

数字普惠金融能否促进中国制造业就业规模增长

——基于省级面板数据的实证研究

吴佳蔚

北京工商大学经济学院, 北京

收稿日期: 2024年7月4日; 录用日期: 2024年7月24日; 发布日期: 2024年8月22日

摘要

自党的二十大召开以来, 建设现代化产业体系, 坚持把发展经济的着力点放在实体经济上, 健全就业促进机制逐渐成为共识。为推动高质量发展, 加快形成新质生产力, 普惠金融成为新的经济增长着力点, 数字普惠金融是“双循环”新发展格局下就业的重要稳定器。本课题旨在探讨数字普惠金融对中国制造业就业规模的直接和间接影响。在充分收集和已有文献资料的基础上, 运用2015~2022年31个省(区、市)的面板数据, 检验了数字普惠金融对制造业就业规模扩大的直接效应; 同时利用中介效应模型, 验证了数字普惠金融通过科技创新的融资约束这一中介变量, 对制造业就业规模扩大产生间接效应。

关键词

中国制造业就业规模, 数字普惠金融, 中介固定效应模型

Whether Digital Financial Inclusion Can Promote Manufacturing Employment in China Scale Growth

—Empirical Study Based on Provincial Panel Data

Jiawei Wu

School of Economics, Beijing Technology and Business University, Beijing

Received: Jul. 4th, 2024; accepted: Jul. 24th, 2024; published: Aug. 22nd, 2024

Abstract

Since the convening of the Party's 20th Congress, it has gradually become a consensus to build a modern industrial system, adhere to the focus of economic development on the real economy, and improve the employment promotion mechanism. In order to promote high-quality development and accelerate the formation of new-quality productive forces, digital inclusive finance is an important stabilizer for employment under the new development pattern of "double cycle". This paper tries to study the direct and indirect effects of digital inclusive finance on the growth of China's manufacturing industry. On the basis of full collection and research of existing documents, using 31 provinces (autonomous regions and municipalities) from 2015~2022, the panel data tests the direct effect of digital inclusive finance on the expansion of manufacturing employment, and verifies the indirect effect on the expansion of manufacturing employment through the financing constraint of technological innovation.

Keywords

China's Manufacturing Employment Scale, Digital Inclusive Finance, Intermediary Fixed Effect Model

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

加速推进国内大循环和国内国际双循环互相促进的新发展格局形成,是中共中央基于我国发展阶段、环境和条件变化做出的一项关系全国各领域布局的战略性决策,具有系统性和深刻性变革。“双循环”的主要内容是国内大循环,要把国内的生产、分配和流通有机地结合起来;在所有的消费领域,我们都在持续地提高我们的消费水平。在引导国内大循环过程中,扩大内需是一个重要的突破口,而在这个过程中,稳定就业是首要的选择。一方面,要想扩大国内需求,不仅需要消费层面上继续提高居民的收入,并将重点放在推动农村的消费上,还需要在投资层面上,将资金更多地投入到高科技产业和基础研究中去。要做到这一点,首先要在诸如新基础设施建设这样的重要方面进行投资,同时要保证社会的就业状况不变。其次,要实现以创新为导向的国内大循环,必须利用新一代的IT技术来推动传统的公司进行数字化的转变,从而对公司的现有的工作岗位造成一定的影响;在数字化转型过程中,传统产业将会发生生产结构的改变,将资产、技术和信息等作为生产因素,而降低了对人力的需要。然而,在数字化的过程中,很多新型产业都会被创造出来,这些产业将会吸收很多的工作岗位。而上述因素的存在必然会对高水平金融发展产生正面效应,进而对社会生产生活产生影响。因此,建立“双循环”的新发展模式 and 格局,必须以稳定的就业岗位为根基,而这将对我国当前的就业状况及总体上造成一定的影响。要想实现“双循环”的新发展,必须要有一个能够发挥“就业稳定器”功能的第三要素,它不仅能够加速推动新兴工业的协同发展,而且能够有效地保持社会的就业状况。在“双循环”新发展模式下,我们相信数字化普惠金融将成为稳定就业的一个关键因素。

普惠金融,这一并不陌生的名词早在本世纪初就被联合国官方所创造。传统性质的普惠金融会带来各种财务费用的提高以及沉默成本的增加,这是因为在信息技术不发达的年代必须依赖实体门面才能服

