

数字普惠金融有益于灵活就业者增收吗？ ——一个微观角度的实证研究

杨超¹, 孙广亚²

(¹安徽财经大学, 安徽蚌埠 233030; ²浙江财经大学, 浙江杭州 310018)

摘要:本文利用2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查数据,研究了数字普惠金融发展对劳动者就业收入的影响,着重考察了数字普惠金融发展对灵活就业与传统就业收入差距的影响。研究表明,数字普惠金融的发展对灵活就业者的增收效应大于传统就业者,从而产生了“增收缩距”的效应,主要体现在覆盖广度和使用深度方面;数字普惠金融的发展对于缩小灵活就业与传统就业收入差距的积极作用在逐年增强。机制分析表明,数字普惠金融通过对就业结构、创业者的创业收入以及劳动者金融素养方面的作用,缩小了灵活就业与传统就业的收入差距。以上研究结果揭示了数字经济背景下就业结构的新特点和收入分配的新趋势。

关键词:数字普惠金融;灵活就业;收入差异;就业结构调整

JEL分类号:D31;G20;J31 中图分类号:F240;F244 文献标识码:A 文章编号:1006-1428(2023)05-0016-16

DOI:10.13910/j.cnki.shjr.2023.05.002

一、引言

党的二十大报告明确指出“要促进高质量充分就业、促进机会公平,使人人都有通过勤奋劳动实现自身发展的机会,加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障”。数字技术的发展推动了互联网支付、互联网借贷等数字普惠金融服务的发展,同时催生了众多新就业形态,改变了传统的雇佣关系和就业模式,灵活就业已成为劳动力市场重要的就业形式之一,对于缓解城镇失业问题、吸收农村剩余劳动力等方面发挥了积极作用。同时,从事灵活就业的劳动者收入普遍偏低,就业稳定性较差,职业地位和社会地

位也偏低,受到的社会保障不足,处于就业市场中的边缘地位。

灵活就业的概念最早起源于国际劳工组织(ILO, 1972)提出的非正规就业。国际劳工组织把非正规就业视为就业不充分的一种表现,那些没有进入现代经济部门的劳动力退而求其次,进入非正规部门。我国目前尚未对非正规就业进行官方数据统计,但在向市场经济转型的过程中,灵活就业已成为中国重要的就业形式之一,这种较新的就业形式对于缓解城镇失业问题、吸收农村剩余劳动力方面的重要作用已成为共识(胡鞍钢和杨韵新,2001;蔡昉和王美艳,2004)。据以往研究总结,灵活就业群体主要来源于三类劳动

收稿日期:2023-04-25

作者简介:杨超(1986-),女,博士,安徽财经大学国际经济贸易学院、高等研究院讲师;

孙广亚(1989-),男,博士,浙江财经大学经济学院助理研究员。

者:流入城市的乡城流动人口、国有企业改革中下岗再就业的城镇职工、基于自身的比较优势自愿选择灵活就业者¹(胡鞍钢和杨韵新,2001;丁金宏,2001;高玲芬和贾丽娜,2005)。农民工构成了城市劳动力市场中灵活就业的主要部分(都阳,万广华,2014)。黎煦和高文书(2010)使用2005年1%人口抽样调查数据进行加权平均后,计算出进城农村劳动力非正规就业的比例达到了72.20%。在本研究中,我们将在正规部门中签订了劳动合同并且享有社会保险的劳动者视为传统就业者,反之则为灵活就业。本文以灵活就业者与传统就业者的劳动收入差距为研究对象的原因有以下两点:

第一,灵活就业者与传统就业者的劳动收入差距是我国居民收入差距的重要来源之一。根据国家统计局数据,近十几年来,我国居民人均可支配收入基尼系数在0.47左右,已超过警戒线²。研究者根据不同的微观调查数据发现³,正规就业劳动者的收入水平会显著高于非正规就业者(常进雄和王丹枫,2010)。薛进军和高文书(2012)使用普查数据发现正规就业与非正规就业者之间的小时收入比为1.65。丁述磊(2017)和王学军(2017)使用不同来源的数据研究发现,正规就业者工资水平显著高于灵活就业。鉴于灵活就业在我国劳动力市场中占比较大,且乡城流动人口在灵活就业中的占比很大,灵活就业与传统就业之间的差距成为中国收入差距的重要来源之一。

第二,灵活就业者与传统就业者的劳动收入差距的缩小有助于促进新型城镇化进程。在以人为核心的新型城镇化进程持续推进的背景下,城镇化建设由“空间城市化”转向“人口城市化”,让进城劳动者共享经济社会发展的成果,实现共同富裕。城镇化进程中,农业转移人口大量进入城市地区,但受到城乡之间户籍限制、正规就业部门和岗位的数量限制、自身技能水平与岗位不匹配等条件制约,大量农业转移人口进入了城镇劳动力市场的灵活就业部门。可见,灵活就业是农业转移人口进入城市的重要渠道,灵活就业者的劳动收入和就业质量的提高是促进农业转移人口市民化的关键。打破灵活就业者的高强度、低收入、低保障的职业困境,改善灵活就业者的就业地位,缩小传统就业与灵活就业之间的收入差距,减少因职业困

境产生的被排斥感,是破解社会融合困难的直接路径。

金融体系的核心功能之一是资源的优化配置,对经济社会的发展有着重要作用,而资本的逐利性以及信息不对称情况下的风险规避,使得传统金融服务有较高的信贷门槛,金融服务呈现嫌贫爱富的特性。因此,缺乏资产的低收入弱势群体被排除在传统金融服务以外(Demirguc-Kunt et al.,2008)。为应对金融排斥现象,2005年联合国提出普惠金融(Inclusive Finance)的理念,2013年中共十八届三中全会提出发展普惠金融的战略部署,2015年国务院发布《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》,其中明确提出“建立与全面建成小康社会相适应的普惠金融服务和保障体系,特别是要让小微企业、农民、城镇低收入人群、贫困人群和残疾人、老年人等及时获取价格合理、便捷安全的金融服务”,明确了普惠金融服务的客体主要是弱势群体。数字普惠金融的发展是否惠及灵活就业者,是否有助于提高其劳动权益?数字普惠金融的发展如何缩小灵活就业者与传统就业者之间收入的差距?这是我们需要关注的问题。研究数字普惠金融发展对灵活就业者就业质量的影响与提升路径,对我国促进高质量充分就业和促进经济包容性增长具有重要的现实意义。

鉴于此,本文使用CFPS 2014年、2016年和2018年数据,结合中国数字普惠金融指数,利用Heckman的样本选择模型、Oaxaca-Blinder型差异分解方法和基于再中心化影响函数(Recentered Influence Function, RIF)回归的分布分解方法(Firpo et al.,2018),分析了数字普惠金融发展对劳动者就业收入的影响,以及对灵活就业与传统就业工资差距的影响。本文的边际贡献在于:首先,本文基于数字普惠金融这一研究视角,聚焦数字普惠金融发展对于劳动者收入和灵活就业与传统就业收入差距的双重影响,并给出实证证据,丰富了数字经济发展的经济效应和缩小收入差距实现共同富裕的相关研究,对现有文献进行了扩充和深化。其次,从数字普惠金融对就业结构、创业收入以及居民金融素养三个层面影响出发,系统地识别了数字普惠金融发展对劳动者增收缩距的作用机制,补充和探索了从数字普惠金融发展到收入分配改善、实现包容性增长的传导机制。最后,关注了数字普惠金融

1 如从事高科技开发、专业化服务的自由职业者、soho族等,但这一群体在灵活就业者中占比较低(王海成等2017)。

2 国际标准认为基尼系数超过0.4时,社会分配处于不公平状态,会造成社会不稳定。

3 灵活就业的概念是由非正规就业概念发展而来,两者含义相近。考虑到灵活就业的文献较少,这一部分文献梳理包括非正规就业的相关研究。

发展对不同收入阶层劳动者的异质性效应,进一步细化政策启示。

本文的结构如下:第二部分为文献综述与理论分析;第三部分为实证策略与数据说明;第四部分是灵活就业与传统就业收入差距的估计、数字普惠金融对收入差距的影响、收入差距的分解,包括对实证结果稳健性检验;第五部分是数字普惠金融发展缩小就业收入差距的机制分析;最后是本文的结论和建议。

