黄文礼，姜明舟，陈勇. 数字普惠金融如何改善进城务工人员就业质量［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2026，25（2）：44-61.
HUANG Wenli，JIANG Mingzhou，CHEN Yong. How digital inclusive finance improve the employment quality of migrant workers? ［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2026，25（2）：44-61.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2026.02.005

数字普惠金融如何改善进城务工人员就业质量

黄文礼[1]，姜明舟[1]，陈勇[2]
（1.浙江财经大学 金融学院，浙江 杭州 310018；2.东北财经大学 金融学院，辽宁 大连 116025）

摘 要：在推动共同富裕与高质量就业的进程中，数字普惠金融作为技术驱动的金融创新，为提升进城务工人员就业质量提供新路径。基于2014、2016和2018年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，结合中国数字普惠金融指数，构建双向固定效应模型，系统评估其对进城务工人员就业质量的影响，并从中介效应与群体异质性角度探讨作用机制。研究发现：数字普惠金融显著提升进城务工人员就业质量，尤以改善收入水平和福利保障最为突出；对中等就业质量群体的影响最大，对低质量群体效果有限；机制上主要通过促进人力资本积累与抑制被动创业发挥间接作用。研究结论为提升进城务工人员就业质量提供实证支持，并为相关政策优化提供借鉴。

关键词：数字普惠金融；进城务工人员；就业质量；人力资本；创业选择
中图分类号：F323.8；F832 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2026）02-0044-18

一、研究背景

党的二十大报告明确指出，“就业是最基本的民生”，必须实施就业优先战略，推动实现更加充分、更高质量的就业。作为中国劳动力市场的重要组成部分，进城务工人员群体的就业质量不仅关乎个体福祉和社会稳定，更直接关系到城乡融合发展和共同富裕目标的实现。近年来，伴随着城镇化进程的加快与新兴产业形态的兴起，进城务工人员的就业结构、流动趋势和职业选择发生深刻转变，但其整体就业质量的提升依然面临多重挑战。

据国家统计局发布的《2023年农民工监测调查报告》，全国农民工总量达29 753万人，较上年小幅增长0.6%，但其月均收入仅为4780元，显著低于城镇职工平均工资水平。在劳动权益保障、社会保障覆盖、职业发展路径等方面，进城务工人员普遍面临制度性短板[1]。尤其是在平台经济、零工经济等新型就业形式中，劳动关系模糊、工作稳定性差、保障水平低的问题尤为突出[2]。此外，进城务工人员群体内部呈现明显的结构性分化趋势，一部分人实现职业跃迁与收入增长，另一部分则陷入“就业低端化”与“流动性陷阱”，面临较大的发展不确定性。

在此背景下，数字普惠金融作为数字经济的重要组成部分，正在不断重塑金融服务的供给方式与可达边界。依托人工智能、大数据、区块链等新兴技术，数字普惠金融在扩展金融服务覆盖面、降低获取门槛、提高服务效率等方面展现出巨大潜力。对于传统上受金融排斥影响较大的进城务工人员而言，数字普惠金融有望通过缓解融资约束、支持技能培训、促进创业就业等方式改善其就业质量[3]。然而，已有研究也指出，进城务工人员在数字金融使用过程中仍面临信息不对称、技术障碍、信任缺失等现实难题，数字红利的释放仍存在结构性不平衡的问题[4]。

因此，厘清数字普惠金融在进城务工人员就业质量改善中的作用机理，既具有重要的理论价值，也具有突出的现实意义。目前学术界对数字普惠金融的研究主要聚焦于其包容性特征、对小

收稿日期：2025-10-19 **修回日期：**2025-11-06
基金项目：浙江省哲学社会科学规划课题—重大课题“数字金融风险传染、溢出效应及政策有效性研究”（24QNYC18ZD）
作者简介：黄文礼，研究方向：进城务工人员就业质量。

微企业的支持以及信贷可得性等方面[5-6]，而系统检验其是否以及如何提升进城务工人员就业质量的实证研究仍相对匮乏，特别是在机制识别和异质性分析层面有待深入。基于此，本研究将数字普惠金融引入进城务工人员就业质量研究框架，运用2014年、2016年和2018年三期中国劳动力动态调查（CLDS）微观数据，结合中国数字普惠金融指数，系统评估数字普惠金融发展对进城务工人员就业质量的影响，探索数字技术赋能下改善进城务工人员就业质量的实现路径，为推动更加包容的数字金融治理与高质量就业政策提供经验证据与政策启示。

本研究其余结构安排如下：第二章为分析进城务工人员就业质量现状；第三章为理论分析与研究假设；第四章为研究设计；第五章为实证分析及结果；第六章为研究结论与政策建议。

二、进城务工人员就业质量现状分析：结构、收入与保障的三重困境

在我国经济结构持续转型、就业形态不断演化的背景下，进城务工人员作为最具代表性的流动就业群体，其就业质量不仅关乎个体福祉和社会稳定，更直接关系共同富裕目标的实现。然而，从实际情况来看，进城务工人员群体的就业质量依然面临结构性障碍、收入增长瓶颈与保障缺失等多重困境。本研究从就业结构、收入水平与社会保障三个维度，系统梳理进城务工人员当前的就业质量现状。

（一）就业结构的动态演变：从制造向服务的转移

随着中国经济迈入转型升级阶段，进城务工人员的行业分布和岗位结构也随之发生深刻变化。根据国家统计局进城务工人员监测调查数据，2013—2023年间，进城务工人员就业正加速由第二产业向第三产业转移，呈现出“去制造化”与“服务化”并存的趋势，如图1所示。2013年，进城务工人员在第二产业中的占比超过55%，其中制造业与建筑业长期为主要就业去向。但随着自动化水平提升和传统产业转型，第二产业吸纳能力逐步减弱，至2023年已降至不足50%。同期，第三产业就业占比持续提升，成为吸纳进城务工人员就业的新主力。由图2可见，制造业和建筑业的就业占比分别从2013年的30%和22%下降至2023年的约20%和15%；而交通运输、批发零售、居民服务等服务类行业占比稳步上升，显示出服务业岗位的快速扩张。这类岗位虽在一定程度上提供更多就业机会，但也存在显著的“非正规化”特征，表现为劳动合同签约率低、工作时间不稳定、缺乏社会保障等问题。平台经济的兴起（如外卖、网约车）进一步放大灵活就业的趋势，使得进城务工人员就业形态更加碎片化和不确定化，可能会加剧其职业发展的不确定性与脆弱性。

