Stru$ )和人力资本水平( $Edu$ )作为控制变量。其中,经济发展水平( $\ln PgdP$ )用各地区人均实际GDP(万元)的对数来衡量,并以2011年为基期采用GDP平减指数进行了调整。财政支出水平( $Public$ )用财政支出占GDP比重来衡量。城镇化水平( $Urban$ )用城镇人口与地区总人口之比来衡量。产业结构水平( $Stru$ )用第三产业增加值占GDP比重来衡量。人力资本水平( $Edu$ )用6岁及以上人口的人均受教育年限来衡量。具体地,人均受教育年限=(小学人口 $\times 6$ +初中人口 $\times 9$ +高中人口 $\times 12$ +大专及以上学历人口 $\times 16$ )/6岁及以上总人口。相关变量描述性统计见表1。

为更清晰地展示数字普惠金融与总体就业水平和三次产业就业水平的关系,本文绘制了数字普惠金融与总体就业水平和三次产业就业水平的散点图和拟合曲线(见图1—图4)。可见,在数字普惠金融发展水平较高的地区,其总体就业水平和第二产业、第三产业就业水平也相应更高。这初步印证了前文的理论分析,即数字普惠

金融与总体就业水平、第二产业就业水平和第三产业就业水平存在正相关关系。但数字普惠金融发展水平较高的地区,其第一产业就业水平反而较低,其主要原因是,散点图和拟合曲线的绘制并未考虑其他因素的影响。因此,这一结果并不准确。为得到更为严谨的结论,需要进一步的计量回归分析。

### (三) 模型设定

#### 1. 基准回归模型

为避免主观设定导致模型估计出现偏误,本文首先在模型中加入数字普惠金融发展水平的二次项并进行 $utest$ 检验,以考察数字普惠金融与总体就业水平之间是否存在U型或倒U型关系。 $utest$ 检验结果显示,计算出的极值点为2.375,而数字普惠金融指数取对数后的最小值为2.786。由此可见,检验出的极值点并不在数据范围内,无法拒绝原假设。因此,本文认为数字普惠金融与总体就业水平之间不存在U型或倒U型关系。据此,本文构建面板数据双向固定效应模型检验数字普惠金融发展对总体就业水平及三次产业就业水平的影响效应。本文选取总体就业人员数以及三次产业就业人员数的对数作为被解释变量,选取数字普惠金融指数的对数作为核心解释变量。模型设定如下:

$$\ln Employ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Difi_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 代表省份, $t$ 代表年份, $\ln Employ$ 表示总体就业人员数的对数, $\ln Difi$ 表示数字普惠金融

表1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	总体就业水平	$\ln Employ$	248	7.58	0.865	5.223	8.820
	第一产业就业水平	$\ln Emp1$	248	6.36	1.111	3.618	7.890
	第二产业就业水平	$\ln Emp2$	248	6.15	1.110	3.117	7.849
	第三产业就业水平	$\ln Emp3$	248	6.63	0.816	4.242	7.864
核心解释变量	数字普惠金融	$\ln Difi$	248	5.06	0.679	2.786	5.934
控制变量	经济发展水平	$\ln PgdP$	248	10.45	0.415	9.707	11.462
	人力资本水平	$Edu$	248	9.04	1.128	4.222	12.555
	城镇化水平	$Urban$	248	0.56	0.132	0.227	0.896
	产业结构水平	$Stru$	248	0.46	0.095	0.297	0.831
	财政支出水平	$Public$	248	0.28	0.211	0.110	1.379

