

# 数字普惠金融如何促进包容性 收入增长\*

——工作时间还是工作效率？

李彦龙 袁璐璐 张钰丹

**内容提要：**数字普惠金融正在成为弥合数字鸿沟、增进民生福祉、驱动包容性增长的关键力量。本文结合北京大学数字普惠金融指数和中国居民收入调查数据（CHIPS），首次从工作时间和工作效率角度综合考察数字普惠金融与包容性收入增长之间的关系，探索数字普惠金融对包容性收入增长的影响机制及局限性。研究发现，数字普惠金融能够缩小农村与城镇以及不同学历群体之间的收入差距，且数字普惠金融对农村与低学历群体工作时间具有更明显的促进作用。机制分析表明，数字普惠金融更大程度提高了低收入群体找到高质量工作的概率和高收入群体的工作效率，但低收入群体进入高收入行业和职业存在技术门槛。进一步研究发现，数字普惠金融通过增加低收入群体工作时间以缩小收入差距，但该结论在高收入群体内部并不成立，数字普惠金融在促进包容性收入增长方面具有局限性。本文研究表明，继续推动数字普惠金融发展、提升低学历群体数字素养，有助于更好地促进包容性收入增长。

**关键词：**数字普惠金融；包容性收入增长；工作时间；工作效率；局限性

**DOI:** 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2025.09.009

**中图分类号：**F124.7；F832.0 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-4565(2025)09-0112-12

## How Does Digital Financial Inclusion Promote Inclusive Income Growth: Working Hours or Working Efficiency?

Li Yanlong Yuan Lulu Zhang Yudan

**Abstract:** Digital inclusive finance is emerging as a key force in bridging the digital divide, enhancing people's well-being, and driving inclusive growth. Based on the digital inclusive financial index of Peking University and the data of Chinese Household Income Project Survey (CHIPS), this paper comprehensively examines the relationship between digital financial inclusion and inclusive income growth from the perspective of working hours and working efficiency, explores the transmission mechanism and the limitations of digital financial inclusion affecting inclusive income growth. The results show that digital financial inclusion can narrow the income gap between rural and urban areas as well as among different educational groups, its more significant impact on increasing working hours for rural and low-educated groups. The analysis of mechanism shows that digital financial inclusion has improved the probability of

\*基金项目：教育部人文社会科学研究青年基金项目“工作时间与工作效率视角下数字普惠金融促进包容性收入增长路径研究”（24YJC790103）；国家资助博士后研究人员计划B档资助（GZB20240856）；北京市教育科学规划青年专项课题“工作时间与工作效率视角下数字化对高等教育溢价的影响研究”（ACAA24173）；国家自然科学基金面上项目“数字金融支持实体经济高质量发展”（72273005）。

low-income group finding high-quality jobs and the working efficiency of high-income group. However, there are technical barriers for low-income group to enter high-income industries and occupations. Further research indicates that the conclusion that digital inclusive finance narrows the income gap by increasing working hours for low-income group does not hold within the high-income group. There are limitations in the role of digital inclusive finance in promoting inclusive income growth. This study demonstrates that continuing promotion of digital inclusive finance and enhancing digital literacy among low-educated groups will effectively foster inclusive income growth.

**Key words:** Digital Financial Inclusion; Inclusive Income Growth; Working Hours; Working Efficiency; Limitations

## 一、引言与文献综述

全体人民共同富裕是中国式现代化的重要目标，也是我国社会主义现代化建设中要解决的核心挑战之一。共同富裕目标的实现面临一些亟待解决的现实问题，即不同群体之间的收入差异仍然较大，低收入群体的增收渠道有待拓宽。党的二十大报告指出要“扎实推进共同富裕”“促进机会公平，增加低收入者收入，扩大中等收入群体”“实施就业优先战略”“促进高质量充分就业”。党的二十届三中全会强调“缩小城乡差别”“完善收入分配制度”“完善就业优先政策”。2025年《政府工作报告》指出要“支持扩大就业”“促进居民增收减负”。因此，促进包容性收入增长，对促进共同富裕具有重要的意义。历经10余年发展，我国数字普惠金融已跃居世界前列，数字技术与金融深度融合形成数字普惠金融，为促进包容性收入增长提供新的视角。在我国进入新发展阶段的背景下，数字普惠金融发展为促进包容性收入增长带来新机遇。一方面，更多低收入群体和中小微企业能够便捷地获取金融服务，有效降低边际成本，提升经济运行效率。另一方面，数字普惠金融有助于完善金融基础设施，催生新的商业模式，推动企业创新升级和新经济发展。这不仅提高了工作效率，还通过创造就业岗位、扩大就业规模来增加工作时间，对促就业、稳增长和促进共同富裕具有重要意义。

数字普惠金融对包容性收入增长影响的相关研究目前主要涉及普惠金融、数字技术的影响、数字普惠金融与收入差距的直接研究。就普惠金融的影响来看，理论研究发现普惠金融通过增加接受教育和创业的机会来减少收入不平等（Galor和Moav，2004）。在实证研究方面，多数文献支持普惠金融缩小收入不平等的结论（Kim，2016；Neaime和Gaysset，2018）。就数字技术的影响来看，研究发现数字技术能够通过不同劳动类型的互补或替代产生影响（Acemoglu和Restrepo，2018；Aghion等，2019），从而影响收入不平等。多数研究认为数字技术会扩大收入不平等（Aghion等，2002；Mohd等，2020）。就数字普惠金融的影响来看，来自国外的经验证据表明，数字普惠金融能够提升不同地区、不同群体的金融可及性，从而降低收入不平等（Demir等，2020）。此外，城市家庭从数字普惠金融中获得的收入增长明显高于农村家庭（Liu等，2020）。国内文献也对这一问题做了大量工作，其中来自宏观层面的证据显示，地区数字普惠金融发展能够通过财富渠道和创新渠道促进包容性增长（傅利福等，2021；李彦龙和沈艳，2022）。来自微观层面的证据显示，数字普惠金融指数