务于广大享有该权利的客户，但与此同时这类群体面临财务与非财务如时间交通等的机会成本。而这种高成本的运营方式往往与一些商业金融机构的盈利驱动模式发生矛盾。普惠金融从传统线下模式转变成如今的数字数据处理的线上模式，得益于 2016 年在中国杭州举办的二十国集团峰会，与会方都一致同意在新一代信息科学技术的推动下发展更为广泛的数字普惠金融。数字普惠金融凭借其高效快捷、操作方便、省时省力的特点，帮助了一大批企业缓解资金筹措问题，相当程度上对于落后地区的经济发展提供了新思路和新实践。促进世界经济复苏，加强经济金融协作，加快落实 2030 年可持续发展议程的一个不可忽略因素就是数字经济的加速发展。

针对于在国民经济中发挥较大作用的中小企业尤其是制造业企业而言，数字普惠金融能否稳定经济基本盘，并带来较大的就业乘数效应的研究亟待出现。目前单独研究此课题相关研究报告较少，本文欲通过严谨的实验论证数字普惠金融对于制造业就业具有较强的正效应，并且基于实证结果阐述数字普惠金融的发展在中介影响因素的情况下，如何加强其扩大制造业就业规模的正向作用。

2. 文献综述

(一) 国内研究动态

现有的文献在研究结论方面，到目前为止通过分析初步表明发展数字普惠金融可以显著提升全行业的就业规模，包括制造业领域。在研究方法上，大多数学者愿意采取截距小于时间序列的普通长面板数据模型来进行回归与检验。尹碧波和伍颖(2022)分析了数字普惠金融对 A 股上市的制造业企业就业规模的影响，并在此基础上从异质性出发分析就业的结构[1]。钟秀(2021)通过对中国各省面板数据的经验分析，发现数字普惠金融可以激励企业的创业创新，进而提高社会就业水平[2]。此外，研究还涉及到家庭、收入和减贫等多个方面。冉光与唐滔(2021)分别从宏观、中观与微观三个层面，深入解析数字普惠金融对社会就业的作用机理与作用机理，并通过建立一个面板固定作用模型，对数字普惠金融发展对社会就业的作用效果以及在各类型企业与产业间的差别进行经验研究，得出“数字普惠金融可以全面提升社会就业”的结论[3]。方君娟(2022)通过对不同类型企业的产权特征和不同类型的员工数量的统计，我们可以看出，在不同类型的企业中，数字化普惠金融对于提高员工的就业能力具有更为明显的效果[4]。

(二) 国外研究动态

国外的学者更多将目光聚焦于数字普惠金融作为整体金融创新的一种手段来促进就业规模的扩大与减少企业的融资限制问题。因此，国内国外在数字普惠金融的研究方向不同，造就了双方在该领域的存在一定的间隔。Pierrakis and Collinsl (2013)基于国际数据实证研究发现金融发展可以影响产业就业的再分配问题[5]；Ghalibak, Malki I, Imaiks 等(2015)从墨西哥阿兹台克银行的案例中分析出，金融发展与个人及小微企业所获得融资支持成正相关[6]；Lacalle-Calderonm, Perez-Trujillom, Neirai (2018)对此有类似的观点，认为普惠金融的发展使小微企业获取金融服务的需求得到了进一步的满足[7]。近年来数字经济的出现更加补充了金融发展对就业问题的研究，数字经济促进了技术进步，并认为其较强的提高了一国企业参与出口的门槛，制约了企业发展。Kaplan. S and Zingales (1997)所提出的数字金融通过拓展传统金融的服务触角，占据正规金融机构的长尾市场可以有效的缓解融资约束问题，且认为金融发展能够在资源优化配置及促进产业结构省际的问题上起到良好的催化剂作用[8]。

3. 发展现状

一方面，尹碧波和伍颖(2022)用严谨的实证分析阐述了数字普惠金融的确显著提高了制造业企业的就业规模，但其使用的是 A 股上市企业的员工数量数据，并不能代表缺少资金支持的中小企业实际情况，在使用融资约束作为中介效应分析的过程中具有局限性[1]。另一方面，其他文献研究极少出现将数字普

惠金融与制造业企业就业规模纳入统一的分析框架中，仅能从上述文献的部分章节中简要分析数字普惠金融对制造业就业规模的影响机制。

综合以上两方面的缺陷，本文欲开宗明义，通过实证分析表明二者的关系，并且在被解释变量的数据选取上，选择新三板上市企业的企业员工数量，克服了融资约束作为中介变量分析的不足。

