

# 数字普惠金融对就业技能结构的影响效应研究

熊国青<sup>1)</sup>

1) 云南民族大学 1369192419@qq.com

**摘要:** 数字普惠金融的普及重塑了我国就业生态,对劳动力技能结构形成差异化冲击,其区域异质性特征值得深入探究。基于2011-2023年省级面板数据,本文采用双向固定效应和区域交互项模型检验其影响及区域异质性。结果表明:全国层面,数字普惠金融提升低技能就业,挤出中等技能就业,对高技能就业影响不显著;区域层面,东部和西部与全国趋同,中部地区异质性显著,对高技能就业抑制效应更强。建议实施差异化政策,分层稳岗促转型,重点优化中部地区金融赋能与人才留存机制,实现包容性就业增长。

**关键词:** 数字普惠金融; 就业技能结构; 区域异质性; 劳动力就业; 包容性发展

## 1 引言

近年来,我国数字普惠金融依托大数据、移动支付与智能风控技术快速普及,服务重心持续向中小微企业、低收入群体与下沉市场转移。中央金融工作会议将数字金融、普惠金融纳入“五篇大文章”统筹布局,强调以数字化手段增强金融服务的普惠性与精准性,更好赋能实体经济、稳定市场主体。在政策引导与技术创新的双重推动下,数字普惠金融有效降低融资门槛、优化资源配置,深刻改变企业经营与创业就业生态,成为影响劳动力市场运行的重要力量。

从数据层面看,两组趋势的同步演进值得关注。一方面,北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数显示,全国省级均值从2011年的40一路攀升至2023年的393.70,增长逾9倍,但省际极差始终维持在200以上,区域发展不均衡格局十分突出。另一方面,劳动力市场的技能结构也在同期经历深刻调整。根据《中国人口和就业统计年鉴》数据计算,低技能劳动力就业占比从2011年的约25%先降后稳,中等技能劳动力占比始终维持在55%-60%的主体地位但呈现缓慢下行态势,高技能劳动力占比则从约15%一路升至2023年的25%以上。数字普惠金融的高速扩张与就业技能结构的持续分化在时间上高度重叠,两者之间是否存在系统性关联,是本文的研究切入点。

围绕数字金融的就业效应,现有研究已经积累了较为丰富的成果。在总量效应层面,谢绚丽等(2018)证实数字金融能提升居民创业概率,进而拉动区域就业增长;张勋等(2019)则发现数字普惠金融改善了资源匮乏群体的发展机会。在结构效应层面,李晓栋、万诗婕(2022)指出数字普惠金融会减少中等技能劳动力需求、增加低技能劳动力需求,表现出单向极化趋势;冉光和与唐滔(2021)则发现它对部分传统行业存在替代效应。在区域差异方面,林春等(2019)发现数字普惠金融对经济发展水平较高城市的就业促进效果更加明显。综合来看,既有研究或聚焦就业总量,或关注行业与群体差异,尚未在统一框架下开展针对高、中、低技能层次的细化研究。针对这一研究缺口,本文利用2011-2023年中国31个省份的面板数据,实证检验数字普惠金融对就业技能结构的影响,以期差异

化的政策设计提供经验支撑。

## 2 理论分析与研究假设

### 2.1 融资赋能路径

数字普惠金融的核心服务对象是中小微企业,这类企业正是低技能劳动力的主要就业吸纳阵地。融资约束一旦得到缓解,企业扩张的资本门槛就会明显降低:小微企业获得信贷支持后扩大生产规模,进而增加用工需求,而我国中小微企业大多集中分布于批发零售、住宿餐饮、物流运输这类劳动密集型行业,新增用工需求主要面向低技能劳动力。易行健、周利(2018)基于微观家庭数据研究也证实了数字普惠金融对低教育群体就业具有明显促进作用,能够依托数字普惠金融实现就业或创业增收。据此,本文提出研究假设:

