

# 数字普惠金融发展能促进就业质量提升吗？

郭晴<sup>1</sup>, 孟世超<sup>2</sup>, 毛宇飞<sup>3</sup>

(1. 中国人民大学劳动人事学院, 北京 100872; 2. 西南财经大学中国金融研究中心, 四川 成都 611130; 3. 首都经济贸易大学劳动经济学院, 北京 100070)

**摘要:**更加充分、更高质量的就业是中国实现共同富裕的根基与保障。近年来,数字技术在金融领域的快速应用持续影响着中国劳动力市场的就业结构。然而对于数字普惠金融与就业质量的关系,现有文献却缺少微观证据。文章将中国数字普惠金融指数和中国综合社会调查(CGSS)数据相匹配,考察了数字普惠金融对中国就业质量的影响。研究表明:数字普惠金融发展总体上能提高就业者的小时工资率与工作自主性,降低工作时长;但同时也会抑制其社会保障项目的参与,这种抑制作用在非标准就业者群体中较为显著。数字普惠金融对工作满意度的提升效应集中于自雇群体,并通过降低工作时长、增加小时工资率的途径实现;但社会保障项目的参与不足,抵消了数字普惠金融对非标准就业者工作满意度的正向影响。进一步考察特定的就业人群,发现数字普惠金融对女性和农民工的小时工资率具有促进作用,但不利于女性参与社会保障项目。研究结论为中国数字经济背景下的“稳就业”和高质量发展提供了经验证据与政策指向。

**关键词:**数字普惠金融; 就业质量; 非正规就业; 高质量发展

**中图分类号:** F24; F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)01-0061-15

## 一、引言

就业是民生之本、稳定之基、安国之策,实现更加充分、更高质量的就业是中国达成共同富裕目标的关键。稳就业作为“六稳”之首,受到中央的高度重视。近年来,政府工作报告多次强调就业优先、稳定和扩大就业<sup>①</sup>。在中国步入高质量发展 and 共同富裕的关键阶段,高质量就业的意义愈加凸显。2021年8月,国务院发布《“十四五”就业促进规划》,对实现更加充分、更高质量的就业目标作出了系统性指导,要求以稳步提升就业质量、释放创业带动就业动能为目标,推动形成高质量发展与就业扩容提质互促共进的良性循环<sup>②</sup>。因此,关注中国劳动者尤其是重点人群的就业质量问题,不仅有助于“稳就业”,对改善初次分配格局、促进社会公平正义、扎

收稿日期: 2021-11-04

基金项目: 北京社科基金青年项目“北京产业智能化对就业结构的影响及优化路径研究”(21JJC022); 中国人民大学科学研究基金项目(21XNH075)。

作者简介: 郭晴(1995—),女,河南郑州人,中国人民大学劳动人事学院博士研究生、中国人民大学中国就业研究所助理研究员;

孟世超(1992—),女,河南郑州人,西南财经大学中国金融研究中心博士生(通讯作者);

毛宇飞(1990—),男,山西文水人,首都经济贸易大学劳动经济学院讲师。

① 国务院:《2020年国务院政府工作报告》, <http://www.chinanews.com/gn/zlh2020/zfgzbg/index.shtml>, 2020年5月22日。

② 国务院:《国务院关于印发“十四五”就业促进规划的通知》, [http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-08/27/content\\_5633714.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-08/27/content_5633714.htm), 2021年8月23日。

实推进共同富裕也具有借鉴价值。近年来,创新技术在金融领域的应用推动着数字普惠金融的快速发展,中国数字普惠金融的覆盖广度与使用深度持续提升,为提高就业质量创造了新的动能。在新一轮科技进步与产业变革深入交织的背景下,把握和发挥数字普惠金融提升就业质量的关键作用,对于释放就业潜力,实现共同富裕目标,具有重要的理论和现实意义。

关于数字普惠金融对就业的影响,现有研究大多基于就业的“数量”层面,聚焦数字普惠金融的就业促进效应。数字普惠金融对创业的促进作用已被学术界认可。研究证实,数字普惠金融能够促进个体创业和企业创新,尤其是鼓励微型企业发展(黄益平和黄卓,2018;谢绚丽等,2018;尹志超等,2019)。数字普惠金融能够通过增加金融可得性、降低门槛效应等方式,提高低收入群体的收入水平(冯大威等,2020),也能通过改善创业行为增加收入,促进非农就业,缩小城乡收入差距(张勋等,2019),推动城镇化进程(Zhang等,2020)。数字普惠金融还能促进女性创业就业,提高女性收入并缩小性别工资差距,同时提高女性的家庭议价权,对冲生育政策对女性收入的负面冲击(Guo等,2021)。

而在就业的质量层面,已有研究致力于构造就业质量的评价指标。这些研究主要从微观和宏观两个角度切入。微观指标包括雇佣质量(employment quality)和个体工作质量(work quality)。雇佣质量主要涉及薪酬、工作时长等传统经济学研究对象(Leschke等,2008;曾湘泉和李晓曼,2013),还涵盖劳动合同、集体利益谈判等要素(Sehnbruch,2004;Tangian,2007);个体工作质量既包含工作稳定性、工作环境等客观指标(陈成文和周静雅,2014;刘素华,2005),又纳入了工作满意度、工作价值感等主观指标,工作生活平衡指标也被考虑在内(de Bustillo等,2011;毛宇飞等,2019)。宏观指标一方面覆盖了就业人数、就业弹性等劳动力市场准入指标,另一方面则引入了就业安全性、就业公平性、就业稳定性等宏观指标和政策指标(赖德胜等,2011;潘琰和毛腾飞,2015)。此外,在研究大学生、农民工、蓝领工人等各类重点人群的就业质量时,指标体系亦有相应侧重(曾湘泉,2013)。

学术界近年来已开始关注数字普惠金融对就业扩容的影响,关于就业质量指标测度的研究也取得了丰富成果,但目前尚缺乏数字普惠金融影响就业质量的现实证据,尤其是微观证据。本文结合中国数字普惠金融指数和中国综合社会调查(CGSS)2012年、2013年、2015年的数据,选取数字经济发展中就业质量的核心评价指标,全面深入地考察了数字普惠金融发展对就业质量的影响,并进一步展开针对特定就业人群的分析。本文的边际贡献如下:第一,目前多数文献仅以传统视角探讨数字普惠金融对就业数量的影响,涉及就业质量的研究则通常采用宏观数据,且仅限于部分指标(汪亚楠等,2020;戚聿东等,2020),区别于此,本文基于微观劳动者视角(包括总体就业者及各类就业群体)探究数字普惠金融对就业质量的影响。第二,本文从雇佣质量和个体就业质量两个维度选择指标,雇佣质量指标具体包括单位时间内劳动收入(小时工资率)、工作时长、社会保障项目参与(养老保险、医疗保险),个体工作质量指标具体包括工作生活平衡(工作自主性)、主观工作质量(工作满意度),从而全面、深入地度量就业质量。第三,本文关注数字普惠金融影响就业质量的内部结构分化和人群异质性,考察了总体影响在正规就业者和非正规就业者之间的分化,并进一步针对女性、农民工两种特殊就业群体展开分析,丰富了数字普惠金融影响就业质量的作用机理。本文的工作在为数字普惠金融与就业的关系贡献经验证据的同时,也为中国当前的“稳就业”和推进共同富裕提供了政策启示。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 数字普惠金融与小时工资率、工作时长、工作自主性及社会保障项目参与<sup>①</sup>