4. 数字普惠金融对制造业企业就业规模的实证分析

(一) 理论假设

数字普惠金融倚仗当代物联网、大数据、人工智能等新兴高新技术产业的发展壮大为基石，为传统普惠金融赋予了更多新的概念，突破线下金融活动的局限性，凭借其低成本、少限制、高效率、开放共享等特点在全世界范围内得到推崇和发展。一方面，数字普惠金融能强化金融机构对制造业企业的关注程度，改善以往双方信息不对称的尴尬局面，使企业获得更多金融服务，使金融资源得到有效配置；另一方面，数字普惠金融对于国家统筹安排重要领域的实体经济生产活动、强化供应链产业链的金融领域协助，从而增加有效供给，强化对制造业的支持力度具有重要经济效应。这都论证了数字普惠金融与制造业企业就业规模之间存在正向关联。站在公司的角度来说，本文参考尹碧波和伍颖(2022)，认为发展数字普惠金融能够有效降低公司的融资限制，提高公司的效率，进而提高公司的生产效率，进而激发公司的创新动力和创造结果，从而推动公司的成长[1]。因此，本文提供了假设：

数字普惠金融可以显著促进我国制造业就业规模的增长。

(二) 模型建立

据前文的理论分析并参考冉光和和唐滔(2021)，除了被解释变量制造业就业规模 and 核心解释变量数字普惠金融之外仍需加入一些重要的随机变量，如各个省份的经济发展水平等[3]。本部分的主要目的是从实证角度探究数字普惠金融对我国制造业就业规模的直接影响，其基本计量模型如下：

$$\text{Ln employ}_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{index}_{i,j} + \alpha_2 \text{revenue}_{i,j} + \alpha_3 \text{finance}_{i,j} + \alpha_4 \text{Ln people}_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

上述模型中，式(1)表示就业量的模型。在该研究中，下标 i 和 j 分别代表第 i 个省份和第 j 年。被解释变量 employ 表示制造业企业就业规模，而核心解释变量数字普惠金融指数用 index 表示。 revenue 表示收入水平， finance 表示金融发展水平， people 表示各省份年末人口总数，均为控制变量； ε 表示随机误差项。对变量取对数可以显著提高模型的稳健性。同时系数的含义发生变化，消除可能存在的异方差。

(三) 变量说明

本文使用 2015~2022 年中国 31 个省份的面板数据进行实证研究，样本总数为 310，以下数据汇总表 1。

Table 1. Primary variable definition table

表 1. 主要变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	度量方法
被解释变量	制造业企业就业规模	employ	制造业上市企业雇用员工总数的自然对数
核心解释变量	数字普惠金融指数	index	各省(区、市)数字金融的发展状况
控制变量	收入水平	revenue	各地人均可支配收入与全国人均可支配收入的比值，并取自然对数
	金融发展水平	finance	各省份信贷总额与当地 GDP 的比值，并取自然对数
	人口数	people	各省份年末常住人口总数

1) 被解释变量：制造业企业就业规模(employ)

本文借鉴邵楠(2022)的研究方法，使用新三板上市制造业企业雇员员工总数量的对数作为度量指标[9]。该数据可充分体现具有代表性的制造业企业的实际规模，符合发展程度不同的各个省份在各个时期的制造业现状，一定程度上解释了各个省份的实际经济发展差距。借鉴此学者的做法取自然对数，这能明显加强稳健性，消除可能存在的异方差。

2) 核心解释变量：数字普惠金融指数(index)

石玲玲等(2022)基于北京大学数字普惠金融指数，对 2011~2020 年中国数字经济的发展程度进行了描述[10]。该指数不仅能从覆盖广度、使用深度、数字支持服务程度三个角度，评估各省(区、市)数字金融的发展情况，而且评估结果也十分清晰。本文采取最新该指数最新数据，即 2015~2022 年北京大学数字普惠金融指数。这个指数一年比一年高，前三年几乎每年都会有两倍的增幅，到了后面，这个指数才会逐渐的平稳下来，但依旧保持着高速增长。通过对东西部地区数字普惠的发展指标进行对比分析，发现东西部地区数字普惠的发展趋势基本相同，但在发展程度上存在着显著的差距。从长期来看，中国的数字化普惠金融在东西部都有明显的下滑趋势。然而，中国北方和南方在数字普惠金融方面的发展差异并不大，在 2011~2014 年间，这种差异被快速的追赶，但是从 2018 年开始，这种差异却在不断的扩大。目前我国各地区数字普惠金融的发展水平仍存在较大的差异。例如，2019 年北京市的数字普惠指数为 399，而宁夏回族自治区的数字普惠指数仅为 282.65，这说明数字普惠金融在各地区的发展水平存在明显差异。然而，自 2018 年至 2022 年间，该指数的增长势头明显放缓，这一趋势很可能源自数字普惠金融领域逐渐迈入成熟阶段，进而步入了一个更为平稳且持续的增长周期。

