

数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响及调节机制研究

□李光辉, 方舒, 吴凡

[摘要] 边疆民族地区农村劳动力转移就业是有效提升农民生计、促进农民增收的重要举措, 有利于巩固脱贫成果, 促进民族团结和保障国家长治久安。基于2011—2022年省级面板数据, 文章考察了数字普惠金融对中国边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响, 并分析其调节机制。实证结果表明: 数字普惠金融可以显著促进边疆民族地区农村劳动力转移就业, 此结论在经过了工具变量法等内生性检验和考虑新冠肺炎疫情冲击、更换解释变量等一系列稳健性检验后仍然成立。同时, 通过机制检验发现, 技术创新和生活成本有效调节了数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响。技术创新强化了数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响, 而生活成本削弱了数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的促进作用。

[关键词] 数字普惠金融; 农村产业结构; 农村劳动力; 转移就业; 边疆民族地区

[作者简介] 李光辉, 广西大学经济学院院长、教授、博士研究生导师。方舒, 广西大学经济学院博士研究生。广西南宁, 邮编: 530004。吴凡, 中电产业发展(广西)有限公司研究人员, 本文通讯作者。广西桂林, 邮编: 541004。

[中图分类号] C912.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673—8179(2024)02—0129—07

一、引言

土地资源日益稀缺、农村剩余劳动力人口增加是中国经济社会发展中一个不争的事实。2024年2月, 国务院一号文件明确指出, 要促进农村劳动力多渠道就业, 健全信息共享平台和有组织劳务输出机制。农村劳动力非农转移就业能有效促进农民增收, 改善农民生计, 巩固脱贫成果。与其他地区农村相比, 边疆民族地区作为少数民族主要聚居地, 长期远离中心市场, 农业生产水平较落后、产业基础较薄弱、教育相对不发达, 进一步加剧了城乡收入差距, 以及二元经济结构固化, 导致农村劳动力非农转移就业渠道依然受限。根据《中国农村统计年鉴》数据, 2022年边疆民族地区农村劳动力转移就业人数仅占家庭劳动力总人数的36.9%, 远低于全国平均水平。在过去很长一段时期内, 边疆民

族地区农村劳动力转移就业以“松散型”劳务输出为主,^①转移速度较慢, 且农村劳动力缺乏市场竞争力, 岗位流动性大失业率高,^②边疆民族地区农村劳动力市场“就业难”与“招工难”的供需结构失衡矛盾长期存在。有效增强农村劳动力非农转移就业能力, 破解边疆民族地区农村劳动力市场结构性失衡难题, 对维护民族团结和保障国家长治久安具有重要的现实意义。

以数字技术为主要支撑的数字金融逐渐成为中国金融服务的主力军, 它主要通过促进农业向非农就业结构转型, 提升中国居民工资性收入,^③为缓解农村劳动力就业结构失衡矛盾提供了契机。数字普惠金融凭借云计算、大数据、人工智能等新一代信息通讯技术, 构建了包容性、可负担、高效率、个

① 康丕菊:《边疆民族地区农村劳动力转移的地域选择研究——基于云南农户的调查》,《云南财经大学学报》,2018年第4期,第95—103页。

② 王俊程、胡红霞、赵秋苑:《边疆民族地区农村劳动力转移的新机遇与突出问题研究》,《宁夏社会科学》,2014年第2期,第57—63页。

③ 张勋、万广华、吴海涛:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》,2021年第8期,第35—51页。

性化的全新金融服务形态,^①能够有效地降低社会融资成本,缓解小微企业融资难、融资贵问题,在传统信贷市场较弱的地区发挥更大的积极作用,覆盖原本难以触及的人群,特别是低收入、农村和偏远地区的居民,对于城镇化程度低的省份更具有鼓励创业的作用。^②一方面,通过数字普惠金融农村劳动力能够更加全面了解就业信息,促进就业需求与市场供求的有效匹配,^③便于农村劳动力更加精准地转移就业。另一方面,数字普惠金融提供了更加便捷的融资渠道,促进了贷款、保险、移动支付的可得性,有力地支持了农村劳动力的创业需求。^④然而,也有部分学者认为,数字金融拉大了城乡之间的收入差距,对贫困地区、数字基础设施相对弱的地区来说,数字普惠金融没有产生显著破除“鸿沟”的效应,^⑤无法促进农村劳动力转移就业。在数字普惠金融的环境下,数字自动化生产方式的边际收益相对较高,对传统的劳动力生产方式产生了挤占效应,可能导致许多落后地区农村低技能和非专业的劳动者面临失业问题,因而数字普惠金融对于不同的劳动力对象来说,其作用机制还有待考察。