二、理论分析与研究假说

既有文献对灵活就业的关注,主要集中在三个方面。第一,对灵活就业现状和特征的描述,如蔡昉和王美艳(2004)等;第二,对灵活就业人口规模的估算,如高玲芬和贾丽娜(2005)、薛进军和高文书(2012);第三,对灵活就业与传统就业收入差距的估计,如常进雄和王丹枫(2010)、张抗私等(2018)。近几年的研究则更关注政策和经济环境的变化对灵活就业的影响,李金昌等(2014)、曾湘泉和杨涛(2018)研究了贸易开放的非正规就业效应;张剑等(2019)探讨了最低工资制度对非正规就业的影响;黄耿志等(2019)研究了城镇化对非正规经济和非正规就业的影响。但在数字经济快速发展的背景下,数字普惠金融对灵活就业高质量发展的影响和提升路径,还缺乏相关研究。下面首先结合文献对数字普惠金融对收入以及收入分配的影响进行理论分析。

(一)数字普惠金融对灵活就业与传统就业收入差距的影响

传统金融发展通过门槛效应和非均衡效应,加剧了收入不平衡,通过减贫效应改善了收入分配不平衡问题(Augustin, 2017; 李牧辰等, 2020; 梁榜和李晓琳, 2021)。具体而言,一方面,传统金融服务较高的信贷门槛将弱势群体排除在外,在金融约束的条件下,金融资本总量有限,资本对效率的追求使得金融资本更多的流向强势群体,加剧了收入分配不平衡(此为门槛效应和非均衡效应的机制);另一方面,金融发展促进了经济增长,通过涓滴效应惠及弱势群体,同时贫困人口通过一定的金融服务,缓解贫困状况,以此改善收入分配的不平衡(此为减贫效应的机制)。在金融服务成本无法显著降低的情况下,传统普惠金融为弱势群体提供服务,势必要降低产品服务价格和信贷约束门槛,这会压缩利润空间、提高运营风险,甚至使金融服务部门难以为继。

而当今数字普惠金融将普惠金融与数字化技术

相结合,缓解了普惠金融的发展困境。数字普惠金融借助数据技术的支持,打破了物理网点的约束,减弱了金融服务地理分布不平衡的限制,使金融资本能够流向欠发达和偏远区域。这减轻了传统金融市场中的门槛效应和非均衡效应,提高了金融市场效率。从供给方的角度来看,数字化、移动化的金融服务有效降低了金融服务成本(郭峰等, 2020)。这为金融产品和服务的价格下压提供了空间,降低了金融服务的财富门槛,也为普惠金融的商业可持续性提供了可能。在需求方的角度来看,数字化促进了价格发现和信息流通,改善了弱势群体获得信贷和存款的渠道,而数字化程度越高,其发挥的作用越大,大数据的发展将在很大程度上消除根源于信息不对称的主要金融风险。普惠金融借助数字技术使金融产品和服务增强广泛性和高时效性,促进居民增收(Demirguc-kunt & Klapper, 2012),但这些作用的发挥依赖于使用者对数字技术的掌握、对互联网的使用偏好和风险偏好等,因此数字化发展对于不同的群体的收入可能存在异质性效应。综上所述,数字普惠金融服务覆盖广度的扩大,使原先被排除在外的弱势群体成为金融服务的对象,新进入金融服务范围的群体通过相应的金融服务收到更好的回报收益,缩小了灵活就业与传统就业收入差距,但数字化程度的提高对灵活就业与传统就业收入差距的影响并不明确。

基于以上分析,本文提出假说1。

假说1:数字普惠金融的覆盖广度提升能够缩小灵活就业与传统就业者的收入差距。

在数字普惠金融使用深度方面,主要是关注数字金融服务的实际使用情况,数字普惠金融的具体服务内容,包括支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务、投资服务和信用服务(郭峰等, 2020)。Merton和Bodie(1995)提出了金融功能观,从功能的角度研究金融发展的问题。后续研究将金融功能划分为有递进关系的四类:基础功能、核心功能、扩展功能和衍生功能(白钦先和谭庆华, 2006)。其中基础功能为服务和中介功能,核心功能是资源配置功能,扩展功能是调节功能和风险规避功能,衍生功能是金融系统为了进一步提高资源配置效率而衍生出的风险交易和宏观调节功能。根据以上定义,数字普惠金融中的支付服务属于基础功能,货币基金服务、信贷服务和投资服务为核心功能,保险服务属于扩展功能,信用服务属于衍生功能。对不同金融功能的使用会对收入差异产生不同的影响(李建军和韩珣, 2019; 李牧辰等, 2020)。对灵活就业群体的贷款、保险等金融产品,能

够发挥金融跨期资本配置和风险规避的功能,通过促进灵活就业者进行创业和生产、人力资本投资、降低健康和财产风险,来收敛传统就业与灵活就业收入差距。正规金融机构的移动支付、信贷等服务可以帮助弱势群体积累资产、建立个人信用,建立更有保障的未来(郭田勇和丁潇,2015)。而在灵活就业者群体金融知识水平较低的情况下,征信服务等衍生功能存在较高的使用门槛,普惠性可能不足(星焱,2016),因此不同的业务功能可能会对就业者之间的收入差距产生不同影响。

基于以上分析,本文提出假说2。

假说2:数字普惠金融不同功能的使用深度会对灵活就业与传统就业者的收入差距产生不同的作用,基础和核心功能的服务对于缩小收入差距作用更大。

(二)数字普惠金融对灵活就业者与传统就业者收入差距的影响机制

从评估数字金融发展经济效应的实证文献来看,普遍认为数字经济具有包容性增长的特点,对改善收入不平衡起到了积极作用。关于数字普惠金融缩小灵活就业与传统就业收入差距的形成机制,在已有研究的基础上,本文提出三种可能的渠道:

第一,数字普惠金融对个体创业行为和创业表现的促进。灵活就业群体中的大部分劳动者收入地位和技能水平较低,使得他们难以借助自身的劳动禀赋提升经济能力。此时,如果金融没有普惠性,被排斥在外的群体无法从中获益,获得金融服务的机会可能被挤占(何宗樾等,2020)。一方面,数字普惠金融的发展放松了预算约束,使弱势群体特别是灵活就业中的低收入者能够获得金融服务,为个体创业提供了资金支持以及后续的资金保障。已有研究发现数字普惠金融促进了劳动者的创业行为(谢绚丽等,2018;张勋等,2019;何宗樾和宋旭光,2020)。同时,灵活就业者没有与用人单位签订劳动合同,存在大量短期工、临时工的工作形式,就业稳定性较差。正因如此,在面对创业机会时,灵活就业者创业的机会成本更低。因此,灵活就业者工作的灵活性使其在创业资金约束得到放松时更有可能创业。另一方面,数字普惠金融的发展也带来居民消费水平的提高(易行健和周利,2018),也给创业者创造了良好的市场环境和旺盛的市场需求,有利于创业者获得更好的创业收入。数字普惠金融作为普惠金融发展的新阶段,为创业提供了更广泛的资金来源,极大缓解了小微创业者的资金约束,提高灵活就业者创业的可能性,扩大了灵活就业劳动者的收入来源。

第二,数字普惠金融提升了灵活就业群体的金融素养。数字普惠金融的发展让金融产品不再神秘,例如用户可以使用个人支付宝账户方便地购买余额宝、基金等理财产品。数字普惠金融在为弱势群体提供金融服务的同时,也促进了金融知识在弱势群体中的传播。借助金融服务的普及,实现金融知识的扩散。在互联网金融环境下使用者在实践中不断总结、学习金融知识,提高金融素养,进而提升人力资本(李牧辰等,2020)。金融知识的增加也进一步促进了居民的金融行为(王正位等,2016),实现良性互动。金融素养的积累和理财观念的形成,提升了自身运用资金获利的能力,提高了投资回报率。已有研究表明金融知识对财富提升有积极作用,尤其对低财富组家庭财富的促进作用更大,因此金融知识的提升能够改善财富不平等状况(尹志超和张号栋,2017)。农民工群体的在金融知识和金融技能等方面落后于城镇居民(王姣等,2019),因此灵活就业群体金融素养的提高,也可以缩小灵活就业与传统就业之间的收入差距,实现包容性增长。