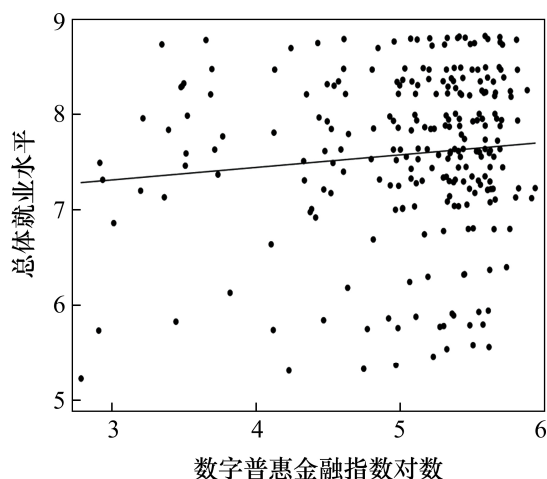


图1 数字普惠金融与总体就业水平的散点图和拟合线

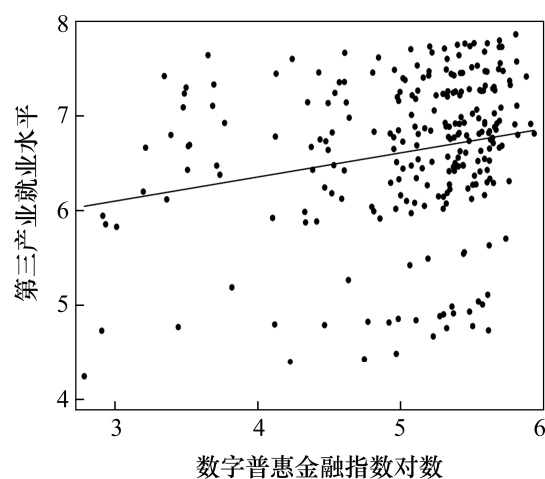


图4 数字普惠金融与第三产业就业水平的散点图和拟合线

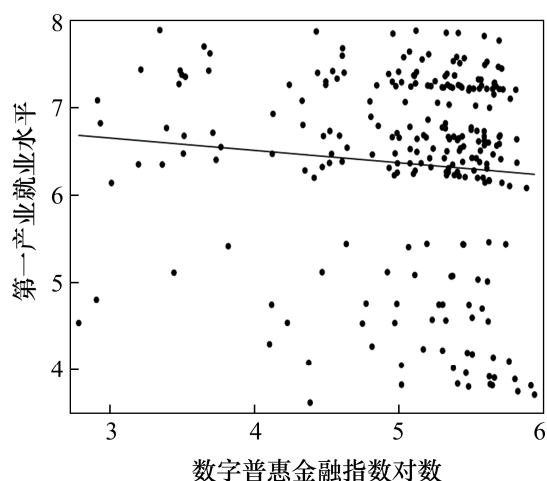


图2 数字普惠金融与第一产业就业水平的散点图和拟合线

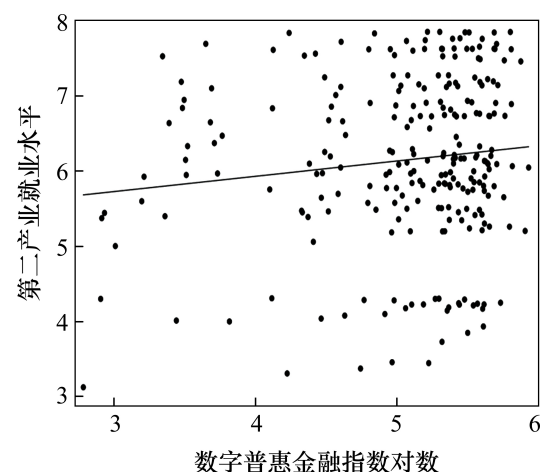


图3 数字普惠金融与第二产业就业水平的散点图和拟合线

指数的对数。 $X$  表示一系列控制变量, 具体包括经济发展水平( $\ln Pgd$ )、人力资本水平( $Edu$ )、城镇化水平( $Urban$ )、产业结构水平( $Stru$ )及财政支出水平( $Public$ )。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

## 2. 空间面板回归模型

为考察数字普惠金融的发展对邻近地区就业水平的影响, 本文进一步构建空间计量模型考察数据间的空间相关性。首先, 采用莫兰指数(Moran's I)检验考察期内解释变量( $\ln Dif$ )与被解释变量( $\ln Employ$ 、 $\ln Emp1$ 、 $\ln Emp2$ 、 $\ln Emp3$ )的空间相关性。莫兰指数(Moran's I)的计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

其中,  $w_{ij}$  表示空间权重矩阵。莫兰指数(Moran's I)的取值在-1 到 1 之间, 大于 0 表示正自相关, 即高值与高值相邻, 低值与低值相邻; 小于 0 表示负自相关, 即高值与低值相邻。若解释变量( $\ln Dif$ )与被解释变量( $\ln Employ$ 、 $\ln Emp1$ 、 $\ln Emp2$ 、 $\ln Emp3$ )在考察期内历年的莫兰指数(Moran's I)均显著, 则认为存在空间相关性, 有必要从空间层面考察数字普惠金融的就业效应。空间面板回归模型设定如下:

$$\ln Employ_{it} = \rho W \ln Employ_{it} + \mu W \ln Dif_{it} + \alpha_1 \ln Dif_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $\rho$  表示被解释变量的空间滞后项系数,  $\mu$  表示核心解释变量的空间滞后项系数,  $W$  表示采用相邻原则中的边界相邻(Rook 相邻)构建的 0—1 邻接权重矩阵, 即相邻地区取值为 1, 不相邻地区取值为 0。需要说明的是, 按照 Rook 相邻原则, 海南省没有与之边界相邻的省份, 参照已有研究的处理方式, 本文假设海南省与广东省相邻。同时本文还选取地理距离空间权重矩阵作为稳健性检验。其他参数及变量定义与模型(1)一致。

## 四、实证结果分析

### (一) 数字普惠金融对就业的影响

#### 1. 基准回归分析

本文首先考察数字普惠金融发展对我国总体就业水平和三次产业就业水平的影响。F 检验结果显示, 固定效应模型优于 OLS 模型。Hausman 检验结果显示, 应选用固定效应模型。回归结果见表 2。表 2 显示, 在控制了经济发展水平等变量后, 数字普惠金融对总体就业水平的影响系数在 1%水平上显著为正。数字普惠金融指数提高 1%, 将使总体就业人数增长 0.072%。研究假设 1 得以验证。这进一步从宏观层面验证了数字普惠金融的就业促进作用, 表明数字普惠金融发展水平的提高能够显著提升我国总体就业水平。数字普惠金融的发展以其数字化手段扩大了金融覆盖面, 降低了金融交易成本, 将成本可负担的金融服务触达中小企业和创新型企业。如浙江网商银行独创的“3 分钟在线申请、1 秒钟审核放款、0 人工干预”贷款模式已为 1 700 多万中小经营者提供 3 万亿元贷款<sup>③</sup>。这给予了中小企业和创新型企业更多的发展机会, 使其为社会提供了更多的就业岗位。与此同时, 数字普惠金融的发展缓解了长期受传统金融排斥的农民和低收入等“长尾人群”的流动性约束, 为其开展创业活动提供资金支持, 从而通过激励创业带动就业增加。在控制了经济发展水平等变量后, 数字普惠金融对三次产业就业水平的影响系数均在 1%水平上显著为正。数字普惠金融指数提高 1%, 将