从既有文献来看,学者们对数字普惠金融促进农村劳动力就业问题的研究已经有了一些代表性的成果,但是从农村劳动力转移就业的角度来看仍然存在可探索的空间,且当前大多数文献是基于全国农村劳动力转移就业的整体情况进行考察,鲜有对某一特定区域进行专门研究。在边疆民族地区农村数字化基础设施的不完备和教育水平相对落后的背

景下,数字普惠金融是否会影响边疆民族地区农村劳动力转移就业?这一影响效应会产生“数字红利”还是“数字鸿沟”?其中的调节机制是什么?这些问题都有待进一步考察。基于此,本文深入探讨了数字普惠金融与边疆民族地区农村劳动力转移就业之间的关系,识别二者间的调节机制,以期为边疆民族地区农村劳动力转移就业理论和政策制定提供一定的理论依据。

二、文献综述与理论假设

(一) 数字普惠金融与边疆民族地区农村劳动力转移就业

一般来说,金融支持程度越高,劳动力流动更频繁。金融发展通过促进工业企业数量增长,增加区域对劳动力的需求,对农村劳动力非农就业产生显著的正向影响。^⑥随着互联网技术在各个行业领域的渗透运用,数字金融在各行业发挥的作用越来越大,数字普惠金融能够通过增加就业机会和提高预期收入两种影响机制促进劳动力流动。^⑦从劳动力分配视角来看,数字普惠金融带动了非农劳动密集型就业,对农村流动劳动力产生分配改善效应,促进了益贫式经济增长。^⑧从微观个体层面来看,数字普惠金融增加了农村劳动力纯务工与兼职的概率,促进了农村劳动力非农转移就业,东部数字普惠金融程度较高的地区对于中西部欠发达地区农村劳动力转移就业吸引力更大。^⑨进一步将数字普惠金融指数与中国家庭追踪动态调查(CFPS)数据相结合,

① 万佳彧、周勤、肖义:《数字金融、融资约束与企业创新》,《经济评论》,2020年第1期,第71—83页。

② 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》,《经济学》(季刊),2018年第4期,第1557—1580页。

③ 李言:《数字普惠金融与劳动力配置效率》,《经济社会体制比较》,2023年第3期,第40—52页。

④ 杨齐、乔婷:《数字普惠金融对农业创业活跃度的影响及机制研究》,《农林经济管理学报》,2023年第5期,第566—573页。

⑤ 赵亚雄、王修华:《数字金融、家庭相对收入及脆弱性——兼论多维“鸿沟”的影响》,《金融研究》,2022年第10期,第77—97页。

⑥ 杨智:《金融发展如何影响非农就业——来自脱贫攻坚期间国家级贫困县的证据》,《投资研究》,2021年第6期,第129—146页。

⑦ 马述忠、胡增玺:《数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角》,《经济学》(季刊),2022年第1期,第303—322页。

⑧ 赵锦春、范从来:《数字普惠金融能否实现益贫式增长?——基于中国流动劳动力的微观视角》,《南京财经大学学报》,2023年第4期,第89—99页。

⑨ 张兵、李娜:《数字普惠金融对农村劳动力非农转移的影响研究——基于CFPS数据的实证分析》,《兰州学刊》,2022年第5期,第113—128页。

发现数字普惠金融的覆盖广度、使用深度会显著促进青年农村劳动力非农就业,其中,农村青年对互联网的使用和社会信任程度对其产生了正向调节作用。^①除此之外,数字普惠金融也为农民创业提供了机遇,促进欠发达地区农村劳动力转移就业。从区域差异化视角出发,数字普惠金融提升了农民创业就业的活跃度,且这一结论在经济发展相对落后的西部地区更为显著。^②对于不发达地区以及教育水平低的地区来说,数字普惠金融正向促进农村劳动力自我雇佣活动更为显著,且相比于成为雇主,数字普惠金融对农村劳动力成为个体经营者的有更强的促进作用。^③相关文献与理论证明了数字普惠金融作为一种全新的资源配置方式,会影响欠发达地区农村劳动力转移就业。综上理论分析,提出本文的假设H1。