第三,数字普惠金融的发展,可能促使更多的就业机会产生。数字移动支付和数字信贷服务的广泛应用和发展,使我国成为年均电子商务发展最快的国家,这催生了更多的新兴就业岗位,提高了劳动力需求(丛屹和俞伯阳,2020)。以阿里巴巴公司为例,2018年其下属平台创造了4082万个就业机会,其中包括1558万个直接就业岗位和2524万个上游制造和加工、下游销售和物流等关联型就业机会(中国人民大学劳动人事学院课题组,2019)。例如一些地方特色产品和优势产业,依托电子商务平台开拓市场,形成规模效应,就业规模在整个产业链的各个环节都得以扩大。大规模的新产业链条和新产业集群的产生,给大量原本只能灵活就业的劳动群体,带来了高质量就业的可能性。普惠金融发展可以带来大量生产机会,并且提高收入水平(Demirguc-kunt&Klapper,2012)。互联网、数字通信等技术的发展,弱化了原有劳动形式中时间和空间的限制,也给劳动者带来了更多的就业机会和更多的职业选择机会,提高了劳动力资源的配置效率。由此产生了更多高质量就业机会和更有效率的劳动力市场。

根据上述分析,本文提出以下假说:

假说3:灵活就业者个体创业行为增加和创业收入提高、金融素养的提高、正规就业岗位的增加是数字普惠金融发展对灵活就业与传统就业收入差距的影响机制。

三、数据说明与实证策略

(一)数据来源与变量说明

本文使用的数据包括两部分:首先是来自北京大学数字普惠金融研究中心的数字普惠金融指数,该指数由北京大学数字金融研究中心课题组和蚂蚁金服集团研究院共同编制。这套指数包括:数字普惠金融的总指数,以及数字普惠金融的不同维度指数,包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,在数字普惠金融的使用深度方面还具体包括支付、保险、货币基金、信贷、投资、征信服务六项业务维度指数(郭峰等,2020)。

微观调查数据使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据库,主要有以下考虑:第一,CFPS数据包括了个人特征、人力资本特征、工作特征以及就业方面的信息,与本文研究内容相契合。第二,CFPS的样本覆盖25个省、自治区、直辖市的人口,约占全国总人口的95%。因此,CFPS的样本可以视为一个全国代表性样本。CFPS调查数据的问卷设计在不同年份之间存在差异,2010年和2012年的调查,对于农业工作和非农工作没有进行区分。综合考虑数字普惠金融指数与CFPS重叠的数据,本文的研究使用2014年、2016年和2018年的数据。为保证样本量的充足性和代表性,在主要回归分析中,我们使用的是非平衡面板数据。将样本限定在16-65岁的劳动人口,剔除从事农业工作的就业人员以及变量严重缺失的样本后,最终可用样本量为18354。

关于灵活就业劳动者的界定。首先考虑国际组织对非正规就业的定义是自我雇佣、家族企业和微型企业(ILO,1999);经合组织将非正规就业者界定为没有正式劳动关系且缺乏相关劳动法规保护的雇员(OECD, Employment Outlook 2004)。本研究根据国际劳工组织和经合组织的定义,结合已有研究(吴要武,2009;黎煦、高文书,2010;陆万军、张彬斌,2018;杨正雄,张世伟,2020),依据劳动者的契约地位和社会保障地位,将灵活就业者界定为:在自家非农经营无社会保险的劳动者;在非农受雇且雇主是个人或家庭的单位就业,且无劳动合同的劳动者⁴;在政府部门、机关团体、国有企事业单位、私营企业、外资合资企业及其他企业中就

业,但未签订劳动合同或者签订了劳动合同但没有基本职工社会保险(主要考虑医疗保险和养老保险)的劳动群体⁵。表1是本文所使用变量的统计描述。

1.因变量。本文的核心因变量是劳动者年收入的 \ln 。受雇劳动者工作收入包括工资、奖金、现金福利、实物补贴,并扣除税和五险一金。自雇劳动者的收入包括自家非农生产经营净收入、自家个体/私营经济收入及其他自雇类工作净收入。收入数据根据Brandt和Holz(2006)提供的考虑省际间价格可比性的各省城镇居民消费者价格指数进行调整,以2014年全国价格水平为基准。

2.核心自变量。核心解释变量是数字普惠金融指数,包括:总指数,覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度指数,在使用深度指标下包括支付、保险、货币基金、信贷、投资、征信服务六个业务分项指数,为了减弱由反向因果带来的内生性,选取滞后一期的指数并除以100。

3.控制变量。考虑到其他可观测特征同样会对劳动收入带来影响,因此在回归中对劳动者个人的人口学特征、人力资本特征、工作特征以及地区、年份变量加以控制。具体包括工作经验⁶、工作经验的平方、性别、婚姻状况、受教育年限、健康状况、户籍状况、职业虚拟变量、所在单位所有制虚拟变量、年份虚拟变量、地区虚拟变量。在灵活就业决策方程中对同村居劳动者的灵活就业比例进行了控制。在稳健性检验部分对个人是否使用互联网的虚拟变量、家庭层面银行贷款规模进行了控制。机制分析部分对家庭规模、家庭抚养比例等变量进行了控制。在机制分析部分还使用到金融素养变量,目前度量金融素养的指标主要有两种:主观金融素养指标和客观金融素养指标(吴卫星等,2018)。主观金融素养使用个体对自身金融素养水平的评价来构造,CFPS 2014年的问卷中有“您认为您的金融知识水平”一题,本文将“大约处于同龄人的平均水平”及以上界定为高主观金融素养,“低于同龄人的平均水平”及以下界定为低主观金融素养。客观金融素养选择使用了问卷中的13个金融知识问题的正确率来衡量⁷。金融知识的具体问题详见CFPS 2014年调查问卷。

4 因为CFPS问卷对非农自雇者不调查是否签订劳动合同,对雇主是个人/家庭的非农受雇者不调查是否有社会保险。

5 因此,不仅将没有签订正式劳动合同的雇员视为灵活就业者,还将那些虽然签订了劳动合同但却没有享受社会保险待遇的雇员,也视为灵活就业者。而且,农民工中存在大量签订劳动合同却并未完全按照《劳动合同法》规定缴纳“三险一金”的个体,因此仅依据是否签订劳动合同进行划分将会低估灵活就业的规模(杨正雄,张世伟,2020)。

6 此处使用的是潜在工作经验,工作经验=年龄-教育年限-6。

7 金融知识模块仅出现在CFPS 2014年的调查问卷中,因此在涉及金融素养的实证检验部分,仅使用了2014年数据。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量定义	传统就业		灵活就业	
		均值	标准差	均值	标准差
收入对数	劳动者年收入(元)的对数	10.394	1.064	9.080	3.098
工作经验	劳动者的年龄-受教育年限-6	16.712	11.337	23.664	13.232
性别	男性为1,女性为0	0.584	0.493	0.585	0.493
婚姻状况	已婚为1,其他为0	0.728	0.445	0.812	0.391
教育年限	劳动者已完成的受教育年数	13.210	3.216	10.016	3.916
健康状况	1-不健康,2-一般,3-比较健康,4-很健康,5-非常健康	3.274	0.994	3.238	1.086
户籍状况	0-非农业户口,1-农业户口	0.326	0.469	0.553	0.497
职业	管理人员为1,非管理人员为0	0.580	0.494	0.781	0.413
国有企业政府机构	属于此类企业为1,否则为0	0.496	0.500	0.179	0.384
私营企业	属于此类企业为1,否则为0	0.454	0.498	0.463	0.499
个体企业及其他	属于此类企业为1,否则为0	0.050	0.218	0.358	0.479
同村居劳动者的灵活就业比例	个体所在村居的灵活就业人员占整体就业人员的比例	0.257	0.185	0.517	0.236
互联网使用	使用互联网为1,否则为0	0.873	0.333	0.622	0.485
银行借贷	所在家庭的银行贷款(元)的对数,不包括房贷	0.836	2.887	0.855	2.926
家庭规模	家庭成员人口数	3.614	1.682	4.026	1.876
少儿抚养比	家庭中16岁以下人口比例	0.231	0.280	0.245	0.279
老人抚养比	家庭中65岁以上人口比例	0.061	0.137	0.066	0.152
主观金融素养	自评金融知识水平,高于同龄人为1,反之为0	0.522	0.500	0.462	0.499
客观金融素养	13道金融知识问题的答题正确率	0.558	0.227	0.454	0.226

