

# 数字普惠金融对中小企业融资约束的影响

## ——基于中小板上市公司的实证研究

刘国娟

西南大学经济管理学院, 重庆

收稿日期: 2024年3月11日; 录用日期: 2024年3月25日; 发布日期: 2024年5月21日

### 摘要

中小企业普遍面临着融资约束的问题, 而数字普惠金融的出现为缓解融资约束提供了新的思路。为了考察数字普惠金融对中小企业融资约束的影响作用, 本文采用2011~2021年中小板上市公司的数据构建双向固定效应模型进行检验。得出结论, 数字普惠金融对中小企业融资约束有着显著的缓解作用。通过异质性分析发现, 数字普惠金融对非国有中小企业、经济不发达地区中小企业融资约束的缓解作用更为明显。针对以上结论, 本文从政府、金融机构和企业自身三个方面提出建议, 以期更好地解决中小企业所面临的融资约束问题, 促进中小企业的蓬勃发展。

### 关键词

数字普惠金融, 融资约束, 中小企业, 中小板

# The Impact of Digital Inclusive Finance on the Financing Constraints of Small and Medium-Sized Enterprises

## —Based on the Empirical Research of Listed Companies on the Small and Medium-Sized Enterprise Board

Guojuan Liu

College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: Mar. 11<sup>th</sup>, 2024; accepted: Mar. 25<sup>th</sup>, 2024; published: May 21<sup>st</sup>, 2024

文章引用: 刘国娟. 数字普惠金融对中小企业融资约束的影响[J]. 金融, 2024, 14(3): 916-928.

DOI: 10.12677/fin.2024.143097

## Abstract

Small and medium-sized enterprises are generally facing the problem of financing constraints, and the emergence of digital inclusive finance provides new ideas for alleviating financing constraints. In order to investigate the impact of digital inclusive finance on the financing constraints of small and medium-sized enterprises, this paper uses the data of small and medium-sized board listed companies from 2011 to 2021 to construct a two-way fixed effect model for testing. It is concluded that digital inclusive finance has a significant alleviating effect on the financing constraints of SMEs. Through heterogeneity analysis, it is found that digital inclusive finance has a more obvious effect on alleviating the financing constraints of non-state-owned SMEs and SMEs in economically underdeveloped areas. In view of the above conclusions, this paper puts forward suggestions from three aspects: the government, financial institutions and enterprises themselves, in order to better solve the financing constraints faced by SMEs and promote the vigorous development of SMEs.

## Keywords

Digital Inclusive Finance, Financing Constraints, SMEs, Small and Medium-Sized Enterprise Board

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

中小企业是我国国民经济不可或缺的重要组成部分，在增加税收收入、促进就业和经济增长、推动科技创新等方面均有着十分重要的作用。但在中小企业的发展过程中，每个企业都会面临着融资难、融资贵的问题，融资困境不仅阻碍着中小企业的创新发展，同时还制约着经济的高质量发展，因此，解决中小企业的融资约束刻不容缓。

近年来，随着新一代通讯和信息技术的迅猛发展，大数据、云计算、区块链等数字技术开始运用到金融领域，在此背景下，数字普惠金融应运而生。相较于传统普惠金融而言，数字普惠金融依托数字技术能够快速准确地处理海量数据，降低借贷双方的信息不对称；能够以低成本、高效率的方式提供金融服务活动，降低借贷双方的时间交易成本；能够快速精准地分析企业融资需求，提供个性化金融服务和产品；能够纠正金融资源的错配，破除中小企业所面临的金融排斥问题；能够有效发挥长尾效应，打破金融界的“二八法则”，触及 80% 的尾部群体。基于以上特点，数字普惠金融为帮助中小企业摆脱融资困境提供了可能。

基于以上背景，本文利用中小板上市公司 2011~2021 年的面板数据，通过现金 - 现金流敏感性模型，探究数字普惠金融是否真的能缓解中小企业的融资约束，目的在于通过相关分析为数字普惠金融缓解中小企业的融资贵、融资难问题提供可行路径。