假设H1:数字普惠金融促进了边疆民族地区农村劳动力转移就业。

(二) 技术创新的调节效应

在加快创新型国家建设背景下,技术创新成为中国实现经济高质量发展的第一动力,广泛而深刻地影响着中国劳动力市场。一些学者认为,技术创新使得传统的劳动力被新机器取代,就业岗位将进一步被缩减,^④尤其是简单、重复性高的工作,更容易被机器人或人工智能所取代。^⑤另一部分学者认为,技术创新孕育了一批新兴产业和新经济形态,增加了新型就业岗位,从而提供了更多的就业机会。长期来看技术创新对就业岗位的贡献大于破坏。^⑥技术创新虽然会替代一些就业岗位,但因为生产效率的提高大大增加了人们对产品的需求,由此带动

的就业机会增加会抵消掉一部分替代效应,使得就业岗位的总量增加。技术创新为数字普惠金融的蓬勃发展提供了有力支撑。大数据、人工智能、区块链等技术大规模渗透并运用于金融服务活动当中,推动了金融服务规模扩大。^⑦在技术创新的支持下,市场创造出更多样化、更丰富的数字金融产品和服务,催生出移动支付、数字银行等一系列创新性金融服务平台与工具,提高了数字金融的包容性与普惠性,改善了农村创业行为。^⑧基于以上理论分析,本文认为技术创新增强了数字普惠金融对偏远地区、欠发达地区农村劳动力转移就业的促进作用,故提出本文的假设H2。

假设H2:技术创新强化了数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的促进作用。

(三) 生活成本的调节效应

生活成本是劳动力选择城市就业的重要影响因素之一。^⑨城市人口规模扩大导致生活成本增加已经成为了限制人口向中心城市迁移的“离心力”。已有研究表明,生活成本越高,低技能劳动者相较于高技能劳动者向城市迁移的摩擦越大,^⑩虽然生活成本的增加会使劳动者工资也相应增加,但低技能劳动者的工资会比高技能劳动者增长得慢一些,低技能劳动者的生存难度更大。对于农村劳动力来说,购房成本、教育投资增加会加重农民工向城市转移就业的生活负担,^⑪如果某地区金融信贷环境不利、收入低、生活成本高,那么会加剧该地区农民工过度劳动现象,^⑫农村劳动力更倾向于留在家乡而降低向城市转移就业的意愿受流动性约束的影响。生活成本增加而相对工资收入不变的情况下,劳动力会将

① 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》,《金融与经济》,2021年第11期,第34—45页。

② 杨齐、乔婷:《数字普惠金融对农业创业活跃度的影响及机制研究》,《农林经济管理学报》,2023年第5期,第566—573页。

③ 张正平、黄帆帆:《数字普惠金融对农村劳动力自我雇佣的影响》,《金融论坛》,2021年第4期,第58—68页。

④ 王国梁、吕晨炜、徐舒琪:《技术创新对就业的“双刃剑”效应孰强孰弱?——基于1980—2020年中国宏观数据的实证检验》,《华东经济管理》,2022年第2期,第48—56页。

⑤ C. B. Frey, M. A. Osborne, "The Future of Employment: How Susceptible are Jobs to Computerisation?", *Technological Forecasting & Social Change* 1. 254 (2017).

⑥ I. Stewart, D. De, A. Cole, "Technology and People: The Great Job-Creating Machine", *Deloitte, London: UK* (2015).