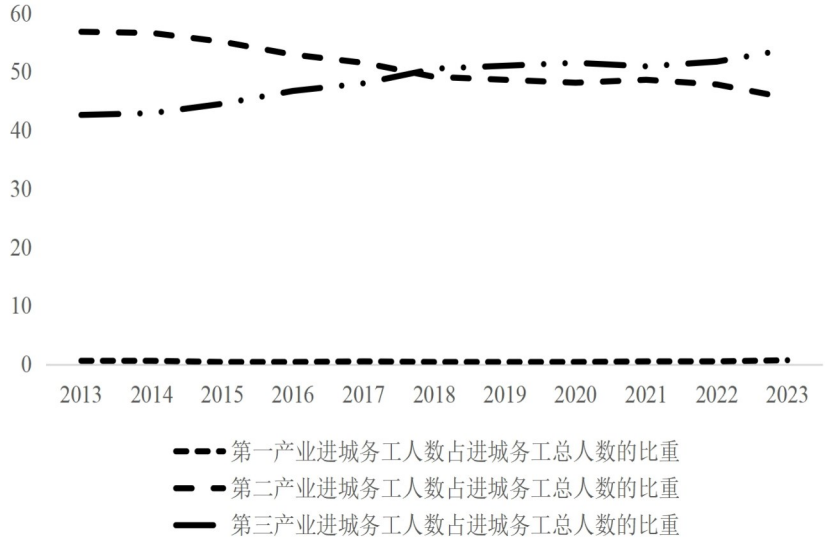


图1　2013—2023年进城务工人员三次产业就业结构变化趋势

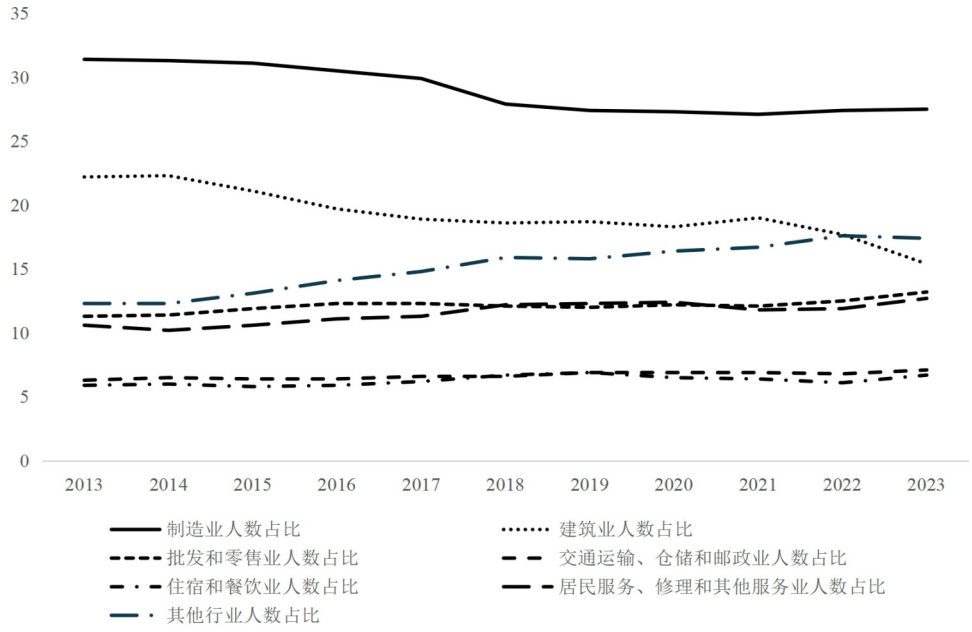


图2 2013—2023年进城务工人员在主要行业中的就业分布

数据来源:作者自行整理

（二）收入水平增长缓慢，群体差距扩大

收入是衡量就业质量的核心指标之一。虽然近年来进城务工人员收入总体稳步上升，但其增速逐渐放缓，收入水平与城镇职工之间的差距不断扩大，内部收入分化也日益明显。如图3所示，2012—2024年间，进城务工人员月均收入由2300元提升至近6000元，年均增速在6%左右。然而，相比同期城镇非私营单位职工收入的快速上涨，二者的差距不断拉大。表1数据显示，2015—2024年间，进城务工人员年收入与城镇职工的收入比值从0.594下降至0.359，进城务工人员“低收入群体”特征持续强化。

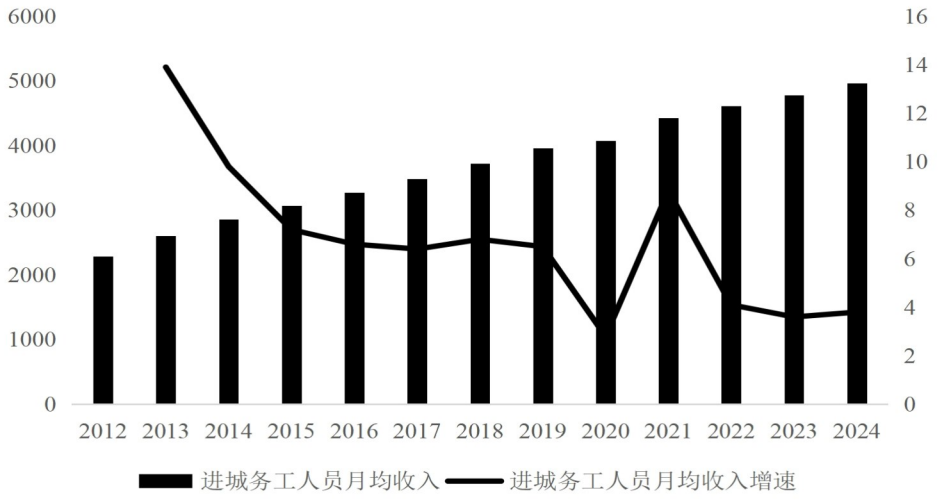


图3 2012—2024年进城务工人员月均收入及其增长趋势

数据来源:作者自行整理

从收入增长路径来看（图4），传统行业如制造业、建筑业收入增速显著放缓，2022年后甚至出现负增长；服务业中的住宿餐饮、居民服务等行业波动剧烈，整体处于低增长区间。不同产业

表1 2015—2024年进城务工人员与城镇非私营单位职工年收入对比及收入差距变化

年份	进城务工人员年收入（元）	城镇非私营职工年平均工资（元）	差距比值（农/职）
2015	36 864	62 029	0.594
2016	39 300	67 569	0.582
2017	41 820	74 318	0.563
2018	44 652	77 196	0.578
2019	47 544	90 501	0.525
2020	48 864	97 379	0.502
2021	53 184	106 837	0.498
2022	55 380	114 029	0.486
2023	57 360	120 698	0.475
2024	59 532	165 640	0.359

数据来源：作者自行整理

间的收入增速差距加大，反映出进城务工人员内部“马太效应”日趋显著，收入分化与职业层级固化相互叠加，进一步抬高就业质量改善的难度。

（三）社会保障覆盖率偏低，制度支持亟待强化

社会保障是实现体面劳动与稳定就业的关键制度保障。然而，进城务工人员群体在社保制度中长期处于“边缘地带”，参保率普遍偏低，保障缺口严重。如表2所示，截至2021—2022年，进城务工人员在5项主要社会保险中的参保率仍不理想。其中，医疗保险参保率最高为58.4%，但较多为城乡居民医保，保障水平有限；养老保险参保率仅18.9%，绝大多数进城务工人员无法积累长期养老金权益；而工伤、失业、生育保险的参保率分别仅为22.2%、15.1%和6.0%，与其所从事的高风险、高不确定性岗位极不匹配。这不仅削弱进城务工人员的职业稳定性，也降低其对未来生活的安全预期。尤其在平台经济和新就业形态中，大量新型灵活用工人员缺乏制度化社保接入渠道，使得“就业无保障”问题更加突出，成为数字化发展背景下进城务工人员就业质量提升的核心短板。

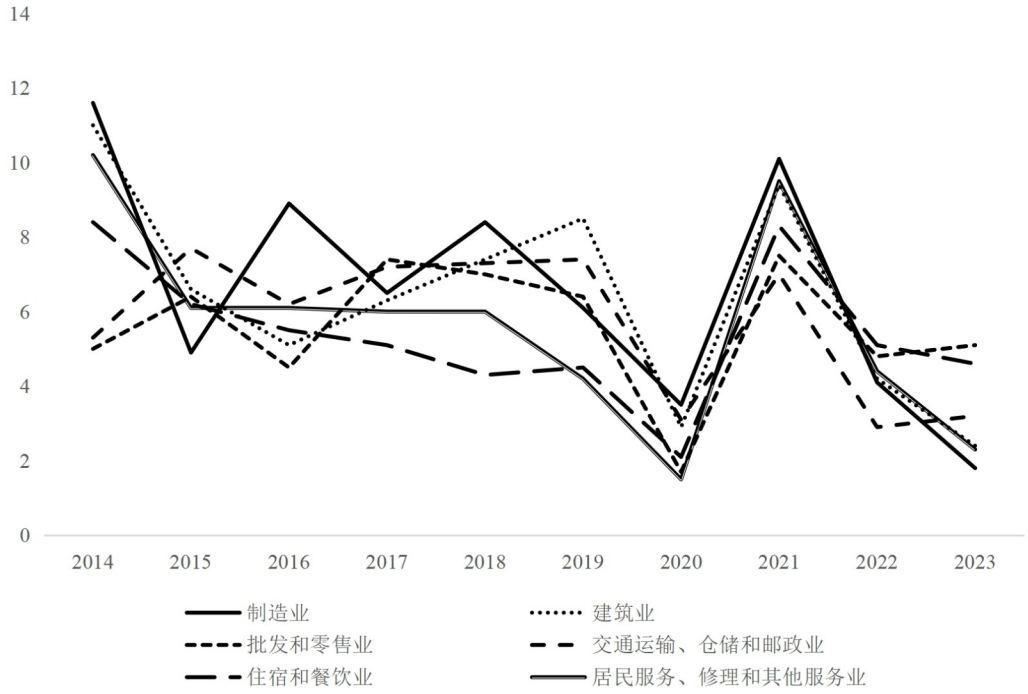


图4 2014—2023年进城务工人员分行业收入增长率对比

数据来源：作者自行整理

（四）群体结构变化与就业脆弱性提升

就业质量不仅受制于行业与岗位特征，也深受劳动者个体特征的影响。近年来，随着我国人口老龄化趋势加剧和农村劳动力代际更替的加

表2 进城务工人员“五险”参保率

保险种类	参保率（%）	数据年份（年）	数据来源备注
养老保险	18.9	2022	全国流动人口动态监测
医疗保险	58.4	2021	中国社会状况综合调查（CSS2021）
失业保险	15.1	2021	中国社会状况综合调查（CSS2021）
工伤保险	22.2	2022	全国流动人口动态监测
生育保险	6.0	2022	全国流动人口动态监测