3) 控制变量

收入水平(revenue)。本文借鉴张伟(2021)的方法，使用各省份人均可支配收入/全国人均可支配收入来衡量[11]。该指标科学且明了，不仅消除了物价水平造成的各省收入差距所带来的负面影响，而且与当年的全国可支配收入进行比较可以使得本身的观测值减小。

金融发展水平(finance)。本文参考郑秀峰等(2019)，用各省份信贷总额/当地 GDP 来表示[12]。金融发展水平不能单靠信贷总额或者其他单一指标表示，还需要与当地的经济水平相结合，而衡量该地国内收入的最佳指标便是地区生产总值。

人口数(people)。参考木槿(2022)，采用各省份年末常住人口总数来表示，且需明确该指标取对数后再参与到回归中[13]。由于总人口数十分庞大，借鉴此学者的做法取自然对数，这能明显加强稳健性，消除可能存在的异方差。

4) 数据来源与描述性统计

Table 2. Descriptive statistical analysis of the sample variables during the period of 2015~2022

表 2. 2015~2022 年间样本变量描述性统计分析

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
制造业企业就业规模	employ	310	551.8997	401.5217	23.3000	2085.3000
数字普惠金融指数	index	310	216.2353	97.0304	16.2200	431.9300
收入水平	revenue	310	9.6947	1.0004	6.4159	11.6187
金融发展水平	finance	310	6.9613	1.0758	3.4308	9.2119
人口数	people	310	8.1286	0.8430	5.7333	9.4434

本研究的数据来源包括北京大学数字普惠金融指数(2015~2022)、国家数据官网、人大经管之家、中国统计年鉴以及中国劳动统计年鉴，如表 2 所示。

(四) 模型估计与结果分析

由于选取数据时间数小于截面数，为短面板数据，故省略长面板数据才需要的单位根检验和平稳性检验。

1) F 检验

提出原假设 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$

备择假设 $H_1: \alpha_1、\alpha_2、\alpha_3、\alpha_4$ 中至少有一个不为 0

预先给定显著性水平 $\alpha = 0.01$ ，从 F 分位表中可知 F 具体值。

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_f)/(N-1)}{SSE_f/(NT - N - K)} \sim F(31, 295) \quad (2)$$

见式(2)，通过计算混合估计模型和固定效应模型的残差平方和，并将其带入相应的公式，得出 F 值约为 34.58，大于显著性水平 $\alpha = 0.01$ 对应的 F 值。因此，我们可以拒绝原假设，从而得到选择个体固定效应模型的大力支持。

2) Hausman 检验

如表 3 所示，通过进行 Hausman 检验，我们可以选择是采用固定效应模型还是随机效应模型进行分析。在此次检验中，P 值为 0，明显小于 0.01 的显著性水平，因此我们可以拒绝原假设，即个体效应和解释变量之间不存在相关性，从而选择使用固定效应模型进行分析。

Table 3. Results of Hausman's test
表 3. 豪森曼的检验结果

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	26.5074	4	0.0000

3) 多重共线性检验与修正

据表 4 可知，revenue 与其他变量之间的相关性过高，极有可能通过剔除该变量实现提高了整个固定效应回归模型的可信程度的目标。

Table 4. Results for multicollinearity
表 4. 多重共线性的检验结果

	employ	index	revenue	finance	people
employ	1	0.1966	0.8244	0.7701	0.7450
index	0.1966	1	0.3729	0.5240	0.0832
revenue	0.8244	0.3729	1	0.9308	0.8999
finance	0.7701	0.5240	0.9308	1	0.7193
people	0.7450	0.0832	0.8999	0.7193	1

最终，我们采用 Friesch 修正法对多重共线性进行了明显的修正，以保证各个变量之间的独立性和可靠性。比较回归结果，发现剔除到 revenue 后样本可决系数提高，F 值变大，且其余解释变量显著。

4) 模型回归

根据内生性检验的结果，变量 revenue 不参与模型的回归中。因此根据结果，求得模型如下：

$$\text{Ln employ}_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{index}_{i,j} + \alpha_2 \text{finance}_{i,j} + \alpha_3 \text{Ln people}_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (3)$$

(-8.86507037208605) (0.855025976544305) (0.369766670879311) (9.68040862223691)

R² = 0.982333124007; 调整的 R² = 0.980220780138328; F = 465.04413346359

从核心解释变量来看，研究结果表明数字普惠金融的发展对我国制造业就业规模具有明显的正向积极效应。表 5 列出了本研究的基本回归结果，其中，数字普惠金融指数的回归系数在 0.38 左右，并通过了 1% 的统计显著性检验，说明数字普惠金融每多一个单位，制造企业的就业人数就会多出 0.38%。在中国，继续推动数字普惠金融的发展，是实现制造业就业人数稳定和扩大的一种行之有效的直接手段，并证实了本研究的理论假说。