## 2. 文献回顾

### 2.1. 数字普惠金融

关于数字普惠金融，现有文献主要涉及指标构建、影响因素和效应作用三个方面。数字普惠金融的

指标构建, 目前尚未形成统一标准, 2016 年北京大学数字金融研究中心创建了“北京大学数字普惠金融指数”, 是目前较为权威的数字普惠金融测度指标。关于数字普惠金融的影响因素, Sarma 和 Pais 研究发现, 外资产权、不良资产和资本资产比率对普惠金融的发展水平有着明显的抑制作用[1]; 王婧发现宏观经济、收入差距、接触便利和金融调控是影响普惠金融发展的主要因素[2]。关于数字普惠金融的效应作用, 易行健发现数字普惠金融的发展能够有效促进居民消费, 对于农村地区、中西部地区和低收入的居民促进作用更明显[3]; 张勋等发现数字普惠金融的发展具有收入效应, 能提高农村低收入群体的收入[4]; 任经辉通过实证检验发现, 数字普惠金融总体上能够起到缩小城乡收入差距的作用, 但其中的数字化程度指标会扩大城乡收入差距[5]。

## 2.2. 企业融资约束

融资约束的提出是在 1958 年, 随后国内外学者针对这一问题开展了大量的研究, 逐步形成了较为完善的理论知识体系。关于企业融资约束, 现有文献主要涉及测度指标和影响因素两方面。关于企业融资约束的测度指标, 先后经历了单一要素法、多元要素法和模型法。单一要素法指用一个数据指标来衡量融资约束, 例如 Fazzari 等使用的股利支付率[6]、Athey 和 Laumas 使用的企业规模大小[7]等等; 多元要素法指采用多个财务数据构建综合指标来进行测度, 包括 WW 指数、SA 指数和 KZ 指数; 模型法主要是投资—现金流敏感性模型和现金—现金流敏感性模型。关于企业融资约束的影响因素研究, 分为内部、外部两个层面, 内部因素涉及企业产权性质、企业规模、经营能力、盈利能力、企业管理水平和政治关联等等, 外部因素涉及外部信用环境、金融业发展水平、融资结构、信息披露和政府干预等等[8] [9] [10]。

## 2.3. 数字普惠金融对中小企业融资约束的影响

目前, 对数字普惠金融和企业融资约束的关系进行研究的文献已有不少, 观点尚未统一, 但大多数学者认为数字普惠金融对缓解中小企业融资约束有着显著的积极作用。邹伟基于内生理论视角研究得出, 普惠金融的发展能够提高融资可得性, 进而缓解企业融资约束[11]。喻平通过产权性质、高新技术的异质性分析发现, 数字普惠金融起到的缓解作用在非国有中小企业和高新技术中小企业中更为强烈[12]。雷辉通过构建投资—现金流敏感性模型发现, 银行数字普惠金融的发展对中小企业融资约束有着显著的积极作用, 且银行的竞争程度更高, 缓解作用更强烈[13]。黄锐等以沪深两市 A 股上市企业为样本, 实证分析发现, 数字普惠金融的发展能够缓解企业的融资约束, 缓解路径包括优化融资结构、提高市场化水平、降低融资费用和降低杠杆率水平等[14]。王迪尔以创业板上市企业为研究对象, 实证分析得出, 数字普惠金融能够通过降低财务费用和扩大信贷规模来有效缓解中小企业的融资约束, 且缓解作用会因企业性质和地区经济发展水平而有所不同[15]。

通过梳理文献可知, 测度数字普惠金融的方式有很多, 但北京大学数字金融研究中心的测度方法最为权威, 企业会因产权性质、企业规模及经济发展水平的不同而面临不同程度的融资约束, 从而数字普惠金融的缓解作用也存在着明显的异质性。因此, 本文基于中小板上市企业的数据, 采用北京大学发布的数字普惠金融指数, 通过构建现金—现金流敏感性模型, 来分析数字普惠金融对中小企业融资约束的影响到底如何。

## 3. 理论分析与研究假设

### 3.1. 数字普惠金融与中小企业融资约束

中小企业面临着严重的融资约束, 而数字普惠金融的发展能够起到很好的缓解作用。首先, 数字普惠金融提升了金融服务的质量。通过运用数字技术, 金融机构能更加快速全面的获得企业的相关信息及