H1: 数字普惠金融会显著促进低技能劳动力就业。

### 2.2 技术替代路径

常规任务偏向型技术进步理论指出,技术进步会优先替代可标准化、可程序化的中等技能任务,而对低技能的非常规手工任务与高技能的非常规认知任务影响相对有限(Autor等,2003)。将该逻辑引入数字金融场景,智能风控、线上信贷、柜面业务自动化的广泛应用,替代的正是银行柜员、信贷审核员这类中等技能常规岗位。同时,数字金融带动的金融科技研发、算法设计等高技能岗位,目前规模还小,对高技能劳动力总体需求的拉动作用尚不明显。郭峰等(2020)在构建数字普惠金融指数时也强调,数字金融现阶段以覆盖广度与基础服务为主,对高端就业的拉动作用仍不突出。由此,本文提出研究假设:

H2: 数字普惠金融会挤出中等技能劳动力就业,对高等技能劳动力就业无显著影响。

### 2.3 区域异质性的形成机理

从区域发展约束条件来看,我国不同地区在要素禀赋、产业发展阶段、金融渗透深度等方面存在显著差异,这些条件共同决定了数字普惠金融落地后的传导效率与作用强度。东部地区要素配置完善、市场机制成熟,数字金融能够顺畅作用于就业结构;西部地区受限于产业层次与人才储备,数字金融的传导路径相对简单;而中部地区正处于工业化推进与产业承接关键期,劳动力需求结构、企业融资依赖度与东部、西部存在系统性差异,数字金融对就业技能结构的冲击更可能表现出独特的区域特征。基于上述理论逻辑,本文提出研究假设:

H3: 数字普惠金融对就业技能结构的影响存在显著区域异质性,不同区域作用效果差异明显。

## 3 研究设计

### 3.1 模型设定

本文采用固定效应模型检验数字普惠金融对我国就业技能结构的影响,模型设定如下:

$$\text{Skill}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Index}_{it} + \sum \beta_k \text{Controls}_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $\text{Skill}_{it}$ 为*i*省份*t*年的低、中、高技能劳动力就业占比, $\text{Index}_{it}$ 为数字普惠金融指数, $\text{Controls}_{kit}$ 表示一系列影响劳动力技能结构的控制变量, $\mu_i$ 为省份固定效应, $\lambda_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机干扰项。

3.2 变量选取和数据来源

3.2.1 被解释变量

基于数据可得性，参考阎世平等（2020）的研究方法，按就业人员受教育程度划分技能层级，小学及以下为低技能劳动力，初中、高中为中等技能劳动力，大专及以上为高技能劳动力，分别测算三类劳动力就业占比，记为 low\_skill、mid\_skill、high\_skill，作为本文的被解释变量。

3.2.2 核心解释变量

借鉴谢绚丽等（2018）的研究，选用北京大学数字普惠金融指数作为核心解释变量。该指数从覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度搭建指标体系，包含33个具体指标，全面衡量地区数字普惠金融发展水平，指数值越高代表发展水平越好。

3.2.3 主要控制变量

为避免遗漏关键因素带来的估计偏误，本文选用人均地区生产总值（对数）、财政支出占比（地方财政预算内支出/地区生产总值）、贸易开放度（进出口总额占 GDP 比重）、人力资本水平、产业结构（第三产业增加值占 GDP 比重）、宽带接入用户数（取对数）等变量作为控制变量，排除对就业技能结构产生影响的外部因素，保证核心结论更加干净、可靠。

本文以2011-2023年中国31个省份的面板数据为研究样本，数据来源于《中国劳动统计年鉴》《中国统计年鉴》以及北京大学数字普惠金融指数。主要变量的描述性统计见表1，该面板数据共计403个观测值。