2024年我国城镇居民人均可支配收入为54188元，农村居民人均可支配收入仅为23119元，二者绝对差值为31069元，相关网址为<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

本文的包容性收入增长包含收入增长和收入分配两个方面，着重关注收入水平的提高和不同群体收入差距的缩小。亚洲开发银行在2007年提出包容性增长，其在学术界尚未形成统一的定义，但目前研究多数将收入作为包容性增长的核心维度，并据此开展研究（张勋等，2019；傅利福等，2021）。

每增加一个标准差,家庭收入将增加11.9~15.4个百分点(张勋等,2019),同时家庭财产性收入也显著增加(吴雨等,2021)。此外,数字普惠金融的增收效应主要惠及农村居民家庭和低收入群体,城镇居民家庭和高收入群体获益相对较少,进而促进包容性收入增长(张勋等,2019)。

已有文献对数字普惠金融促进总收入的作用进行考察,但数字普惠金融对就业的影响体现在工作时间和工作效率。现有文献鲜有涉及工作时间角度的研究,因而未能充分解释数字普惠金融对包容性收入增长的影响。本文基于城市层面的北京大学数字普惠金融指数和中国居民收入分配课题组(CHIPS)住户调查数据综合考察数字普惠金融对工作效率、工作时间和包容性收入增长的影响及影响机制,并对数字普惠金融在促进包容性收入增长方面可能产生的某些局限性作进一步讨论。本文的边际贡献主要体现在以下两点。一是从微观个体的工作效率和工作时间角度实证研究数字普惠金融对包容性收入增长的影响,并厘清相关理论机制,为拓宽低收入群体就业渠道提供理论和实证依据。二是揭示并系统分析数字普惠金融促进包容性收入增长的局限性,为全方位探究数字普惠金融提供新视角。

## 二、理论机制与研究假说

作为新的金融模式,数字普惠金融已成为传统金融的有力补充,本文验证数字普惠金融促进收入包容性增长两种可能的渠道,即增加工作时间和提升工作效率。

第一,数字普惠金融能够缓解融资约束,激发市场主体活力,进而促进创业并扩大就业需求和就业机会。金融是创业环境的一个关键要素,金融约束会限制家庭创业(Karaivanov, 2012)。传统金融机构往往侧重收入、学历、财务报表等硬信息,服务偏远地区和低收入群体的意愿不强(Morduch和Armendariz, 2005),这在一定程度上限制了居民创业活动。与传统金融不同,数字普惠金融作为金融与科技深度融合的产物,能够结合用户在互联网上从事金融服务的行为数据等信息,利用大数据技术对用户的信用风险作出评估,缓解信息不对称(黄益平, 2016),这使得偏远地区和低收入群体也能够摆脱资金束缚进行创业并带动就业。同时,数字普惠金融有助于缓解中小企业的外部融资约束(王馨, 2015; 黄益平等, 2018),并且能够依托信息技术挖掘更充分的企业信息,引导信贷资源流向优质企业,提高信贷配置效率(宋敏等, 2021; 肖忠意等, 2024; 倪晓然和张宸瑞, 2025),增强市场活力。融资环境的改善有助于中小企业扩大经营规模、增加生产性投资,创造新的就业岗位,为就业规模的持续扩张提供坚实基础。

第二,数字技术驱动的金融服务对商业模式产生深远影响(Baden-Fuller和Haeffliger, 2013),进而作用于工作效率和工作时间。例如,数字支付作为数字普惠金融的重要业态之一,改变了商业模式中价值交付环节,使商家可以通过线上同时与多个消费者完成交易,这种技术赋能效应使劳动者在单位时间内能完成更多有效劳动,有助于提高工作效率。此外,数字普惠金融的发展促进线上线下相结合的新业务模式(李彦龙和沈艳, 2022),如外卖、上门洗衣、直播带货等模式,不仅直接创造大量新的就业岗位,还通过提供便捷的生活服务,有效减少个体的家务劳动时间,使劳动者能够将节省的时间重新配置到生产性活动中。同时,数字普惠金融还推动劳动力从低效部门向高效部门转移(Suri和Jack, 2016),这也有助于提高工作效率。

综上可知,数字普惠金融能够通过缓解融资约束和创新商业模式,创造新的就业岗位并提高交易效率,体现为居民工作时间增加和工作效率提升,最终带来居民收入水平的提高。据此,本文提

出假说1。

假说1：数字普惠金融发展有助于居民从事更高质量的工作，从而增加居民工作时间、提高工作效率和总收入。

数字普惠金融能够同时增加工作时间、提升工作效率，从而促进收入水平的提高，但存在群体差异。对于工作时间而言，数字普惠金融能够创造新的工作机会，增加农村和低学历群体的工作时间。高收入群体具有相对更稳定的工作，现有工作时长相对较长，工作时间再延长的空间相对有限（Kuhn和Lozano，2010）。因此，数字普惠金融对高收入群体工作时长的促进作用相对更小。对于工作效率而言，互联网金融产品和服务在技术上具有排他性，能够充分享受互联网金融服务的群体需要掌握一定的金融常识、互联网操作能力及风险承受能力（王馨，2015）。有研究表明，户主学历在初中及以上的家庭从数字普惠金融发展中获益更多（张勋等，2019）。据此，本文提出假说2和假说3。

假说2：数字普惠金融促进高收入群体工作时长增加的作用有限，促进低收入群体工作时长增加的作用更显著。

假说3：高收入群体在利用数字普惠金融方面更有优势，数字普惠金融对高收入群体的工作效率有更显著的促进作用。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源及处理

本文使用的研究数据主要包括三类，第一类是我国居民的微观调查数据，来源于中国居民收入分配课题组（CHIPS）2013年、2018年和2023年住户调查数据；第二类是数字普惠金融指数，来源于北京大学数字金融研究中心；第三类是宏观层面的实际国内生产总值增长率（GDP指数）、居民消费价格指数（CPI）、居民所在城市到杭州的距离，宏观层面的GDP指数和CPI数据来源于Wind数据库和国家统计局，居民所在城市到杭州的距离基于城市的经纬度计算得到。此外，数字普惠金融指数的数据起止日期为2011—2023年，而CHIPS的最新的四期数据为2007年、2013年、2018年和2023年，本文最终使用数据主要为2013年、2018年和2023年的中国居民微观调查数据和城市层面的部分研究数据。