使三次产业就业人数分别增长 0.083%、0.23%和 0.11%。这表明数字普惠金融的发展能够显著促进我国三次产业就业, 且对第二产业就业的促进作用更强。首先, 正如前文理论所述, 数字普惠金融通过科技赋能为农村地区提供了成本可负担的金融服务, 增加了涉农生产经营贷款和保险等项目的供给, 如数字农贷等项目上线两年以来已累计放款约 10 亿元<sup>④</sup>。这有助于我国农业农村发展, 从而促进第一产业就业。其次, 数字普惠金融的发展能够显著促进第二产业和第三产业就业, 但对第二产业就业的促进作用更强。一方面, 我国中小企业和创新创业活动主要集中在第二、三产业, 数字普惠金融发展的促就业效应也更多体现在增加了第二产业和第三产业的就业机会。另一方面, 数字普惠金融对第二产业就业的促进作用大于第三产业, 这与叶胥等的研究结论一致<sup>[37]</sup>。其原因可能在于, 相比于第二产业, 我国第三产业的数字化进程更快, 数字化转型的难度也更低。数据显示, 2018 年我国第二产业和第三产业的数字经济比重分别为 18.3%和 35.9%, 与 2017 年相比分别增加 1.09%和 3.28%。而第二产业和第三产业的数字化转型就业岗位与 2017 年相比则分别提升 7.3%和 16.6%<sup>⑤</sup>。也就是说, 第二产业数字经济比重提高 1%, 相应的第二产业数字化转型岗位提升 6.70%; 而第三产业数字经济比重提高 1%, 相应的第三产业数字化转型岗位提升 5.06%。这意味着, 数字化转型对第二产业就业的促进作用大于第三产业。

就控制变量而言, 经济发展水平的提高能够显著促进总体就业和第二、三产业就业, 对第一产业就业无显著影响。人力资本水平的提高能够显著促进总体就业, 对三次产业就业无显著影响。城镇化水平的提高对总体就业和第三产业就业存在显著的抑制作用, 对第二产业就业存在显著促进作用, 对第一产业就业无显著影响。产业结构升级对总体就业和第二、三产业就业均存在显著抑制作用, 表明我国现阶段产业结构的变迁与劳动者技能结构之间存在一定程度的不匹配。财政支出水平的提高对总体就业和第三产业就业存在显著促进作用, 对第一、二产业就业无显著影响。

表 2 基准回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>lnEmploy</i>	<i>lnEmp1</i>	<i>lnEmp2</i>	<i>lnEmp3</i>	<i>EM</i>
<i>lnDifi</i>	0.072*** (0.022)	0.083*** (0.025)	0.230*** (0.044)	0.110*** (0.037)	0.045*** (0.011)
<i>lnPgdp</i>	0.166*** (0.053)	-0.063 (0.059)	0.250** (0.103)	0.236*** (0.087)	0.100*** (0.026)
<i>Edu</i>	0.039** (0.015)	0.028 (0.017)	0.001 (0.030)	0.031 (0.025)	0.019** (0.007)
<i>Urban</i>	-0.852*** (0.236)	-0.371 (0.264)	1.079** (0.458)	-0.669* (0.388)	-0.464*** (0.115)
<i>Stru</i>	-0.347*** (0.123)	0.084 (0.137)	-0.971*** (0.238)	-0.458** (0.202)	-0.156*** (0.060)
<i>Public</i>	0.409** (0.172)	0.214 (0.192)	0.081 (0.333)	0.560** (0.283)	0.272*** (0.084)
<i>-cons</i>	5.666*** (0.636)	6.628*** (0.710)	2.448** (1.233)	3.738*** (1.045)	-0.568* (0.310)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	248	248	248	248	248
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.512	0.491	0.411	0.743	0.385

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，下同。

2. 稳健性检验

本文借鉴以往研究替换变量的做法，以各地区就业率(*EM*)来衡量总体就业水平，进行稳健性检验。由表 2 第(5)列可知，在替换被解释变量后，数字普惠金融发展对总体就业水平的影响系数仍在 1%水平上显著为正，且控制变量的影响系数及显著性水平未见明显差异。这表明，数字普惠金融的发展能够显著提升各省就业率，其促就业作用仍然存在。因此，本文的研究结论可信。

3. 区域异质性分析

考虑到我国区域之间传统金融发展水平和居民受教育水平等均存在较大差距，本文进一步将我国 31 个省划分为东、中、西部三大经济区，进行分样本回归，以考察不同区域数字普惠金融发展对就业的差异化影响。回归结果见表 3。由表 3 可知，数字普惠金融对中部地区就业的影响

系数在 1%水平上显著为正，对西部地区就业的影响系数在 5%水平上显著为正，对东部地区就业的影响系数为负且不显著。从影响效果来看，中部地区数字普惠金融指数提高 1%，将使其总体就业人数增长 0.203%；西部地区数字普惠金融指数提高 1%，将使其总体就业人数增长 0.094%。这表明，数字普惠金融对中部和西部地区就业存在显著促进作用，且对中部地区的就业促进作用更强，对东部地区就业无显著影响。研究假设 3 得以验证。产生这一结果的主要原因在于：对于传统金融资源较为充裕的东部地区而言，数字普惠金融发展所带来的金融供给量的增加不仅不能促进就业，而且可能带来效率的损失<sup>[40]</sup>。而对于传统金融资源较为稀缺的中西部地区而言，数字普惠金融的发展无异于“雪中送炭”，弥补了传统金融资源的不足，由此带来的促就业作用明显。这一结果与方观富和许嘉怡的研究结论一致<sup>[17]</sup>。但方观富和许嘉怡的研究没有进一步将中西部地区进行分组，考察数字普惠金融分别对中部和西部地区就业的差异化影响，从而其研究结论更为强调数字普惠金融的普惠性功能，忽略了“数字鸿沟”问题可能带来的负面影响。正如前文理论所述，相较于中部地区，我国西部地区数字普惠金融发展的就业促进作用被由数字基础设施建设和居民受教育水平不足等因素导致的“数字鸿沟”问题削弱。因此，数字普惠金融发展对中部地区的就业促进作用更强。这也意味着，我国数字普惠金融的包容性仍有待进一步提高。