Table 5. Empirical results of the direct impact of digital inclusive finance on manufacturing employment scale and employment
表 5. 数字普惠金融对制造业就业规模就业直接影响的实证结果

	index	finance	people	Hausman test	观测值	R-squared	F 值
employ	0.3855*** (0.8550)	4.1333* (0.3697)	5.8702*** (0.9680)	固定效应	310	0.9823	465.0441

注：括号内为系数的 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

从控制变量来看，制造业就业规模对金融发展水平和各省人口的回归系数分别约为 4.13 和 5.87，分别在 10% 和 1% 的置信水平上显著，很显然，数字普惠金融对制造业企业就业的促进效应很大程度上受到了该省常驻人口的限制，同时当地的金融发展水平也会在一定程度上造成一些影响。根据多重共线性检验，剔除掉收入水平后更加接近现实情况。根据尹志超(2019)，数字化普惠金融的推行不仅有助于通过提高居民的消费水平，更多的居民可以享受到优质的金融服务，同时中小微企业可以以更低的资金成本获得资金，从而增加其发展机会，这缓解了制造业企业融资难问题，这在接下来的影响机制中会通过中介固定效应模型会涉及到[14]。

(五) 模型的稳健性检验

为了验证以上实证研究的可靠性，我们采用了方君娟(2022)提出的方法，增加了适当的控制变量进行稳健性检验。这一步骤可以进一步确认我们的研究结论是否受到其他可能的因素的影响[4]。根据相关学术期刊的建议，我们增加了一个控制变量。张伟(2021)基于相关年份的省级面板数据，实证检验数字普惠金融对城镇居民就业的影响，其中有考虑对外贸易在经济发展中的作用[11]。为了弥补上述研究中的遗漏变量，我们选择将开放水平(open)作为一个额外的控制变量加入回归分析中。具体而言，我们采用各省份的进出口贸易总额/当地 GDP 来表示其开放程度，作为控制变量。这一步骤可以帮助我们更全面地理解制造业就业规模与地区经济开放程度之间的关系。下表 6 为开放水平的相关描述性统计数据及回归结果。

如表 7 所示，尽管引入新的指标，数字普惠金融指数的回归系数正向效应仍然稳定，且数字普惠金融指数的回归系数大小也没有明显变化。因此可以得出结论，数字普惠金融仍然能够有效地促进制造业企业就业规模的扩大。因此，该实证结果具有一定稳健性。

Table 6. Descriptive statistics of the sample variables between 2015~2022
表 6. 2015~2022 年间样本变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
开放水平	open	310	0.2501	0.2703	0.0116	1.4575

Table 7. Regression results of the robustness test after adding the appropriate control variables
表 7. 加入适当的控制变量后稳健性检验的回归结果

	index	finance	people	open	Hausman test	观测值	R-squared	F 值
employ	0.2505*** (0.5670)	4.1333* (0.2943)	5.8702*** (9.9897)	1.7533** (3.5830)	固定效应	310	0.9851	535.2145

注：括号内为系数的 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

5. 数字普惠金融对制造业就业规模的影响机制

如前文所述，数字普惠金融对制造业具有显而易见的影响效果，即从实证的结果来看被解释变量与核心解释变量之间存在高度正相关，我们暂且称之为直接影响机制。此外，我们还应该探讨数字普惠金融对制造业的间接影响机制。虽然我们已经发现数字普惠金融发展与制造业增长之间存在显著正向关系，但是具体的影响机制还需要更深入的研究和分析。该部分将会进一步分析数字普惠金融影响制造业企业的作用机制，根据林春，康宽，孙英杰等(2019)所述，如何通过数字普惠金融影响有效融资并最终促进制造业企业的创新，因此本人据此明确融资约束在作用机制中的中介作用，对不同地区制度环境下的影响进行分析，并提出相关研究假设[15]；然后根据研究假设建立中介效应实证模型，介绍样本选取与数据来源并对所选取的相关变量进行定义说明，最后对该中介效应固定模型进行回归和检验。

(一) 科技创新的融资约束中介效应

党的二十大报告中明确提出要推动高质量发展、不留余力地促进科技成果转化，而制造业又是国民经济和实体经济的一大支柱，要推动“中国制造”向“中国智造”的华丽转变。而要完成这一根本性之上的改变，就必须提高企业的科技创新能力，打造自主品牌，提供更多原创内容和原创产品，保障制造业的供应链、产业链绝大部分国产化。一定程度上企业的创新活动不仅取决于企业主体的主观能动性，也受限于当下财务现金流和盈利状况等客观条件。