数据来源：作者自行整理

快，进城务工人员群体的内部结构正在发生显著变化，尤其是“年轻人不愿进、老龄人不得不留”的困境日益突出，进一步加剧进城务工人员就业质量的整体脆弱性。如图5所示，2011—2023年，进城务工人员年龄结构出现明显的“老龄化”趋势：50岁及以上的进城务工人员比例快速上升，从2011年的不足15%升至2023年的超过30%，已经成为增幅最快的年龄段；相对而言，16～20岁和21～30岁年龄段的年轻进城务工人员占比持续下降，前者降至不足5%，后者从30%以上下降至不足20%；31～40岁和41～50岁两个中生代群体所占比例总体持平或略有下降，但已逐渐被高龄群体所“反超”。

这一结构变化反映出进城务工人员群体的“代际断层”问题：年轻劳动力更倾向于城市新型岗位或留在城市读书就业，而老龄进城务工人员因技能单一、缺乏替代岗位而被迫滞留在传统低质岗位上。这一代际结构变化带来的一个突出问题是：对数字技术和金融工具的适应能力明显分化。年长进城务工人员在金融素养、数字设备使用、线上操作等方面存在显著短板，而年轻群体虽然具备一定的适应能力，但因其数量下降，整体技术应用水平未能有效提升。

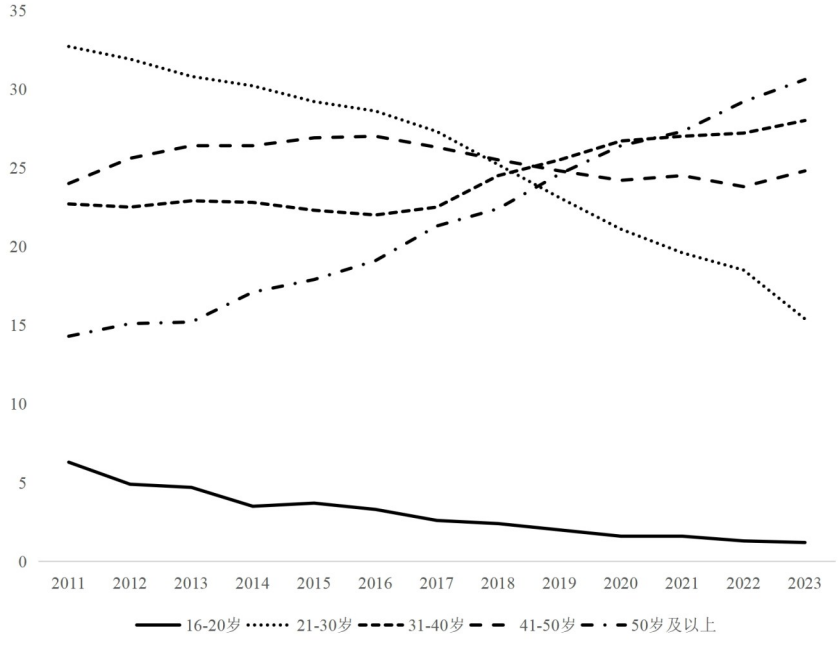


图5 2011—2023年进城务工人员不同年龄段人数占比变化趋势

数据来源:作者自行整理

综上所述，进城务工人员就业质量的整体提升面临结构转型、收入增长乏力、社会保障缺失与群体老龄化等多重挑战。一方面，第三产业快速扩张与灵活就业兴起带来新的就业机会，但也伴随着非正规化、低保障等不利因素；另一方面，收入增长与社会保障滞后，加剧群体间的差

距与就业的不确定性。此外，进城务工人员群体结构呈现明显老龄化趋势，技术适应能力与再就业潜能不足，加剧就业质量提升的难度。在此背景下，数字普惠金融作为连接技术与金融、弥合资源差距的有效工具，其能否有效缓解进城务工人员就业质量困境，并通过具体机制发挥作用，成为亟待探讨的核心问题。

三、文献综述、理论分析与研究假设

（一）文献综述

就业质量是一个综合性的概念，其测量指标具有多维性，不同研究视角下存在评价差异。高质量就业既涵盖满足个体劳动者的客观基础，也包括基于个体劳动者价值判断的主观感知，是劳动者在就业过程中的客观及主观福祉的综合体现。现有文献主要基于微观调查数据，从人力资本[7]、社会资本和个体特征等角度对就业质量的影响因素展开分析[8-9]。随着数字经济的快速发展，数字普惠金融对就业质量的影响也逐渐成为研究热点。特别是在中国这样一个大力推进数字普惠金融的国家，其对劳动市场的重塑作用不容忽视。

近年来，数字普惠金融被认为是提升就业质量的重要工具。通过提供便捷的金融服务，特别是对传统金融体系覆盖不足的群体，如农民、低收入者和中小企业，数字普惠金融有助于提高这些群体的金融可得性和经济活动参与度，从而间接提升就业质量[10]。此外，数字金融技术的应用可以降低信息不对称程度，减少交易成本，促进创业和中小企业发展，这也为提高就业质量创造更多机会[11]。数字普惠金融的影响不仅限于直接的就业效应，还体现在对劳动者技能提升的促进作用上。数字化平台和工具的普及，使得在线教育和培训资源更加丰富和可得，从而帮助劳动者提升技能，适应数字经济的需求，提高其就业竞争力[12]。尤其是对于流动人口和农村地区劳动者，数字普惠金融的推广可以显著改善其职业发展前景，提升就业质量[13]。

在数字普惠金融对农村居民的创业效应方面，已有研究发现数字普惠金融显著推动小微企业和个体工商户的创业活动[14-16]。数字普惠金融通过减少信息不对称和交易成本[17]，使得金融资源的获取更加便捷和高效。特别是在低城市化率和低注册资本的小微企业中，数字普惠金融的激励作用更为明显[18]。数字普惠金融的发展使农户更容易获得信用贷款并增强其社会信任感，这不仅提高他们的创业意愿，还提升创业成功的可能性[19-20]。此外，数字普惠金融通过增加金融服务的覆盖广度和使用深度，进一步促进农村地区的创业活动，创造更多的就业机会，提升整体就业质量[21]。数字普惠金融在不同地区的影响存在显著差异，在落后地区和贫困地区，数字普惠金融的推动作用尤为明显[22]。这些地区通常面临传统金融服务覆盖不足、金融资源匮乏等问题，数字普惠金融通过其数字化和普惠性特点，填补这一金融服务的空白。数字普惠金融可以有效降低农民的融资成本，提高其自主就业和创业能力。在教育投资不足、经济发展水平较低的地方，数字普惠金融的效应更为显著，能够更有效地促进农民创业活动，提升农村经济发展水平[23]。由此可见，数字普惠金融对农村居民的创业效应已得到国内外学者的广泛认可。

数字普惠金融对农村居民的就业效应主要分为直接就业效应和间接就业效应[24-25]。在直接就业效应方面，数字普惠金融通过提供便捷的金融服务，降低金融服务的门槛，使更多农民和低收入群体能够获得信贷、储蓄和支付等金融服务，从而直接促进农村居民的就业。这种便利性使得他们更容易参与经济活动，增加就业机会。数字普惠金融通过改进农村金融基础设施，扩大金融服务覆盖面和使用深度[26]，从而提高农村居民的就业率。此外，数字普惠金融还能改善信息不对称问题，降低求职和招聘的匹配成本，使得劳动力市场更加高效[27]。在间接就业效应方面，数字普惠金融为农村创业提供必要的资金支持，农民能够更容易地获得小额贷款和创业资金，激发创业热情，带动新兴市场的形成和发展，创造更多就业机会[28]。数字普惠金融通过促进农村地区的经济活动，增加对劳动力的需求，进一步提升就业率。同时，数字普惠金融通过提高金融资本的利用效率、优化资源配置和简化工作流程，使农村企业和个体经营者能够更高效地运营，间接推动就业增长。

此外，政府和政策制定者也在积极探索利用数字化手段提升就业质量。通过建立和完善数字化公共就业服务平台，政府可以更高效地匹配劳动力供需，提供职业指导和培训服务，提升就业服务的精准度和覆盖面[29]。政策的支持与引导在数字包容性金融的发展中起到关键作用，通过制定鼓励政策和提供必要的基础设施支持，可以更好地发挥数字化在提升就业质量方面的潜力[30]。