数字普惠金融对劳动者小时工资率、工作时长和工作自主性的影响主要有以下三条路径:第一条路径是数字普惠金融能够促进创业(张勋等,2019),由此提高收入水平与工作自主性,并提高工作效率,降低工作时长。其中,数字普惠金融对创业的促进效应经由三个渠道实现:一是弥补传统金融的缺陷,使弱势群体和地区共享金融服务;二是利用较低成本对企业开展风险评估,降低企业融资费用;三是打造便捷的金融基础设施,为创业提供支持(谢绚丽等,2018)。第二条路径是数字普惠金融能够缓解小微企业的融资约束,促进小微企业扩大规模并提升经营效益(万佳彧等,2020),从而提升企业受雇者的收入水平与工作效率,具体表现为小时工资率的增加与工作时长的缩短。此外,便捷的企业融资也能增强受雇就业者的工作便利性与自主性。第三条路径是数字普惠金融能够推动传统金融的转型升级,从而释放劳动者的工作自主性。数字普惠金融所依托的数字科技已渗透到核心金融领域,推动着商业银行零售业务的拓展、产品和服务的升级以及运营效率的提升,在行业升级过程中,相关从业人员的工作自主性也将相应提高(乔海曙等,2017;吴朝平,2019)。

数字普惠金融对社会保障项目参与的影响存在结构性差异<sup>②</sup>,即就不同群体而言,数字普惠金融对劳动者社会保障项目参与的影响是不确定的。一方面,数字普惠金融能够提升企业的经营效益,从而促进受雇者的社会保障项目参与;另一方面,以新型就业形态为代表的非正规就业往往不具备充足的社会保障相配套,非正规就业者通常存在社会保障项目参与不足的问题。对此,本文提出以下假设:

H1a: 数字普惠金融总体上能够提高劳动者的小时工资率。

H1b: 数字普惠金融总体上能够降低劳动者的工作时长。

H1c: 数字普惠金融总体上能够提高劳动者的工作自主性。

H1d: 数字普惠金融对劳动者的社会保障项目参与影响方向不确定。

显然,考虑到新就业形态的出现,数字普惠金融的影响存在结构性差异。在中国,就业形式可分为正规就业和非正规就业,非正规就业又包括非正规部门就业和非标准就业,其中非正规部门就业主要包括自营劳动者,非标准就业则是指正规部门中区别于标准就业的非标准工作安排形式、非标准就业形式和非标准劳动关系(张丽宾,2004)。非正规就业的外延包括自营劳动者、没有劳动合同的受雇者、劳务派遣工、社区管理和公益服务劳动者等(吴要武和蔡昉,2006)。近年来,中国数字经济快速发展,推动着包括电子商务、直播、网约车等平台经济的发展,创造了大量就业岗位<sup>③</sup>,如淘宝店主、主播、网约车司机等。事实上,非正规就业者正是数字经济和数字普惠金融带动最大的一批就业群体(何宗樾和宋旭光,2020)。与正规就业的情形类似,数字普惠金融同样能降低非正规就业者的融资门槛,放松其融资约束,促进个体创业(张

<sup>①</sup>在将社会保障项目的参与情况作为就业质量的评价指标时,我们只关注劳动年龄的人口样本,并重点考察就业群体的社保缴纳行为。

<sup>②</sup>汪亚楠等(2020)采用地级市宏观数据,以保险参保人数与总人口的比值作为社会保障水平的代理变量,其研究支持了数字普惠金融对社会保障水平的促进作用,并进一步指出收入效应和就业效应是重要的中介机制。与之不同的是,本文采用个体微观数据,且仅针对劳动年龄人口。两种数据口径下的结果存在差异,是因为数字普惠金融可以推动新就业形式的产生,而此类就业形式下劳动者的社保参与往往不足。因此,尽管社保参与的总量仍在上升,但就业增量部分对应的社保参与却在下降。

<sup>③</sup>需要指出的是,关于非正规就业如何被创造,已有文献已提供了相应线索,例如何宗樾和宋旭光(2020)已证实数字普惠金融能够促进淘宝店主等非正规就业,其中还包括一部分平台就业。本文在现有文献的基础上更进一步,重点关注数字普惠金融在促进非正规就业数量提升的同时,如何影响非正规就业群体的就业质量。

勋等, 2019), 推动零工经济发展(张传勇和蔡琪梦, 2021), 从而提高就业者的收入和工作自主性, 并降低工作时长。但与正规就业者不同, 农村电商、物流配送等非正规就业者的工作稳定性大多较差, 且通常游离于社会保障的覆盖范围之外(朱小玉, 2021)。本文由此提出以下假设:

H2a: 数字普惠金融能够提高正规就业者的小时工资率, 降低其工作时长, 提高其工作自主性, 并促进其社会保障项目参与。

H2b: 数字普惠金融能够提高非正规就业者的小时工资率, 降低其工作时长, 提高其工作自主性, 但会抑制其社会保障项目参与。

## (二) 数字普惠金融与工作满意度

就业质量的核心在于劳动者福利, 工作满意度是劳动者福利的总体度量指标, 该指标受到工资水平、工作自主性、社会保障项目参与等多重因素的共同影响(Berkowitz等, 1987; 才国伟和刘剑雄, 2013), 因此可以衡量劳动者的综合就业质量(de Bustillo等, 2011)。显然, 数字普惠金融对劳动者工作满意度的影响取决于各条路径影响程度的相对大小。针对非正规就业者, 本文进一步区分了作为自雇者的非正规就业者以及作为普通员工的非正规就业者(即“非标准就业”群体)。事实表明, 前者收入水平更高, 高收入可能抵消社会保障参与不足的负面影响, 从而带来工作满意度的提升(Berkowitz等, 1987); 而后者收入水平较低(毛宇飞等, 2019), 低收入不足以对冲社会保障项目参与不足的负面影响, 因此工作满意度反而降低<sup>①</sup>。据此, 本文提出以下假设:

H3a: 总体来看, 数字普惠金融对劳动者工作满意度的影响方向不确定。

H3b: 对于自雇者, 数字普惠金融可通过提高小时工资率、降低工作时长增强其工作满意度。

H3c: 对于非标准就业者, 数字普惠金融可通过减少社会保障项目参与降低其工作满意度。

图1显示了数字普惠金融影响劳动者就业质量的内在机制。

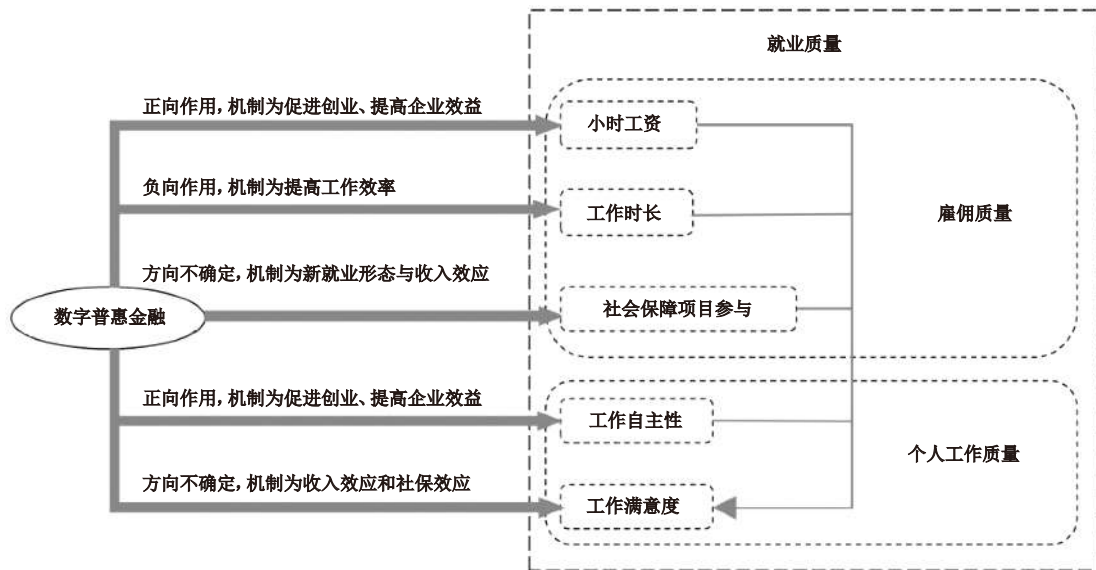


图1 数字普惠金融影响就业质量的总体机制<sup>②</sup>

<sup>①</sup>毛宇飞等(2019)发现, 机会型创业者的小时工资率最高, 约为33.9元; 其次为标准就业者, 约为17.9元; 而生存型创业者和非标准就业者的小时工资率相对较低, 分别为15元和13元。

<sup>②</sup>图1中的粗箭头代表数字普惠金融对就业质量的影响, 细箭头代表就业质量指标之间的相互作用。数字普惠金融既能直接影响小时工资、工作时长、社会保障项目参与、工作自主性, 也能直接影响工作满意度, 还能通过小时工资、工作时长、社会保障项目参与、工作自主性间接影响工作满意度。

### (三) 数字普惠金融影响就业质量的人群异质性

1. 女性。与男性相比,女性在获取金融服务方面处于劣势地位(Trivelli等,2018),常面临融资约束,但数字普惠金融能够提高女性等弱势群体的金融可获得性,从而催生就业机会(Carpenter和Petersen,2002;Wiklund和Shepherd,2005;Bruton等,2015)。已有研究证实,数字普惠金融能增加女性工作时长、提高女性收入水平与家庭地位(Guo等,2021;戚聿东和刘翠花,2020),促进女性实现工作与家庭的平衡。但与此同时,泛娱乐主播等就业形态仅是与平台或经纪公司签订经纪约和直播约,不存在雇佣关系,也不被社会保障项目所覆盖。因此,数字普惠金融对女性工作满意度的影响方向不易确定。本文据此提出以下假设:

H4: 数字普惠金融能够提高女性的小时工资率、增加其工作时长与工作自主性,同时也会减少其社会保障参与,对其工作满意度的影响不确定。

2. 农民工。在获取金融服务方面,农民工同样处于劣势地位。抽样调查显示,农民工的创业资金近七成来自于家庭和亲友,而来自金融机构的贷款仅占一成左右<sup>①</sup>,显然,传统金融服务并未达到理想效果。与之相比,数字普惠金融却能帮助农民工群体跨越融资门槛,开展创业活动并实现增收,同时提升其工作自主性。若农民工的收入水平得以大幅提升,则其社保缴纳不足的问题便能得到有效缓解。但农民工亦可实现平台就业,从而降低其社保参与。因此,数字普惠金融对农民工社会保障项目参与以及工作满意度的影响不确定。本文据此提出以下假设:

H5: 数字普惠金融能够提高农民工的小时工资率和工作自主性,但对其社会保障项目参与和工作满意度的影响不确定。

## 三、数据、变量与模型

### (一) 数据和指标说明

本文的数据有以下三个来源:(1)中国数字普惠金融发展程度指标采用北京大学数字金融研究中心发布的2011年、2012年、2014年中国数字普惠金融指数;(2)个体就业质量和个体特征等变量采用中国综合社会调查(CGSS)2012年、2013年、2015年的数据;(3)宏观变量来自相应年份《中国统计年鉴》。本文研究对象为劳动年龄人口,故选取16-64岁的样本作为研究对象,并剔除以务农为主要工作的受访者,保留非农工作受访者。各变量含义及描述性统计见表1。

1. 因变量:就业质量。为充分反映数字普惠金融发展背景下就业质量的变化,本文选取单位时间内劳动收入(小时工资率)、工作时长、社会保障项目参与(养老保险、医疗保险)作为雇佣质量指标,选取工作生活平衡(工作自主性)、主观工作质量(工作满意度)作为个体就业质量指标,共同测度就业质量。以上数据均来自CGSS数据库中的个人问卷。

2. 核心自变量:数字普惠金融指数<sup>②</sup>。本文使用省级层面数字普惠金融指数总指标,该指数由北京大学数字金融研究中心发布(郭峰等,2020)。

3. 控制变量。依据中国综合社会调查问卷,并借鉴已有文献的做法,本文控制了可能影响个体就业质量的变量,主要包括性别、年龄、学历、健康水平、互联网使用等个体特征变量,以及家庭层面的控制变量。本文还控制了地区特征和年份特征。

4. 就业类型划分。本文参考已有研究,针对“最近那份非农工作”这一问题,将回答“自己是老板(或者是合伙人)”以及“个体工商户”者视为非正规部门就业,其余则视为受雇就业(阮荣

<sup>①</sup>中工网:《农民工返乡创业面临三大难题》,http://money.163.com/16/0825/06/BV9UE3CU002580S6.html,2016年8月25日。

<sup>②</sup>数字普惠金融指数包含覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度,具体指标构建方法详见郭峰等(2020)。

平等, 2014)。在受雇群体中, 本文进一步筛选出标准就业者和非标准就业者: 将签订劳动合同者(包括无固定期限合同与固定期限合同)直接视为标准就业; 将未签订合同但在正规部门(包括党政机关、事业单位、社会团体、国有或集体控股单位)工作、有行政管理职务, 且每周工作时间大于30小时者同样视为标准就业; 而将未签订合同的其他受雇就业者视为非标准就业(毛宇飞等, 2019)。非正规就业者即为自雇者(老板或合伙人、个体工商户)与非标准就业者的总和。

表1 变量描述性统计

类型	变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	小时工资率(对数)	平均每月工资收入/月工作小时数(单位:元)	12822	2.2719	1.0570	-4.3567	7.5617
	工作时长(对数)	月工作小时数(单位:小时)	15405	4.0266	0.5482	0.6931	4.9416
	工作自主性	自主决定工作方式的程度: 1=完全不能自主, 2=在很少程度上自主, 3=能在一定程度上自主, 4=完全自主决定	12660	2.8148	0.9534	1	4
	医疗保险参与	是否参加城市基本医疗保险/新型农村合作医疗保险/公费医疗: 是=1, 否=0	12655	0.8863	0.3175	0	1
	养老保险参与	是否参加城市或农村基本养老保险: 是=1, 否=0	12621	0.6782	0.4672	0	1
	工作满意度	工作的满意程度: 1-7分别代表: 相当不满意, 很不满意, 不满意, 说不上满不满意, 满意, 很满意, 相当满意	3278	4.6827	1.0612	1	7
自变量	数字普惠金融指数	由数字普惠金融指标体系构成, 标准化处理	12822	0.1058	1.0263	-1.5439	2.0253
个体控制变量	性别	男性=0, 女性=1	12822	0.4242	0.4942	0	1
	年龄	被访者受访年份的年龄(单位:岁)	12822	40.7887	11.1456	17	64
	受教育程度	受访者所接受的最高受教育程度对应的受教育年限(单位:年)	12822	11.1047	4.0392	0	20
	婚姻状况	未婚=1, 已婚=2, 离婚=3, 丧偶=4	12822	1.9282	0.4799	1	4
	健康程度	很不健康=1, 不太健康=2, 一般=3, 比较健康=4, 很健康=5	12822	3.9770	0.9126	1	5
	互联网使用频率	从不=1, 很少=2, 有时=3, 经常=4, 非常频繁=5	12822	3.0543	1.6228	1	5
	户籍状况	居民户口=1, 非农户=2, 农业户口=3	12822	2.2911	0.7046	1	3
家庭控制变量	少儿比例	18岁以下未成年子女数/家庭成员数	12822	0.1551	0.1775	0	0.8
	中老年人占比	45岁以上中老年人/家庭成员数	12822	0.3400	0.3263	0	1
地区控制变量	城镇化率	所在省份城镇人口占省份总人口的比重	12822	0.6007	0.1437	0.3641	0.8960
	金融发展	所在省份传统金融机构数量(单位:万个)	12822	0.5871	0.5122	0.0010	1.6985
	产业结构	所在省份第二、三产业占比	12822	0.7037	0.1559	0.3488	0.9662
年份控制变量	地区	东部地区=1, 中部地区=2, 西部地区=3, 东北地区=4	12822	3.0309	1.0579	1	4
	年份	2012年=0, 2013年=1, 2015年=2	12822	1.0660	0.8348	0	2