(二)实证模型构建

1. 数字普惠金融、就业类型与劳动者收入

考察灵活就业、传统就业收入差距,以及数字普惠金融发展对两类劳动者工资差距的影响,回归模型的设定如下:

$$\ln inc_{ipt} = \beta_0 + \gamma_0 flex_{ipt} + \gamma_1 DF_{p,t-1} + \gamma_2 DF_{p,t-1} \times flex_{ipt} + \delta X_{ipt} + \phi_p + \eta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中 $\ln inc_{ipt}$ 表示 t 年 p 省劳动者 i 的对数年工作收入。 $flex_{ipt}$ 为就业类型虚拟变量,1表示灵活就业,0表示传统就业。关键解释变量 $DF_{p,t-1}$ 表示 $t-1$ 年 p 省(区、市)数字普惠金融发展指数,以及各维度指数等。本文关注的是就业类型虚拟变量与一系列数字普惠金融指数交互项的系数。若交互项系数显著为正,则表示数字普惠金融的相关指标对收入差距有正向影响,即能够显著缩小两类劳动者之间的工资差距。为了减弱反向因果关系的可能性,将数字普惠金融指数滞后一期。 X_p 表示控制变量,包括经验、经验的平方/100、性别、婚姻状况、受教育年限、健康状况等。同时控制了职业和所有制虚拟变量。 ϕ_p 表示省(区、市)固定效应, η_t 表示时间固定效应, ε_{ipt} 为随机扰动项。

2. 加入选择偏差修正项的收入决定方程

由于个体选择何种就业类型并不是完全随机的,而可能与自身人口学特征、人力资本特征等方面有

关,因此可能产生由样本选择问题导致的内生性。根据 Heckman 样本选择模型,首先在劳动者工资回归方程设定中考虑就业类型决策的影响以消除样本选择性偏差。回归方程设定为:

$$P_i^* = \rho Z_i' + v_i \quad (2)$$

$$\lambda_i^{flex} = \varphi(\rho Z_i') / \Phi(\rho Z_i') \quad \lambda_i^{nonflex} = \varphi(\rho Z_i') / (1 - \Phi(\rho Z_i')) \quad (3)$$

其中(2)为个人选择方程,这个方程决定个体是灵活就业还是传统就业,下标 i 表示第 i 个个体。 v_i 为随机误差项。如果 P_i^* 为不可观测的潜变量, $P_i^* > 0$,那么个体选择进入灵活就业,否则选择传统就业。 λ_i 为逆米尔斯比率,上标 $flex$ 、 $nonflex$ 分别表示灵活就业和传统就业。对于包含样本选择的回归方程,本文采用两步法进行估计。第一步:使用 Probit 模型估计(2)式,其中 Z_i 为影响个体进行选择的变量,第二步回归中的解释变量也包含在 Z_i 中。得到 ρ 的估计值,进而求得选择偏差修正项(3)式。第二步:估计带有选择修正项的收入决定方程(4)式,修正可能存在的选择性偏差。加入了选择性偏差修正项后的回归方程表示为:

$$\ln inc_{ipt}^j = \alpha_0^j + \alpha_1^j DF_{p,t-1} + \delta X_{ipt}^j + \theta_j \lambda_{ipt}^j + \phi_p + \eta_t + \varepsilon_{ipt}^j \quad (4)$$

$j = flex, nonflex$

Lennox 等(2012)指出 Heckman(1976)第一阶段模型需要有“排除性约束”(exclusion restrictions)变量。因此在第一步回归中加入了劳动者个体所在的村

居层面的灵活就业比例。以此变量作为排除性约束变量的原因在于：一方面，该变量会对于个人的就业类型决策产生影响，灵活就业比例间接反映了该地的劳动力市场的就业环境，这是决定个体选择灵活就业的必要条件，另外邻近居民的就业选择也会通过“同群效应”对个体产生影响。另一方面，地区的灵活就业比例不会对劳动者个人工作收入产生直接影响，因此满足排他性约束变量的要求。在第二阶段的回归中，如果 λ 的系数显著，表明存在显著的样本选择问题，普通的最小二乘法估计得到的结果将是有偏的，而采用 Heckman 的样本选择模型可以获得系数的一致估计结果。根据本文的设定，系数反映了数字普惠金融对该类型劳动者的增收效应。

(3)数字普惠金融发展对灵活就业与传统就业工资差距的影响：差异分解

在回归中引入就业类型的虚拟变量的做法，是在控制了其他特征并且假设不同就业类型的特征回报率相同的情况下，就业类型之间的平均收入差异。然而这样的假设或许不符合现实。因此，本文通过改进的 Oaxaca-Blinder 分解 (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973, 简称 OB 分解)，将收入差异分解为特征差异和回报率差异，并特别关注数字经济发展对就业类型间的收入差异产生了何种作用。为了避免指数基准问题⁸，本文使用 Neumark (1988) 改进的 OB 分解方法，同时本文的回归方程含有选择性偏差项，采用如下处理方法：

$$\overline{\ln inc}_{nonflex} - \overline{\ln inc}_{flex} = (\overline{X}_{nonflex} - \overline{X}_{flex})\hat{\beta}^* + \hat{\gamma}_{flex} (\overline{\lambda}_{nonflex} - \overline{\lambda}_{flex}) + \overline{X}_{nonflex}(\hat{\beta}_{nonflex} - \hat{\beta}^*) + \overline{X}_{flex}(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_{flex}) + (\hat{\gamma}_{nonflex} - \hat{\gamma}_{flex})\overline{\lambda}_{nonflex} \quad (5)$$

其中， $\overline{\ln inc}_{nonflex}$ 和 $\overline{\ln inc}_{flex}$ 分别表示组群 *nonflex* 和组群 *flex* 在劳动力市场上的平均对数收入， $\overline{X}_{nonflex}$ 和 \overline{X}_{flex} 分别表示两组的解释变量的均值矩阵， $\hat{\beta}_{nonflex}$ 和 $\hat{\beta}_{flex}$ 分别表示传统就业和灵活就业的劳动者收入回归方程的系数估计值向量。 β^* 表示无歧视回归系数，Oaxaca 和 Ransom (1994) 将其表述成矩阵加权的形式： $\beta^* = W\beta_{nonflex} + (1-W)\beta_{flex}$ ， $\hat{W} = (X'_{nonflex}X_{nonflex} + X'_{flex}X_{flex})^{-1}X'_{nonflex}X_{nonflex}$ 。

该分解将组群间的平均差异分解成两部分：式 (5) 的前两项为特征差异带来的可解释部分，称为特征效应或构成效应 (composition effect, CE)；后三项为特征回报率差异带来的不可解释部分，称为系数效应或结构效应 (structure effect, SE)。同时，考虑到本文的回归模型中包括婚姻状况、职业、行业、所有制等虚拟

变量，我们使用 Yun (2005) 的标准化系数方程控制虚拟变量系数识别的问题⁹。

4. 不同收入阶层劳动者收入差距的异质性分析：FFL 分位数分解

传统条件分位数回归 (CQR) 估计的是处在扰动项的不同分位数上，解释变量对被解释变量的异质性边际效应，因此 CQR 估计结果的阐释依赖于不可观测的扰动项的经济学意义。如果扰动项包含不止一个变量，CQR 对系数的解释会显得模糊不清。在本研究中，我们使用 Firpo 等 (2009) 的无条件分位数回归方法，其估计系数为 X 的平均值对劳动者收入分布的无条件分位数边际影响的一致估计。基于此，也可以对收入不同阶层的灵活就业与传统就业劳动者的组间差异进行标准的 OB 型分解，称为 FFL 分解 (Firpo et al., 2018)。我们对两个群体分位数的差异进行如下分解：

$$q_{\tau}(F_{lninc}^{nonflex}) - q_{\tau}(F_{lninc}^{flex}) = [q_{\tau}(F_{lninc}^{nonflex}) - q_{\tau}(F_{lninc}^C)] + [q_{\tau}(F_{lninc}^C) - q_{\tau}(F_{lninc}^{flex})] \quad (6)$$

其中 $q_{\tau}(F_{lninc}^C)$ 表示反事实分布的第 τ 分位数，使用 DiNardo 等 (1996) 的重置权重法 (reweighting approach) 估计反事实分布 F_{lninc}^C ，进而求出分位数 $q_{\tau}(F_{lninc}^C)$ 。该反事实分布的构造逻辑是传统就业组的特征回报率但是具有灵活就业组的个体特征。因此， $q_{\tau}(F_{lninc}^{nonflex}) - q_{\tau}(F_{lninc}^C)$ 反映的是分布差异带来的构成效应。 $q_{\tau}(F_{lninc}^C) - q_{\tau}(F_{lninc}^{flex})$ 反映的是把 X 分布控制为灵活就业组的情况下特征回报率差异带来的结构效应。接下来，为了将劳动者的组间差异分解到每个解释变量的贡献，则分别对组群 *nonflex*、组群 *flex* 和反事实进行无条件分位数回归，使用回归系数进行标准 OB 型分解即可。