综上所述，数字普惠金融通过金融产品创新，为中小微企业和个体工商户提供生产经营所需的资金，进而提升其经营规模和效益，增加劳动力需求，改善劳动力就业环境，从而促进就业质量提升，为扎实推动共同富裕助力。此外，数字普惠金融还通过提高金融可得性、促进创业和职业发展以及提升金融素养和风险管理能力等方式进一步提升就业质量。然而，针对进城务工人员高质量就业的研究较为匮乏，特别是从人力资本和创业积极性的视角研究其机制的研究相对较少。鉴于此，本研究将数字普惠金融引入进城务工人员就业质量研究框架，运用2014年、2016年和2018年三期中国劳动力动态调查（CLDS）微观数据，结合中国数字普惠金融指数，系统评估数字普惠金融发展对进城务工人员就业质量的影响，并探索数字技术赋能下改善进城务工人员就业质量的实现路径，为数字金融治理与高质量就业政策制定提供经验证据与政策启示。

（二）理论分析与研究假设

随着数字技术深度融入社会经济运行，数字普惠金融作为融合金融创新与科技赋能的重要载体，正在重塑传统金融服务格局[31]。其以低门槛、高效率、广覆盖的特征，为低收入、金融排斥群体提供全新的资源获取路径，尤其在促进公平发展和包容性增长方面展现出积极潜力。对进城务工人员而言，作为流动性强、金融获取能力弱、社会保障缺口大的群体，数字普惠金融的快速发展不仅在金融服务供给端打破壁垒，也可能通过影响其资源配置、就业选择和能力提升路径，进而显著改善其就业质量。

从包容性增长理论与新制度经济学视角来看，进城务工人员就业质量的提升不仅依赖个体特征，也深受制度环境与资源可得性的制约[32]。长期以来，进城务工人员面临着融资难、培训少、信息弱、收入低的多重困境，导致其就业形态多集中于非正规、低报酬、弱保障的岗位。数字普惠金融正是对传统金融体系在“可达性—适应性—成本结构”三方面的重构，通过在线信贷、移动支付、大数据风控等技术手段，为进城务工人员提供更便捷、更低成本的金融服务渠道，使其有能力更主动地进行职业投资与就业选择，从而改善其就业稳定性、收入水平与职业满意度。同时，数字普惠金融的扩展还可能通过技术平台提高就业信息可得性，降低就业匹配成本，扩大线上平台经济参与机会，使进城务工人员从传统“被动就业”向“多元路径”转型，为其就业质量改善提供现实基础。

基于此，本研究提出如下假设：

H1：数字普惠金融的发展能够显著提升进城务工人员的就业质量。

此外，依据人力资本理论[33]，知识、技能与教育水平是个体获取优质就业的核心资源。然而，由于教育基础薄弱、技能提升渠道匮乏、培训成本高等因素，进城务工人员在人力资本积累方面长期处于劣势，难以适应高质量岗位的技能要求[34]。数字普惠金融的发展为其人力资本提升提供了新的支持路径：一方面，数字信贷、教育贷款等工具缓解了其培训资金瓶颈，扩大技能投资的可行性；另一方面，各类数字平台提供的在线课程与认证培训，降低教育门槛与时间成本，激发学习意愿并提升学习效率[35]。同时，数字工具本身也强化金融素养和信息认知，这种“认知资本”的提升对就业选择同样具有正向作用[36]。由此，数字普惠金融不仅直接赋能就业者，也通过促进其人力资本的内生性提升，增强其劳动市场适应性和抗风险能力。

基于此，本研究提出如下假设：

H2：数字普惠金融的发展能够通过促进人力资本积累，间接提升进城务工人员的就业质量。

进城务工人员群体中出现越来越多的创业现象[28]，涵盖微商、摊贩、自雇服务等形式，但大多数属于“生存型创业”，即非出于捕捉市场机会，而是受限于正规就业渠道缺失或收入不足的被动行为。这类创业往往启动资金不足、缺乏技术支撑与政策保障，面临高失败率、高风险与低回报的困境，甚至可能进一步削弱其经济稳定性

与社会保障水平[37]。

根据创业动因理论，创业动机包括推动力（如失业、生计压力）与吸引力（如机会识别、资源支持）。而在进城务工人员群体中，创业更多源于“推力”主导，是一种迫于生计的非自愿性选择[38]。而数字普惠金融的发展，一方面确实为创业者提供基本金融支持，但另一方面更重要的是，它通过增强正规就业的获取能力、丰富职业信息、改善培训环境，使进城务工人员不必因缺乏其他就业选择而“被迫创业”[18]。通过为其提供更稳妥的职业路径，数字普惠金融实际上抑制不具备可持续性和收益性的低质量创业选择，使进城务工人员有机会回归更稳定、更具保障的就业道路。由此可见，数字普惠金融并非单纯地“激励创业”，更在于通过提升个体的就业可选性和稳定性，引导其摆脱低质量创业陷阱，从而提升整体就业质量。

基于此，本研究提出如下研究假设：

H3：数字普惠金融的发展能够通过抑制进城务工人员的低质量创业选择，间接提升其就业质量。

综上所述，数字普惠金融对进城务工人员就业质量的作用机制如图6所示。具体而言，数字普惠金融通过促进人力资本积累并抑制进城务工人员低质量创业选择，从而有效提升其就业质量。



图6 传导机制示意图

四、研究设计

（一）数据来源

本研究选取中国劳动力动态调查（CLDS）2014年、2016年和2018年三期数据作为微观数据来源。CLDS由中山大学中国社会研究中心组织实施，具有覆盖面广、数据质量高、变量体系全面的优势，涵盖劳动者的基本人口信息、就业状态、收入结构、社会保障、培训经历与创业行为等多项指标，是研究进城务工人员群体就业问题的重要数据基础。为衡量数字普惠金融的发展水平，本研究引入北京大学数字金融研究中心发布的“中国数字普惠金融指数”。该指数基于支付宝等平台的真实业务数据，从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构建，按省级单位年度发布，具备良好的客观性和横向可比性。在数据匹配方面，考虑到数字普惠金融对就业质量的影响具有一定的滞后性，本研究选取滞后一期的数字普惠金融指数与进城务工人员个体数据进行匹配，以增强因果识别的合理性。

在样本筛选过程中，本研究聚焦于具有进城务工人员特征的个体，筛选标准如下：（1）年龄在16至60岁之间；（2）户籍类型为农业户口或曾由农业户口转为居民户口；（3）当前从事非农业劳动；（4）学历为大专及以下。经严格筛选与数据清洗后，最终获得10 331个有效观测样本。

（二）变量设置

1. 被解释变量：就业质量（EQ）

本研究参考Erhel和Guergoatlariviere[39]、邓睿等学者构建多维就业质量指标体系[40]，从收入水平、工作强度、福利保障、工作满意度四个维度进行测量。收入水平以月工资收入（对数处理）表征；工作强度以每周工作时间衡量，因与就业质量呈负相关，进行反向标准化；根据其是否参加“五险”（基本养老、医疗、失业、工伤、生育），每参加一项得1分；工作满意度采用CLDS中“对当前工作满意度”题项，1—5分量表构造。由于这四个维度均来源于同一问卷调查，且分别从不同角度衡量就业质量，因此它们之间并没有显著的内在相关性。这些维度能够全面覆盖就业质量的多维特征，避免单一指标可能带来的偏差。

上述四个维度指标均参考林龙飞和祝仲坤的做法[41]，均通过极值标准化处理，再采用等权加总法构建就业质量综合指数，计算公式如下：

$$X_{ij}^{std}=\frac{X_{ij}-min_j}{max_j-min_j} \quad (1)$$

其中，i代表进城务工人员个体，j代表衡量工资收入、工作强度、福利保障、工作满意度的指标，X_{ij}^{std}为标准化后的结果，max_j和min_j分别代表第j项指标的最大值和最小值。

参考邓睿的做法采用等权法构建就业质量指标[40]，公式如下：

$$EQ=\frac{1}{4}\sum_{j=1}^{4}X_{ij}^{std} \quad (2)$$

其中EQ为评价就业质量的指标，i代表进城务工人员个体，j代表就业质量的4个分项指标。

2. 核心解释变量：数字普惠金融指数（DIFI）

本研究以北京大学数字金融研究中心发布的总指数（滞后一期，取对数）作为核心解释变量，同时进一步引入其三个子维度指标（覆盖广度、使用深度和数字化程度）进行机制细化分析。为控制省域样本的潜在相关性，参考张勋等的研究方法[28]，本研究采用省级层面聚类稳健标准误，以提升估计的有效性与稳健性。

3. 中介变量

为进一步揭示数字普惠金融影响进城务工人员就业质量的内在机制，本研究构建两类中介变量：

（1）人力资本提升（HC）。参考张广胜与王若男的做法[42]，本研究依据CLDS问卷中“上年度以来是否参加过累计五天以上的专业技能培训”一项，将回答“是”的个体赋值为1，反之为0，构造为虚拟变量。