## (二) 模型设定

1. OLS模型。在研究数字普惠金融发展对小时工资与工时的影响时, 考虑到收入和工时属于连续变量, 故使用最小二乘法(OLS)展开回归分析。回归模型如式(1)所示:

$$\ln(Y_{ijt}) = \alpha + \beta FT_{j,t-1} + \sum_{p=1}^m \gamma_p X_{pijt} + \sum_{q=1}^n \lambda_q X'_{qijt} + u_{ijt} \quad (1)$$

其中,  $\ln(Y_{ijt})$ 表示在地区 $j$ 、时间 $t$ 下个体 $i$ 的小时工资率或工作时长(取对数),  $FT_{j,t-1}$ 表示个体所

在省份的数字普惠金融发展水平,  $\beta$ 为数字普惠金融的回归系数。 $X_{pijt}$  ( $p = 1, 2, \dots, m$ )为个体及家庭的控制变量, 具体包括年龄、受教育程度、婚姻情况、健康程度、互联网使用情况等个体特征, 以及少儿占比、老年人占比等家庭特征,  $\gamma_p$ 为第 $p$ 个控制变量的回归系数 ( $p = 1, 2, \dots, m$ )。 $X'_{qijt}$  ( $q = 1, 2, \dots, n$ )为反映地区特征和年份特征的控制变量,  $\lambda_q$ 为第 $q$ 个控制变量的回归系数 ( $q = 1, 2, \dots, n$ )。 $u_{ijt}$ 为随机扰动项,  $\alpha$ 为常数项。

2. 有序Probit模型。在考察数字普惠金融对工作自主性和工作满意度的影响时, 考虑到因变量为多元有序离散变量, 故采用有序Probit模型 (Ordered Probit Model) 进行回归分析。假设存在潜变量 $Z_{ijt}^*$ , 满足式(2):

$$Z_{ijt}^* = \theta + \delta FT_{j,t-1} + \sum_{p=1}^m \tau_p X_{pijt} + \sum_{q=1}^n \pi_q X'_{qijt} + u_{ijt}^* \quad (2)$$

其中,  $FT_{j,t-1}$ 、 $X_{pijt}$  ( $p = 1, 2, \dots, m$ )、 $X'_{qijt}$  ( $q = 1, 2, \dots, n$ ) 的含义同式(1)。回归系数 $\delta$ 、 $\tau_p$  ( $p = 1, 2, \dots, m$ )、 $\pi_q$  ( $q = 1, 2, \dots, n$ ) 分别对应数字普惠金融、个体及家庭的控制变量以及反映地区特征和年份特征的控制变量。 $u_{ijt}^*$ 为独立同正态分布的随机扰动项,  $\theta$ 为常数项。可观测的因变量 $Z_{ijt}$ 与潜变量 $Z_{ijt}^*$ 之间存在某种对应关系, 如式(3)所示:

$$Z_{ijt} = \begin{cases} 1, & Z_{ijt}^* \leq c_1 \\ 2, & c_1 < Z_{ijt}^* \leq c_2 \\ \dots & \dots \\ K-1, & c_{K-2} < Z_{ijt}^* \leq c_{K-1} \\ K, & Z_{ijt}^* > c_{K-1} \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $c_k$  ( $k = 1, 2, \dots, K-1$ )为切点 (cutoff points),  $-\infty \leq c_k \leq +\infty$ 。一般假定随机误差项 $u_{ijt}^*$ 服从标准正态分布, 其分布函数为 $\Phi(\cdot)$ , 则相应的条件概率如式(4)所示:

$$\Pr(Z_{ijt} = j|x) = \Phi[c_j - f(x)|x] - \Phi[c_{j-1} - f(x)|x] \quad (4)$$

其中,  $f(x)$ 是潜变量模型中的线性部分。在随机误差项 $u_{ijt}^*$ 与解释变量独立的条件下, 可运用最大似然法得出 $f(x)$ 参数的一致估计量。本文报告了回归参数的边际系数<sup>①</sup>。

3. 二元Probit模型。在探索数字普惠金融对社会保障项目参与的影响时, 考虑到医疗保险和养老保险的参与情况为二元离散变量, 故采用二元Probit模型进行回归分析。潜变量模型如式(5)所示:

$$I_{ijt}^* = c + \phi FT_{j,t-1} + \sum_{p=1}^m \omega_p X_{pijt} + \sum_{q=1}^n \vartheta_q X'_{qijt} + \sigma_{ijt}^* \quad (5)$$

其中, 潜变量 $I_{ijt}^*$ 表示社会保障项目参与,  $FT_{j,t-1}$ 、 $X_{pijt}$  ( $p = 1, 2, \dots, m$ )、 $X'_{qijt}$  ( $q = 1, 2, \dots, n$ ) 的含义同式(1)。回归系数 $\phi$ 、 $\omega_p$  ( $p = 1, 2, \dots, m$ )、 $\vartheta_q$  ( $q = 1, 2, \dots, n$ ) 分别对应数字普惠金融、个体及家庭的控制变量以及反映地区特征和年份特征的控制变量。 $\sigma_{ijt}^*$ 为独立同正态分布的随机扰动项,  $c$ 为常数项。可观测的因变量 $I_{ijt}$ 与潜变量 $I_{ijt}^*$ 的对应关系如式(6)所示:

$$I_{ijt} = \begin{cases} 1, & I_{ijt}^* \geq k \\ 0, & I_{ijt}^* < k \end{cases} \quad (6)$$

其中,  $k$ 为临界值, 一般默认为0。与有序Probit模型类似, 本文仅报告二元Probit模型的边际系数, 即自变量变动一个单位, 因变量取1的概率变动的单位数。

<sup>①</sup>需要强调的是, 有序Probit模型直接得出的回归系数并非边际系数。此外, 为便于分析, 本文仅汇报 $Z_{ijt}$ 取最大值时的边际系数, 即自变量增加一个单位,  $Z_{ijt}$ 取最大值的概率增加的单位数。