为分析收入分布不同位置上的劳动者群体，数字普惠金融发展对收敛收入差距的异质性作用。使用 FFL 方法在第 0.05、0.1、0.15、...、0.90、0.95 分位点上进行分析。

四、数字普惠金融发展与收入差距

(一) 灵活就业与传统就业的收入差距

为考察灵活就业与传统就业收入差距的变动趋势，首先进行扩展的明瑟方程回归。因变量为收入对

⁸ $\overline{\ln inc}_{nonflex} - \overline{\ln inc}_{flex} = \overline{X}_{flex}\hat{\beta}_{flex} - \overline{X}_{nonflex}\hat{\beta}_{nonflex} = (\overline{X}_{flex} - \overline{X}_{nonflex})\hat{\beta}^* + \overline{X}_{nonflex}(\hat{\beta}_{flex} - \hat{\beta}^*) + \overline{X}_{flex}(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_{nonflex})$ 这种因基准不同得到不同分解结果的问题称为指数基准问题。

⁹ 虚拟变量的构成效应和结构效应会因为基准组选择的不同而相异，从而导致分解结果的模糊性 (郭继强, 2011)。

数,自变量包括灵活就业虚拟变量、经验、经验平方/100、性别、教育年限、婚姻状况、健康状况、户籍状况、职业虚拟变量、所有制虚拟变量和省(区、市)虚拟变量。回归的标准差为省(区、市)聚类标准差。回归结果见表2。首先,第(1)到(3)列逐年回归的结果显示,在控制了其他变量的情况下,灵活就业与传统就业之间

存在显著的收入差距,在2014–2018年期间,呈现先增后降的趋势。其次,观察第(4)列的混合样本的回归结果,三年混合数据显示灵活就业与传统就业收入差距为0.569,年份虚拟变量2016年的系数显著为0.153,2018年显著为1.002,2014–2018年期间我国劳动者收入水平在不断上升。

表2 灵活就业与传统就业收入差距的变动趋势

	因变量:收入对数			
	(1)2014年	(2)2016年	(3)2018年	(4)混合样本
Flex	-0.807*** (0.048)	-0.848*** (0.055)	-0.341*** (0.033)	-0.569*** (0.043)
控制变量	控制	控制	控制	控制
2016				0.153** (0.064)
2018				1.002*** (0.065)
样本量	6147	6168	6039	18354
R ²	0.169	0.126	0.114	0.148

注:括号内为省(区、市)聚类标准差;***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的水平上显著,下同。所有回归均控制职业虚拟变量、所有制虚拟变量和省(区、市)虚拟变量。

(二)数字普惠金融对灵活就业与传统就业收入差距的影响

接下来,考察数字普惠金融发展与两类劳动者收入差距的关系。对(1)式进行回归。表3报告了数字普惠金融总指数和三个维度指标作为核心自变量的回归结果,表4报告了六项不同数字普惠金融业务指标作为核心自变量的回归结果。

表3中第(1)列中,加入数字金融覆盖广度指数、就业类型虚拟变量和覆盖广度指数的交互项后,就业类型虚拟变量的系数为-1.689,绝对值显著增大(表2第(4)列回归系数为-0.569),表明控制了数字金融覆盖广度后,两类劳动者收入差距更大,初步证明数字普惠金融发展能够缩小收入差距,这一点在覆盖广度指数与就业类型交互项的系数也有体现,显著为正的系数表明数字普惠金融覆盖广度的扩大能够显著缩小就业类型之间的收入差距。覆盖广度项的系数显著为负,说明覆盖广度的提升对劳动者收入有显著促进作用。第(3)列和第(4)列也可以做类似分析。数字普

惠金融覆盖广度、使用深度和数字普惠金融总体的发展对提高劳动者收入有积极影响,同时也对收敛灵活就业与传统就业收入差距起到积极作用。另外,观察第(2)列的回归中,数字化程度的系数显著为正,表明在控制了其他解释变量的条件下,数字化程度加深对劳动者的收入存在正向影响。但数字化程度对收敛灵活就业与传统就业者的收入差距无显著影响。以上实证结果与假说1相一致。最后,观察数字普惠金融不同业务指标对收入差距的影响,从表4的回归结果可以看出,各业务功能均对收入差距的收敛产生积极作用,其中数字普惠金融的核心和基础功能(信贷、货基和支付功能)的影响较大,扩展和衍生功能(保险和征信服务)对收入差距的影响较小。假说2得到验证。

以上结果表明,在控制了劳动者个体特征、工作特征、省际层面特征条件下,传统就业者收入与灵活就业者收入仍存在显著差异。而数字普惠金融的发展,特别是覆盖广度和使用深度的提高,能够显著地缩小两类劳动者之间的收入差距。

表3 数字普惠金融对传统就业和灵活就业收入差距的影响

	因变量:收入对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Flex	-1.689*** (0.120)	-0.551** (0.225)	-1.757*** (0.208)	-1.957*** (0.128)
覆盖广度	0.443*** (0.041)			

续表

	因变量:收入对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Flexx覆盖广度	0.487*** (0.079)			
数字化程度		0.174*** (0.031)		
Flexx数字化程度		-0.068 (0.069)		
使用深度			0.372** (0.178)	
Flexx使用深度			0.489*** (0.103)	
总指数				0.512* (0.292)
Flexx总指数				0.603*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	18354	18354	18354	18354
R ²	0.146	0.125	0.148	0.147

注:所有回归均控制省(区、市)际控制变量、职业虚拟变量、所有制虚拟变量、省(区、市)虚拟变量和年份虚拟变量,下同。

表 4 数字普惠金融业务对传统就业和灵活就业收入差距的影响

	因变量:收入对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Flexx支付	0.436*** (0.064)					
Flexx货基		0.359*** (0.041)				
Flexx信贷			0.568*** (0.116)			
Flexx保险				0.257*** (0.068)		
Flexx投资					0.431*** (0.117)	
Flexx征信						0.279*** (0.053)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	18354	18354	18354	18354	12207	12207
R ²	0.149	0.149	0.148	0.149	0.135	0.136

注:北大数字普惠金融指数在 2013 年末计算投资和征信指数,所以相应回归的样本较少。

(三)劳动者的收入决定因素分析

上一节的实证结果表明,在控制了劳动者个体特征、工作特征、省(区、市)和年份固定效应的条件下,数字普惠金融的发展,能够显著地缩小两类劳动者之间的收入差距。但以上实证结果是在控制了两类劳动者的其他特征回报率相同情况下的回归结果,而灵活

就业者和传统就业者在其他特征的回报率很可能是不同的,因此本节将进行分样本回归,更准确地分析数字普惠金融发展对两类劳动者的增收效应。

接下来,考察在不同的收入决定机制下,数字普惠金融发展对传统就业和灵活就业收入的异质性影响。考虑到就业类型本身可能存在的自选择性,我们

对就业类型的决策进行了选择性分析,加入个体所在村居的灵活就业人员比例作为排除性约束变量。分样本的回归 OLS 回归结果与样本选择模型的回归结果在表 5 中做了对比。

未考虑样本选择性的分样本回归结果见表 5 第(1)(2)列所示,数字普惠金融发展对传统就业和灵活就业收入均有显著正向影响。此外,本文的分析发现数字普惠金融发展对灵活就业者的增收效应大于对传统就业者的增收效应。然后采用 Heckman 样本选择模型分别对传统就业和灵活就业劳动者的收入方程(4)式进行估计,结果如表 5 第(3)(4)列所示,对比 OLS 回归结果,可以发现考虑自选择性会使变量系数有所改变,但变化较小。灵活就业者和传统就业者的选择偏差项在 1% 的置信水平下显著。这说明本文采用 Heckman 样本选择模型来分析有一定必要性。此外,VIF 值均小于 10,不存在明显的多重共线性问题,说明样本自选择模型的变量选择是恰当的。

对比传统就业与灵活就业回归方程,有以下几个特点:第一,经验的回归系数显著为正,经验平方项系数显著为负,经验与劳动者收入呈现倒 U 形关系,传统就业者的工作年龄拐点是 25.8 年,灵活就业者的工作年龄的拐点是 26.3 年,且灵活就业者的经验回报率并不低于传统就业者,因此就业经验的积累有利于灵活就业者提升收入,缩小与传统就业群体的收入

差距。第二,受教育年限对收入的影响显著为正,但传统就业者的教育回报率 0.053 远高于灵活就业者的 0.024。第三,性别的回归系数显著为正,表示男性收入高于女性,两种类型劳动者组内的性别收入差异程度相近。第四,婚姻状况仅对灵活就业者的收入有影响,已婚劳动者的收入要高于未婚者。