融资需求，从而为其提供更具个性化的金融服务和产品；此外，数字技术的应用加速了金融业务的转型升级，拓宽了金融机构融资业务的渗透范围，促进了金融服务业的优化发展。其次，数字普惠金融的发展拓宽了融资渠道，在传统的线下服务的基础上，数字普惠金融的发展增加了更为便捷的线上服务形式，使那些金融发展欠完善地区的群体也能通过数字化渠道获得所需的金融服务[16]。最后，数字普惠金融的发展提高了中小企业的融资效率。互联网金融服务的提供提高了信息和数据的安全性，省去了企业去线下网点办理融资活动所需的信息登记、资料审核等一系列流程，节约了融资时间，缩短了融资路径，从而提高了融资效率。因此，提出本文第一个假设：

H1：数字普惠金融能够有效缓解中小企业所面临的融资约束。

### 3.2. 数字普惠金融对中小企业融资约束的异质性分析

#### 3.2.1. 产权异质性分析

由于我国特殊的制度背景，国有、非国有中小企业面临的融资状况有所不同。首先，国有中小企业为国家所有，其信息具有较高透明度，金融机构能够较易获得其相关信息，即搜寻成本、信息成本较低；与国有中小企业相反，非国有中小企业对外提供的财务信息较少，且不能保证其准确性，这就制约着非国有中小企业的融资行为。其次，国有中小企业大多拥有隐形的政府担保背书，其违约风险较小，即使出现违约的情况，政府也能够帮助其还款，从而在一定程度上降低了金融机构承担的风险损失，使国有企业更容易从传统渠道获得融资。最后，国有中小企业的运营模式刻板化，不能很好的适应新型的融资方式，国有中小企业融资依靠的是正规金融机构，利用的是传统的融资办法，这就导致数字普惠金融的效果较差，而非国有中小企业的管理制度更加灵活多变，能够更好地适应数字普惠金融下的新型融资模式。基于此，提出本文第二个假设：

H2：数字普惠金融更能显著缓解非国有中小企业所面临的融资约束。

#### 3.2.2. 经济发展水平异质性分析

由于人口、地理位置和产业集群等原因，使得我国不同的地区有着不同的经济发展水平。经济发展的不平衡就导致了金融资源的配置不均，具体表现为数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度均存在差异，经济较发达的地区拥有较成熟的金融体系、较多数量的金融机构、较高水平的数字化程度，故其数字普惠金融发展的更好。由于传统的金融服务需要建立线下网点来提高覆盖广度，若其成本较高，金融资源就无法向欠发达地区延伸，从而限制着中小企业的融资，而数字普惠金融的发展突破了地理空间的限制，拓宽了欠发达地区金融服务的覆盖范围，提高了该地区中小企业获得金融服务的可能性。因此，在一定程度上，数字普惠金融的发展促进了金融资源向欠发达地区的渗透，从而缓解该地区中小企业所面临的融资约束。据此，提出本文的第三个假设：

H3：数字普惠金融更能显著缓解经济欠发达地区中小企业面临的融资约束。

## 4. 实证研究设计

### 4.1. 数据来源及处理

企业的相关数据均来自 CSMAR；数字金融普惠指数来自《北京大学数字普惠金融指数(2011-2021年)》；经济发展水平的数据来源于国家统计局。为确保样本的有效性对所得数据做以下处理：① 剔除金融类、房地产类公司；② 剔除\*ST、ST、PT 公司；③ 剔除上市时间不满一年的公司；④ 剔除资产负债率大于 1 的公司；⑤ 剔除数据中有缺失值的公司。由于数字普惠金融指数与融资约束不在同一个量纲上，故对其进行缩小 100 倍处理。为避免数据极端异常值的影响，对以上数据均进行上下 1% 缩尾处理，最终得到样本数据 5691 个。

## 4.2. 模型构建

Almeida 在 2004 年最先推出现金—现金流敏感性模型[17]，连玉君等通过国内企业的数据进行了实证分析，发现这一模型在国内同样适用，可以用来研究企业的融资约束问题[18]。因此，本文也参照该模型进行研究，基准模型如下：