发展数字普惠金融，将有效缓解制造企业在产品开发和技术创新方面所面临的融资约束，为发展提供资金资源。长期以来，大型制造企业凭借雄厚的资金实力，能够支持自身的技术创新，完成自主研发。而对于其他企业来说，面临巨大的技术创新成本，如果没有资金支持，很可能无法继续进行产品研发，最终失去行业竞争力，只能被淘汰。同时，数字普惠金融结合了普惠和数字技术的双重特征。互联网、移动支付等新兴技术的广泛应用，对传统金融模式起到了有效的补充作用，大大拓宽了企业的融资渠道和企业的融资能力，大大降低了获得金融服务的门槛。数字普惠金融对于制造业就业规模的扩大主要表现在促进有效融资、减少融资约束，进而影响企业的创新能力，最终通过科技创新促进制造业就业规模增长。

总而言之，数字普惠金融可以降低融资约束，促进有效融资，提升制造业企业的科技创新和研发能力，从而使制造业扩大生产，增加就业。

(二) 科技创新的融资约束中介效应的实证检验

中介变量的定义是：如果一个解释变量对被解释变量存在影响，而这种影响是通过另一个变量实现

的，则称该变量作为中介效应的媒介且发挥中介变量的作用。在本研究中，如果解释变量 *index* 对被解释变量 *employ* 产生了影响，并且该影响是通过中介变量 *KZ* 实现的，则 *KZ* 被称为中介变量。 α_1 的大小表示数字普惠金融对企业创新投入的总效应，如果 α_1 显著，按照中介效应的检验程序则进行式 1 的检验。 β_1 的数值大小表明了数字普惠金融对企业融资约束的变化程度。我们关注的是系数 β_1 、 γ_1 和 γ_2 的显著性。如果 β_1 、 γ_2 都显著而 γ_1 不显著，说明融资约束在数字普惠金融与制造业就业规模之间存在完全中介效应。如果 γ_1 、 γ_2 和 β_1 均显著，说明融资约束发挥部分中介效应。其中 γ_1 表示直接效应水平， β_1 与 γ_2 的乘积表示融资约束的中介效应水平。如果 β_1 与 γ_2 至少有一个不显著，则进行 Sobel 检验以判断中介效应是否存在。融资约束的中介效应检验结果如下图 1 所示。

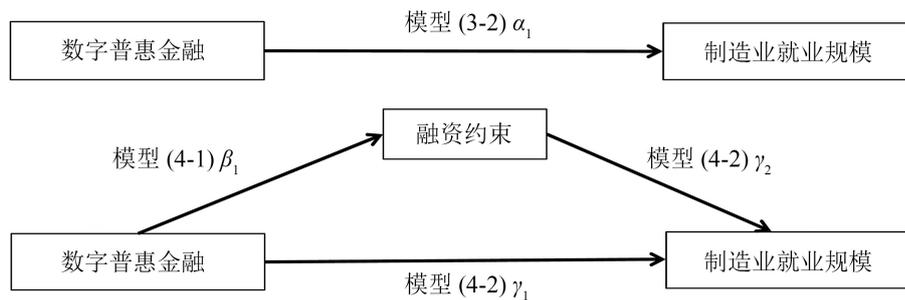


Figure 1. Mediation effect relationship diagram
图 1. 中介效应关系图

本部分的主要目的是从实证角度探究数字普惠金融对我国制造业就业规模的间接影响，因此采用中介固定效应模型，其基本计量模型如下：

$$\text{Ln employ}_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{index}_{i,j} + \alpha_2 \text{finance}_{i,j} + \alpha_3 \text{Ln people}_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (4)$$

$$\text{KZ}_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 \text{index}_{i,j} + \beta_2 \text{finance}_{i,j} + \beta_3 \text{Ln people}_{i,j} + \tau_{i,j} \quad (5)$$

$$\text{Ln employ}_{i,j} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{index}_{i,j} + \gamma_2 \text{KZ}_{i,j} + \gamma_3 \text{finance}_{i,j} + \gamma_4 \text{Ln people}_{i,j} + \zeta_{i,j} \quad (6)$$

上述模型中，式 4、式 5 与式 6 表示就业量的中介固定效应模型。下标 *i* 和 *j* 分别表示第 *i* 个省份和第 *j* 年。*employ* 为被解释变量，代表制造业企业就业规模。*KZ* 为中介变量，代表融资约束。*index* 代表数字普惠金融指数，为核心解释变量。*finance* 表示金融发展水平，*people* 表示各省份年末人口总数，均为控制变量； ε 表示随机误差项。借鉴多数学者的做法取自然对数，这能明显加强稳健性，消除可能存在的异方差。