表 3 数字普惠金融对就业影响的区域异质性

		(1)	(2)	(3)	(4)
区域	变量	<i>lnEmploy</i>	<i>lnEmp1</i>	<i>lnEmp2</i>	<i>lnEmp3</i>
东部地区	<i>lnDifi</i>	-0.010 (0.072)	0.072 (0.088)	0.080 (0.074)	-0.108 (0.117)
中部地区	<i>lnDifi</i>	0.203*** (0.070)	0.082 (0.112)	0.335** (0.127)	0.280** (0.131)
西部地区	<i>lnDifi</i>	0.094** (0.047)	0.102** (0.040)	0.376*** (0.113)	0.156** (0.077)

注：以上模型东、中、西部地区的样本观测值分别为 88、64 和 96，控制变量估计结果未汇报。所有模型均控制了个体效应和时间效应。

分产业来看,数字普惠金融发展对东部地区三次产业就业无显著影响,对中部地区第二产业和第三产业就业存在显著的正向影响,对西部地区三次产业就业均存在显著的正向影响。考虑到地区之间的相互影响,本文进一步构建空间面板模型,分析数字普惠金融发展对邻近地区就业的影响。

## (二) 数字普惠金融影响就业的空间溢出效应

### 1. 空间相关性检验

首先,本文采用莫兰指数(Moran's I)检验2011年至2018年历年被解释变量( $\ln Employ$ 、 $\ln Emp1$ 、 $\ln Emp2$ 、 $\ln Emp3$ )与核心解释变量( $\ln Dif1$ )的空间相关性,检验结果见表4。表4显示,总体就业水平( $\ln Employ$ )和三次产业就业水平( $\ln Emp1$ 、 $\ln Emp2$ 、 $\ln Emp3$ )的历年莫兰指数值均显著为正,数字普惠金融发展水平( $\ln Dif1$ )的历年莫兰指数值均在1%水平上显著为正。这表明,总体就业水平、三次产业就业水平和数字普惠金融发展水平都表现出明显的空间相关性,这意味着总体就业水平和三次产业就业水平较高(较低)的省份相邻,数字普惠金融发展水平较高(较低)的省份也相邻。因此,有必要从空间层面考察数字普惠金融对总体就业水平和三次产业就业水平的影响。

### 2. 空间面板模型回归分析

LR检验与Wald检验结果均显示,空间杜宾模型(SDM)不能简化为空间自回归模型(SAR)或空间误差模型(SEM)。因此,本文选取空间杜宾

模型(SDM)考察数字普惠金融对总体就业水平和三次产业就业水平的影响。表5汇报了基于0—1邻接权重矩阵的数字普惠金融与总体就业水平和三次产业就业水平的空间杜宾模型(SDM)回归结果。由表5可知,总体就业水平和第一产业就业水平的空间自回归系数 $\rho(\rho)$ 均在1%水平上显著为正,第三产业就业水平的空间自回归系数 $\rho(\rho)$ 在10%水平上显著为正,第二产业就业水平的空间自回归系数 $\rho(\rho)$ 为正但不显著。这表明,总体就业水平和第一、三产业就业水平均存在显著的空间关联性,也就是说本地区总体就业水平和第一、三产业就业水平的提升对邻近地区就业和第一、三产业就业存在正向溢出效应。核心解释变量数字普惠金融的空间滞后项对总体就业水平和三次产业就业水平的系数均在1%水平上显著为负,这表明,本地区数字普惠金融发展水平的提升对邻近地区就业存在显著的负向溢出效应。研究假设4得以验证。

考虑到模型中被解释变量的空间滞后项系数不为零时,直接采用空间杜宾模型(SDM)的系数回归结果度量其空间溢出效应会存在偏差,本文借鉴LeSage等<sup>[41]</sup>的研究对空间杜宾模型(SDM)进行分解,进一步分析各解释变量对总体就业水平和三次产业就业水平的直接效应、间接效应和总效应,分解结果见表6。其中,直接效应反映的是本地区数字普惠金融发展对本地区就业的影响;间接效应反映的是邻近地区数字普惠金融发展对本地区就业的影响,即空间溢出效

表4 基于邻接权重矩阵的空间相关性检验

变量	莫兰指数	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年
$\ln Employ$	Moran's I	0.200**	0.200**	0.195*	0.203**	0.203**	0.198**	0.198**	0.194*
	Z值	(1.977)	(1.975)	(1.935)	(2.009)	(2.009)	(1.960)	(1.964)	(1.930)
$\ln Emp1$	Moran's I	0.198*	0.202**	0.201**	0.201**	0.201**	0.199**	0.200**	0.195*
	Z值	(1.958)	(1.987)	(1.978)	(1.979)	(1.978)	(1.961)	(1.974)	(1.935)
$\ln Emp2$	Moran's I	0.258**	0.276***	0.275***	0.284***	0.288***	0.288***	0.288***	0.287***
	Z值	(2.470)	(2.611)	(2.604)	(2.675)	(2.711)	(2.699)	(2.690)	(2.683)
$\ln Emp3$	Moran's I	0.242**	0.249**	0.242**	0.248**	0.251**	0.244**	0.240**	0.235**
	Z值	(2.349)	(2.393)	(2.343)	(2.401)	(2.424)	(2.368)	(2.334)	(2.292)
$\ln Dif1$	Moran's I	0.495***	0.491***	0.460***	0.459***	0.417***	0.451***	0.515***	0.563***
	Z值	(4.412)	(4.443)	(4.182)	(4.183)	(3.836)	(4.128)	(4.685)	(5.060)