#### 四、实证分析：数字普惠金融与就业质量

##### (一) 基准分析

为了对就业质量展开较为全面客观的分析,本文依据已有文献,选择小时工资、工作时长、工作自主性、医疗保险与养老保险参与、工作满意度作为就业质量的衡量指标,考察数字普惠金融对就业质量不同维度的影响。表2中,列(1)和列(2)为OLS模型的回归结果。事实证明,在控制个体特征、家庭特征与地区特征后,数字普惠金融发展能够显著提升劳动者的小时工资率,并显著降低工作时长。数字普惠金融指数每增长一个标准差,劳动者的小时工资率便将提升0.37个单位,而工作时长则将降低0.10个单位。列(3)为有序Probit模型的回归结果。在控制个体特征、家庭特征与地区特征后,数字普惠金融发展能够显著提升劳动者的工作自主性。数字普惠金融指数每提高一个标准差,工作自主性达到最佳状态的概率便将提高0.088个单位。列(4)和列(5)则为二元Probit模型的回归结果。数据显示,在控制其他变量不变的情况下,数字普惠金融发展会显著降低劳动者医疗保险和养老保险的参与水平。而列(6)的回归结果表明,数字普惠金融对劳动者工作满意度的影响系数为负,但该影响并不显著。

表2 数字普惠金融发展与就业质量:基于总体的分析

因变量:就业质量	(1)小时工资	(2)工时	(3)工作自主性	(4)医疗保险参与	(5)养老保险参与	(6)工作满意度
数字普惠金融指数	0.3745*** (0.0542)	-0.1042*** (0.0281)	0.0877*** (0.0218)	-0.0575*** (0.0168)	-0.0819*** (0.0228)	-0.0043 (0.0128)
性别(女性)	-0.2848*** (0.0160)	0.0305*** (0.0084)	-0.0156** (0.0064)	0.0021 (0.0045)	0.0034 (0.0062)	0.0004 (0.0032)
年龄	0.0020* (0.0012)	-0.0011* (0.0006)	0.0021*** (0.0005)	0.0043*** (0.0003)	0.0123*** (0.0004)	0.0009*** (0.0002)
受教育程度	0.0636*** (0.0026)	-0.0135*** (0.0014)	-0.0001 (0.0011)	0.0081*** (0.0007)	0.0174*** (0.0010)	0.0033*** (0.0006)
婚姻状况(已婚)	0.2595*** (0.0293)	-0.0364** (0.0151)	0.0383*** (0.0110)	0.0517*** (0.0092)	0.1388*** (0.0122)	0.0172*** (0.0047)
健康状况(非常健康)	0.3040*** (0.0830)	-0.1071*** (0.0371)	-0.0068 (0.0397)	0.0167 (0.0178)	0.0837*** (0.0236)	0.0488*** (0.0082)
互联网使用(非常频繁)	0.1229*** (0.0068)	-0.0331*** (0.0035)	0.0179*** (0.0027)	0.0121*** (0.0020)	0.0235*** (0.0027)	0.0021 (0.0013)
户籍状况(农业户口)	-0.1507*** (0.0257)	0.0320** (0.0133)	0.0787*** (0.0102)	0.0276*** (0.0076)	-0.0536*** (0.0103)	-0.0043 (0.0059)
未成年子女占比	-0.1515*** (0.0550)	0.1567*** (0.0287)	0.0485** (0.0221)	0.0130 (0.0159)	-0.0221 (0.0217)	-0.0235** (0.0113)
中老年人占比	-0.2358*** (0.0335)	0.0918*** (0.0174)	-0.0451*** (0.0135)	0.0151 (0.0095)	-0.0010 (0.0131)	-0.0048 (0.0069)
所在省份第二第三产业占比	0.1866 (0.1823)	-0.0555 (0.0953)	-0.1956*** (0.0729)	0.2279*** (0.0529)	0.4838*** (0.0694)	0.0568 (0.0350)
所在省份城镇化率	0.0018 (0.0018)	0.0013 (0.0009)	-0.0006 (0.0007)	-0.0019*** (0.0005)	-0.0019*** (0.0007)	-0.0010*** (0.0004)
所在省份传统金融发展	0.0370 (0.0276)	0.0058 (0.0141)	-0.0108 (0.0112)	-0.0345*** (0.0080)	-0.0584*** (0.0111)	-0.0255*** (0.0058)
地区特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制



续表2 数字普惠金融发展与就业质量：基于总体的分析

因变量:就业质量	(1)小时工资	(2)工时	(3)工作自主性	(4)医疗保险参与	(5)养老保险参与	(6)工作满意度
年份特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.3117	0.1607	0.0110	0.0569	0.1355	0.0269
N	12 820	15 405	12 660	12 655	12 621	3 278

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。下同。

就个体特征来看,女性收入水平较男性显著偏低,且女性工作时长较男性更长、工作自主性更低。年长者和已婚者的收入更高、工作时长较低,而工作自主性、社保参与和工作满意度则相对较高。教育作为人力资本的重要影响因素之一,能够对劳动者就业质量的提升产生显著的正向影响,具体表现为提高小时工资率、社会保障项目参与和工作满意度,并降低工作时长。健康状况与小时工资率、养老保险参与以及工作满意度之间存在显著的正向关系,且会反向影响工作时长。互联网使用越频繁,则小时工资率越高,工作自主性和社保参与水平越高,工作时长越低。农业户口者的收入以及养老保险参与率明显偏低,且工作时长更长。就家庭特征来看,未成年子女占比和老年人占比正向影响工作时长,反向影响小时工资率;未成年子女占比的提高还会进一步降低劳动者的工作满意度。就地区特征来看,第二、三产业占比的提高能够显著提升劳动者社会保障项目的参与水平,而城镇化率和传统金融的发展水平却会对劳动者的社会保障项目参与和工作满意度产生不利影响。

## (二)内生性讨论与稳健性检验

1. 内生性讨论。本文在数据处理过程中,将数字普惠金融指数滞后一期,以纠正反向因果带来的内生性问题。尽管如此,实证分析中仍然可能面临其他内生性问题,如遗漏变量。为此,本文引入工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)和条件混合过程<sup>①</sup>(Conditional Mixed Process, CMP)来减轻模型的内生性。其中,2SLS方法针对连续因变量,用于分析数字普惠金融对小时工资率与工时的影响;CMP方法则针对离散因变量,用于分析数字普惠金融对工作自主性、社会保障项目参与以及工作满意度的影响。关于工具变量的选择,本文将当地的互联网普及率作为工具变量。一方面,互联网普及率满足有效工具变量的“相关性”。互联网作为数字普惠金融的重要载体,一个地区互联网的普及程度与数字普惠金融的发展水平存在紧密联系。另一方面,互联网普及率满足有效工具变量的“外生性”。本文在综合考虑了数据可得性以及个体就业特性后认为,互联网基础设施的建设与使用只能通过影响数字普惠金融发展进而对个体就业质量产生影响,除此之外,互联网普及率对就业质量不具有直接的影响力。不难判断,一个地区的互联网普及率与数字普惠金融的发展水平正向相关。表3报告了运用2SLS和CMP两种方法得到的回归结果。显然,经过内生性处理,数字普惠金融对劳动者就业质量的影响与基准回归结果仍然保持一致。

2. 稳健性检验。为验证前文研究结论的稳健性,本文选择三种方式展开稳健性检验,即分别剔除劳动者年龄的极端值、数字普惠金融指数的极端值以及个人收入的极端值<sup>②</sup>,重新检验数字普惠金融对就业质量的影响<sup>③</sup>。结果表明,先前得出的核心结论仍然成立。本文进一步使