(三) 中介变量说明：融资约束(KZ)

参考潘玲玲(2021)，本文将融资约束作为中介变量。*KZ* 指数使用了基于经营净现金流量、股利支付水平、现金持有量和资产负债表比率与成长率(Tobin Q 值)五项因素构成的复合指数[16]。在此基础上，建立了一个测度我国制造业公司所面对的资金制约水平的指标即 *KZ*，见表 8。这个指标愈大，说明公司所面对的金融资源的限制愈高。

Table 8. Table of mediation variable definitions
表 8. 中介变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	度量方法
中介变量	融资约束	KZ	借鉴 Kaplan 和 Zingales (1997)的构建方法

(四) 数据来源与描述性统计

中介变量数据来源于中国人民大学经管之家网站，为本人自费购买，具体数据如表 9 所示。

Table 9. Descriptive statistical analysis of the sample mediation variables between 2015 and 2022
表 9. 2015~2022 年间样本中介变量描述性统计分析

变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
KZ	310	2.7060	2.4740	-5.3740	7.6280

(五) 模型回归

表 10 第一行为中介效应检验的第一步，即式 4 的回归结果，其结果与表 5 相同。数字普惠金融指数的系数显著为正，表明数字普惠金融对制造业企业就业规模有显著影响，为融资约束中介效应的检验提供了前提条件。第二行是式 5 的回归结果，显示数字普惠金融对企业融资约束 KZ 有显著的负面影响。这表明数字普惠金融能够显著地缓解中小企业的融资约束。数字普惠金融能够通过缓解信息不对称、拓宽融资渠道、降低交易成本、提高融资效率等手段提高企业的融资可得性，使中小企业更容易获得外部融资。第三行为模型 6 的回归结果，KZ 指数的系数为-0.302，1%水平下显著为负。综合这三行的回归结果，其系数 α_1 、 β_1 和 γ_1 的系数均在 1%的水平下显著，说明融资约束的中介效应机制有效。此外将融资约束加入回归模型后，数字普惠金融指数的系数仍在 1%的统计水平下显著，但系数明显下降，说明融资约束在数字普惠金融影响中小企业创新过程中起到了部分中介作用。

Table 10. Empirical results of the impact of digital inclusive finance on the employment scale of manufacturing industry under the constraint of intermediary variable financing

表 10. 在中介变量融资约束参与下数字普惠金融对制造业就业规模就业影响的实证结果

	index	KZ	finance	people	Hausman test	观测值	R-squared	F 值
employ	0.3855*** (0.8550)		4.1333* (0.36976)	5.8702*** (0.968040)	固定效应	310	0.9823	65.0441
KZ	-0.0028** (-1.9084)		0.6583** (2.1987)	-4.1543** (-2.42826)	固定效应	310	0.8991	74.5210
employ	0.0281*** (0.6042)	-0.3023* (-0.2521)	8.7959* (0.7666)	5.6917*** (9.003360)	固定效应	310	0.9820	440.5666

注：括号内为系数的 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

(六) 模型检验

Table 11. The test results of using Bootstrap method to explore the mediating effect of financing constraints

表 11. 利用 Bootstrap 法探究融资约束中介效应的检验结果

	系数	标准误	z 值	P 值	95%置信区间
中介效应	0.0252	0.0012	9.6200	0.0000	0.0090→0.0138
直接效应	0.0729	0.0057	4.2400	0.0000	0.0129→0.0351

为了确保逐步回归结果的稳健性,本文采用 Bootstrap 法对中介效应进行了更准确的分析,并将检验结果汇总在表 11 中。可以看出其直接效应为 0.0729,间接效应为 0.0252,还满足了置信区间均不包括 0,说明其统计上是显著的,也验证了上述逐步回归结果是稳健的。也就是证明了数字普惠金融通过缓解制造业企业的融资约束,为制造业企业创新提供了资金支持,使制造业企业有更多的资金投入研发创新中,进而带动就业的增加。

6. 结论及政策建议

(一) 结论

随着我国金融市场的持续完善和发展,物联网、大数据、人工智能等数字技术与当代普惠金融进行了深度融合,形成的现代数字普惠金融对制造业等实体经济的支撑功能变得越来越明显。数字普惠金融是一种“就业稳定器”,是一种对社会融资资源进行科学、合理配置的“就业稳定器”,它以新产业、新业态的形式,促进了我国制造业的迅速发展,同时也是拉动就业规模扩大、调整就业结构的主要动力。本文将在现有研究的基础上,匹配 2015~2022 年中国制造业新三板上市公司总人数和北京大学数字普惠金融发展指数,探讨数字普惠金融对制造业企业就业规模的直接影响,并在此基础上探究了在中介变量金融约束的影响下,数字普惠金融对制造业企业就业规模的间接影响。