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 \Delta Nwc_{it} + \beta_5 \Delta Sd_{it} + \beta_6 Expend_{it} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i$  代表企业样本， $t$  代表年份， $\Delta Cash_{it}$  是企业现金持有量的变动情况； $CF_{it}$  是经营现金流； $Growth_{it}$ 、 $Size_{it}$ 、 $\Delta Nwc_{it}$ 、 $\Delta Sd_{it}$  和  $Expend_{it}$  分别是成长性指标、企业规模、净营运资本变动、流动负债变动和长期资本支出。系数  $\beta_1$  表示融资约束的大小， $\beta_2 \sim \beta_6$  是各控制变量的系数， $f_i$  是个体效应， $d_t$  是时间效应， $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项。为了分析数字普惠金融及其三个二级维度对融资约束的影响，在模型(1)的基础上，加入了 CF 与 DIFI 及其三个维度的交互项，得到如下模型：

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 \Delta Nwc_{it} + \beta_5 \Delta Sd_{it} + \beta_6 Expend_{it} + \beta_7 CF_{it} \times DIFI_{pt} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 \Delta Nwc_{it} + \beta_5 \Delta Sd_{it} + \beta_6 Expend_{it} + \beta_7 CF_{it} \times Cove_{pt} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 \Delta Nwc_{it} + \beta_5 \Delta Sd_{it} + \beta_6 Expend_{it} + \beta_7 CF_{it} \times Dep_{pt} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 \Delta Nwc_{it} + \beta_5 \Delta Sd_{it} + \beta_6 Expend_{it} + \beta_7 CF_{it} \times Dig_{pt} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $p$  表示企业  $i$  所在的省份，DIFI、Cove、Dep 和 Dig 分别是数字普惠金融总指数及其三个二级维度。 $\beta_7$  是  $CF \times DIFI$  的系数，若  $\beta_7$  为负，则表明数字普惠金融确实能够缓解企业的融资约束，因此，预期模型(2)至模型(5)中的  $\beta_7$  均显著为负。

## 4.3. 变量选取

**被解释变量：**企业持有的现金及现金等价物变动( $\Delta Cash$ )。面临着融资约束的中小企业，手中会持有更多的现金流，以此应对经营过程中的不时之需；没有融资约束的中小企业，则会持有较少的现金流。因此，企业所持有的现金流的变动能很好地反映企业所面临的融资约束程度。

**核心解释变量：**企业现金流(CF)。若企业持有的现金及现金等价物与企业经营活动产生的现金流量净增加额负相关，则说明企业现金及现金等价物的持有不需要从现金流中获取，即企业能够从外部获取资金，不存在融资约束问题；反之，则表明企业的外部融资存在约束。

**控制变量：**为了提高回归结果的可信度，参考已有文献，选取以下变量作为控制变量：企业成长性(Growth)、企业规模(Size)、净运营资本变动( $\Delta Nwc$ )、流动负债变动( $\Delta Sd$ )和长期资本支出(Expend)。此外，为了进行异质性分析，本文还设置了产权性质和经济发展水平两虚拟变量。各主要变量的计算方法和具体说明如下(表 1)：

Table 1. Variables

表 1. 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	说明
被解释变量	现金及现金等价物变动率	$\Delta Cash$	企业现金及现金等价物净增加额/期初总资产
解释变量	企业现金流	CF	经营活动现金流量净增加额/期初总资产

续表

	数字普惠金融总指数与现金流交互项	CF × DIFI	
	覆盖广度指数与现金流交互项	CF × Cove	北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数(2011-2021)
	使用深度指数与现金流交互项	CF × Dep	
	数字化程度指数与现金流交互项	CF × Dig	
	企业成长性	Growth	
	企业规模	Size	总资产的自然对数
控制变量	净营运资本变动	ΔNwc	当期净营运资本增加额/期初总资产
	流动负债变动	ΔSd	当期流动负债增加额/期初总资产
	长期资本支出	Expend	资本支出/期初总资产
虚拟变量	产权性质	SOE	国有取 1, 非国有取 0
	经济发展水平	Ggdp	发达地区取 1, 欠发达地区取 0