表1 核心变量描述统计（2011-2023）

| 变量         | 观测值 | 均值        | 标准差       | 最小值      | 最大值       |
|------------|-----|-----------|-----------|----------|-----------|
| index      | 403 | 254.397   | 111.0816  | 20.34    | 453.7803  |
| low_skill  | 403 | 21.37911  | 11.82536  | 2.84     | 68.6669   |
| mid_skill  | 403 | 57.56139  | 10.62593  | 17.9216  | 73.2776   |
| high_skill | 403 | 21.03459  | 10.49447  | 8.0207   | 62.1852   |
| gdp        | 403 | 9.833311  | 1.000555  | 6.9694   | 11.7326   |
| pop        | 403 | 8.132633  | 0.8401387 | 5.7991   | 9.4326    |
| gov_exp    | 403 | 0.3187109 | 0.2837841 | 0.1188   | 1.4897    |
| open       | 403 | 0.2563176 | 0.2610078 | 0.0124   | 1.2274    |
| edu        | 403 | 4.230831  | 0.9578775 | 1.2296   | 5.5876    |
| Indus_str  | 403 | 0.5131954 | 0.0884432 | 0.333364 | 0.8519883 |
| internet   | 403 | 6.630222  | 1.062113  | 2.549445 | 8.481359  |

4 实证检验与分析

4.1 基本估计结果

Hausman 检验结果显示， $\chi^2(8)=40.47$ ，P 值为0.0000，在1%的统计水平上显著拒绝随机效应原假设，故采用双向固定效应模型开展实证分析。

表2 Hausman 检验结果

| 检验统计量      | 卡方值( $\chi^2$ ) | 自由度(df) | P 值    |
|------------|-----------------|---------|--------|
| Hausman 检验 | 40.47           | 8       | 0.0000 |

基于双向固定效应模型，本文检验数字普惠金融对劳动力就业结构的影响。结果显示，全国层面数字普惠金融对不同技能劳动力就业的影响存在明显变化。数字普惠金融对低技能就业占比的回归系数显著为正，有效促进低技能就业；对中技能就业占比的回归系数显著为负，在5%显著水平下，数字普惠金融指数每提升10%，中等技能就业占比下降0.52%，对中等技能岗位形成温和挤出效应；对高技能就业无显著影响。该结果与假设 H1一致，说明数字金融对低学历群体就业有正向提振作用，对高学历群体影响微弱。控制变量方面，回归结果表明，控制固定效应后，教育改善和人力资本提升促进了中等技能就业；但因财政支出偏向基建与民生，以及劳动密集型出口结构，抑制了高技能就业。这些实证结果符合经济逻辑。

表3 基准回归结果

|           | (1)<br>低技能就业          | (2)<br>中等技能就业         | (3)<br>高技能就业           |
|-----------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| index     | 0.0503**<br>(0.0233)  | -0.0522**<br>(0.0214) | -0.0009<br>(0.0195)    |
| pgdp      | -5.8894<br>(7.5773)   | 8.0486<br>(5.4296)    | -2.2600<br>(5.5041)    |
| pop       | 0.6487<br>(16.3279)   | 3.1560<br>(10.4121)   | -4.7196<br>(9.5580)    |
| gov_exp   | 6.9104<br>(5.6425)    | 4.9255<br>(7.7811)    | -12.8147**<br>(4.7106) |
| open      | 6.0050<br>(4.6244)    | 4.4034<br>(4.1039)    | -10.4466**<br>(4.2059) |
| edu       | -3.9705<br>(3.2711)   | 6.9281**<br>(3.0318)  | -2.1254<br>(2.3704)    |
| Indus_str | -29.7525<br>(18.4613) | 14.6579<br>(13.6780)  | 18.5595*<br>(10.6489)  |
| internet  | 1.3892<br>(1.5653)    | -1.2204<br>(1.4913)   | -0.0564<br>(1.8273)    |
| 个体固定效应    | 是                     | 是                     | 是                      |
| 时间固定效应    | 是                     | 是                     | 是                      |
| N         | 403                   | 403                   | 403                    |
| adj.R2    | 0.964                 | 0.968                 | 0.976                  |

4.2 内生性问题

在进行实证研究时，基准回归模型的估计结果可能受到反向因果引发的内生性问题干扰。从理论逻辑上看，虽然数字普惠金融能够对劳动力就业技能结构产生影响，但就业结构的变迁也可能反向作用于地区数字普惠金融的发展水平。针对这一潜在问题，本文结合理论传导机制与现有文献经验证据两方面进行识别与处理，以确保核心结论的可靠性。