（2）创业选择（EC）。参考冯大威等[43]的构造方法，根据CLDS中关于“当前工作身份”的问卷结果，若受访者为“雇主”或“个体经营者（自雇）”则赋值为1，若为“雇员”则赋值为0。

4. 控制变量

为了降低遗漏变量偏误，增强模型识别的有效性，本研究引入一系列控制变量，涵盖个体特征、家庭特征和地区层面因素。此外，本研究在所有模型中引入地区固定效应和年份固定效应，以控制不同省份之间以及时间变化中潜在的不可观测异质性因素对回归结果的干扰。变量定义与样本的描述性统计结果详见表3与表4。

表3 变量定义

变量类型	变量名称	符号	变量说明
被解释变量	就业质量	EQ	根据工作收入、工作强度、福利保障、工作满意度四个维度使用等权法构建的就业质量指标
解释变量	数字普惠金融指数	DIFI	由滞后一期的数字普惠金融指标体系构成，对数化处理
	覆盖广度指数	Breadth	通过电子账户数（如互联网支付账号及其绑定的银行账户数）等来体现，滞后一期，对数化处理
	使用深度指数	Depth	依据实际使用互联网金融服务的情况来衡量，滞后一期，对数化处理
	数字化程度指数	Digit	依据数字服务的便利性和成本来衡量，滞后一期，对数化处理
中介变量	人力资本	HC	人力资本提升虚拟变量
	创业选择	EC	创业选择虚拟变量
控制变量	教育年限	Edu	根据学历生成，小学=6，初中=9，高中、中专=12，大专=15，本科=16，研究生=19，博士生=24
	工作经验	Exp	根据CLDS问卷，问卷年份-第一份工作开始年份得到
	健康	Hea	根据CLDS问卷对“您认为自己现在的健康状况如何?”这一问题的回答得到，非常不健康=1，比较不健康=2，一般=3，比较健康=4，非常健康=5
	政治面貌	Pol	非党员=0，党员=1
	性别	Gen	女性=0，男性=1
	年龄	Age	问卷年份-出生年份
	婚姻状况	Mar	未婚=1，已婚=2，再婚=3，离异=4，丧偶=5，同居=6

表4 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
EQ	10 331	0.55	0.109	0.211	0.919
DIFI	10 331	5.372	0.233	4.771	5.819
Breadth	10 331	5.218	0.307	4.479	5.756
Depth	10 331	5.367	0.269	4.731	5.982
Digit	10 331	5.72	0.212	5.384	6.117
HC	10 331	0.137	0.343	0	1
EC	10 331	0.208	0.406	0	1
Edu	10 331	9.396	3.121	0	15
Exp	10 331	8.064	11.551	0	45
Hea	10 331	3.867	0.851	1	5
Pol	10 331	0.063	0.244	0	1
Gen	10 331	1.102	0.879	0	6
Age	10 331	39.404	10.934	16	60
Mar	10 331	1.97	0.649	1	6

（三）模型设定

1. 基准回归模型

为估计数字普惠金融对进城务工人员就业质量的总体影响，本研究构建双向固定效应模型，回归模型如下：

$$EQ_{ijt}=\alpha_0+\alpha_1 lnDIFI_{j,t-1}+\sum_{p=1}^{m}\alpha Controls_{pijt}+area_j+year_t+\varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中，EQ_{ijt}代表进城务工人员i在j省份第t年的就业质量指标；$lnDIDFI_{j,t-1}$为省级层面的滞后一期数字普惠金融指数（取自然对数），反映数字金融的发展程度；$Controls_{ijt}$为控制变量集合；$area_j$为地区固定效应，$year_t$为年份固定效应，ε_{ijt}为随机扰动项。

在上述模型中，参数α_1捕捉数字普惠金融发展对进城务工人员就业质量的总效应，即直接作用路径的强度和方向。

2. 中介效应模型

为了进一步识别数字普惠金融通过中介变量对进城务工人员就业质量的间接影响机制，本研究借鉴温忠麟与叶宝娟提出的三步回归法进行中介效应检验[44]。具体模型设定如下：

第一步，估计数字普惠金融对就业质量的总效应。

$$EQ_{ijt}=\alpha_0+\alpha_1 lnDIFI_{j,t-1}+\sum_{p=1}^{m}\alpha Controls_{pijt}+area_j+year_t+\varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

第二步，估计数字普惠金融对中介变量的影响。

$$ME_{ijt}=\beta_0+\beta_1 lnDIFI_{j,t-1}+\sum_{p=1}^{m}\beta Controls_{pijt}+area_j+year_t+\epsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中，ME_{ijt}分别表示中介变量“是否提升人力资本”或“是否选择创业”。若β_1显著，说明数字普惠金融对中介变量具有显著正向或负向影响。

第三步，将中介变量纳入模型，估计其对就业质量的影响。

$$EQ_{ijt}=\gamma_0+\gamma_1 lnDIFI_{j,t-1}+\gamma_2 ME_{ijt}+\sum_{p=1}^{m}\gamma X_{pijt}+area_j+year_t+\mu_{ijt} \quad (5)$$

若γ_2显著，且γ_1较第一步中的α_1显著减弱，则说明中介效应成立；若γ_1不再显著，则为完全中介；若仍显著但减弱，则为部分中介。此外，本文还将采用Sobel检验与Bootstrap法对中介效应进行显著性确认，增强结论的稳健性。

五、实证分析及结果

（一）基准回归结果

本研究首先基于双向固定效应模型，考察数字普惠金融发展水平对进城务工人员就业质量的总体影响，结果如表5所示。表5第（1）列显示，核心变量——数字普惠金融指数（DIFI）对就业质量的系数为0.073，在1%的显著性水平下成立，表明数字普惠金融发展对进城务工人员就业质量具有显著正向作用，假设H1得证。

进一步地，本研究将DIFI细分为三个子维度进行回归（见表5第2—4列）：覆盖广度与使用深度对就业质量均呈显著正向影响，说明普遍接入和频繁使用是金融赋能就业的关键路径；而数字化程度未通过显著性检验，提示技术复杂性可能对部分弱势群体形成“数字排斥”。控制变量方面，教育年限、健康状况、年龄、婚姻状况和政治面貌均显著正向影响就业质量，符合人力资本与社会资本理论预期；性别变量为负，说明男性进城务工人员在就业质量方面略显劣势；工作经验不显著，表明在高流动性与低保障的就业环

境下，“年资积累”的边际回报有限。综上，该部分验证假设H1：数字普惠金融显著改善进城务工人员就业质量，其主要作用路径体现在金融可达性与使用活跃度的提升。

表5 主效应回归结果

变量	(1) EQ	(2) EQ	(3) EQ	(4) EQ
DIFI	0.073*** (4.73)			
Breadth		0.046*** (4.04)		
Depth			0.038*** (4.14)	
Digit				−0.037 (−1.41)
Edu	0.010*** (28.64)	0.010*** (28.64)	0.010*** (28.70)	0.010*** (28.75)
Exp	0.000 (0.03)	0.000 (0.05)	0.000 (0.14)	0.000 (0.32)
Hea	0.011*** (8.95)	0.011*** (9.04)	0.011*** (8.80)	0.011*** (8.82)
Pol	0.035*** (8.34)	0.035*** (8.32)	0.035*** (8.32)	0.034*** (8.27)
Gen	−0.004** (−2.07)	−0.004** (−2.10)	−0.004** (−2.07)	−0.004** (−2.14)
Age	0.001*** (13.32)	0.001*** (13.41)	0.001*** (13.24)	0.001*** (13.40)
Mar	0.008*** (4.39)	0.008*** (4.42)	0.008*** (4.34)	0.008*** (4.36)
Constant	−0.043 (−0.54)	0.108* (1.90)	0.134*** (2.72)	0.537*** (3.77)
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	10331	10331	10331	10331
调整后的R2	0.145	0.145	0.145	0.143

注：括号内值为t统计值；*，**，***分别表示10%，5%，1%的显著性水平

（二）稳健性检验

为了进一步验证数字普惠金融对进城务工人员就业质量影响的可靠性与稳健性，本研究采用分层线性模型（HLM）、省级聚类标准误调整、替代就业质量构建方法（熵权法）、主成分分析法以及Tobit模型回归从不同角度对基准回归模型进行多重稳健性检验，结果见表6所示。

1. 分层线性模型

由于本研究的核心解释变量“数字普惠金融指数”为省级层面数据，而被解释变量“就业质量”为个体层面数据，存在跨层次结构嵌套的问题。若忽视数据的分层特征，传统回归模型可能导致标准误低估或系数偏误。为此，本研究采用分层线性模型进行稳健性检验，结果见表6第（1）列。从中可以发现，数字普惠金融指数对进城务工人员就业质量的影响系数为0.082，仍在5%的显著性水平上成立，表明在控制层级结构之后，数字普惠金融的积极作用依旧稳固。