表 5 基于邻接权重矩阵的空间面板回归结果

变量	(1) <i>lnEmploy</i>	(2) <i>lnEmp1</i>	(3) <i>lnEmp2</i>	(4) <i>lnEmp3</i>	(5) <i>EM</i>
<i>lnDift</i>	0.101*** (0.027)	0.086*** (0.029)	0.341*** (0.052)	0.148*** (0.045)	0.064*** (0.013)
<i>lnPgdp</i>	0.181*** (0.051)	-0.050 (0.056)	0.140 (0.098)	0.250*** (0.086)	0.116*** (0.025)
<i>Edu</i>	0.044*** (0.013)	0.019 (0.015)	-0.012 (0.026)	0.041* (0.023)	0.021*** (0.007)
<i>Urban</i>	-0.697*** (0.236)	-0.457* (0.259)	0.833* (0.455)	-0.577 (0.399)	-0.305*** (0.116)
<i>Stru</i>	-0.228** (0.106)	0.005 (0.115)	-0.910*** (0.203)	-0.231 (0.179)	-0.087* (0.052)
<i>Public</i>	0.540*** (0.156)	0.063 (0.170)	0.208 (0.302)	0.932*** (0.264)	0.278*** (0.077)
<i>W×lnDift</i>	-0.082*** (0.028)	-0.086*** (0.030)	-0.289*** (0.053)	-0.133*** (0.047)	-0.052*** (0.014)
<i>rho</i>	0.269*** (0.085)	0.359*** (0.083)	0.037 (0.086)	0.165* (0.088)	0.187** (0.087)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.482	0.468	0.423	0.726	0.358

应；总效应为直接效应和间接效应之和。诸效应的结果分析如下。

首先，直接效应分解结果显示，数字普惠金融对总体就业水平和三次产业就业水平的直接效应均显著为正，表明本地区数字普惠金融发展对本地区总体就业和三次产业就业均存在显著的促进作用。与前文普通面板回归结果一致，意味着数字普惠金融发展扩展了传统金融服务的边界，有助于缓解本地区中小企业和潜在创业者的融资约束，通过现有企业发展带来的规模效应和新创企业带来的数量效应带动本地区就业增加。

其次，间接效应分解结果显示，数字普惠金融对总体就业水平和三次产业就业水平的间接效应均显著为负，这意味着本地区数字普惠金融发展对邻近地区总体就业和三次产业就业存在显著的负向溢出效应。其主要原因是，一方面，数字普惠金融的发展有助于改善本地区的就业环境，进而吸引邻近地区的劳动力转移到本地区就业，从而对邻近地区就业产生抑制作用；另一

方面，由于偏远地区的基础设施建设不足等问题，地区间的数字普惠金融发展不均衡、不协调，导致本地区数字普惠金融发展对邻近地区就业产生不利影响。

再次，总效应分解结果显示，数字普惠金融对总体就业水平和第二产业就业水平的总效应系数仍显著为正，但由于受到负向溢出效应的影响，其系数值明显小于直接效应；数字普惠金融发展对第一产业就业的正向直接效应被负向溢出效应所抵消，导致其总效应为负但不显著；数字普惠金融发展对第三产业就业的正向直接效应同样受到负向溢出效应的影响，导致其总效应系数虽仍为正但不显著。也就是说，数字普惠金融发展对本地区总体就业和三次产业就业的正向影响被邻近地区数字普惠金融发展的负向溢出效应削弱，说明地区之间应进一步加强合作，探索数字普惠金融区域协调发展模式。这也意味着，已有研究忽略空间外部性而只考察当地数字普惠金融发展对就业的影响，高估了数字普惠金融发展对就业的影响程度。

表6 基于邻接权重矩阵的影响效应分解结果

效应	变量	(1) <i>lnEmploy</i>	(2) <i>lnEmp1</i>	(3) <i>lnEmp2</i>	(4) <i>lnEmp3</i>	(5) <i>EM</i>
直接效应	<i>lnDifi</i>	0.099*** (0.026)	0.082*** (0.028)	0.341*** (0.052)	0.146*** (0.045)	0.062*** (0.013)
	<i>lnPgdp</i>	0.198*** (0.051)	-0.048 (0.056)	0.135 (0.095)	0.268*** (0.084)	0.118*** (0.025)
	<i>Edu</i>	0.047*** (0.013)	0.020 (0.014)	-0.009 (0.025)	0.046** (0.022)	0.022*** (0.006)
	<i>Urban</i>	-0.684*** (0.231)	-0.456* (0.254)	0.830* (0.456)	-0.534 (0.395)	-0.312*** (0.114)
	<i>Stru</i>	-0.214** (0.106)	-0.047 (0.117)	-0.909*** (0.202)	-0.205 (0.178)	-0.080 (0.052)
	<i>Public</i>	0.603*** (0.157)	0.123 (0.173)	0.206 (0.290)	0.995*** (0.259)	0.293*** (0.076)
间接效应	<i>lnDifi</i>	-0.073*** (0.027)	-0.082*** (0.029)	-0.287*** (0.053)	-0.127*** (0.046)	-0.048*** (0.013)
	<i>lnPgdp</i>	0.377*** (0.119)	0.064 (0.146)	-0.117 (0.170)	0.642*** (0.177)	0.088* (0.053)
	<i>Edu</i>	0.042 (0.036)	-0.002 (0.045)	-0.004 (0.055)	0.076 (0.055)	0.005 (0.016)
	<i>Urban</i>	0.325 (0.467)	0.050 (0.568)	0.630 (0.751)	1.522** (0.723)	-0.138 (0.215)
	<i>Stru</i>	0.270 (0.254)	-0.793** (0.314)	-0.006 (0.389)	0.793** (0.387)	0.171 (0.115)
	<i>Public</i>	1.120*** (0.380)	0.839* (0.470)	-1.209** (0.554)	1.659*** (0.563)	0.351** (0.166)
总效应	<i>lnDifi</i>	0.026** (0.011)	-0.000 (0.013)	0.054*** (0.016)	0.018 (0.016)	0.014*** (0.005)
	<i>lnPgdp</i>	0.575*** (0.140)	0.016 (0.172)	0.018 (0.190)	0.910*** (0.202)	0.207*** (0.062)
	<i>Edu</i>	0.089** (0.040)	0.018 (0.050)	-0.014 (0.058)	0.123** (0.059)	0.026 (0.017)
	<i>Urban</i>	-0.359 (0.466)	-0.407 (0.592)	1.460** (0.681)	0.988 (0.696)	-0.449** (0.209)
	<i>Stru</i>	0.056 (0.283)	-0.839** (0.353)	-0.915** (0.407)	0.588 (0.422)	0.091 (0.126)
	<i>Public</i>	1.723*** (0.446)	0.962* (0.551)	-1.003 (0.612)	2.654*** (0.648)	0.644*** (0.194)