本文对原始样本做以下预处理。一是基于城市编码将CHIPS微观住户调查数据与数字普惠金融指数进行匹配。二是将样本限定在16~64岁个体，同时删除在校学生。三是删除问卷中每月工作时间大于30天、每天工作时长大于24小时的个体，以及工作职业类型和学历存在缺失的样本。四是对总收入水平进行上下0.1%的缩尾处理。最终获取有效样本78817个。

#### （二）模型和变量

本文的基准回归模型以个人的工作收入、工作时间和工作效率为因变量，综合考察数字普惠金融对居民个人的收入、工作时间和工作效率的影响，计量模型如下：

$$\ln Y_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 index_{jt-1} + \beta_2 X_{ijkt} + \alpha_k + \lambda_t + u_{ijkt} \quad (1)$$

$$\ln T_{ijkt} = \beta_{10} + \beta_{11} index_{jt-1} + \beta_{12} X_{ijkt} + \alpha_{1k} + \lambda_{1t} + u_{1ijkt} \quad (2)$$

本文中的总收入表示微观个体的总收入。

CHIPS2013年和2018年的数据申请网址为<https://bs.bnu.edu.cn/zgmsrfpdcjsk/sjsq/index.html>，2023年的数据通过向课题组申请得到。数字普惠金融指数向北京大学数字金融研究中心申请得到，Wind数据库下载网址为<https://www.wind.com.cn/portal/en/WFT/index.html>，国家统计局数据来源网址为<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

$$\ln(Y/T)_{ijkt} = \beta_{20} + \beta_{21}index_{jt-1} + \beta_{22}X_{ijkt} + \alpha_{2k} + \lambda_{2t} + u_{2ijkt} \quad (3)$$

其中,  $i$  表示个体,  $j$  表示个体  $i$  所在的城市,  $k$  表示个体  $i$  所在的省份,  $t$  表示时间(年份),  $u$  为随机扰动项。式(1)中因变量  $Y$  表示个体  $i$  的年工作收入, 采用年主要工作收入度量, 该数据所依据的问卷问题为“这份工作的收入总额(工资性收入或经营净收入等总额)”。同时, 为剔除物价的影响, 本文根据省份层面的CPI对各省的收入水平进行平减。式(2)中因变量  $T$  为工作时间, 与朱海华和张卫(2023)做法一致, 采用年工作小时数进行度量。式(3)中因变量  $Y/T$  为工作效率, 借鉴相关研究的做法, 采用个体  $i$  的小时工作收入进行度量(Graff Zivin和Neidell, 2012; 程欣和邓大松, 2018)。

本文的核心解释变量  $index$  为数字普惠金融发展水平, 以北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数来度量。由于数据可得性, 本文通过居民所在城市和城市层面的数字普惠金融指数进行匹配。同时为便于解读, 本文基于数字普惠金融指数除以100作为本文的核心解释变量数据。此外, 为了减弱可能存在的双向因果带来的内生性问题, 本文对核心解释变量同时作滞后一期处理。

本文采用的控制变量  $X$  如下。工作经验  $exper$ , 通过(实际年龄-受教育年限-6)计算得到。家庭规模  $poph$  采用家庭人口数衡量。人均耕地面积  $landp$ , 通过家庭耕地面积与家庭规模的比值进行衡量。控制的虚拟变量包括  $urban$  (城镇=1)  $male$  (男性=1)  $married$  (已婚=1)  $nation$  (汉族=1)  $party$  (党员=1)  $health$  (若个人身体状况为非常好或好取值为1)  $nohealth$  (家庭有不健康人口取值为1)  $nold$  (家庭有老人=1) 文化程度  $edu$  (包括未上过学、小学、初中、高中、职高/技校、中专、大专、本科、研究生) 工作行业  $industry$  (包括19类行业)。此外, 本文还控制了城市层面的实际地区生产总值增长率 ( $GDP\_index$ ), 同时作滞后一期处理, 用于反映个人所在城市的经济发展状况。 $\alpha_k$  和  $\lambda_t$  分别表示省份和年份固定效应, 用于控制省份间和时间上的差异。考虑到同一城市内不同居民收入间可能存在的相关性, 本文将聚类稳健标准误聚类到城市层面。

### (三) 描述统计

收入在不同类别的群体间会存在差异, 通过总收入、小时收入和工作时间在城镇与农村、高学历与低学历群体之间的分布可以发现三个主要事实。从总收入来看, 无论是2013年和2018年, 还是2023年, 城镇和高学历群体的总收入均高于农村和低学历群体, 其中高、低学历间的收入差距大于城乡间。这说明城乡间的收入差距固然较大, 但不同学历间的收入差距是使收入方差更大的原因。就小时收入与工作时间而言, 小时收入与工作时间在城乡间、高学历与低学历间的差距表现出与总收入类似的特征。但高低学历间的工作时长差距却小于城乡之间, 这说明虽然高学历与低学历之间的工作时间差距相对不大, 但高学历与低学历间的工作效率差距远大于城乡间的工作效率差距, 使不同学历间的收入差距相对高于城乡收入差距。就总收入的标准差而言, 高学历和城镇群体的标准差相对更小, 说明高学历群体内部和城镇群体内部的收入差距相对小于低学历和农村群体。小时收入的标准差在不同组别间差异相对不大, 而工作小时的标准差却存在明显的差异。这说明高学历和城镇群体总收入的标准差相对较小, 主要由于高学历和城镇群体的工作时长标准差较小, 也反映出缩小不同群体工作时长的差异能够有效地缩小群体间的收入差距。