2. 省级聚类标准误调整

考虑到进城务工人员在同一省份内可能存在非独立性，即观测值之间存在一定程度的相关性，若忽略这一点，模型估计结果可能面临误判

风险。因此，在固定效应模型基础上，采用省级聚类标准误进行修正，以缓解组内相关性带来的估计偏差，结果如表6第（2）列所示。从中可以发现，即使在聚类调整后，数字普惠金融指数的影响系数仍显著为正（0.108），且通过5%的显著性检验，进一步验证其对就业质量的促进作用在统计上依旧稳健可靠。

3. 替代就业质量指标：熵权法构建

为排除就业质量指标构建方式对估计结果的影响，本研究引入熵权法替代等权法，对就业质量四个维度指标赋予客观权重，重构综合指标并进行回归分析，结果如表6第（3）列所示。从中可以发现，数字普惠金融指数的系数为0.174，在1%的水平上显著，该结果进一步验证本研究结论的稳健性。

4. 替代就业质量：主成分分析法

为了进一步验证就业质量指标的稳健性和合理性，本研究采用主成分分析法（PCA）作为替代方法来构建就业质量综合指数，结果如表6第（4）列所示。可以发现，DIFI的回归系数为0.051，且在5%的水平上显著，该结果进一步验证了研究结论的稳健性。

5. 替换基准模型：Tobit模型回归

考虑到就业质量指标的构建结果在数值区间上受限于0至1之间，属于典型的双侧截断型连续变量，普通最小二乘法（OLS）可能导致估计偏误。为此，进一步采用Tobit模型对基准回归进行修正，结果如表6第（5）列所示。结果显示，核心解释变量的回归系数为0.108，仍在1%显著性水平上通过检验，说明在考虑边界限制的前提下，数字普惠金融依旧对进城务工人员就业质量具有显著的正向影响，验证本研究结论的稳健性。

表6　稳健性检验结果

	（1）EQ 分层线性模型	（2）EQ 省级聚类标准误	（3）EQ 采用熵权法构建指标	（4）EQ 主成分分析法	（5）EQ Tobit模型
DIFI	0.082**	0.108**	0.174***	0.051**	0.108***
	（2.14）	（2.60）	（5.19）	（2.55）	（5.79）
Constant	−0.10	−0.24	−0.76***	−0.08	−0.24**
	（−0.50）	（−1.14）	（-4.22）	（−0.25）	（−2.40）
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
N	10331	10331	10331	10331	10331
调整后的R2		0.1471	0.136	0.151	

注：括号内值为t统计值；*，**，***分别表示10%，5%，1%的显著性水平

（三）内生性问题

尽管本研究在实证策略中引入地区和年份的双向固定效应，并控制教育年限、健康状况、性别、年龄等关键个体层面变量，力求减少潜在干扰因素的影响，但数字普惠金融指数（DIFI）对进城务工人员就业质量的估计仍可能存在内生性问题，主要体现在以下两个方面：首先，存在逆向因果关系的可能性。理论上，数字普惠金融的发展应作为外生变量影响进城务工人员的就业质量，但在现实中，地区就业状况的改善本身也可能推动数字金融服务基础设施的建设与优化。例如，就业质量高、劳动力结构优的地区可能更容易吸引数字金融平台布局，加快其金融数字化进程。这种因果方向的双向性会导致估计偏误。其次，模型可能面临遗漏变量偏误。进城务工人员的就业质量除受数字普惠金融影响外，还受到一系列地区层面难以观测或测量的结构性因素影响，如地方政府的就业政策、产业结构演进、基础设施建设、劳动力市场匹配效率等。如果这些变量既影响就业质量，又与数字普惠金融发展水平高度相关，而未被纳入回归模型，则容易导致对数字普惠金融影响的高估或低估。

为解决上述内生性问题，本研究参考冯大威等的研究[43]，选取家庭所在省份的互联网使用率作为工具变量。该指标基于CLDS家庭问卷中的问题：“在过去一年中，您家使用互联网的情况

是？”选项包括“仅用电脑上网”“仅用手机上网”“两者都用”与“不上网”。以“不上网”的家庭占比为逆指标，推算各省份的互联网使用普及率，进而构建省级层面的工具变量。

从理论上分析，互联网使用率高度依赖数字基础设施建设，是数字普惠金融发展的前提条件之一，因而具备工具变量的相关性。通过提高互联网的普及程度，能够间接推动数字金融的普及，从而提升进城务工人员的金融可得性和就业质量。因此，互联网使用率与数字普惠金融指数（DIFI）存在显著的正相关关系；同时，互联网使用率对进城务工人员就业质量的直接影响较为间接，它主要通过数字金融的发展间接发挥作用。因此，互联网使用率作为工具变量可以满足排除性假设，即它对进城务工人员就业质量（EQ）的影响仅通过数字普惠金融的渠道间接发生，而不直接作用于就业质量。为了验证工具变量的排除性假设，我们进一步进行分析。假设互联网使用率与数字普惠金融指数（DIFI）之间的关系显著，而它与进城务工人员就业质量（EQ）之间没有直接影响。通过回归分析，结果表明，互联网使用率对就业质量的影响并不显著，验证其仅通过数字普惠金融指数（DIFI）来间接影响就业质量。

为了确保工具变量的有效性，本研究采用不可识别性检验，包括过度识别检验（Sargan检验）和Hausman检验。首先，过度识别检验结果表明，工具变量（互联网使用率）与数字普惠金融指数（DIFI）之间存在显著的相关性，并且互联网使用率与就业质量之间的直接关系不显著。这表明，互联网使用率确实满足排除性假设，可以作为有效的工具变量。具体来说，Sargan检验的p值为0.275，大于0.05，因此无法拒绝原假设，证明工具变量符合排除性假设。其次，通过Hausman检验，比较内生性模型和外生性模型之间的系数差异，结果显示，工具变量的使用没有显著影响模型的结果，进一步确认互联网使用率作为工具变量的有效性。Hausman检验的p值为0.062，大于0.05，说明两种模型的系数差异不显著，因此，工具变量的使用是有效的。

回归结果如表7所示。第一阶段结果显示，工具变量对被解释变量（DIFI）具有显著的正向影响，系数为0.272，t值达30.45，第一阶段的F值为927.536，显著超过判断弱工具变量的临界值10，说明工具变量解释力强，显著有效。第二阶段回归结果显示，DIFI对进城务工人员就业质量的影响系数为0.257，在1%显著性水平下显著为正。该部分进一步验证本研究核心因果假设的稳健性与外生有效性。

表7 工具变量法处理结果

	（1） EQ	（2） EQ
DIFI		0.257*** （5.97）
IV	0.272*** （30.45）	
Constant	5.007*** （0.01）	-1.00*** （0.22）
Controls	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
N	10331	10331
调整后的R2	0.9378	0.1349
过度识别检验（检验）	Sargan统计量=1.054 （p=0.275）	
Hausman检验	χ^2统计量=3.754 （p=0.062）	

注：括号内值为t统计值；*，**，***分别表示10%，5%，1%的显著性水平

（四）中介效应分析

为了更系统地揭示数字普惠金融如何影响进城务工人员就业质量，进一步引入中介效应分析，探讨其作用机制。基于前文提出的理论假设与逻辑链条，本研究分别考察两个关键中介路径：一是人力资本提升，二是创业选择，分别对应“能力增强路径”与“结构优化路径”。

1. 人力资本中介机制

人力资本理论认为，知识、技能和教育是劳动者获取优质就业的关键资源。对于教育水平整体偏低、培训机会有限的进城务工人员而言，数字普惠金融的发展可能通过缓解融资约束与拓展数字化培训资源，为其能力提升创造条件。为验证这一机制，采用三步回归法检验中介效应，实

证结果见表8。第一步结果显示，数字普惠金融指数（DIFI）对就业质量具有显著正向影响（系数为0.073，p<0.01），确认其直接效应；第二步结果表明，DIFI对人力资本提升显著为正（系数为0.120，p<0.05），说明数字普惠金融有助于进城务工人员参与职业培训、提高技能水平；第三步在引入人力资本变量后，其对就业质量的系数为0.039（p<0.01），且DIFI的系数下降至0.068，呈现出部分中介效应。这一结果支持研究假设H2，即数字普惠金融能够通过增强人力资本间接提升进城务工人员就业质量。这表明数字普惠金融缓解融资约束，降低技能投资门槛，同时借助数字平台提供灵活、低成本的线上教育资源，促进进城务工人员参与职业培训与能力提升，从而提高其劳动市场竞争力。