<sup>①</sup>对于包含内生变量的Probit模型,将工具变量和CMP估计法相结合,可较好地解决模型的内生性问题(Roodman, 2011)。CMP方法基于似不相关回归(Seemingly Unrelated Regression, SUR)与极大似然法,构建递归方程,从而实现多阶段的混合过程回归。CMP方法的基本步骤包括评估工具变量与核心解释变量的相关性,以及借助有关参数的统计检验来判断模型的内生性。该方法已得到学术界的广泛认可。

<sup>②</sup>本文采用截尾方式剔除相应变量左右两端5%的数值。

<sup>③</sup>由于篇幅所限,稳健性检验的结果不在正文列示,有兴趣的读者可向作者索取。

用不同带宽来定义数字普惠金融指数极端值和收入极端值,其结果仍与基准分析的核心结论一致。

表3 数字普惠金融对就业质量影响的内生性处理

	(1) 小时工资		(2) 工作时长		(3) 工作自主性		(4) 医疗保险参与		(5) 养老保险参与		(6) 工作满意度	
互联网普及率	0.0111*** (0.0003)		0.0108*** (0.0002)		0.0110*** (0.0002)		0.0117*** (0.0003)		0.0117*** (0.0003)		0.0110*** (0.0002)	
数字普惠金融指数		1.1773*** (0.1463)		-0.1960** (0.0827)		0.2696*** (0.0669)		-0.4564*** (0.1119)		-0.3676*** (0.0895)		-0.0507 (0.1519)
控制变量 <sup>①</sup>	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.2999		0.1601		0.0110		0.0570		0.1126		0.0269	
N <sup>②</sup>	12 822		15 405		12 660		12 655		12 621		3 278	

### (三) 数字普惠金融与就业质量:非正规就业者和正规就业者的对比分析

在数字普惠金融影响总体就业质量的过程中,数字普惠金融对劳动者工作满意度的影响并不显著,这一结果在内生性处理与稳健性检验后依然成立。考虑到近年来中国数字经济快速发展的现实,电子商务、直播平台的发展已创造了大量的新型就业岗位,如淘宝店主、主播等平台就业形式。事实上,以平台就业者为代表的非正规就业者恰是从数字经济和数字普惠金融中受益最大的人群(何宗樾和宋旭光,2020)。而这种新就业形态或将改变原有的就业格局,使数字普惠金融对劳动者就业质量的影响产生结构性分化。对此,本文比较了该影响在非正规就业者和正规就业者之间的差异。而对于非正规就业者,本文还进一步考察了上述影响在自雇者和非标准就业者之间的分化。在具体操作中,由于已有的调查数据尚未对平台就业者进行单独归类,本文只能利用现有数据信息进行近似处理。目前,通过网络平台开展经营活动的经营者可以登记为个体工商户<sup>③</sup>,与已有数据库中“自雇者”的范围高度重叠,本文故而用“自雇者”来近似代表平台就业者中的创业者,如主播等。而对于平台就业者中的受雇者,如淘宝店客服等,其范围与已有数据库中的“非标准就业者”较为贴近,本文故而用“非标准就业者”来近似代表这类人群。

CGSS数据显示,正规就业者、自雇者和非标准就业者在就业质量的各维度上都存在明显差异。从小时工资率来看,正规就业者的小时工资率最高(17.99元/小时),其次是自雇者(16.62元/小时),而非标准就业者的小时工资率最低(12.18元/小时);从工作时长来看,自雇者的工作时长最长(60.69小时/周),其次是非标准就业者(53.15小时/周),而正规就业者的工作时长最短(49.51小时/周);从工作自主性来看,自雇者的工作自主性最高(3.77分);从社保项目的参与情况来看,正规就业者的医疗保险和养老保险参与水平最高,参保率分别超过90%和70%,而两类非正规就业者的社保参与水平均较低,医疗保险和养老保险的参保率分别仅占八成和五成。综合来看,自雇者的工作满意度最高,为4.77分。

在非正规就业者群体内部,本文考察了数字普惠金融对自雇者与非标准就业者就业质量的差别影响。回归结果见表4。

①控制变量包括个体特征变量、家庭特征变量、地区特征变量和年份特征变量。下同。

②此处的样本量为2SLS和CMP第二阶段回归的样本量。

③参见国家发展改革委:《关于支持新业态新模式健康发展,激活消费市场带动扩大就业的意见》,http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-07/15/content\_5526964.htm,2020年7月14日。

表4 数字普惠金融对非正规就业者就业质量的影响

(a)自雇者						
因变量:就业质量	(1) 小时工资	(2) 工时	(3) 工作自主性	(4) 医疗保险参与	(5) 养老保险参与	(6) 工作满意度
数字普惠金融指数	0.2292* (0.1242)	-0.1171* (0.0658)	-0.0021 (0.0552)	-0.0729 (0.0480)	-0.0633 (0.0675)	0.0626* (0.0377)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.2741	0.0289	0.0177	0.0784	0.0951	0.0397
N	2292	2507	2556	2560	2556	587
(b)非标准就业者						
因变量:就业质量	(1) 小时工资	(2) 工时	(3) 工作自主性	(4) 医疗保险参与	(5) 养老保险参与	(6) 工作满意度
数字普惠金融指数	0.3961*** (0.0864)	-0.0118 (0.0447)	0.1046*** (0.0344)	-0.0970*** (0.0375)	-0.2405*** (0.0564)	-0.0391* (0.0212)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.3801	0.0661	0.0151	0.0944	0.1358	0.0297
N	3 092	3 425	3 534	3 545	3 545	839

由表4可知,数字普惠金融能够提升自雇者的小时工资率,降低其工作时长,说明数字普惠金融发展能够提高自雇者单位时间的工作效率。相对于其他就业者,自雇者的工作时间通常更长(毛宇飞等,2019),数字普惠金融的发展大大增加了自雇者工作之外的自由时间。数字普惠金融指数每增长一个标准差,自雇者的工作满意度便将提高0.063个单位。以主播为例,数字普惠金融发展能够扩大其个人团队和工作室规模,从而提高其工作效率,增加其工作收入,最终提升其工作满意度。对非标准就业者而言,数字普惠金融对其小时工资率和工作自主性的促进作用较总体更大。但数字普惠金融同时也会降低其社会保障项目参与,且与总体就业人群相比,这一效应更为强烈。值得注意的是,与总体就业人群的情形不同,数字普惠金融对非标准就业者的工作满意度产生了显著的负向影响。

既然数字普惠金融对自雇者与非标准就业者的就业质量具有差别影响,那么其中一定存在不同的中介渠道。对此问题,本文围绕相应的中介机制展开分析,结果见表5。对于自雇者,本文将小时工资率和工作时长作为中介变量。研究发现,数字普惠金融正向影响小时工资率,负向影响工作时长;而小时工资率和工作时长对工作满意度分别具有正向影响和负向影响;将数字普惠金融、小时工资率或工作时长同时添加到回归模型中后,数字普惠金融的回归系数不再显著,表明小时工资率和工作时长在数字普惠金融对自雇者工作满意度的影响中具有完全中介效应。显然,数字普惠金融通过提高小时工资率、降低工作时长两条路径,提升了自雇者的工作满意度。对于非标准就业者,本文将医疗保险参与和养老保险参与作为中介变量。研究发现,数字普惠金融负向影响医疗保险参与和养老保险参与;而医疗保险参与和养老保险参与对工作满意度均具有正向影响;将数字普惠金融、医疗保险参与或养老保险参与同时添加到回归模型中后,数字普惠金融的回归系数不再显著,表明医疗保险参与和养老保险参与在数字普惠金融对非标准就业者工作满意度的影响中具有完全中介效应。显然,数字普惠金融通过降低医疗保险参与和养老保险参与两条路径,降低了非标准就业者的工作满意度。