19类行业具体包括房地产业, 水利、环境和公共设施管理业, 电力、燃气及水的生产和供应业, 租赁和商务服务业, 文化、体育和娱乐业, 制造业, 卫生和社会工作, 批发和零售业, 科学研究和技术服务业, 公共管理、社会保障和社会组织, 农林牧渔业, 金融业, 建筑业, 居民服务、修理和其他服务业, 信息传输、软件和信息技术服务业, 交通运输、仓储和邮政业, 住宿和餐饮业, 教育, 采矿业。

低学历群体表示学历在大专以下的居民, 高学历群体表示学历在大专及以上的居民。因篇幅所限, 总收入、小时收入和工作时间的描述性统计结果以附表1展示, 见《统计研究》网站所列附件。下同。

（四）数字普惠金融促进工作时间、工作效率与收入增长的基本事实

以下对数字普惠金融促进工作时间、工作效率与收入增长的基本事实特征进行分析。首先，本文根据研究样本中2023年的数据，计算直接接受数字普惠金融服务的群体规模所占比例，并比较直接接受数字普惠金融服务的群体与没有直接接受数字普惠金融服务群体的小时收入、工作小时和总收入差异。考虑到微信和支付宝第三方平台是提供数字普惠金融服务的重要力量（郭峰和熊云军，2021），也是居民享受互联网金融服务的重要媒介，因此结合数据特点，本文以居民是否使用微信零钱和支付宝来判断个体是否直接接受数字普惠金融服务。当居民微信零钱和支付宝余额大于0时，则认为该居民直接接受数字普惠金融服务。表1展示是否直接接受数字普惠金融服务的分类统计结果。可以发现，样本中直接接受数字普惠金融服务的群体规模为19843人，占2023年样本量的比例将近86%，这说明我国直接接受数字普惠金融服务的群体比例相对较高，但仍然有一定的提升空间。通过比较两组样本的平均值差异可知，直接接受数字普惠金融服务群体的小时收入相对其他群体大约高出4.74%，工作时长相对高出大约3.92%，总收入相对高出大约8.84%。这说明直接享受数字普惠金融服务的群体具有更高的工作效率、工作时间和总收入，初步可以判断数字普惠金融能够显著促进工作效率、工作时间和总收入水平的提高。

表1 居民工作效率和工作时间：是否直接接受数字普惠金融服务的分类统计				
是否直接接受数字普惠金融服务	样本量（人）	小时收入（元）	工作时长（小时）	总收入（元）
否	3345	2.899	7.532	10.431
是	19843	2.945	7.581	10.515
平均值差异		4.74%	3.92%	8.84%

注：表1报告的描述性统计值为工作效率、工作时间和总收入自然对数的平均值计算结果。

本文进一步绘制数字普惠金融指数与总收入、工作小时数、小时收入的散点图。其中，数字普惠金融指数为城市层面数据，小时收入、工作小时、总收入为根据城市的居民样本计算的平均值。以2023年为例，可以发现，城镇、高学历群体的工作时长大于农村、低学历群体，数字普惠金融指数与城镇、高学历群体工作时长没有显著的相关性，但与农村、低学历群体的工作时长表现出显著的正相关关系。此外，城镇与高学历群体的小时收入大于农村与低学历群体，并且高学历与低学历之间的小时收入差距相对城乡更大。最后，数字普惠金融指数与城镇、高学历群体小时收入的拟合线斜率更大。可初步判断数字普惠金融对城镇、高学历群体工作效率的促进作用相对更大，对农村、低学历群体的工作时长则起到更大的促进作用，对总收入的影响差异取决于两种力量的相对大小。

四、数字普惠金融与包容性收入增长的实证估计

（一）基准回归结果

表2报告了基准回归结果。可以看到，随着数字普惠金融的发展，个体总收入明显提高，估计系数在1%的置信水平上显著。区分工作效率和工作时间来看，数字普惠金融通过同时提高居民的工作效率和工作时间，进而促进居民收入增长。假说1得到初步验证。

表3在区分城乡、学历基础上，报告了数字普惠金融对不同群体总收入、工作效率和工作时间影响的估计结果，以判断是否存在显著性差异，同时还计算了系数检验的p值。可以发现，第一，数

2013年、2018年和2023年的数据表现出的特征类似。因篇幅所限，相关散点图以附图1~9展示。  
因篇幅所限，详细结果以附表2展示。  
基于似不相关估计后的系数差异性检验方法计算。

表2 数字普惠金融与总收入、工作时间和工作效率的实证估计：基准回归

因变量	总收入 (1)	工作时间 (2)	工作效率 (3)
数字普惠金融水平	0.5876*** (0.0540)	0.2084*** (0.0313)	0.3792*** (0.0481)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	78817	78817	78817
R <sup>2</sup>	0.2763	0.1344	0.1903

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著；括号为在城市层面聚类的稳健标准误。下同。

表3 数字普惠金融与总收入、工作时间和工作效率的实证估计：分城乡和学历

	城镇 (1)	农村 (2)	高学历 (3)	低学历 (4)
总收入	0.5236*** (0.0554)	0.6478*** (0.0727)	0.5599*** (0.0499)	0.6112*** (0.0611)
p值	0.0009***		0.1861	
工作时间	0.0292 (0.0288)	0.3329*** (0.0489)	0.0320 (0.0249)	0.2811*** (0.0386)
p值	0.0000***		0.0000***	
小时收入	0.4945*** (0.0542)	0.3149*** (0.0619)	0.5279*** (0.0550)	0.3300*** (0.0521)
p值	0.0000***		0.0000***	
样本量	31638	47179	18814	60003

字普惠金融对总收入的影响表现出农村>城镇，低学历>高学历的特征，数字普惠金融能够缩小农村与城镇、低学历与高学历之间的收入差距。这与已有研究结论较一致。第二，数字普惠金融对工作效率的影响表现出城镇>农村，高学历>低学历的特征。这说明虽然数字普惠金融能够缩小农村与城镇、低学历与高学历群体之间的收入差距，但对农村与城镇、低学历与高学历群体之间的工作效率差距起到拉大作用。这也与前文的猜想一致，由于高收入群体的认知和能力相对更强，在使用互联网提高自己的工作效率方面往往更有优势。第三，数字普惠金融能够缩小农村与城镇、低学历与高学历群体之间的收入差距，这主要由于数字普惠金融能够对农村与低学历群体的工作时间带来更为明显的影响，表3的估计结果也支持该结论的成立（数字普惠金融对城镇与高学历群体的工作时间无显著影响，但能够显著促进农村和低学历群体工作时间的提高）。综上所述，假说2和假说3得到初步验证。