就控制变量而言,经济发展水平的提高不仅能够促进本地区就业,也能带动邻近地区就业。居民受教育水平的提高能够促进本地区就业,对邻近地区就业无显著影响。城镇化水平的提高对本地区总体就业和第一产业就业存在抑制作

用,对本地区第二产业就业存在促进作用,对邻近地区第三产业就业存在促进作用。产业结构升级对本地区总体就业和第二产业就业存在抑制作用,对邻近地区第一产业就业存在抑制作用,对邻近地区第三产业就业存在促进作用。财政支

出水平的提高对本地区总体就业和第三产业就业存在促进作用，对邻近地区总体就业和第一、三产业就业存在促进作用，对邻近地区第二产业就业存在抑制作用。

3. 稳健性检验

首先，本文以各地区就业率(EM)来衡量总体就业水平，进行稳健性检验。由表 5、表 6 可知，以就业率为被解释变量时，其空间自回归系数  $\rho(\rho)$  仍显著为正，核心解释变量数字普惠金融的空间滞后项对就业率的影响系数仍显著为负，控制变量的影响系数及显著性水平亦未见明显差异。这意味着，以就业率衡量总体就业水平时，数字普惠金融对本地区就业的促进作用及其对邻近地区就业的负向空间溢出效应仍然存在。

其次，本文将上述空间权重矩阵更换为以地理距离的倒数计算的地理距离空间权重矩阵，进行稳健性检验。表 7 空间相关性检验结果显示，总体就业水平( $\ln Employ$ )的历年莫兰指数值均显著为正；第二产业和第三产业就业水平( $\ln Emp2$ 、 $\ln Emp3$ )及数字普惠金融发展水平( $\ln Difi$ )的历年莫兰指数值均在 1%水平上显著为正。这表明总体就业水平、第二产业和第三产业就业水平以及数字普惠金融发展水平均表现出明显的空间相关性。第一产业就业水平( $\ln Emp1$ )的历年莫兰指数值均不显著，这表明以地理距离空间权重矩阵为基准时，第一产业就业水平未通过空间相关性检验。考虑到大多数被解释变量和核心解释变量均存在显著的空间相关性，因此，有必要考察数

字普惠金融发展对就业影响的空间溢出效应。

基于地理距离权重矩阵的空间面板回归结果见表 8。表 8 显示，总体就业水平的空间自回归系数  $\rho(\rho)$  在 1%水平上显著为正，第一产业就业水平的空间自回归系数  $\rho(\rho)$  在 10%水平上显著为正，第二产业和第三产业就业水平的空间自回归系数  $\rho(\rho)$  为正但不显著。这表明，总体就业水平和第一产业就业水平均存在显著的空间关联性，也就是说本地区总体就业水平和第一产业就业水平的提升对邻近地区就业和第一产业就业存在正向溢出效应。核心解释变量数字普惠金融的空间滞后项对总体就业水平和三次产业就业水平的系数仍显著为负，这表明，本地区数字普惠金融发展水平的提升对邻近地区就业存在显著的负向溢出效应。与基于 0-1 邻接空间权重矩阵的模型回归结果相比，基于地理距离空间权重矩阵的模型回归结果的主要变量系数符号及显著性水平未见明显差异。

再次，本文借鉴以往研究的做法，基于各地区生产总值和地理距离构建了经济地理距离嵌套空间权重矩阵，并进一步以经济地理距离嵌套空间权重矩阵为基准进行了空间相关性检验和空间计量分析。空间相关性检验结果与基于地理距离空间权重矩阵的检验结果一致；空间计量分析结果的主要变量系数符号及显著性水平与基于地理距离空间权重矩阵的回归结果未见明显差异<sup>⑤</sup>。

综上，本文研究结论可信。

表 7 基于地理距离权重矩阵的空间相关性检验

变量	莫兰指数	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
$\ln Employ$	Moran's I	0.039*	0.040*	0.040*	0.043**	0.042*	0.039*	0.038*	0.036*
	Z 值	(1.870)	(1.901)	(1.892)	(1.981)	(1.949)	(1.881)	(1.847)	(1.810)
$\ln Emp1$	Moran's I	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001
	Z 值	(0.824)	(0.824)	(0.832)	(0.840)	(0.825)	(0.809)	(0.831)	(0.830)
$\ln Emp2$	Moran's I	0.098***	0.105***	0.103***	0.103***	0.100***	0.096***	0.092***	0.091***
	Z 值	(3.387)	(3.561)	(3.525)	(3.528)	(3.447)	(3.312)	(3.211)	(3.176)
$\ln Emp3$	Moran's I	0.090***	0.096***	0.094***	0.098***	0.097***	0.093***	0.088***	0.082***
	Z 值	(3.204)	(3.350)	(3.316)	(3.425)	(3.395)	(3.297)	(3.164)	(3.011)
$\ln Difi$	Moran's I	0.159***	0.179***	0.173***	0.177***	0.148***	0.178***	0.176***	0.179***
	Z 值	(4.910)	(5.485)	(5.340)	(5.467)	(4.715)	(5.510)	(5.472)	(5.518)