对于正规就业者群体,本文也相应考察了数字普惠金融对其就业质量的影响,回归结果见表6。回归结果显示,数字普惠金融提高了正规就业者的小时工资率与工作自主性,但对其工作时长并未产生显著影响。一个可能的解释为:数字普惠金融能够提升企业的生产效率,进而对

雇员小时工资率产生正向影响,同时也能激发员工的工作自主性。但由于正规就业者的工作时间缺乏弹性,数字普惠金融对其工作时长影响不大。与非正规就业者的情形不同,数字普惠金融发展能够促进正规就业者的社会保障项目参与,这是因为数字普惠金融通常会助推企业规模的扩大和经营效益的提升,职工的福利保障水平也会得到相应改善。

表5 数字普惠金融对非正规就业者工作满意度的影响机制:中介效应分析

	工作满意度			
	(a)自雇者		(b)非标准就业者	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	0.0501(0.0404)	0.0592(0.0384)	-0.0197(0.0166)	-0.0344(0.0216)
小时工资率	0.0198*** (0.0058)	-	-	-
工时	-	-0.0236** (0.0111)	-	-
医疗保险参与	-	-	0.0120* (0.0070)	-
养老保险参与	-	-	-	0.0166*** (0.0060)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0393	0.0425	0.0241	0.0336
N	516	573	838	838

表6 数字普惠金融对正规就业者就业质量的影响

因变量:就业质量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	小时工资	工时	工作自主性	医疗保险参与	养老保险参与	工作满意度
数字普惠金融指数	0.4492*** (0.0643)	-0.0041 (0.0352)	0.0609*** (0.0163)	0.1248*** (0.0327)	0.1270*** (0.0292)	0.0082 (0.0192)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.3124	0.0545	0.0141	0.0623	0.0556	0.0329
N	5 819	6 205	6 405	6 401	6 366	1 420

## 五、数字普惠金融对特定人群就业质量的影响

特定人群的就业质量问题需要被重点关注。本文选取两类重点人群——女性和农民工,就数字普惠金融对其就业质量的影响展开了进一步分析。

### (一)女性

表7报告了数字普惠金融对女性就业质量的影响。回归结果显示,数字普惠金融发展同样会显著提升女性的小时工资率并增强其工作自主性。但与总体就业人群的情形不同,数字普惠金融还能增加女性的工作时长。这说明数字普惠金融促进了女性的劳动参与。此外,数字普惠金融对女性医疗保险和养老保险参与水平的负面影响更大。其原因在于,女性在面临职业选择时,更倾向于选择有利于实现工作家庭平衡的职业,而非正规就业通常具有灵活的工作形式,有助于女性实现工作与家庭的平衡。女性在选择非正规就业的同时,不得不接受这种就业形式下更低水平的社会保障。

### (二)农民工

表8报告了数字普惠金融对农民工就业质量的影响。回归结果显示,数字普惠金融发展同样会显著提升农民工的小时工资率并增强其工作自主性,且影响程度明显大于其他就业人群。显然,数字普惠金融能够帮助农民工等融资弱势群体跨越融资门槛,开展创业行为并增加收

入。随着电子商务的发展,数字普惠金融能够通过扩充融资渠道等方式,有效支持了农民工实现线上创业和就业,提升了其工作自主性。与总体就业人群的情形不同,数字普惠金融能够促进农民工的养老保险参与。这是因为数字普惠金融能够大幅提高农民工的小时工资率,从而增强了农民工缴纳社保费用的能力。

表7 数字普惠金融与女性就业质量

因变量:就业质量	(1) 小时工资	(2) 工时	(3) 工作自主性	(4) 医疗保险参与	(5) 养老保险参与	(6) 工作满意度
数字普惠金融指数	0.3163*** (0.0799)	0.0830* (0.0434)	0.0756** (0.0327)	-0.0721** (0.0327)	-0.1280*** (0.0436)	0.0003 (0.0133)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.3670	0.0531	0.0103	0.0767	0.1260	0.0353
N	4 579	5 068	5 202	5 254	5 238	1 160

表8 数字普惠金融与农民工就业质量

因变量:就业质量	(1) 小时工资	(2) 工时	(3) 工作自主性	(4) 医疗保险参与	(5) 养老保险参与	(6) 工作满意度
数字普惠金融指数	0.7083*** (0.2439)	-0.0360 (0.1411)	0.3259*** (0.1020)	0.0721 (0.0922)	0.2014* (0.1206)	0.0280 (0.0280)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.1533	0.0460	0.0272	0.0809	0.1214	0.0413
N	941	1 007	997	1 001	994	169

综上所述,对于女性和农民工,数字普惠金融发展均能提高其小时工资率和工作自主性。对女性而言,数字普惠金融还能增加其工作时长,促进其劳动参与,但同时也会更大程度地阻碍其获得社会保障;对农民工而言,数字普惠金融却能促进其养老保险参与。

## 六、结论与启示

本文结合中国数字普惠金融指数和中国综合社会调查(CGSS)数据,系统考察了数字普惠金融对中国劳动者就业质量的影响。研究表明:数字普惠金融发展能够显著提升劳动者的小时工资率和工作自主性,并显著降低其工作时长。但数字普惠金融同时也会对劳动者的社会保障项目参与产生消极影响。结构性分析表明,数字普惠金融对劳动者社会保障项目参与的负面效应主要存在于非正规就业者群体;对正规就业者而言,数字普惠金融仍可促进其社会保障项目参与;数字普惠金融可通过增加小时工资率、降低工作时长来提高自雇者的工作满意度,亦可通过抑制社会保障项目参与来降低非标准就业者的工作满意度。针对特定人群的异质性分析显示,数字普惠金融能够促进女性的劳动参与,但不利于其享受社会保障;数字普惠金融对农民工创业增收也具有较弱的促进作用,同时还有利于其获得社会保障。

基于上述分析,本文提出以下政策建议:一是应不断强化网络建设,扩大数字普惠金融的覆盖面,同时应加强教育培训,提升劳动者的金融素养和数字普惠金融使用技能,实现数字普惠金融的“可得”与“可用”,避免产生“数字鸿沟”,从而最大限度地发挥数字普惠金融提升工作效率、缩短工作时间、增加劳动者收入和工作自主性的积极作用,优化中国劳动者就业质量,为“稳就业”和推进共同富裕提供源泉和动力。二是应高度重视数字经济在带动就业过程中伴随的社会保障缺失问题,政府和市场应协调配合,补齐社会保障短板,提高劳动者的综合福利

水平,为就业质量的全面提升和共同富裕目标的实现消除后顾之忧。三是应有针对性地制定政策。对于非标准就业者和女性群体,应探索适合新就业形态的社会保障体系,并将这些人群纳入社会保障的覆盖范围;对于农民工群体,应进一步发挥数字普惠金融的创业增收作用,使其充分享受数字普惠金融发展带来的福利。