## （二）稳健性分析

第一，在原模型中进一步增加传统金融发展、交通基础设施等变量进行估计。本文虽然控制了较多微观层面的控制变量，但宏观层面的影响因素除数字普惠金融外，传统金融发展等也可能对工作效率、工作时间等带来影响。因此在模型中添加省份层面的传统金融发展水平（存贷款总和与地区生产总值的比值）、城市层面的交通基础设施（交通密度，即公路里程与土地面积的比例），并同时作滞后一期处理，剔除传统金融发展、交通基础设施的影响。添加这两个变量后估计结果与基准回归结果一致。

第二，选择工具变量方法进行估计。所在城市到杭州的距离相对是一个较为合理的工具变量（傅秋子和黄益平，2018），本文选择居民所在城市到杭州距离的自然对数作为工具变量。根据第一阶段的估计结果可以看到，到杭州的距离越远，数字普惠金融发展水平越低。系数估计值在1%的置信水平上显著为负，并且Wald-F统计量较大，不存在弱工具变量问题。工具变量估计结果得到的结论

因篇幅所限，稳健性检验结果以附表3~6展示。

杭州本地居民所在城市到杭州的距离为0，无法取自然对数。实际操作中，本文对此变量+1后再取自然对数处理。

与基准回归基本一致。

第三，进一步采用双重差分法进行估计。本文选择对照组或控制组为未使用微信与支付宝的个体，选择处理组为使用微信或支付宝的个体。原因在于，对于未使用微信与支付宝的个体，数字普惠金融的发展对这些个体的影响相对较小，而对于直接享受数字普惠金融服务的个体，数字普惠金融发展的促进作用更加明显。具体估计模型设定如下：

$$\ln Y_{ijkt} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i + \gamma_2 Post_t + \gamma_3 Treat_i \times Post_t + \gamma_4 X_{ijkt} + \alpha_{3k} + \lambda_{3t} + u_{3ijkt} \quad (4)$$

$$\ln T_{ijkt} = \gamma_{10} + \gamma_{11} Treat_i + \gamma_{12} Post_t + \gamma_{13} Treat_i \times Post_t + \gamma_{14} X_{ijkt} + \alpha_{4k} + \lambda_{4t} + u_{4ijkt} \quad (5)$$

$$\ln(Y/T)_{ijkt} = \gamma_{20} + \gamma_{21} Treat_i + \gamma_{22} Post_t + \gamma_{23} Treat_i \times Post_t + \gamma_{24} X_{ijkt} + \alpha_{5k} + \lambda_{5t} + u_{5ijkt} \quad (6)$$

其中， $Treat$  为处理组虚拟变量， $Post$  为时期虚拟变量（2018年及之后为1，2013年为0），其余变量的含义与基准回归相同。双重差分估计结果得到的结论与基准回归基本一致。无论是采用增加控制变量，还是工具变量估计、双重差分估计，整体上发现本文的结论具有较强的稳健性。

## 五、进一步分析

### （一）影响机制检验

#### 1. 数字普惠金融对参与医疗保险、签订劳动合同的影响。

理论机制分析表明，数字普惠金融能够通过创造新的就业需求和就业机会，提高企业内部的工作效率，有助于低收入群体从事高质量的工作。这对于该类群体意味着更长的工作时间和更高的工作效率，从而提高其收入。本文采用是否参与医疗保险、是否签订劳动合同来衡量高质量工作，通常为员工提供医疗保险的企业规模较大，劳动力有固定合同代表着工作更稳定、质量也更高（罗楚亮和梁晓慧，2021）。

表4报告了数字普惠金融影响参与医疗保险、签订劳动合同的估计结果。可以发现，数字普惠金融不仅促进各类群体参与医疗保险，也显著增加居民签订劳动合同的概率。这也表明，数字普惠金融能够帮助居民找到更高质量的工作，从而促进居民工作时间、工作效率和总收入水平提高。与此同时，不同群体的获益程度并不相同，数字普惠金融更多提高农村和低学历群体参与医疗保险和签订劳动合同的概率，估计系数差异均通过显著性检验。综上所述，数字普惠金融能够更大程度上提高农村和低学历群体找到高质量工作的概率，研究假说1得以验证。

#### 2. 数字普惠金融促进工作时间、工作效率的职业与行业差异。

职业差异和行业差异是理解数字普惠金融更多促进高收入群体工作效率的重要角度。由于市场上存在行业 and 职业壁垒，农村与低学历群体进入高收入行业和高收入职业存在技术门槛。本文根据居民的职业将其分为技术人员和非技术人员。可以发现，技术人员和非技术人员工作效率自然对数的平均值分别从2013年的2.75和2.46提高至2023年的3.30和2.87。本文以2013年为基期进行分类统计，

2023年依据的数据为2023年末微信、支付宝、数字人民币等，2018年所依据的数据为2018年末住户的微信与支付宝余额，2013年所依据的数据为2013年末其他各种金融理财产品余额。当微信或支付宝余额大于0时，可认为该居民为微信或支付宝用户。但某些居民的微信与支付宝余额很低，最低的甚至不足1元，把这些个体也当作处理组或许不大合理。2013年时，余额大于0的个体中，最低余额为1500元，本文在2018年、2023年的处理组设置中，将微信与支付宝余额大于或等于1500元的个体作为处理组。