表 5 第(5)列汇报了 Heckman 两步法的第一步的回归结果。首先,排除性约束变量所在村居的灵活就业比例在 1%水平上显著为正,说明同村居劳动者的灵活就业比例会影响本人的就业类型的选择,这是符合预期的。其次,可以看出数字经济发展带来灵活就业的抑制作用。可能的原因在于:灵活就业人员包括自雇、受雇和非农散工,其就业性质也存在一定差异,原本倾向于受雇和非农散工的劳动者相对具有更狭窄的社会资本和更少的工作初始投入,而数字普惠金融的发展提高了金融服务的可得性,在一定程度上弥补了其劣势,促使其转向自雇型就业,而对灵活受雇和散工的就业抑制作用可能较大,整体而言对灵活就业选择带来抑制作用。此外,数字经济等新技术产业的发展,可能促使更多的正规就业机会产生,释放了对灵活就业的需求,因此在一定程度上抑制了对灵活就业的选择。基于以上逻辑,接下来在第五节中进一步进行机制分析。

表 5 分就业类型的收入方程估计结果

	因变量:收入对数				因变量:是否灵活就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	正规就业	灵活就业	传统就业	灵活就业	就业决策方程
数字普惠金融指数	0.166*** (0.059)	0.437** (0.175)	0.129* (0.066)	0.500*** (0.158)	-0.475*** (0.067)
经验	0.033*** (0.006)	0.050*** (0.009)	0.033*** (0.006)	0.049*** (0.009)	0.011*** (0.004)
经验平方	-0.067*** (0.014)	-0.095*** (0.015)	-0.064*** (0.014)	-0.093*** (0.015)	0.024*** (0.009)
性别	0.278*** (0.032)	0.247*** (0.068)	0.270*** (0.032)	0.252*** (0.068)	-0.063** (0.025)
教育年限	0.059*** (0.006)	0.017 (0.014)	0.053*** (0.006)	0.024* (0.014)	-0.054*** (0.005)
婚姻状况	0.058 (0.044)	0.167* (0.098)	0.054 (0.043)	0.171* (0.098)	-0.123*** (0.036)
健康状况	-0.006 (0.014)	0.035 (0.025)	-0.004 (0.014)	0.033 (0.025)	0.012 (0.012)
户籍状况	0.068** (0.030)	0.160* (0.090)	0.077** (0.032)	0.133 (0.088)	0.025 (0.029)
所在村居的					3.196***

续表

	因变量:收入对数				因变量:是否灵活就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	正规就业	灵活就业	传统就业	灵活就业	就业决策方程
灵活就业率					(0.073)
选择偏差项			0.127*** (0.045)	-0.404*** (0.123)	
常数项	8.559*** (0.143)	7.354*** (0.422)	8.764*** (0.155)	7.437*** (0.388)	-0.075 (0.167)
样本量	4897	13457	4897	13457	18354
R ²	0.105	0.115	0.107	0.135	0.405
VIF			4.72	4.94	

注:所有回归均控制职业虚拟变量、所有制虚拟变量、省(区、市)虚拟变量和年份固定效应,下同。

为保证基准回归的可靠,进行如下稳健性检验。第一,为了排除极端值的影响,我们去掉每年上下1%分位的样本,回归结果见表6第(1)列,所得结果是同样数字普惠金融指数对灵活就业者的增收效应更大。第二,考虑到互联网的普及和使用也会对收入产生影响(Krueger,1993),同时为控制传统金融对个人收入的影响,借鉴张勋等(2019)的做法,控制了个人是否使用互联网的虚拟变量以及家庭层面银行贷款额的对数,结果见表6第(2)列,同样得到了与基准回归一样的结论。第三,为了避免内生性问题,参考张勋等(2019)和

邱子迅和周亚虹(2021)的做法,用所在地省会到杭州球面距离和所在地省会到广州球面距离的对数(Indist1,Indist2)作为数字金融发展的工具变量进行2SLS回归。结果如表6第(3)(4)列所示,一阶段回归F值远大于10(判断弱工具变量的经验法则值),因此该工具变量是合格的工具变量。工具变量的系数显著为负,表明离数字经济发展程度高的地区越近,数字普惠金融发展水平越高,符合预期。2SLS的回归结果显示数字普惠金融指数的系数仍显著为正,且对灵活就业者的收入提升效果更大,与OLS的回归结果一致。

表 6 稳健性检验

	(1)		(2)		(3)传统就业		(4)灵活就业	
	传统就业	灵活就业	传统就业	灵活就业	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
数字普惠金融指数	0.123* (0.066)	0.284*** (0.093)	0.123* (0.069)	0.493*** (0.166)		0.768*** (0.168)		1.422*** (0.300)
是否使用互联网			0.095* (0.050)	0.314*** (0.069)				
银行贷款额的对数			0.038 (0.061)	0.156 (0.110)				
Indist1					-0.054*** (0.003)		-0.068*** (0.001)	
Indist2					-0.010*** (0.001)		-0.014*** (0.001)	
选择偏差项	0.068** (0.033)	-0.071 (0.050)	0.128*** (0.044)	-0.415*** (0.125)	0.090*** (0.007)	0.071 (0.049)	0.103*** (0.007)	-0.494*** (0.093)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.207	0.117	0.108	0.120	0.920	0.094	0.918	0.114
F 值	233.40***	507.75***	106.16***	329.57***	4038.82***	799.39***	12107.21***	1373.01***

(四)差异分解:数字普惠金融发展对收敛传统就业与灵活就业收入差距的贡献

通过第四(二)节可知,在控制了决定劳动者收入的其他特征变量,并且假定不同类型就业者的特征回报率相同的情况下,数字普惠金融发展能够缩小传统就业与灵活就业收入差距。但通过第四(三)节可知,

传统就业者和灵活就业者的禀赋特征回报率存在差异。考虑到传统就业者与灵活就业者既存在禀赋特征的差异,又存在特征回报率的差异,本节通过差异分解方法,分析数字普惠金融发展在多大程度上缩小了就业类型间的平均收入差距,以及数字普惠金融在不同收入阶层群体中的异质性收敛作用。

逐年的OB均值分解结果和三年混合数据的OB均值分解结果如表7所示。分解结果显示:第一,两类劳动者的组间收入差距逐年收敛,从2014年的1.667,缩小到2016年的1.441,进一步缩小到2018年的0.570。第二,从构成效应和结构效应两部分的占比来看,构成效应占到90%以上,表明两类劳动者之间的特征差异是导致收入差距的主要原因,其中受教育水平差异和在职业、所有制间分布的不平衡是特征差异主要来源。第三,数字普惠金融指数对收入差距有较大的负贡献率,表明数字经济发展缩小了两类劳动

者之间的收入差距。从三年混合样本的分解结果来看,数字普惠金融的发展缩小了收入差距的59.48%,从时间维度上看,数字普惠金融发挥了越来越大的作用,2014年缩小了传统就业与灵活就业收入差距的38.91%,2016年这个比例上升到68.39%,2018年贡献率达到88.34%。第四,教育年限对收入差距有正向贡献,且贡献率很大。其中教育年限的特征差异和回报率差异均为正值且较大,表明灵活就业者的受教育水平和教育回报率都严重低于传统就业者。

表7 传统就业、灵活就业人员平均收入差异分解

2014	总差异		特征差异	系数差异
	数值	贡献率		
数字普惠金融指数	-0.649	-38.91%	0.096	-0.745
经验	-0.380	-22.79%	0.001	-0.381
性别	0.076	4.58%	0.000	0.076
教育年限	0.578	34.68%	0.127	0.451
婚姻状况	-0.014	-0.82%	-0.002	-0.011
其他控制变量	2.055	123.26%	1.355	0.700
总计	1.667	100.00%	1.578	0.089
2016	总差异		特征差异	系数差异
	数值	贡献率		
数字普惠金融指数	-0.986	-68.39%	0.072	-1.057
经验	0.004	0.28%	-0.093	0.097
性别	0.050	3.48%	-0.001	0.051
教育年限	0.463	32.16%	0.134	0.330
婚姻状况	-0.197	-13.64%	-0.038	-0.158
其他控制变量	2.106	146.11%	1.230	0.875
总计	1.441	100.00%	1.304	0.138
2018	总差异		特征差异	系数差异
	数值	贡献率		
数字普惠金融指数	-0.504	-88.34%	0.031	-0.535
经验	0.002	0.32%	0.029	-0.027
性别	-0.124	-21.73%	0.009	-0.133
教育年限	0.568	99.65%	0.129	0.440
婚姻状况	-0.108	-18.96%	-0.015	-0.093
其他控制变量	0.736	129.06%	0.336	0.401
总计	0.570	100.00%	0.519	0.052
混合样本	总差异		特征差异	系数差异
	数值	贡献率		
数字普惠金融指数	-0.773	-59.48%	0.095	-0.867
经验	-0.147	-11.30%	-0.013	-0.134
性别	0.009	0.66%	0.003	0.006
教育年限	0.468	35.98%	0.118	0.350
婚姻状况	-0.100	-7.74%	-0.013	-0.088
其他控制变量	1.843	141.87%	1.081	0.762
总计	1.299	100.00%	1.271	0.029