⑦ 黄益平:《关于中国数字金融创新与发展的几个观点》,《金融论坛》,2021年第11期,第3—5页。

⑧ 张勋、万广华、张佳佳等:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,2019年第8期,第71—86页。

⑨ 彭树宏:《城市规模与工资溢价》,《当代财经》,2016年第3期,第3—12页。

⑩ 赵儒煜、高明宇:《工业智能化如何影响劳动力技能结构》,《财经科学》,2024年第2期,第107—118页。

⑪ 章元、徐骁翔:《推进农民工市民化的渐进性:社会流动性的视角》,《新金融》,2022年第11期,第4—7页。

⑫ 汪伟、崔亚东:《流动性约束与农民工劳动供给——兼论农民工过度劳动现象》,《财经研究》,2022年第12期,第121—135页。

更多的时间用来维持日常生活的刚需性消费, 而降低对金融理财产品及金融服务的要求, 削弱农村劳动力非农就业创业意愿, 降低数字普惠金融对农村劳动力转移就业的影响。基于上述分析, 提出本文的假设H3。

假设H3: 生活成本对数字普惠金融促进边疆民族地区农村劳动力转移就业具有负向调节作用。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文研究数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响。借鉴戚聿东等^①、郭露等^②的研究, 构建基准回归模型如下:

$$Labor_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中下标*i*表示地区, *t*表示时间。被解释变量*Labor_{i,t}*为农村劳动力转移就业指数, 解释变量*DIF_{i,t}*为数字普惠金融水平, *X_{i,t}*为控制变量。

基于前文的分析, 技术创新可以提高农业生产效率促进新兴产业发展, 强化数字普惠金融对农村劳动力转移就业的积极影响。为验证技术创新是否具有调节作用, 构建方程:

$$Labor_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 DIF_{i,t} + \eta_2 DIF_{i,t} * TEC_{i,t} + \eta_3 TEC_{i,t} + \eta_4 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \pi_{i,t} \quad (2)$$

在(2)式中, *TEC_{i,t}*为省(自治区)*i*在第*t*年的技术创新水平, η_i 分别表示各变量的估计参数。除技术创新之外, 住房、食品、医疗等方面的生活成本会增加农村劳动力进入城市就业的门槛, 进而影响农村劳动力转移就业, 降低数字普惠金融对农村劳动力转移就业的积极影响, 为检验生活成本是否具有调节效应, 设定方程形式如下:

$$Labor_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 DIF_{i,t} + \theta_2 DIF_{i,t} * LC_{i,t} + \theta_3 LC_{i,t} + \alpha_4 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \sigma_{i,t} \quad (3)$$

在(3)式中, *LC_{i,t}*为省(自治区)*i*在第*t*年的生活成本, θ_i 分别表示各变量的估计参数。

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 农村劳动力转移就业(*Labor*)。外出务工劳动力的规模和特征常常被视为农村劳动力转移就业情况的有效代理指标。^③外出务工劳动力的规模和特征如外出务工人数的增减、就业领域的分布以及收入变化等, 都能在一定程度上反映农村劳动力在非农就业市场上的活跃程度和转移就业的趋势, 因此, 本文利用县级行政区划外出务工劳动力人数的对数作为农村劳动力转移就业的代理变量进行测度。

2. 解释变量: 数字普惠金融水平(*DIF*)。本文选用北京大学数字金融研究中心2023年发布的2011—2022年的数字普惠金融指数, 指标体系参考郭峰等^④的研究。由于数字普惠金融指数测算结果相对较大, 故在实证过程中均做取对数处理。

3. 调节变量: 技术创新*TEC*和生活成本*LC*。借鉴孙早和侯玉琳^⑤的做法, 技术创新变量用R&D经费支出的对数来表示; 生活成本变量用农村居民人均消费支出占人均可支配收入的比重来衡量。

4. 控制变量: 除解释变量和调节变量以外, 还有一些外生因素会对被解释变量产生影响。本文从经济发展、产业结构、公共预算、外商投资以及地区教育五个层面出发进行控制。经济发展程度用以2011年为基期进行平减处理的人均实际GDP进行衡量; 参照袁航和朱承亮^⑥的测算方法, 用产业结构层次系数来表示产业结构, 具体计算公式如(4)所示, 公式中*y_{i,m,t}*表示*i*地区第*m*产业在*t*时期占地区生产总值的比重; 公共预算水平用公共预算支出与地区生产总值的比例进行衡量; 外商投资水平用外商投资企业的进出口总额的对数进行表示; 地区教育水平则用当地的普通高等学校数量进行衡量, 实证中取对数处理。

$$RIS_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} * m, \quad m = 1, 2, 3 \quad (4)$$

主要变量的说明如表1所示。

① 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》,《经济动态》,2020年第11期,第17—35页。