与罗楚亮和梁晓慧（2021）研究结论相一致，在CHIPS2018年与2023年数据中，参与医疗保险员工的小时收入比未参与医疗保险员工的小时收入分别高出43%和38%，参与医疗保险员工的工作时间比未参与医疗保险员工分别高出24%和26%，根据是否签订劳动合同分类也能发现类似的差异。这说明参与医疗保险和签订劳动合同大体上反映了更高质量的工作，这也意味着更长的工作时间和更高的工作效率。

技术人员包括单位（部门）负责人，专业技术人员，非技术人员包括办事人员和有关人员，商业、服务业人员，农林牧渔和水利业生产人员，生产、运输设备操作人员及有关人员，军人，不便分类的其他从业人员。其中，专业技术人员是指专门从事各种科学研究和专业技术工作的人员。也可以仅将专业技术人员作为一类，其他职业作为一类，结论一致。



可以看出,工作效率最高的4个行业为金融业,科学研究和技术服务业,信息传输、软件和信息技术服务业,教育,效率平均值位于2.74~3.00之间;中间部分的8个行业工作效率平均值位于2.60~2.72之间;其余7个行业工作效率平均值均在2.60以下。由此可知,技术人员的工作效率远高于非技术人员,工作效率最高的4个行业也需要更高的学历。

表4 数字普惠金融对参与医疗保险、签订劳动合同的影响

	城镇 (1)	农村 (2)	高学历 (3)	低学历 (4)
是否参与医疗保险(是=1)	0.1153*** (0.0270)	0.1645*** (0.0480)	0.1023*** (0.0226)	0.1651*** (0.0428)
p值	0.0079***		0.0000***	
是否签订劳动合同(是=1)	0.1800*** (0.0249)	0.2640*** (0.0391)	0.1073*** (0.0204)	0.2645*** (0.0322)
p值	0.0000***		0.0000***	

表5报告了数字普惠金融的影响在不同职业与不同行业间的差异。列(1)~(2)估计结果显示,数字普惠金融对非技术人员总收入的影响系数较大,估计系数差异在1%的水平下显著。这表明数字普惠金融有利于缩小非技术人员与技术人员的收入差距,其原因在于数字普惠金融有助于增加非技术人员工作时长。列(3)~(5)的估计结果可以看出,随着行业工作效率的提高,数字普惠金融对总收入的影响表现出先下降后上升的特点。这也说明数字普惠金融能够缩小低工资率行业和中工资率行业群体的收入差距,但随着行业工作效率的提高,数字普惠金融又会拉大中工资率行业和高工资率行业的收入差距。从工作时间来看,数字普惠金融更有助于促进高工资率行业人员的工作效率,但由于数字普惠金融显著增加低工资率行业的工作时间,因此也在一定程度缩小了低工资率行业与高工资率行业的收入差距。与此同时,数字普惠金融促进高工资率行业工作时间增加的作用并不显著。数字普惠金融能够创造一些新的工作机会,增加低工资率行业人员的工作机会和工作时长,但高工资率行业人员的工作时间很难有较大幅度的提升。综合表5的估计结果可知,数字普惠金融对技术人员、高工资率行业群体的工作效率提升有更显著的促进作用,高收入群体能够更大程度利用数字普惠金融发展来提高自己的工作效率,假说3得以进一步验证。

表5 数字普惠金融与工作时间、工作效率:职业与行业差异

	技术人员 (1)	非技术人员 (2)	高工资率行业 (3)	中工资率行业 (4)	低工资率行业 (5)
总收入	0.5286*** (0.0666)	0.5356*** (0.0513)	0.5478*** (0.0697)	0.4544*** (0.0597)	0.5990*** (0.0594)
p值	0.3888		0.0006***		
工作时间	0.1150*** (0.0363)	0.2091*** (0.0332)	0.0488 (0.0372)	0.1849*** (0.0442)	0.2286*** (0.0337)
p值	0.0018***		0.0000***		
工作效率	0.4136*** (0.0666)	0.3265*** (0.0421)	0.4991*** (0.0710)	0.2695*** (0.0473)	0.3704*** (0.0490)
p值	0.0031***		0.0001***		

因篇幅所限,2013年基期的各行业工作效率均值结果以附表7展示。2023年相关结果有变化但不大。具体地,样本中这4个行业在2013年的平均受教育年限分别为13.73、13.92、13.08、13.69,在2023年的平均受教育年限达到了14.21、15.28、14.21、14.42,而全样本在2013年、2023年的平均受教育年限分别为9.80、10.42。此外,高工资率行业、中工资率行业、低工资率行业的工作效率平均值从2013年的2.81、2.66、2.38上升到了2023年的3.22、3.10、2.80,平均受教育年限则从2013年的13.53、9.65、9.41上升到了2023年的14.36、10.43、9.80。

机制检验部分不再对假说2作进一步验证。一是假说2比较符合现实。二是可以通过描述性统计的方法进行间接验证。2023年城镇高学历与城镇低学历群体工作时长(自然对数)的均值分别为7.66、7.64,差值约为0.02,而农村高学历与低学历群体工作时长的均值分别为7.65、7.47,差值约为0.18。这说明城镇中的低学历群体工作时长低于高学历群体,但其提升空间也比较有限,下文表6的结果也可以进一步验证假说2的成立。

### （二）进一步分析：数字普惠金融促进包容性收入增长的局限性

由前文分析可知，数字普惠金融对城镇、高学历群体内部的收入差距未必会产生缩小作用，数字普惠金融在促进包容性收入增长方面存在局限性。表6中城镇和农村内部按高学历与低学历的分样本估计结果显示，第一，数字普惠金融对城镇高学历和低学历群体的工作时间的影响均未通过显著性检验，对城镇高学历群体收入和工作效率的促进作用相对大于城镇低学历群体，但是系数差异不大，并未通过显著性检验。这说明数字普惠金融对城镇内部高学历和低学历群体的收入差距的影响未发现缩小的效果，数字普惠金融对城镇群体工作时间的影响不显著，从而数字普惠金融通过提高工作时间缩小收入差距的作用在城镇内部并不存在。第二，数字普惠金融对农村高学历群体的工作时间并未存在显著影响，但能够显著促进农村低学历群体工作时间的提高。虽然数字普惠金融对农村高学历群体工作效率提高的促进作用大于农村低学历群体，但由于数字普惠金融对农村低学历群体工作时间增加的促进效果更大，数字普惠金融对农村低学历群体的影响仍然大于农村高学历群体。