表8 机制检验回归结果——人力资本

	（1）	（2）	（3）
	EQ	HC	EQ
DIFI	0.073***	0.120**	0.068***
	（4.73）	（2.30）	（4.49）
HC			0.039***
			（12.23）
Constant	−0.043	−0.640**	−0.018
	（−0.53）	（−2.37）	（−0.23）
Controls	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
N	10331	10331	10331
调整后的R2	0.145	0.084	0.159

注：括号内值为t统计值；*，**，***分别表示10%，5%，1%的显著性水平

2. 创业抑制机制

在就业质量的改善路径中，“创业”并不总是理想出路。尤其在进城务工人员群体中，由于缺乏资本、技术与社会网络，创业更多表现为“生存型创业”而非“机会型创业”。这种创业往往风险高、回报低、劳动强度大，反而容易使劳动者陷入更不稳定、更缺保障的就业境地，进一步削弱其整体就业质量。本研究认为，数字普惠金融的发展不仅支持创业融资，更重要的是通过提升就业信息获取效率、扩大正规劳动机会，进而抑制低质量创业行为。为验证该机制，将“创业选择”作为中介变量进行实证检验，具体结果见表9。

第一步回归确认数字普惠金融对就业质量的正向影响（0.073，p<0.01）；第二步结果显示，DIFI对创业选择的影响为负（−0.124，p<0.05），说明数字普惠金融的扩展有效减少进城务工人员的创业倾向，尤其是低门槛创业；第三步结果表明，在引入创业变量后，创业选择对就业质量具有显著负向影响（−0.025，p<0.01），同时DIFI的系数下降为0.070，显示出显著的部分中介效应。该实证路径验证研究假设H3成立。这表明数字普惠金融提升正规就业信息可得性、扩大平台就业选择、降低市场进入门槛，从而减少资源匮乏背景下的“被迫创业”，引导进城务工人员转向更有保障的劳动形式。

（五）异质性分析

为了更全面理解数字普惠金融对进城务工人员就业质量的影响路径和效果边界，本研究进一步从就业质量的不同维度与群体层级两个层面展开异质性分析，以识别数字普惠金融的差异性与结构性特征。

1. 维度异质性：数字普惠金融如何影响就业质量的构成要素

因此，本研究分别从收入水平、劳动强度、福利保障和主观满意度四个维度为被解释变量进行回归，分析数字普惠金融在各维度上的边际影响，结果见表10。结果显示，数字普惠金融对工作收入与福利保障两个维度具有显著的正向影响，表明其主要通过改善进城务工人员的客观物

表9 机制检验回归结果——创业选择

	(1) EQ	(2) EC	(3) EQ
DIFI	0.073*** (4.73)	−0.124** (−2.02)	0.070*** (4.54)
EC			−0.025*** (−10.29)
Constant	−0.043 (−0.54)	0.659** (2.07)	−0.027 (−0.33)
Controls	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
N	10331	10331	10331
调整后的R2	0.145	0.058	0.153

注：括号内值为t统计值；*，**，***分别表示10%，5%，1%的显著性水平

质条件提升整体就业质量。具体来看，数字普惠金融的推广不仅提升进城务工人员的收入水平（系数为1.169，显著性达1%），也通过增强其缴纳社会保险的能力以及促进企业参保积极性，提高进城务工人员的社会保障覆盖程度（系数为0.812，显著性达1%）。

相对而言，数字普惠金融对工作强度的影响虽为负值，但未通过显著性检验，说明其尚未显著改善进城务工人员的劳动强度或工作时长。对工作满意度的影响同样不显著，这可能与以下两方面因素有关：一是随着数字化就业形态的兴起，岗位要求的专业化与技术化程度提高，给进城务工人员带来新的适应压力；二是部分数字金融服务以绩效驱动为导向，可能强化劳动的不稳定性与竞争强度，从而影响其主观满意水平。

表10 数字普惠金融发展对进城务工人员就业质量不同维度影响回归结果

	(1) 工作收入	(2) 工作强度	(3) 福利保障	(4) 工作满意度
DIFI	1.169*** (9.99)	−3.845 (−1.25)	0.812*** (4.25)	0.026 (0.22)
Constant	0.264 (0.43)	85.958*** (5.34)	−3.919*** (−3.96)	2.561*** (4.19)
Controls	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	10331	10331	10331	10331
调整后的R2	0.108	0.028	0.120	0.049

注：括号内值为t统计值；*，**，***分别表示10%，5%，1%的显著性水平

2. 群体异质性：不同就业质量群体对数字金融的响应差异

除维度层面外，进城务工人员内部在就业质量水平上的差异也可能导致数字普惠金融作用效果的异质性。为了揭示这一现象，本研究采用分位数回归方法，检验数字普惠金融在不同就业质量分位点上的影响系数变化，结果见图7。

整体来看，数字普惠金融在所有分位点上的影响均为正，且置信区间未穿过零轴，表明其对各层次进城务工人员群体的就业质量均具有积极影响。然而，影响强度随就业质量水平的不同而变化，呈现出“倒U型”特征。具体而言，对于低分位群体（就业质量较差的进城务工人员），由于其金融素养较低、接触渠道有限、技术接受

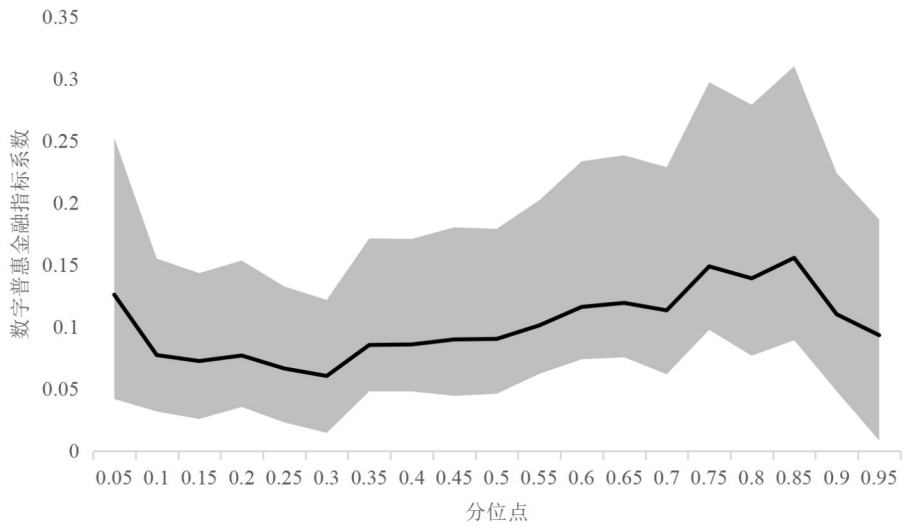


图7　分位数回归结果

度不足，难以充分利用数字金融工具，导致其收益边际较低；而对于高分位群体，尽管其就业质量较高、能力较强，但其改善空间有限，数字金融带来的边际效益相对较小。相比之下，中等偏上的群体对数字普惠金融的反应最为强烈，可能因为其兼具基础的技术能力与改善就业质量的迫切需求，因而成为数字金融红利的“边际受益者”。

六、研究结论与政策建议

在数字中国与城乡融合发展战略持续推进的背景下，数字普惠金融能否有效赋能进城务工人员实现高质量就业，已成为理论研究与政策实践的共同关注点。本研究基于2014、2016、2018年三期中国劳动力动态调查（CLDS）数据，结合中国数字普惠金融指数，采用双向固定效应模型、工具变量法与中介效应检验等多种实证方法，系统评估数字普惠金融对进城务工人员就业质量的影响，并识别其内在作用机制与异质性效应。主要结论如下：（1）数字普惠金融发展显著提升进城务工人员的就业质量，该结果在多种稳健性检验与内生性处理后依旧成立；（2）数字普惠金融通过缓解融资约束与扩展技能获取路径，间接促进进城务工人员人力资本积累；同时通过优化信息获取与提升就业选择性，有效抑制低质量的“被迫创业”现象；（3）数字普惠金融对提升进城务工人员的收入水平与社会保障具有显著促进作用，但在降低工作强度和提升主观满意度方面尚未表现出稳定效应；（4）数字普惠金融对中等就业质量群体的促进作用最强，而对底层群体因数字素养不足、获取能力弱，边际效应相对有限，对高质量群体则改善空间较小，呈现“倒U型”结构特征。

基于上述研究结论，本研究提出以下政策建议：

（1）应加快数字金融基础设施向基层延伸，推动服务“下沉普及”。一方面，国家层面需持续推进农村地区网络覆盖、移动支付终端与信息化基础设施建设，构建支撑数字金融服务可达的技术基础；另一方面，金融机构和平台企业应优化产品设计，简化开户流程，推出更贴合进城务工人员使用习惯的低门槛、低成本金融产品，推动便民信贷、支付、保险服务的线上线下融合，降低进城务工人员群体的技术门槛和使用难度。