首先，从变量属性与传导机制来看，数字普惠金融本质上属于宏观制度与技术环境变量，其发展水平主要由地区互联网基础设施禀赋、国家金融监管政策导向以及数字技术创新进度等深层因素决定。相比之下，就业结构是劳动力市场供需匹配后的结果性变量，其调整对数字普惠金融的反向影响不仅存在显著的时滞性，且传导路径相对微弱、间接。易行健等（2018）和张勋等（2019）亦指出，劳动力市场结构的变动难以在短期内对宏观金融基础设施的整体发展趋势形成实质性冲击。因此，在本文研究框架下，当期就业结构对当期数字普惠金融的反向解释力有限。其次，从已有文献的共识来看，关于数字金融与劳动力市场的研究，学术界已形成较为一致的认知。多数研究认为，数字金融对就业的影响主要遵循“宏观金融环境→微观就业主体”与“金融供给→劳动需求”的单向主导逻辑，而就业结构反向传导数字金融发展的效应在数量级上可忽略不计。这种单向性的作用关系，有效降低了反向因果对基准回归估计结果的干扰程度。

综合上述理论逻辑与文献证据可知，在本文的样本区间与研究设定下，由反向因果引发的内生性问题并未对核心估计结构构成实质性威胁。因此，基准回归模型的识别假设具备合理性，其估计结果具备较高的可靠性与稳健性。

4.3 稳健性检验

为验证基准回归结论的可靠性，避免控制变量选择偏差，本文采用剔除控制变量法进行稳健性检验。设计三组剔除方案：单独剔除贸易开放度变量以排除对外开放程度对就业结构的干扰；单独剔除宽带普及率变量以排除数字基础设施建设水平的影响；同时剔除这两个变量以进一步验证稳健性。所有检验均保留双向固定效应，保持与基准回归一致。

检验结果显示，无论剔除单个或两个控制变量，核心解释变量的系数方向均与基准回归一致，对低技能就业有显著正向影响，对中等技能就业有负向影响，对高等技能就业影响不显著，且系数大小稳定。并且调整拟合优度与基准回归相差极小，模型解释力未明显改变。这表明数字普惠金融对劳动力就业技能结构的影响不依赖于控制变量选择，结果稳健，为异质性分析提供了实证支撑。

表4 稳健性检验：低技能就业检验结果

| 变量                  | (1)       | (2)       | (3)       |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|
|                     | 低技能 (剔贸易) | 低技能 (剔宽带) | 低技能 (剔2个) |
| index               | 0.0466*   | 0.0439*   | 0.0334    |
|                     | (0.0265)  | (0.0236)  | (0.0266)  |
| N                   | 403       | 403       | 403       |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.964     | 0.964     | 0.963     |

表5 稳健性检验：中等技能就业检验结果

| 变量                  | (4)<br>中等技能 (剔贸易)     | (5)<br>中等技能 (剔宽带)    | (6)<br>中等技能 (剔2个)     |
|---------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| index               | -0.0549**<br>(0.0201) | -0.0466*<br>(0.0239) | -0.0521**<br>(0.0229) |
| N                   | 403                   | 403                  | 403                   |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.968                 | 0.968                | 0.968                 |

表6 稳健性检验：高等技能就业检验结果

| 变量                  | (7)<br>高等技能 (剔贸易)  | (8)<br>高等技能 (剔宽带)   | (9)<br>高等技能 (剔 2 个) |
|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| index               | 0.0055<br>(0.0236) | -0.0007<br>(0.0194) | 0.0152<br>(0.0241)  |
| N                   | 403                | 403                 | 403                 |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.973              | 0.976               | 0.972               |

#### 4.4 地区异质性分析

我国各地区在经济发展水平、产业布局、数字金融普及程度等方面存在明显差距，数字普惠金融对就业技能结构的影响很难在全国不同区域呈现完全一致的效果，深入探究区域差异，能让实证结论更贴合各地实际发展情况，也能弥补整体回归中区域特征被平均化的不足。在验证基准回归结论具备稳健性、排除内生性核心干扰后，本研究依托基准双向固定效应模型，通过引入区域虚拟变量与核心解释变量的交互项，分别构建三元划分、二元对比两种回归模型，多角度验证异质性效应。