注:所有分解涉及的回归均控制了选择偏差项、职业虚拟变量、所有制虚拟变量、省(区、市)虚拟变量。三年混合样本的分解中还控制了年份虚拟变量。

接下来本文使用 FFL 分位数分解方法,分析对于收入分布不同位置上的劳动者群体,数字普惠金融发展对收敛收入差距的异质性作用。具体地,使用 FFL 方法在第 0.05、0.1、0.15、...、0.90、0.95 分位点上进行分解。图 1 中展示了在劳动者收入分布不同位置上的组间总差距,以及分解到两种效应的结果。从结果来看,收入差距在整个分布中不对称,总差异在较低的分位上比在较高的分位上更大,且构成效应在较低收入区间上的占比更大。因此,在较低收入劳动者群体中的收入差距是传统就业与灵活就业者收入差距的主要来源。

第二步,把两种效应分别分解到各解释变量的贡献。本文重点关注的是,在劳动者收入分布的各分位的人群,数字普惠金融对于传统就业与灵活就业者收入差距的贡献。表 8 中对数字普惠金融指数项的分解结果进行展示,从分解结果来看,在 0.55 及以下分位点上,数字普惠金融发展对收敛传统就业与灵活就业收入差距有着积极作用。基于较低收入群体中的收入差距是传统就业与灵活就业者收入差距的主要来源,数字普惠金融在低收入区间上的收敛作用有利于缩小传统就业与灵活就业收入差距,实现包容性增长。

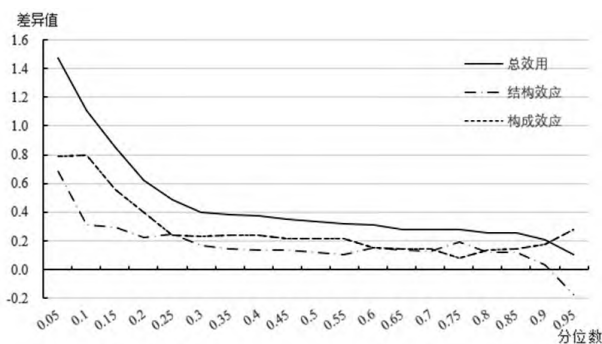


图 1 FFL 分解下总差距、总结构效应、总构成效应

表 8 传统就业与灵活就业收入差距分解到数字普惠金融的效应:FFL 方法

分位点	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50
结构效应	-0.838	-0.981	-1.028	-1.255	-0.436	-0.187	-0.178	-0.219	-0.170	-0.246
构成效应	0.003	0.049	0.061	0.089	0.037	0.022	0.020	0.032	0.034	0.037
分位点	0.55	0.60	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90	0.95	
结构效应	-0.057	0.078	0.195	0.231	0.181	-0.089	-0.219	-0.546	-0.519	
构成效应	0.029	0.027	0.029	0.029	0.033	0.058	0.060	0.088	0.076	

五、机制分析:数字普惠金融发展与就业结构、创业收入、劳动者金融素养

(一)数字普惠金融与就业结构

前文分析表明,数字普惠金融发展能够显著缩小传统就业与灵活就业的收入差距,本节进一步对其作用机制进行分析和检验。由于数字普惠金融发展降低了金融服务产品的成本,提高了金融服务的可得性,特别是被传统金融排除在外的群体,以此促进了劳动者转向创业的可能性。同时,数字金融的发展也可能促进创业者收入的提高,进而缩小了传统就业与灵活就业的差距。数字经济等新技术产业的发展,可能促使更多的正规就业机会产生,释放了对灵活就业的需求,使得灵活就业逐步转向正规化。

本文将就业人群根据雇主性质分为创业、受雇和散工三类,进行分类研究。其中,创业定义为“工作是自己/自家干活”且为“非农工作”;受雇定义为“工作是

受雇于他人/他家/组织/单位/公司”、“非农工作”且“雇主性质非个人/家庭”;散工定义为“工作是受雇于他人/他家/组织/单位/公司”、“非农工作”且“雇主性质为个人/家庭”。再根据劳动者的契约地位和社会保障地位,对三类就业的性质进行界定。受雇劳动者中签订劳动合同并且有医疗和养老保险者为正规受雇者,反之为灵活就业受雇劳动者。CFPS 调查中对于为个人/家庭工作的非农散工,仅调查了是否签订劳动合同而没有调查其社保情况,且通过本文所筛选使用的数据分析发现,非农散工都未签订劳动合同,因此非农散工仅出现在灵活就业类型中。为自己/自家干活的非农劳动者的相关问卷中有“您是否以个体或者私营业主的身分缴纳了以下保险”而没有劳动契约的相关问题,本文对于创业者中的正规创业类型界定为缴纳养老保险和医疗保险的自经营者,反之为灵活就业创业者。

数字普惠金融对就业的回归结果见表 9,第(1)列为是否就业的二值选择模型的 Probit 回归结果,第

(2)到(6)列分别为正规创业者、正规受雇者、灵活就业创业者、灵活就业受雇者以及散工的相应回归结果。结果显示:首先,数字普惠金融对就业有显著促进作用,其中,对正规就业有促进作用,而对灵活就业有抑制作用,可见数字普惠金融发展促进了城镇劳动者的就业,并显著提高了劳动者正规就业的可能性。然后,在正规就业中,正规受雇受到的正向影响更大。最

后,在灵活就业中,数字普惠金融发展带来了灵活就业型创业和非农散工的就业抑制,对灵活就业中的受雇类型劳动者的影响不显著。综上所述,数字经济发展促进了就业,特别是促使更多的正规就业机会产生,释放了对灵活就业的需求。同时,使部分灵活就业转向正规就业,促进了原本倾向于灵活就业的劳动者转向高质量的自雇型或受雇型就业。

表9 数字普惠金融对就业的影响

因变量:就业	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)		(6)
	就业者	正规就业			灵活就业			散工
		创业	受雇	创业	受雇	创业	受雇	
数字普惠金融指数	0.636*** (0.119)	0.347*** (0.114)	1.109*** (0.069)	-0.458*** (0.067)	-0.077 (0.057)	-0.262*** (0.089)		
是否使用互联网	0.303*** (0.032)	0.460*** (0.050)	0.584*** (0.033)	0.385*** (0.029)	0.300*** (0.024)	0.066* (0.038)		
银行贷款额对数	0.001 (0.005)	0.040*** (0.006)	-0.004 (0.004)	0.041*** (0.004)	-0.003 (0.003)	0.005 (0.005)		
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制		
样本量	49694	49694	49694	49694	49694	49694		
pseudo-R ²	0.132	0.070	0.249	0.070	0.059	0.093		

注:回归数据包含了年龄在16-65岁的未就业的潜在劳动力样本,以便分析数字经济发展对非农就业的影响作用,以及对各不同类型的就业选择的影响。

(二)数字普惠金融与创业收入

上一节的内容分析了数字普惠金融发展对各种类型的就业概率的影响,下面进一步分析数字普惠金融发展对创业者的创业收入的影响作用。表10报告了创业者样本的估计结果。在回归中依次加入个人层面、家庭层面控制变量,以验证关键解释变量数字普惠金融指数系数估计值的稳健性。估计结果显示,数字普惠金融的发展也显著提高了创业者的收入。因此,数字普惠金融增加了灵活就业者的创业机会,同时也提升了创业者的创业收入,从而缩小了部分传统就业与灵活就业者的收入差距。

表10 数字普惠金融对创业收入的影响

	因变量:创业收入		
	(1)	(2)	(3)
	数字普惠金融指数	0.347 (0.370)	0.693* (0.395)
个体特征控制变量	未控	控制	控制
家庭特征控制变量	未控	未控	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省(区、市)固定效应	控制	控制	控制
样本量	5735	5735	5735
R ²	0.096	0.112	0.114