② 郭露、王峰、曾素佳:《数字经济、乡村振兴与农民高质量就业》,《调研世界》,2023年第10期,第3—11页。

③ 栾江、马瑞:《农村劳动力转移就业稳定性对土地流转的影响效应研究——基于迁移异质性视角》,《中国农业资源与区划》,2021年第12期,第203—216页。

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》,《经济学》(季刊),2020年第4期,第1401—1418页。

⑤ 孙早、侯玉琳:《工业智能化如何重塑劳动力就业结构》,《中国工业经济》,2019年第5期,第61—79页。

⑥ 袁航、朱承亮:《国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗》,《中国工业经济》,2018年第8期,第60—77页。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义或说明
被解释变量	农村劳动力转移就业	<i>Labor</i>	外出务工劳动力人数, 取对数
解释变量	数字普惠金融	<i>DIF</i>	北京大学数字普惠金融指数 (2011—2022 年)
调节变量	技术创新	<i>TEC</i>	R&D 经费支出, 取对数
	生活成本	<i>LC</i>	
控制变量	经济发展水平	<i>lnPGDP</i>	以 2011 年为基期进行平减处理的人均实际 GDP
	产业结构	<i>RIS</i>	产业结构层次系数, 由作者通过公式 (4) 计算而得
	公共预算支出水平	<i>FD</i>	农村居民人均消费支出占人均可支配收入的比重
控制变量	外商投资水平	<i>lnFDI</i>	外商投资企业的进出口总额的对数
	地区教育水平	<i>EDU</i>	地区的普通高等学校数, 取对数

(三) 数据来源与描述性统计

结合本文的研究目的, 同时基于数据的可得性和研究的时效性, 本文选取 2011—2022 年边疆民族地区进行研究, 由于西藏地区数据缺失较严重, 因此文章选择内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、广西、云南、甘肃和新疆八个省区作为研究对象。本文所使用的劳动力流动数据来源于《中国农村经营管理统计年报》, 数字普惠金融数据来源于《北京大学数字普惠金融指数 (2011—2022 年)》, 其余宏观数据来源于各省份统计年鉴、CNRDS 数据库和中经网统计数据库。最终得到 2011—2022 年边疆 8 省区的有效样本 96 个。

主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Labor</i>	96	6.118	0.457	5.343	6.032	7.172
<i>DIF</i>	96	5.244	0.709	2.936	5.470	5.901
<i>TEC</i>	96	13.658	0.655	12.317	13.632	15.139
<i>LC</i>	96	0.460	0.047	0.314	0.465	0.561
<i>lnPGDP</i>	96	8.121	0.280	7.654	8.130	8.584
<i>RIS</i>	96	2.334	0.073	2.132	2.346	2.444
<i>FD</i>	96	0.318	0.064	0.213	0.315	0.465
<i>lnFDI</i>	96	12.047	2.111	7.850	11.829	15.419
<i>EDU</i>	96	4.185	0.302	3.611	4.190	4.754

农村劳动力转移就业 (*Labor*) 的均值为 6.118, 中位数为 6.032, 标准差为 0.457, 其数据离散程度较低。表 2 还列出了其他变量, 包括数字普惠金融发展水平 (*DIF*)、技术创新 (*TEC*)、生活成本 (*LC*) 和其余控制变量的描述性统计, 发现各变量的统计特征均在合理范围之内。

四、实证分析

(一) 数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响

对模型 (1) 进行面板回归分析, 回归结果如表 3 所示。表 3 列 (1) — 列 (4) 的情形为是否加入控制变量和是否控制省份和时间固定效应的排列组合。从中我们发现, 无论是否加入控制变量或控制省份和时间固定效应, 核心解释变量数字普惠金融发展水平的系数均为正且至少在 5% 的统计水平上显著, 表明数字普惠金融可以显著促进边疆民族地区农村劳动力转移就业, 这为边疆民族地区农村劳动力提供了更多的创业机会和就业信息, 促进了他们的转移就业。因此, 假说 H1 得到数据支持。