（2）构建“金融＋培训”的联动机制，推动人力资本的可持续积累。政府可联合平台企业和职业培训机构，推出面向进城务工人员的在线技能课程、认证项目，并通过提供“培训贷”“技能贷”等专项数字金融产品，为进城务工人员技能提升提供资金支持。同时，建议建立“技能钱包”或“数字简历”制度，将其培训记录与信用体系打通，提升其在劳动力市场中的可识别性和就业竞争力。

（3）合理引导进城务工人员创业预期，遏制

低质量的“被动创业”。针对目前普遍存在的生存型创业现象，应强化创业前的评估与辅导服务，对缺乏资金、经验和市场准备的群体，应重点引导其转向更稳定的正规就业形式。同时，应鼓励平台经济、社区服务等新业态提供更多灵活就业岗位，为资源有限但具有创业倾向的进城务工人员提供替代选择，减缓其“创业依赖”。

（4）提升进城务工人员金融素养和风险防范意识，实现包容性发展与金融安全的平衡。建议在数字金融产品中增设风险识别提示功能，加强贷款、理财等环节的风险教育；同时，构建进城务工人员金融健康监测机制，通过数据共享和跨平台协同，动态掌握进城务工人员在金融服务中的行为特征与风险暴露，防范“过度借贷”“信息不对称”等问题引发的结构性风险。

参 考 文 献

[1] 陈志钢，毕洁颖，吴国宝，等. 中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点[J]. 中国农村经济，2019（1）：2-16.

[2] 刘世锦，王子豪，姜淑佳，等. 实现中等收入群体倍增的潜力、时间与路径研究[J]. 管理世界，2022，38（8）：54-67.

[3] 郭晴，孟世超，毛宇飞. 数字普惠金融发展能促进就业质量提升吗?[J]. 上海财经大学学报，2022，24（1）：61-75，152.

[4] 李梦娜，周云波，王梓印. 数字经济能否缓解农民工相对贫困——基于城市规模视角[J]. 中国农村经济，2023（9）：48-73.

[5] 杨望，刘洪洋，林溪，等. 数字普惠金融增收效应研究：兼论“提低扩中”效果[J]. 国际金融研究，2024（5）：3-14.

[6] 姜松，林小童. 数字普惠金融对服务业劳动生产率的影响研究——兼论“鲍莫尔病”治理[J]. 金融发展研究，2023（8）：28-38.

[7] 周闯，郑旭刚，许文立. 县域新型城镇化建设与农业转移人口就业质量[J]. 世界经济，2024，47（4）：212-240.

[8] 朱桂丽，洪名勇. 互联网使用与相对贫困缓解：作用机制与实证检验[J]. 西北人口，2024，45（5）：88-100.

[9] 陆岷峰，许默焓，裴璇. 共同富裕与城市低收入人群：金融发展的盲点与着力点——基于全国31个省/自治区/直辖市城市户口样本的实证分析[J]. 农村金融研究，2023（7）：12-22.

[10] 纪园园，杨岚，程东坡. 数字经济赋能共同富裕：基于分位数回归方法[J]. 系统工程理论与实践，2024，44（9）：2887-2901.

[11] 方观富，高天天. 数字普惠金融与农民工长期居留意愿[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2022，21（4）：34-46.

[12] 翟文昊,晋娴,马铃. 新冠疫情缩小了农民工的就业半径吗[J]. 农业技术经济，2024（2）：36-55.

[13] 蔡庆丰，王瀚佑，李东旭. 互联网贷款、劳动生产率与企业转型——基于劳动力流动性的视角[J]. 中国工业经济，2021（12）：146-165.

[14] Grossman J，Tarazi M. Serving smallholder farmers：Recent developments in digital finance [J]. Focus Note，2014，94（1）：1-15.

[15] Wang X. Mobile payment and informal business：Evidence from China′s household panel data[J]. China & World Economy，2020，28（3）：90-115.

[16] 李苍舒. 普惠金融在中国的实践及前景[J]. 金融评论，2015，7（6）：109-122，126.

[17] 冷晨昕，陈前恒. 贫困地区农村居民互联网金融使用现状及影响因素分析[J]. 财贸研究，2017，28（11）：42-51.

[18] 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.

[19] Leong C，Pan S L，Newell S，et al. The emergence of self-organizing E-commerce ecosystems in remote villages of China[J]. Mis Quarterly，2016，40（2）：475-484.

[20] 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.

[21] 谢文武，汪涛，俞佳根. 数字普惠金融是否促进了农村创业?[J]. 金融理论与实践，2020（7）：111-118.

[22] 傅秋子，黄益平. 数字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.

[23] 鹿光耀，袁云云，吴春雅. 数字普惠金融有益于丰富农户收入多样性吗？——基于江西“百村千户”的调研数据[J]. 江西社会科学，2022，42（6）：65-74.

[24] 肖龙铎，张兵. 金融可得性、非农就业与农民收入——基于CHFS数据的实证研究[J]. 经济科学，2017（2）：74-87.

[25] 宋建，郑江淮. 中国企业创新的就业效应——“创造”还是“破坏”[J]. 南开经济研究，2021（4）：169-191.

[26] 张青，况志华，王焰辉. 数字普惠金融对农村青年

非农就业的影响研究[J]. 金融与经济，2021（11）：34-45.
[27] 王亮，咎琳. 数字普惠金融对能源环境效率的影响机制与空间效应[J]. 统计与信息论坛，2024，39（6）：45-59.
[28] 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.
[29] Bu Y，Du X，Wang Y，et al. Digital inclusive finance：A lever for SME financing?[J]. International Review of Financial Analysis，2024，93：103115.
[30] Suhrab M，Chen P，Ullah A. Digital financial inclusion and income inequality nexus：can technology innovation and infrastructure development help in achieving sustainable development goals?[J]. Technology in Society，2024，76：102411.
[31] 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.
[32] 方师乐，韩诗卉，徐欣南. 电商发展与农村共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究，2024，41（2）：89-108.
[33] Becker G S. Human capital and the economy[J]. Proceedings of the American philosophical society，1992，136（1）：85-92.
[34] 任远，邬民乐. 城市流动人口的社会融合：文献述评[J]. 人口研究，2006（3）：87-94.
[35] 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.
[36] 张金林，董小凡，李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕？——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究，2022，48（7）：4-17，123.
[37] 芮正云，史清华. 中国农民工创业绩效提升机制：理论模型与实证检验——基于“能力—资源—认知”综合范式观[J]. 农业经济问题，2018（4）：108-120.
[38] 李伟东. 从社会距离看农民工的社会融入[J]. 北京社会科学，2007（6）：71-76.
[39] Erhel C，Guergoatlariviere M. Trends in job quality during the great recession and the debt crisis（2007—2012）a comparative approach for the EU[J]. Psychopharmacology，2015，232（19）：3563-3572.
[40] 邓睿. 社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?[J]. 经济学动态，2020（1）：52-68.
[41] 林龙飞，祝仲坤. “稳就业”还是“毁就业”？数字经济对农民工高质量就业的影响[J]. 南方经济，2022（12）：99-114.
[42] 张广胜，王若男. 数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J]. 中国农村经济，2023（1）：58-76.
[43] 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]. 金融经济学研究，2020，35（1）：91-103.
[44] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22（5）：731-745.

How digital inclusive finance improve the employment quality of migrant workers?

HUANG Wenli[1]，JIANG Mingzhou[1]，CHEN Yong[2]

（1. *School of Finance，Zhejiang University of Finance and Economics，Hangzhou* 310018，*China*；2. *School of Finance，Dongbei University of Finance and Economics，Dalian* 116025，*China*）

Abstract：In the process of promoting common prosperity and high-quality employment，digital inclusive finance，as a technology-driven financial innovation，provides a new pathway to enhance the employment quality of migrant workers. Based on the data from China Labor-force Dynamics Survey（CLDS）in 2014，2016，and 2018，and combined with Digital Inclusive Finance Index of China，the research constructs a two-way fixed effects model to systematically evaluate the impact of digital inclusive finance on migrant workers′ employment quality. It further explores the underlying mechanisms through mediation analysis and heterogeneity analysis. The results show that digital inclusive finance significantly improves employment quality，particularly in terms of income levels and social security. The effect is most pronounced among workers with medium employment quality，while the impact on low-quality groups is limited. Mechanistically，the positive effect operates primarily through promoting human capital accumulation and reducing involuntary entrepreneurship. These findings provide empirical support for improving employment quality among migrant workers and offer policy-relevant implications for optimizing digital financial strategies.

Keywords：Digital inclusive finance；Migrant workers；Employment quality；Human capital；Entrepreneurship choice