表8 基于地理距离权重矩阵的空间面板回归结果

变量	(1) <i>lnEmploy</i>	(2) <i>lnEmp1</i>	(3) <i>lnEmp2</i>	(4) <i>lnEmp3</i>	(5) <i>EM</i>
<i>lnDifi</i>	0.072*** (0.022)	0.087*** (0.025)	0.264*** (0.045)	0.106*** (0.037)	0.045*** (0.011)
<i>lnPgdp</i>	0.159*** (0.047)	-0.070 (0.054)	0.246*** (0.095)	0.206*** (0.078)	0.096*** (0.024)
<i>Edu</i>	0.029** (0.013)	0.020 (0.015)	-0.011 (0.027)	0.010 (0.022)	0.014** (0.007)
<i>Urban</i>	-1.139*** (0.221)	-0.662*** (0.253)	0.903** (0.449)	-1.248*** (0.369)	-0.506*** (0.112)
<i>Stru</i>	-0.353*** (0.106)	-0.023 (0.121)	-0.922*** (0.215)	-0.504*** (0.176)	-0.146*** (0.054)
<i>Public</i>	0.463*** (0.152)	0.238 (0.175)	0.111 (0.309)	0.710*** (0.253)	0.254*** (0.077)
<i>W×lnDifi</i>	-0.079*** (0.025)	-0.102*** (0.028)	-0.242*** (0.051)	-0.129*** (0.041)	-0.041*** (0.013)
<i>rho</i>	0.469*** (0.142)	0.302* (0.177)	0.104 (0.180)	0.163 (0.179)	0.300* (0.164)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.513	0.500	0.402	0.756	0.375

## 五、研究结论与政策建议

本文从理论上分析了数字普惠金融对就业的影响机制，并在此基础上采用2011—2018年中国省级面板数据，实证分析了我国数字普惠金融发展对总体就业和三次产业就业的影响、异质性及空间溢出效应。研究发现，数字普惠金融对我国总体就业和三次产业就业均存在显著的正向影响，且对第二产业就业的正向影响更强。区域异质性分析发现，数字普惠金融对中、西部地区就业存在显著的正向影响，且对中部地区就业的正向影响更强，对东部地区就业无显著影响；分产业来看，数字普惠金融发展对中部地区就业的正向影响主要体现在增加了第二、三产业就业，对西部地区就业的正向影响在三次产业就业中均有所体现。空间效应分析发现，数字普惠金融发展对本地区总体就业和三次产业就业存在显著的正向影响，对邻近地区总体就业和三次产业就业存在显著的负向空间溢出效应；其对本地区就业的正向影响被邻近地区数字普惠金融发展的负向溢出效应削弱。

上述结论表明：总体来看，数字普惠金融通过数字技术赋能增加了金融供给量、扩大了金融覆盖面、降低了金融交易成本，对中小企业和潜在创新创业者的扶持作用明显，具有显著的促就业作用。但在数字普惠金融发展过程中，“数字鸿沟”和区域不协调等问题带来的负面影响不容忽视。基于上述研究结论，就如何提升数字普惠金融对就业的正向影响，本文提出如下政策建议。

首先，着眼中小企业、创新型企业 and 三农群体融资“痛点”，提升数字普惠金融服务效率。相关部门应鼓励和引导数字普惠金融机构积极参与培育和支持创新创业活动，助力中小企业发展，创造和发掘有效融资需求；充分认识创新型企业高风险和高成长的特点，通过分析和研判企业创新能力和潜在风险，针对性地开发金融服务方案，满足企业多样化的融资需求；增设农村数字普惠金融服务点，精准识别并满足三农群体的资金需求，助力农业农村发展和农民工返乡就业创业。

其次，结合地区差异，精准施策。我国地区之间传统金融发展水平、基础设施水平和居民受教育水平均存在较大差距，相关部门应立足不同

地区的实际情况推行差异化政策。对于东部地区, 应完善数字普惠金融监管体系, 警惕其过度发展可能带来的效率损失; 对于西部地区, 应完善网络、终端等数字普惠金融相关基础设施建设, 并加强居民的数字技能和金融知识培训, 以降低“数字鸿沟”的不利影响。

最后, 推动区域间数字普惠金融协调发展。从空间层面来看, 数字普惠金融发展对本地区就业的正向影响被邻近地区数字普惠金融发展的负向溢出效应削弱。因此, 各省之间应围绕推动数字普惠金融发展等工作加强区域间的交流与合作, 避免无序竞争, 探索数字普惠金融区域协调发展模式, 进而推动整体就业环境的改善。

## 注释:

- ① Global Partnership for Financial Inclusive (GPFI): G20 High-Level Principles for Digital Financial Inclusion, 2016, 9, 15.
- ② 不包括我国港澳台地区。
- ③ 中国信息通信研究院云计算与大数据研究所: 数字普惠金融发展白皮书(2019 年), 见网址 <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201911/P020191107495793229070.pdf>。
- ④ 中国信息通信研究院: 中国数字经济发展与就业白皮书(2019 年), 见网址 <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201904/P020190417344468720243.pdf>。
- ⑤ 限于篇幅, 本文对这一稳健性检验结果未予详细报告, 结果备索。

## 参考文献:

- [1] 谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究, 2015(8): 1-12.
- [2] MANYIKA J, LUND S, SINGER M, et al. Digital finance for all: Powering inclusive growth in emerging economies[R]. New York: McKinsey Global Institute, 2016: 1-15.
- [3] GROSS D M. Financial intermediation: A contributing factor to economic growth and employment[R]. Geneva: ILO Working Papers, 2002: 1-39.
- [4] BIANCHI M. Credit constraints, entrepreneurial talent, and economic development[J]. Small Business Economics, 2010, 34(1): 93-104.
- [5] 林春, 康宽, 孙英杰. 普惠金融与就业增加: 直接影响与空间溢出效应[J]. 贵州财经大学学报, 2019(3):