表6 数字普惠金融与工作时间、工作效率的分样本估计

	城镇		农村	
	高学历	低学历	高学历	低学历
总收入	0.5553*** (0.0603)	0.5312*** (0.0654)	0.5820*** (0.0739)	0.6475*** (0.0799)
p值	0.6624		0.2689	
工作时间	0.0234 (0.0328)	0.0418 (0.0398)	0.0380 (0.0350)	0.4042*** (0.0555)
p值	0.6257		0.0000***	
工作效率	0.5319*** (0.0662)	0.4894*** (0.0621)	0.5440*** (0.0778)	0.2433*** (0.0678)
p值	0.4632		0.0000***	

### （三）数字普惠金融促进工作时间、工作效率的宏观证据

本文进一步从宏观层面检验数字普惠金融对工作时间与工作效率的影响。由于宏观层面缺乏工作时间与工作效率的研究数据，本文从创新与产业结构视角间接进行考察。数字普惠金融能够创造新的商业模式，从而创造新的工作机会和工作时间。因此，本文以创新作为因变量来考察数字普惠金融的影响。此外，不同产业的工作时间、工作效率、总收入等存在显著差异。国家统计局的数据显示，2023年城镇非私营单位和私营单位就业人员平均工资最高的三个行业均为信息传输、软件和信息技术服务业，金融业，科学研究和技术服务业，平均工资最低的行业为农、林、牧、渔业，这与CHIPS数据2023年的描述性统计结果一致。整体上，就业人员的工作效率和总收入水平表现出的特征为第三产业>第二产业>第一产业。其中，第一产业人员的工作时间最短，因此除了创新水平外，也可以以产业结构作为因变量间接考察数字普惠金融对工作时间、工作效率等的影响。

本文以我国2011—2023年省级层面专利申请数的自然对数 ( $\ln innov_1$ )、专利授权数的自然对数 ( $\ln innov_2$ ) 度量各省份创新水平，以第三产业和第二产业增加值之和占地区生产总值的比重 ( $ind_1$ )、第三产业增加值/第二产业增加值 ( $ind_2$ )、第三产业和第二产业就业人数占总就业人数的比重 ( $ind_3$ )、第三产业就业人数/第二产业就业人数 ( $ind_4$ ) 等指标衡量产业结构。核心解释变量为省级层面的数字普惠金融指数 ( $index$ )。表7结果显示，数字普惠金融显著促进各省份创新能力的

基于CHIPS数据，2023年总收入的描述性统计结果以附表8展示。此外，通过工作时间的描述性统计可以发现，工作时间最少的行业是农、林、牧、渔业，也比较符合现实。

控制变量的度量如下：传统金融发展水平 ( $FD$ ) 以金融机构存贷款余额/地区生产总值度量。财政支出规模 ( $Gov$ ) 以财政支出额/地区生产总值度量。就业人员平均受教育年限 ( $Edu$ ) 由“小学学历人数占比×6+初中学历人数占比×9+高中学历人数占比×12+专科学历人数占比×15+本科学历人数占比×16+研究生学历人数占比×19”计算得到。交通基础设施 ( $Road$ ) 通过公路密度（公路里程/土地面积）计算得到。其中，北京大学数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心，其余宏观层面的变量来源于国家统计局网站以及《中国金融年鉴》和《中国劳动年鉴》等。此外，为缓解可能存在的双向因果导致的内生性，本文对所有解释变量作滞后一期处理。

提高和产业结构转型,这体现在对各省份专利申请数量、专利授权数量、第三产业增加值/第二产业增加值、第三产业就业人数/第二产业就业人数、第三产业和第二产业增加值之和占地区生产总值的比重、第三产业和第二产业就业人数占总就业人数的比重的推动作用。表7的结论从宏观层面进一步说明了数字普惠金融对工作时间和工作效率的促进作用,假说1在宏观层面证据也得到进一步验证。

表7 数字普惠金融促进工作时间、工作效率的宏观证据

	$\ln innov_1$ (1)	$\ln innov_2$ (2)	$ind_1$ (3)	$ind_2$ (4)	$ind_3$ (5)	$ind_4$ (6)
数字普惠金融指数	0.3910*** (0.0309)	0.4577*** (0.0341)	0.0061*** (0.0010)	0.1141*** (0.0183)	0.0488*** (0.0042)	0.1538*** (0.0325)
传统金融发展水平	0.1586*** (0.0570)	0.1264** (0.0629)	-0.0016 (0.0018)	0.0232 (0.0338)	-0.0135 (0.0082)	-0.1061* (0.0632)
财政支出规模	-1.2600** (0.5014)	-2.4319*** (0.5538)	0.0309** (0.0155)	2.2949*** (0.2974)	0.0538 (0.0811)	1.8361*** (0.6244)
平均受教育年限	-0.0020*** (0.0006)	-0.0003 (0.0006)	-0.0001*** (0.0000)	0.0017*** (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	0.0018*** (0.0006)
交通基础设施	0.3128*** (0.0587)	0.2947*** (0.0648)	0.0058*** (0.0018)	0.0722** (0.0348)	0.0087 (0.0101)	0.3538*** (0.0774)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	372	372	372	372	325	325
R <sup>2</sup>	0.9762	0.9733	0.9806	0.9662	0.9522	0.9414