##### 4.4.1 东中西部三元异质性分析

以基准回归模型为核心框架，引入东、中、西部区域虚拟变量，并与数字普惠金融指数构建交互项，在不改变基准模型核心设定的前提下，检验不同区域的差异化效应，具体模型设定如下：

$$Skill_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Index_{it} \cdot east_i + \beta_3 Index_{it} \cdot middle_i + \beta_4 Index_{it} \cdot west_i + \sum \beta_k Controls_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中， $east_i$ 、 $middle_i$ 、 $west_i$ 为区域虚拟变量，若样本省份属于对应区域，变量取1，反之则为0； $Index_{it} \cdot east_i$ 、 $Index_{it} \cdot middle_i$ 、 $Index_{it} \cdot west_i$ 为核心交互项，系数反映数字普惠金融在三大区域的边际影响与全国基准效应的差异。

三元交互回归显示，东部和西部数字金融对就业技能结构的影响与全国规律一致，无特殊效应。东部金融生态成熟，效应稳定；西部处于普及阶段，作用单一，故无区域异质性。相比之下，中部地区交互项系数显著：中等技能就业系数为正（0.057\*），挤出效应弱于全国平均；高技能就业系数为负（-0.0112\*\*\*），挤出效应强于全国平均。

表7 东中西部三元交互回归结果

| 变量 | 低技能 - 低技能 - 低技能 - 中等技能 | 中等技能 - 中等技能 - 中等技能 - 高技能 | 高技能 - 高技能 - 高技能 - 高技能 |
|----|------------------------|--------------------------|-----------------------|
|    | 东部 中部 西部 - 东部 中部 西部    | 东部 中部 西部                 | 东部 中部 西部              |

| 2026年8月<br>第2卷第7期   |                      | 当代社会科学洞察<br>INSIGHTS INTO CONTEMPORARY SOCIAL SCIENCES |                      |                       |                        |                        |                     | Vol.2 No.7<br>August, 2026 |                    |
|---------------------|----------------------|--------------------------------------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|---------------------|----------------------------|--------------------|
| index               | 0.0520**<br>(0.0223) | 0.0472*<br>(0.0252)                                    | 0.0463**<br>(0.0224) | -0.0505**<br>(0.0203) | -0.0561***<br>(0.0199) | -0.0587***<br>(0.0209) | -0.0051<br>(0.0187) | 0.0067<br>(0.0219)         | 0.0093<br>(0.0221) |
| Index*east          | -0.0017<br>(0.0039)  |                                                        |                      | -0.0018<br>(0.0041)   |                        |                        | 0.0044<br>(0.0030)  |                            |                    |
| Index*middle        |                      | 0.0045<br>(0.0051)                                     |                      |                       | 0.0057*<br>(0.0031)    |                        |                     | -0.0112***<br>(0.0039)     |                    |
| Index*west          |                      |                                                        | -0.0026<br>(0.0062)  |                       |                        | -0.0043<br>(0.0042)    |                     |                            | 0.0067<br>(0.0047) |
| N                   | 403                  | 403                                                    | 403                  | 403                   | 403                    | 403                    | 403                 | 403                        | 403                |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.964                | 0.965                                                  | 0.964                | 0.968                 | 0.969                  | 0.969                  | 0.976               | 0.978                      | 0.976              |

#### 4.4.2 中部-非中部二元对比分析

考虑到实证结果中仅中部地区存在显著异质性，为更清晰地突出这一核心特征，本文进一步构建中部与非中部的二元对比模型，在简化结构的同时强化结论可靠性。

$$Skill_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Index_{it} \cdot middle_i + \sum \beta_k Controls_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中， $middle_i$ 为中部地区虚拟变量，属于中部省份取1，非中部省份取0。该模型仅聚焦识别中部地区的差异化效应，与基准回归保持完全可比的设定，避免冗余分组对核心结论造成干扰。结果表明，交互项系数方向与三元模型完全一致，且显著性保持稳定，进一步确认中部地区中等技能就业的挤出效应更弱，高技能就业的挤出效应更强。