表 3 数字普惠金融对农村劳动力转移就业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>
<i>DIF</i>	0.109*** (0.024)	0.159** (0.116)	0.087*** (0.008)	0.112** (0.017)
<i>R</i> ²	0.290	0.417	0.483	0.386
观测值	96	96	96	96
控制变量	否	否	是	是
省份效应	否	是	否	是
时间效应	否	是	否	是

注: ***, **, * 分别表述系数在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(二) 内生性检验

为了较好地识别数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业中可能存在的内生性问题的影响, 本文借鉴 Bartik^① 和易行健^② 等人的做法, 构造一个工具变量 “*Bartik_payment*” (滞后一阶的数字普惠金融支付指数 *payment*_{*j*, *t*-1}) 与支付指数在时间上的一阶差分 $\Delta DFI_{i,t,t-1}$ 的乘积), 并利

① T. Bartik, " The Effects of State and Local Taxes on Economic Development: A Review of Recent Research ", *Economic Development Quarterly* 1. 102 (1992) .

② 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》, 《金融研究》, 2018 年第 11 期, 第 47—67 页。

用2SLS方法进一步分析数字普惠金融的影响。在工具变量相关性方面, 数字普惠金融支付指数是数字普惠金融指数的分指数, 其滞后以及时间上的一阶差分显然也与数字普惠金融 *DIF* 相关。在工具变量外生性方面, 由于全国的数字普惠金融支付指数来自31个省市(自治区), 且支付与农村劳动力转移就业无明确的直接关联, 因此数字普惠金融支付指数不会明显地受到某个省市(自治区)农村劳动力转移就业的影响, 具有一定外生性。

表4为2SLS的回归结果。列(1)为两阶段最小二乘法回归的第一阶段, 工具变量回归系数为正且在1%的统计水平上显著, 说明工具变量 *Bartik_payment* 与数字普惠金融 *DIF* 间存在显著的相关关系。且在两阶段回归中, *Shea's partial R²* 值为0.886, *Cragg-Donald* 怀特 F 统计量的值为11.658, 大于 *Stock-Yoo* 弱工具变量的临界值10, 对应的P值为0.000, 通过了弱工具变量检验, 说明了构造的工具变量是有效的。此外, *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量为10.228, 对应的P值为0.001, 在1%的统计水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设, 因此工具变量通过了不可识别检验。列(2)为回归的第二阶段, 可以发现构建的数字普惠金融工具变量对于边疆民族地区农村劳动力转移就业的回归系数为正且在5%的统计水平上显著。因此, 数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的影响显著为正, 基准回归结果坚实可信。

表4 2SLS 回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段 <i>DIF</i>	第二阶段 <i>Labor</i>
<i>Bartik_payment</i>	0.004*** (4.67)	
<i>DIF_IV</i>		0.328** (2.00)
<i>R²</i>	0.926	0.818
观测值	88	88
控制变量	是	是
省份效应	是	是
时间效应	是	是

***、**、*分别表述系数在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(三) 稳健性检验

1. 考虑新冠疫情冲击

考虑新冠肺炎疫情影响, 选取2011—2019年的

样本。本文的回归基于2011—2022年的全样本, 而新冠肺炎疫情全面暴发于2020年, 对中国经济发展造成了巨大冲击, 农村劳动力就业也受到了严重影响, 因此选取样本时间段为2011—2019年。如表5列(1)所示, 系数符号和显著性与基准回归结果基本一致, 验证了本文的结论具有稳健性。

2. 替换解释变量

笔者采用数字普惠金融保险分指数 *insurance* 替代解释变量数字普惠金融指数 *DIF* 重新进行回归分析, 结果见表5列(2)。可以发现, 替换解释变量 *insurance* 的回归系数0.072且通过了10%统计水平上的显著性检验, 整体上与基准回归中解释变量 *DIF* 的系数及显著性水平相差不大, 再次证明了基准回归结果的准确性。

3. 滞后一期控制变量

笔者认为滞后变量有助于捕捉解释变量和因变量之间的动态关系, 同时减少变量之间可能存在的同时性偏差, 从而降低可能存在的内生性问题。为此, 本文将所有控制变量滞后一期, 重新进行回归分析, 结果见表5列(3), 解释变量回归系数的符号和显著性与基准回归结果基本一致, 说明了本文的结论具有稳健性。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	考虑新冠肺炎疫情冲击 <i>Labor</i>	替换解释变量 <i>Labor</i>	滞后一期控制变量 <i>Labor</i>
<i>DIF</i>	0.107*** (0.024)		0.129*** (0.016)
<i>insurance</i>		0.072* (0.009)	
<i>R²</i>	0.298	0.883	0.418
观测值	72	96	88
控制变量	是	是	是
省份效应	是	是	是
时间效应	是	是	是