注:回归中只保留就业类型为创业的样本。

(三)数字普惠金融与劳动者金融素养

对于数字普惠金融发展对于劳动者金融素养的影响,本节分别使用基于被调查者自评金融知识水平的主观金融素养,和基于金融知识问答正确率的客观金融素养,对数字普惠金融指数进行回归。结果如表11(见下页)所示。第(1)列和第(3)列的结果显示数字普惠金融指数对传统就业劳动者总体的主观金融素养和客观金融素养的提升均无显著影响。第(2)列和第(4)列结果显示数字普惠金融显著促进了灵活就业者主观金融素养和客观金融素养的提高。

机制分析结果与假说3相一致。数字普惠金融发展促进了就业,特别是正规就业行为。同时,数字普惠金融的发展也显著提高了创业者的收入和灵活就业劳动者的金融素养。简言之,数字普惠金融发展通过对就业结构、创业收入和金融素养三个方面的作用,缩小了传统就业与灵活就业的收入差距。

六、结论

基于数字普惠金融指数和2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查数据,本文考察了数字普惠金融发展对传统就业与灵活就业收入差距的影响及其机制。考虑了样本选择偏差和内生性,研究结果表明:两类劳动者之间存在显著的收入差距,在传统就业与灵活就业的收入差异中,劳动者的教育程度

表 11 数字普惠金融对个人金融素养的影响

	因变量:主观金融素养		因变量:客观金融素养	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	传统就业	灵活就业	传统就业	灵活就业
数字普惠金融指数	0.615 (0.477)	0.759** (0.324)	-0.003 (0.032)	0.057** (0.024)
个体特征控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征控制变量	控制	控制	控制	控制
省际控制变量	控制	控制	控制	控制
省(区、市)固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1808	4946	1808	4946
R ²	0.181	0.149	0.138	0.157

注:回归中只包括 2014 年被调查对象的样本。

差异和教育回报率差异是主要成因。数字普惠金融覆盖广度和使用深度的提高有助于提升劳动者的收入,而对灵活就业者的收入提升效应更大。总体而言数字普惠金融的发展有助于缩小传统就业与灵活就业收入差距。机制分析表明,数字普惠金融发展通过就业结构调整作用、创业收入促进作用和劳动者金融素养的提升三个方面缩小了传统就业与灵活就业之间的收入差距。

让灵活就业者在劳动力市场中受到公平合理的对待,不仅有利于社会整体劳动生产率提升、促进经济发展,还对城镇化进程有着积极影响。基于本文上述研究结论,我们可以得到一些启示:第一,在中国城镇化快速发展过程中,面临大量农村转移人口融入城市的现实问题,而数字普惠金融的发展对非农就业有显著促进作用,因此应当借力数字经济发展,创造条件促进农村转移人口的非农就业,着力挖掘数字经济发展带动劳动者创业的潜力,实现经济发展和就业扩大的相互促进。第二,在数字技术提高劳动效率的同时,也存在着智能化生产代替标准化生产的现象,因而可能减少对劳动力的需求。在数字经济对就业有着促进作用的当下,应当未雨绸缪为制造行业的就业萎缩做好政策准备,推进产业结构转型,引导劳动力合理流动,优化资源配置。第三,数字经济的发展对劳动者的教育水平提出了更高的要求,从本文的分解结果可以看出,传统就业与灵活就业者的收入差距主要源于人力资本的差异,因此政府应着力提高潜在劳动力特别是农村转移人口的劳动力禀赋,并加强对灵活就业者的职业技能培训、强化农村地区人口受教育权利的保护、提高就业竞争力和职业素质,让更多的劳动者在数字经济发展中受益。

参考文献:

[1]中国人民大学劳动人事学院课题组. 阿里巴巴

零售平台就业机会测算与平台就业体系研究报告[R]. 2019.

[2]白钦先,谭庆华.论金融功能演进与金融发展[J].金融研究,2006(7):41-52.

[3]蔡昉,王美艳.非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长[J].经济学动态,2004(2):24-28.

[4]常进雄,王丹枫.我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异[J].数量经济技术经济研究,2010,27(9):94-106.

[5]丁金宏,冷熙亮,宋秀坤,B. Hammer,徐月虎.中国对非正规就业概念的移植与发展[J].中国人口科学,2001(6):8-15.

[6]都阳,万广华.城市劳动力市场上的非正规就业及其在减贫中的作用[J].经济学动态,2014(9):88-97.

[7]丁述磊.正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——分位数回归的视角[J].财经论丛,2017(4):3-10.

[8]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.

[9]郭田勇,丁潇.普惠金融的国际比较研究——基于银行服务的视角[J].国际金融研究,2015(2):55-64.

[10]高玲芬,贾丽娜.论“非正规就业”的定义与测量[J].统计研究,2005(3):74-77.

[11]何宗樾,宋旭光.数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J].经济学家,2020(5):58-68.

[12]胡鞍钢,杨韵新.就业模式转变:从正规化到非正规化——我国城镇非正规就业状况分析[J].管理

世界, 2001(2): 69-78.

[13]黎煦, 高文书. 我国进城农村劳动力非正规就业相关问题分析[J]. 人口与经济, 2010(6): 13-19.

[14]李牧辰, 封思贤, 谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 132-145.

[15]李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择 [J]. 金融研究, 2019(3): 129-148.

[16]李金昌, 刘波, 徐蔼婷. 中国贸易开放的非正规就业效应研究[J]. 中国人口科学, 2014(4): 35-45.

[17]陆万军, 张彬斌. 就业类型、社会福利与流动人口城市融入——来自微观数据的经验证据[J]. 经济学家, 2018(8): 34-41.

[18]梁榜, 李晓琳. 数字普惠金融、贫困减缓与收入分配——来自中国微观数据的经验分析[J]. 上海金融, 2021, 490(5): 12-24.

[19]邱子迅, 周亚虹. 电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验[J]. 中国农村经济, 2021(4): 36-52.

[20]王正位, 向佳, 廖理, 张伟强. 互联网金融环境下投资者学习行为的经济分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(3): 95-111.

[21]王姣, 马国温, 姚爽. 中国农村居民金融素养现状及提升研究[J]. 农业经济, 2019(3): 82-84.

[22]吴卫星, 吴锐, 王璿. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 2018, 53(01): 97-109.

[23]王学军. 中国城镇正规就业与非正规就业的工资差异演变研究——基于非条件分位数回归的分解方法[J]. 财经理论与实践, 2017, 38(4): 89-96.

[24]吴要武. 非正规就业者的未来[J]. 经济研究, 2009, 44(7): 91-106.

[25]谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 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.

[26]薛进军, 高文书. 中国城镇非正规就业: 规模、特征和收入差距[J]. 经济社会体制比较, 2012(6): 59-69.

[27]星焱. 普惠金融: 一个基本理论框架[J]. 国际金融研究, 2016(9): 21-37.

[28]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.

[29]姚宇. 国外非正规就业研究综述[J]. 国外社会科学, 2008(1): 91-95.

[30]尹志超, 张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距——来自 CHFS 数据的证据 [J]. 国际金融研究, 2017(10): 76-86.

[31]张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.

[32]张抗私, 刘翠花, 丁述磊. 正规就业与非正规就业工资差异研究[J]. 中国人口科学, 2018(1): 83-94.

[33]Augustin K F. Growth, inequality, and poverty reduction in developing countries: Recent global evidence[J]. Research in Economics, 2017, 71(2): 306-336.

[34]Blinder A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates[J]. Journal of Human Resources, 1973, (8): 436-455.

[35]Brandt L, Holz C A. Spatial price differences in China: Estimates and implications [J]. Economic Development and Cultural Change, 2006, 55(1), 43-86.

[36]Demirguc-Kunt, A. and Klapper, L. Financial inclusion in Africa: an overview [J]. Policy Research Working Paper, 2012. Paper 6088

[37]Demirgüç-Kunt A, Levine R, Detragiache E. Finance and economic development: The role of government[J]. Policy working paper, 2008. Paper 3955.

[38]Krueger A B. How computers have changed the wage structure: evidence from microdata, 1984-1989[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108 (1): 33-60.

[39]Merton R C, Bodie Z. A conceptual framework for analyzing the financial system [J]. The global financial system: A functional perspective, 1995: 3-31.

[40]Oaxaca R. Male-female wage differentials in urban labor markets [J]. International Economic Review, 1973, (14): 693-709.

[41]Yun M. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions [J]. Economic Inquiry, 2005, 43(4): 766-772.

(责任编辑:张若雪)