- 23-36.
- [6] 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[J]. 管理世界, 2019, 35(2): 74-87.
- [7] 黄益平, 陶坤玉. 中国的数字金融革命: 发展、影响与监管启示[J]. 国际经济评论, 2019(6): 24-35+5.
- [8] 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[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [9] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [10] 周利, 冯大威, 易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家, 2020(5): 99-108.
- [11] 周利, 廖婧琳, 张浩. 数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J]. 经济科学, 2021(1): 145-157.
- [12] 谢家智, 吴静茹. 数字金融、信贷约束与家庭消费[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2020, 26(2): 9-20.
- [13] 任晓怡. 数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J]. 现代经济探讨, 2020(10): 65-75.
- [14] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1): 112-126.
- [15] 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, 54(8): 71-86.
- [16] 冯大威, 高梦桃, 周利. 数字普惠金融与居民创业: 来自中国劳动力动态调查的证据[J]. 金融经济研究, 2020, 35(1): 91-103.
- [17] 方观富, 许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济研究, 2020, 35(2): 75-86.
- [18] 何宗樾, 宋旭光. 数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J]. 经济学家, 2020(5): 58-68.
- [19] 尹志超, 刘泰星, 张逸兴. 数字金融促进了居民就业吗? [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(2): 98-112.
- [20] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.
- [21] 冯永琦, 蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗? ——基于省际数据和产业结构异质性的分析[J]. 当代经济科学, 2021, 43(1): 79-90.
- [22] KADIRI I B. Small and medium scale enterprises and employment generation in Nigeria: The role of finance[J]. Kuwait Chapter of Arabian Journal of Business and Management, 2012, 1(9): 79-93.
- [23] LEVINE R. Finance and growth: Theory and evidence[J]. Handbook of Economic Growth, 2005(1): 865-934.
- [24] AYYAGARI M, JUARROS P F, PERIA M M, et al. Access to finance and job growth: Firm-level evidence

- across developing countries[R]. Washington: Policy Research Working Paper, 2016: 1–46.
- [25] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 174–187.
- [26] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究, 2015(9): 128–139.
- [27] 梁榜, 张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗? ——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学, 2019, 41(5): 74–86.
- [28] 王春超, 丁琪芯. 智能机器人与劳动力市场研究新进展[J]. 经济社会体制比较, 2019(2): 178–188.
- [29] AUTOR D H. Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2015, 29(3): 3–30.
- [30] BRUHN M, LOVE I. The real impact of improved access to Finance: Evidence from Mexico[J]. Journal of Finance, 2014, 69(3): 1347–1376.
- [31] 尹志超, 刘泰星, 王晓全. 农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(5): 76–95.
- [32] 曾之明, 余长龙, 张琦, 等. 数字普惠金融支持农民工创业机制的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2018, 34(12): 58–65.
- [33] ASHCROFT B, LOVE J H. Firm births and employment change in the British counties: 1981–89[J]. Papers in Regional Science, 1996, 75(4): 483–500.
- [34] FRITSCH M, NOSELEIT F. Start-ups, long- and short-term survivors, and their contribution to employment growth[J]. Journal of Evolutionary Economics, 2013, 23(4): 719–733.
- [35] 侯永雄. 创业促进就业的微观证据及影响因素——基于 CGSS 数据的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2017(11): 11–22.
- [36] 林春, 康宽, 孙英杰. 普惠金融对中国城市就业的影响——基于地区、产业和城市经济规模异质性的考察[J]. 城市问题, 2019(8): 94–104.
- [37] 叶胥, 杜云晗, 何文军. 数字经济发展的就业结构效应[J]. 财贸研究, 2021, 32(4): 1–13.
- [38] 李巍, 蔡纯. 地区金融发展协同性与国内就业状况的改善——中西部金融发展优先次序的再思考[J]. 世界经济研究, 2013(12): 67–71+86.
- [39] 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, 19(4): 1401–1418.
- [40] PAGANO M, PICA G. Finance and employment[J]. Economic Policy, 2012, 27(69): 5–55.
- [41] LESAGE J P, PACE R K. Omitted variable biases of OLS and spatial lag models[C]// Páez A. et al. Progress in Spatial Analysis. Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2010: 17–28.

## On the impact of digital inclusive finance on employment and its spatial spillover effect

MA Guowang, WANG Tianjiao

(School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Abstract:** Based on analyzing the impact mechanism of digital inclusive finance on employment, and employing China's provincial panel data from 2011 to 2018, the paper empirically studies the influence and spatial effect of digital inclusive finance development on overall employment and employment of the three industries in China. The study finds that digital inclusive finance has a significant promoting effect on the overall employment and the employment of the three industries, with the promotion effect on the employment of the secondary industry being stronger, and that digital inclusive finance can significantly promote employment in central and western regions, and exerts a stronger role in promoting employment in central regions. The spatial correlation analysis shows that digital inclusive finance can promote the local overall employment and employment of the three industries, but there exists a significant negative spatial spillover effect on the overall employment and employment of the three industries of neighboring areas. Relevant policy suggests that to improve the positive impact of digital inclusive finance on employment, we should focus on the “sore point” of financing for small and medium scale enterprises, innovative enterprises, agriculture, countryside, and farmers, combine regional differences in targeting precise measures, and strengthen exchanges and cooperation between regions to avoid disordered competition.

**Key Words:** digital inclusive finance; employment; employment structure; spatial spillover effect

[编辑: 何彩章]