***、**、*分别表述系数在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(四) 进一步分析

文章进一步分析技术创新和生活成本可能存在的调节效应, 模型(3)和(4)的结果如表6列(1)和例(2)所示。由列(1)的回归结果可知, 解释变量 *DIF* 的系数在1%的统计水平上显著为正, 技术创新与数字普惠金融的交互项 *DIF*TEC* 系数为0.238, 且通过1%水平的显著性检验, 说明技术创

新水平越高, 数字普惠金融对边疆民族地区农村劳动力转移就业的促进作用就越强, 即技术创新在数字普惠金融促进就业结构优化升级过程中具有正向调节作用, 假设 H2 得到数据支持。由列 (2) 的结果发现, 解释变量 DIF 的系数为正, 且在 1% 的统计水平上显著, 交乘项 $DIF*LC$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 表明生活成本越高, 越不利于数字普惠金融促进农村劳动力转移就业, 即生活成本在数字普惠金融促进边疆民族地区农村劳动力转移就业过程中具有负向调节作用, 假设 H3 得到数据支持。

表 6 调节效应分析

变量	(1)	(2)
	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>
DIF	0.238*** (0.201)	0.079*** (0.230)
$DIF*TEC$	0.326*** (1.721)	
$DIF*LC$		-0.575*** (0.113)
R^2	0.882	0.904
观测值	96	96
控制变量	是	是
省份效应	是	是
时间效应	是	是

***、**、*分别表述系数在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

五、结论与政策建议

数字普惠金融对边疆民族农村劳动力转移就业提供了契机。本文聚焦于边疆民族地区数字普惠金融对农村劳动力转移就业的影响及机制, 通过理论分析、实证检验得出以下主要结论: (1) 数字普惠金融可以显著促进边疆民族地区农村劳动力转移就业, 此结论在经过了工具变量法等内生性检验和考虑新冠肺炎疫情冲击等一系列稳健性检验后仍然成

立。(2) 技术创新在数字普惠金融促进边疆民族地区农村劳动力转移中存在正向调节效应, 即技术创新可以强化数字普惠金融对边疆地区农村劳动力转移就业的积极影响。(3) 生活成本增加对于数字普惠金融促进边疆民族地区农村劳动力转移就业具有负向调节作用, 即生活成本上升会削弱数字普惠金融在边疆民族地区促进农村劳动力转移就业的效果。

根据以上结论, 本文提出以下政策建议。

第一, 加快普及数字普惠金融服务。政府应当加大边疆民族地区数字基础设施建设和金融基础设施建设, 包括推进普及率、增设农村商业银行网点, 支持数字支付和金融交易, 不断创新边疆民族地区农村数字普惠金融服务模式, 全面提升边疆民族地区农村数字普惠金融服务能力, 鼓励边疆民族地区农村劳动力非农转移就业和创业。

第二, 鼓励技术创新。政府应当制定支持技术创新的政策和法规, 包括提供资金支持、税收优惠、研发补贴等激励措施, 降低创新成本, 鼓励企业和个人进行技术研发和创新。加强边疆民族地区科技人才培养工作, 加大引才力度, 给人才提供住房、教育方面的补贴, 建设高水平的科研机构和技术创新平台。加强产学研结合, 促进科研成果与实际生产、市场需求紧密结合, 支持技术转移和合作项目, 促进边疆民族地区的科技成果转化成为生产力。

第三, 提供生活成本支持。政府可以通过财政支持、强化社会保障制度, 适当降低边疆民族地区农村劳动力人口的购房成本, 如首付补贴、住房贷款利息补贴等, 给予其子女学费减免、奖学金资助等教育优惠政策, 以减轻边疆民族地区农村劳动力转移就业期间的个人和家庭负担, 降低生活成本对边疆民族地区农村劳动力转移就业的负向调节作用。

[责任编辑 韦光化]