本文的主要研究结果表明,数字普惠金融能够显著促进我国制造业就业规模的增长,这是因为数字普惠金融通过缓解企业融资约束来促进制造业企业规模的扩大。一方面,数字普惠金融对我国制造业就业规模具有明显的正向积极效应,回归和检验的结果都表明各省无论出于什么发展阶段,在收入水平、金融发展水平和人口的一定影响下,发展普惠金融对于制造业就业规模的扩大大有益处;另一方面,通过中介固定效应模型的运用,数字普惠金融的发展减少了制造业企业的融资困难,在文中表现为融资约束,融资约束的缓解更加有利于制造业企业规模的扩大,这对于直接影响的实证结果打上了一剂定心丸。

(二) 政策建议

在此基础上,本课题对普惠金融的发展、新的数字科技基础设施的布局、扩大制造业的就业空间等方面的政策建议具有重要的现实政策意义。数字普惠金融以它的包容性特点为基础,通过对制造企业的信用评级体系的持续改进,可以有效地缓解制造企业面临的资金瓶颈,降低其贷款门槛和融资成本。提高制造业企业的就业水平,制定有针对性的数字普惠金融发展政策,可以促进中国制造业的高质量发展和转型升级进程。各地应该根据实际情况,制定不同的政策来推进制造业企业金融资源的合理配置,增强实体经济和金融体系的匹配度,从而切实提高制造业的就业水平,实现高质量发展。

参考文献

- [1] 尹碧波,伍颖. 数字普惠金融促进中国制造业就业规模增长和就业结构优化了吗? [J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2022, 46(5): 34-41.
- [2] 钟秀. 数字普惠金融发展的就业效应分析[D]: [硕士学位论文]. 保定: 河北大学, 2021.
- [3] 冉光和,唐滔. 数字普惠金融对社会就业的影响——基于企业性质和行业的异质性考察[J]. 改革, 2021(11): 104-117.
- [4] 方君娟. 数字普惠金融对就业水平的影响效应研究[J]. 技术经济与管理研究, 2022(10): 75-79.
- [5] Pierrakis, Y. and Collins, L. (2013) Crowdfunding: A New Innovative Model of Providing Funding to Projects and Businesses. *SSRN Electronic Journal*, 47, 1-23. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2395226>
- [6] Ghalib, A.K., Malki, I. and Imai, K.S. (2014) Microfinance and Household Poverty Reduction: Empirical Evidence from Rural Pakistan. *Oxford Development Studies*, 43, 84-104. <https://doi.org/10.1080/13600818.2014.980228>
- [7] Lacalle-Calderon, M., Perez-Trujillo, M. and Neira, I. (2018) Does Microfinance Reduce Poverty among the Poorest? A Macro Quantile Regression Approach. *The Developing Economies*, 56, 51-65. <https://doi.org/10.1111/deve.12159>

-
- [8] Kaplan, S.N. and Zingales, L. (1997) Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- [9] 邵楠. 数字普惠金融对制造业就业的影响效应研究[D]: [硕士学位论文]. 沈阳: 辽宁大学, 2022.
- [10] 石玲玲, 余秀江, 杨威, 梁伟森. 数字普惠金融的增收效应与作用机制——基于中国市级面板数据的实证分析[J]. *金融经济研究*, 2022, 37(2): 93-104.
- [11] 张伟. 数字普惠金融对城镇居民就业的影响基于中国省级数据的研究[J]. *经营管理者*, 2021(5): 96-97.
- [12] 郑秀峰, 朱一鸣. 普惠金融、经济机会与减贫增收[J]. *世界经济文汇*, 2019(1): 101-120.
- [13] 木權. 我国互联网发展与数字普惠金融对大众创业的影响[D]: [硕士学位论文]. 开封: 河南大学, 2022.
- [14] 尹志超, 彭嫦燕, 里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. *管理世界*, 2019, 35(2): 74-87.
- [15] 林春, 康宽, 孙英杰. 普惠金融对中国城市就业的影响——基于地区、产业和城市经济规模异质性的考察[J]. *城市问题*, 2019(8): 94-103.
- [16] 潘玲玲. 数字普惠金融对中小企业创新的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 济南: 山东财经大学, 2021.