#### 主要参考文献:

- [1] 才国伟,刘剑雄. 归因、自主权与工作满意度[J]. 管理世界, 2013, (1).
- [2] 陈成文,周静雅. 论高质量就业的评价指标体系[J]. 山东社会科学, 2014, (7).
- [3] 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, (1).
- [4] 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, (4).
- [5] 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).
- [6] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, (4).
- [7] 赖德胜,苏丽锋,孟大虎,等. 中国各地区就业质量测算与评价[J]. 经济理论与经济管理, 2011, (11).
- [8] 刘素华. 建立我国就业质量量化评价体系的步骤与方法[J]. 人口与经济, 2005, (6).
- [9] 毛宇飞,曾湘泉,祝慧琳. 互联网使用、就业决策与就业质量——基于CGSS数据的经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2019, (1).
- [10] 潘琰,毛腾飞. 就业质量的组合评价研究[J]. 东南学术, 2015, (1).
- [11] 戚聿东,刘翠花. 数字经济背景下互联网使用是否缩小了性别工资差异——基于中国综合社会调查的经验分析[J]. 经济理论与经济管理, 2020, (9).
- [12] 戚聿东,刘翠花,丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020, (11).
- [13] 乔海曙,王鹏,谢珊珊. 金融智能化发展: 动因、挑战与对策[J]. 南方金融, 2017, (6).
- [14] 阮荣平,郑风田,刘力. 信仰的力量: 宗教有利于创业吗?[J]. 经济研究, 2014, (3).
- [15] 万佳彧,周勤,肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020, (1).
- [16] 汪亚楠,谭卓鸿,郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, (7).
- [17] 吴朝平. 零售银行数字化转型: 现状、趋势与对策建议[J]. 南方金融, 2019, (11).
- [18] 吴要武,蔡昉. 中国城镇非正规就业: 规模与特征[J]. 中国劳动经济学, 2006, (2).
- [19] 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, (4).
- [20] 尹志超,公雪,郭沛瑶. 移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 中国工业经济, 2019, (3).
- [21] 曾湘泉. 提升就业质量的关键因素[J]. 职业, 2013, (16).
- [22] 曾湘泉,李晓曼. 破解结构矛盾 推动就业质量提升[J]. 中国高等教育, 2013, (S2).
- [23] 张传勇,蔡琪梦. 城市规模、数字普惠金融发展与零工经济[J]. 上海财经大学学报, 2021, (2).
- [24] 张丽宾. “非正规就业”概念辨析与政策探讨[J]. 经济研究参考, 2004, (81).
- [25] 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, (8).
- [26] 朱小玉. 新业态从业人员职业伤害保障制度探讨——基于平台经济头部企业的研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2021, (2).
- [27] Berkowitz L, Fraser C, Treasure F P, et al. Pay, equity, job gratifications, and comparisons in pay satisfaction[J]. *Journal of Applied Psychology*, 1987, 72(4): 544–551.
- [28] Bruton G, Khavul S, Siegel D, et al. New financial alternatives in seeding entrepreneurship: Microfinance, crowdfunding, and peer-to-peer innovations[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2015, 39(1): 9–26.
- [29] Carpenter R E, Petersen B C. Is the growth of small firms constrained by internal finance?[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(2): 298–309.
- [30] de Bustillo R M, Fernández-Macías E, Esteve F, et al. E pluribus unum? A critical survey of job quality

- indicators[J]. *Socio-Economic Review*, 2011, 9(3): 447–475.
- [31] Guo Q, Chen S Y, Zeng X Q. Does fintech narrow the gender wage gap? Evidence from China[J]. *China & World Economy*, 2021, 29(4): 142–166.
- [32] Leschke J, Watt A, Finn M. Putting a number on job quality? Constructing a European job quality index[R]. ETUI-REHS Working Paper, 2008.
- [33] Roodman D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP[J]. *The Stata Journal*, 2011, 11(2): 159–206.
- [34] Sehnbruch K. From the quantity to the quality of employment: An application of the capability approach to the Chilean labor market[R]. Paper No. 9, 2004.
- [35] Tangian A. Analysis of the third European survey on working conditions with composite indicators[J]. *European Journal of Operational Research*, 2007, 181(1): 468–499.
- [36] Trivelli C, Villanueva C, Marincioni M, et al. Financial inclusion for women: A way forward[R]. T20 & W20, 2018.
- [37] Wiklund J, Shepherd D. Entrepreneurial orientation and small business performance: A configurational approach[J]. *Journal of Business Venturing*, 2005, 20(1): 71–91.
- [38] Zhang X, Tan Y, Hu Z H, et al. The trickle-down effect of fintech development: From the perspective of urbanization[J]. *China & World Economy*, 2020, 28(1): 23–40.

## Does Digital Inclusive Finance Promote Employment Quality?

Guo Qing<sup>1</sup>, Meng Shichao<sup>2</sup>, Mao Yufei<sup>3</sup>

(1. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. Institute of Chinese Finance Studies, Southwestern University of Finance and Economics, Sichuan Chengdu 611130, China; 3. School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

**Summary:** Achieving the employment of higher level and quality is an important foundation and guarantee for achieving common prosperity in China. In recent years, the rapid application of digital technology in the financial field has continued to affect the resource allocation and employment structure of China's labor market. Academia has paid attention to the impact of digital inclusive finance on employment expansion, but there is still a lack of evidence on the impact of digital inclusive finance on employment quality, especially the micro evidence of this impact. This paper uses the 2012, 2013, and 2015 data from Chinese General Social Survey (CGSS) and the index of digital inclusive finance to investigate the impact of digital inclusive finance on China's employment quality. The research shows that in general the development of digital inclusive finance can improve the hourly wage rate and working flexibility of employees, and reduce the working hours. However, digital inclusive finance will have a negative impact on the participation of social security projects. Considering the rise of new employment patterns, this paper further explores the differences in the above effects across employment types. In fact, the negative impact of digital inclusive finance on the participation of social security projects mainly exists in the group of informal employees. For formal employees, digital inclusive finance can

(下转第152页)

Fundamentally speaking, this is the specific embodiment of the legal conflict caused by the platform being only identified as the third party in the consumer contract relationship, ignoring the substantive impact of its mastery of data information and algorithm technology on consumer transactions, and its specific economic law obligations are not fully considered when incorporated into the civil liability system. Therefore, we should take the information service relationship between the platform and both parties of consumer transactions, and the transaction relationship with operators and consumers as a whole. Based on the overall role of the platform before and after the transaction, grasp the substantive impact of the platform's use of informational interest relationship on commodity service transaction conditions, re-recognize the active discovery obligation of the platform according to law, and specify specific operation standards and procedures; open up the information circulation channels for illegal operations among the government, other platforms and social subjects; make use of the institutional opportunity between the external and internal relations of joint and several liability, optimize the undertaking and recovery mode of joint and several liability, and finally form a platform liability legislation to adapt to the healthy development of network economy.

**Key words:** responsibility of platform; consumers' rights; prepositive liability; informational interests

(责任编辑: 倪建文)

---

(上接第75页)

promote their participation in social security projects. Job satisfaction is a comprehensive index of employment quality. For self-employees, digital inclusive finance can improve their job satisfaction, while increasing hourly wage rate and reducing working hours are two important intermediary channels. For non-standard employees, digital inclusive finance will reduce their job satisfaction, and the key reason is the less participation of social security projects. Finally, this paper analyzes the heterogeneity of specific employment groups. The results show that digital inclusive finance can significantly promote the hourly wage rate of women and migrants, but it significantly reduces women's participation in endowment insurance. A proper policy is to ensure the "availability" and "usability" of digital inclusive finance. To improve individual financial literacy and the skills of digital finance can avoid falling into the "digital divide", so as to make digital inclusive finance effective in improving individual hourly wage rate and working flexibility as well as reducing working hours. At the same time, we should pay attention to the lack of social security in the process of employment promotion in the groups of informal employees and women to eliminate their worries. This work is of great significance to improve employment quality and individual welfare, so as to promote the goal of common prosperity.

**Key words:** digital inclusive finance; employment quality; informal employment; high-quality development

(责任编辑: 王西民)