表8 二元交互回归结果

| 变量                  | 低技能 - 中部          | 中等技能 - 中部            | 高技能 - 中部             |
|---------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| index               | 0.047*<br>(0.025) | -0.056***<br>(0.020) | 0.007<br>(0.022)     |
| Index*middle        | 0.005<br>(0.005)  | 0.006*<br>(0.003)    | -0.011***<br>(0.004) |
| N                   | 403               | 403                  | 403                  |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.965             | 0.969                | 0.978                |

#### 4.4.3 区域异质性的机制分析

从区域定位来看，中部地区呈现独特异质性，与其作为东部产业转移核心承接地密切相关。一方面，大量劳动密集型产业迁入，持续提振中等技能就业需求，能够对冲数字金融带来的替代效应，从而削弱了中等技能就业的挤出幅度。另一方面，中部地区高端产业与创新资源聚集度不足，高技能岗位总量有限。数字金融带来的资本深化与技术升级，更容易优先冲击成本较高、规模较小的高技能岗位，使得这一抑制效应仅在中部地区表现得尤为突出。

### 5 结论与建议

本文基于2011-2023年中国省级面板数据，实证检验了数字普惠金融对就业技能结构的影响，并进一步研究了影响效应的区域异质性特征。研究结果显示，数字普惠金融对就业作用呈现明显的结构性分化特征。整体上显著提升低技能劳

动力就业占比,对中等技能就业产生一定挤出效应,而对高技能就业未形成显著影响;从区域异质性来看,东部和西部地区数字普惠金融对劳动力技能结构的作用效果与全国保持一致,仅在中部地区呈现出显著的异质性特征——中等技能就业的挤出效应显著弱于其他地区,高技能就业受到的抑制作用比其他地区更强烈。基于上述结论,本文提出如下建议:

第一,将低技能用工规模、稳岗时长等纳入普惠金融奖励考核,对吸纳制造业工人、服务业工人较多的市场主体,给予再担保资源倾斜及担保费优惠。同时,推广“稳岗扩岗专项贷款”,对用工未减少甚至扩招的企业,主动提供利率优惠和续贷便利,让金融资源精准流向就业吸纳能力最强的“毛细血管”企业,守住民生基本盘。

第二,在中部省份试点“数字技能过度期”政策:一方面,利用数字金融平台定向发放技能培训贷款和补贴,引导因自动化而面临替代的中等技能人员,向智能制造运维、数据分析等新岗位转型,形成“技能缓冲带”;另一方面,参照央行普惠金融报告精神,对中部科技型中小企业给予专项信贷额度支持,加速技术升级和高端岗位创造,从需求侧缓解高技能人才的挤出效应,防止人才被迫外流。

第三,将“提升金融素养”与“提升数字技能”深度绑定:鼓励金融机构在开展数字信贷、移动支付服务时,嵌入针对新市民、返乡人员的数字技能微课程;同时,依托跨部门数据共享,将个人的技能培训、社保缴纳等记录纳入信用评价模型,为主动提升技能者提供创业担保贷款增信,从而培育数字金融的有效需求,增强低中技能劳动者向高技能跃升的内生动力,实现包容性就业增长。

## 参考文献:

- [1] 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(04): 1557-1580.
- [2] 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(08): 71-86.
- [3] 李晓栋,万诗婕.数字金融对劳动力的就业结构效应:理论与检验[J]. 经济与管理评论, 2022, 38(04): 113-123.
- [4] 冉光和,唐滔.数字普惠金融对社会就业的影响——基于企业性质和行业的异质性考察[J]. 改革, 2021, (11): 104-117.
- [5] 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, (08): 94-104.
- [6] 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.
- [7] Autor D.H., Levy F, Murnane R J. The skill content of recent technological change: An empirical exploration [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(4): 1279-1333.
- [8] 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(04): 1401-1418.
- [9] 阎世平,武可栋,韦庄禹.数字经济发展与中国劳动力结构演化[J]. 经济纵横, 2020, (10): 96-105.