## 六、研究结论与政策启示

本文从工作时间与工作效率视角厘清数字普惠金融影响包容性收入增长的理论机制,从工作时间和工作效率角度综合考察数字普惠金融与包容性收入增长之间的关系,探索数字普惠金融对包容性收入增长的影响机制和局限性。研究发现,第一,数字普惠金融通过提高工作效率和增加工作时间促进了收入水平的提高。数字普惠金融能够缩小农村与城镇、低学历与高学历群体之间的收入差距,这主要由于对农村与低学历群体的工作时间带来了更为明显的影响,即更大程度上促进农村和低学历群体工作时间的提高,但数字普惠金融更大程度上提高了技术人员、高工资率行业等高收入群体的工作效率。第二,数字普惠金融并未缩小城镇内部高学历和低学历群体的收入差距,通过促进低收入群体的工作时间以缩小收入差距的结论在高收入群体内部并不成立,数字金融发展对收入差距的缩小作用具有局限性。第三,数字普惠金融显著促进了创新能力的提高以及产业结构转型,从宏观层面说明了数字普惠金融的影响。

基于上述发现,本文得到如下政策启示。第一,继续推动数字普惠金融发展,鼓励金融机构利用大数据、人工智能等推广便捷支付方式、创新金融产品和服务,扩大对农村、低学历群体的服务覆盖,有助于驱动社会实现包容性收入增长。第二,加强针对低学历群体的数字技能培训,重点提升其数字金融工具运用能力,发挥数字普惠金融对低收入群体工作效率提升的促进作用。第三,针对数字普惠金融对城镇群体内部的收入调节失效问题,即高学历与低学历群体收入差距并未缩小,可通过对数字金融超额收益实施高阶税率并设置数字信贷上限来进行调节。第四,强化数字普惠金融的宏观驱动效应,优先对高新技术产业、产学研合作企业等提供信贷支持,并按专利产出增量给予贴息,形成数字金融、创新驱动、包容性收入增长的协同发展。

### 参考文献

- [1] 程欣, 邓大松. 企业社保投入是成本还是投资?——基于“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)的新发现[J]. 人口与经济, 2018(5):

- 113-126.
- [2] 傅利福, 厉佳妮, 方霞, 等. 数字普惠金融促进包容性增长的机理及有效性检验[J]. 统计研究, 2021, 38(10): 62-75.
- [3] 傅秋子, 黄益平. 数字普惠金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.
- [4] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021, 13(6): 12-23, 117, 118.
- [5] 黄益平. 互联网金融解决了普惠金融的痛点[J]. 企业观察家, 2016(5): 49-51.
- [6] 李彦龙, 沈艳. 数字普惠金融与区域经济不平衡[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1805-1828.
- [7] 罗楚亮, 梁晓慧. 互联网就业搜寻对流动人口就业与工资的影响[J]. 学术研究, 2021(3): 72-79.
- [8] 倪晓然, 张宸瑞. 数字化转型与企业资本配置效率[J]. 统计研究, 2025, 42(2): 43-57.
- [9] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [10] 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.
- [11] 吴雨, 李晓, 李洁, 等. 数字普惠金融与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 92-104, 7.
- [12] 肖忠意, 陈海涛, 郑国洪. 企业数字化集群效应的实证研究——来自沪深A股上市公司的经验证据[J]. 统计研究, 2024, 41(8): 29-42.
- [13] 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.
- [14] 朱海华, 张卫. 外资进入影响农村劳动力收入的途径: 提高工资率抑或延长工作时间[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2023, 38(5): 1-18.
- [15] Acemoglu D, Restrepo P. The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [16] Aghion P, Akcigit U, Bergeaud A, et al. Innovation and Top Income Inequality[J]. The Review of Economic Studies, 2019, 86(1): 1-45.
- [17] Aghion P, Howitt P. General Purpose Technology and Wage Inequality[J]. Journal of Economic Growth, 2002, 7(4): 315-345.
- [18] Baden-Fuller C, Haefliger S. Business Models and Technological Innovation[J]. Long Range Planning, 2013, 46(6): 419-426.
- [19] Demir A, Pesqué-Cela V, Altunbas Y, et al. Fintech, Financial Inclusion and Income Inequality: A Quantile Regression Approach[J]. The European Journal of Finance, 2022, 28(1): 86-107.
- [20] Galor O, Moav O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development[J]. The Review of Economic Studies, 2004, 71(4): 1001-1026.
- [21] Graff Zivin J, Neidell M. The Impact of Pollution on Worker Productivity[J]. American Economic Review, 2012, 102(7): 3652-3673.
- [22] Huang T, Quan Y. Narrowing the Digital Divide: The Growth and Distributional Effect of Internet Use on Income in Rural China[J]. China Economic Review, 2025, 91: 102387.
- [23] Karaivanov A. Financial Constraints and Family Entrepreneurship[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2012, 83(3): 456-478.
- [24] Kim J H. A Study on the Effect of Financial Inclusion on the Relationship Between Income Inequality and Economic Growth[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2016, 52(2): 498-512.
- [25] Kuhn P, Lozano-Graja Z. The Expanding Workweek? Understanding Trends in Long Work Hours among U. S. Men, 1979-2006[J]. Labour Economics, 2008, 16(3): 530-552.
- [26] Liu D, Jin Y, Pray C, et al. The Effects of Digital Inclusive Finance on Household Income and Income Inequality in China?[R]. Agricultural and Applied Economics Association Conference Papers, 2020.
- [27] Mohd Daud S N, Ahmad A H, Ngah W A S W. Financialization, Digital Technology and Income Inequality[J]. Applied Economics Letters, 2021, 28(16): 1339-1343.
- [28] Neaime S, Gaysset I. Financial Inclusion and Stability in MENA: Evidence from Poverty and Inequality[J]. Finance Research Letters, 2018, 24: 230-237.
- [29] Suri T, Jack W. The Long-run Poverty and Gender Impacts of Mobile Money[J]. Science, 2016, 354(6317): 1288-1292.

#### 作者简介

李彦龙, 中国社会科学院大学经济学院讲师, 北京大学数字金融研究中心特约研究员。研究方向为应用计量、宏观与区域经济、创新经济、金融科技。

袁璐璐(通讯作者), 中南财经政法大学经济学院讲师。研究方向为收入分配与劳动力市场。电子邮箱: 15937439772@163.com。

张钰丹, 中共成都市委党校经济学教研部讲师。研究方向为资本与收入分配。

(责任编辑: 赵颂扬)