## 5. 实证结果分析

### 5.1. 描述性统计与相关性分析

#### 5.1.1. 描述性统计

表 2 是各变量的描述性统计。表中显示, 企业现金持有量( $\Delta\text{Cash}$ )的均值为 0.012, 表明企业普遍持有现金及现金等价物, 其最小值为-0.212, 最大值为 0.416, 说明中小企业的融资约束程度存在着明显的差异。企业现金流(CF)的均值为 0.054, 高于 $\Delta\text{Cash}$ 的均值, 说明企业存在一些现金流来满足投资需求, 其最小值为-0.164, 最大值为 0.277, 说明不同中小企业经营活动的现金流变动不大。数字普惠金融(DIFI)的标准差为 0.977, 说明不同地区的数字普惠金融发展差异较大, 可能与该地区的经济发展水平存在密切关系。其他控制变量的统计结果与已有文献相差无几, 也从侧面说明了本文变量的选取是可靠的。

Table 2. Descriptive statistics of variables

表 2. 变量的描述性统计

变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ΔCash	5691	0.012	0.093	-0.212	0.002	0.416
CF	5691	0.054	0.073	-0.164	0.052	0.277
DIFI	5691	2.787	0.977	0.386	2.943	4.346
Size	5691	22.102	0.914	20.271	22.037	24.566
Growth	5691	0.155	0.244	-0.311	0.101	1.246
ΔNwc	5691	0.014	0.134	-0.329	0.003	0.548
ΔSd	5691	0.065	0.127	-0.205	0.047	0.594
Expend	5691	0.068	0.067	0.001	0.047	0.344

#### 5.1.2. 相关性检验

为了避免变量之间存在高度相关和多重共线的问题, 影响后续实证分析结果的可靠性和有效性, 在进行回归之前, 对各变量进行相关性检验和多重共线性检验, 检验结果分别如表 3、表 4 所示。

**Table 3.** Correlation test**表 3.** 相关性检验

	$\Delta$ Cash	CF	DIFI	Size	Growth	$\Delta$ Nwc	Expend	$\Delta$ Sd
$\Delta$ Cash	1							
CF	0.226***	1						
DIFI	0.049***	0.051***	1					
Size	0.104***	0.097***	0.325***	1				
Growth	0.483***	0.076***	-0.130***	0.142***	1			
$\Delta$ Nwc	0.590***	0.092***	0.026**	0.056***	0.347***	1		
Expend	0.047***	0.176***	-0.214***	0.053***	0.417***	-0.080***	1	
$\Delta$ Sd	0.177***	-0.051***	-0.106***	0.125***	0.676***	-0.217***	0.287***	1

注：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

从表 3 的结果可以看出，各个变量之间存在一定的相关性，但相关系数的绝对值均小于 0.7，说明各个变量之间不存在高度相关，即不存在共线性。从表 4 的结果可以看出，各变量的 VIF 值均在 5 以内，意味着各变量之间不存在共线性问题。综合来看，变量之间不存在高度相关和多重共线的问题，不会出现伪回归的现象，因此，可以进行回归分析。

**Table 4.** Multicollinearity VIF test**表 4.** 多重共线性 VIF 检验

Variable	VIF	1/VIF
DIFI	1.21	0.828133
CF	1.07	0.936401
Size	1.18	0.849106
Growth	4.38	0.228128
Expend	1.45	0.688447
$\Delta$ Nwc	2.25	0.445123
$\Delta$ Sd	3.42	0.292075
Mean VIF	2.14	

## 5.2. 基准回归分析

### 5.2.1. 模型选择

本文的数据为非平衡面板数据，需通过 Hausman 检验来选择模型。Hausman 检验结果如表 5 所示，P 值为  $0.0000 < 0.01$ ，拒绝原假设，即采用固定效应模型优于采用随机效应模型。同时，考虑到可能会存在个体效应和时间效应，本文建构固定时间和固定个体的双向固定效应模型进行实证分析。

**Table 5.** Hausman test results**表 5.** Hausman 检验结果

	chi2(8) = 87.29
Hausman 检验	Prob > chi2 = 0.0000

### 5.2.2. 基准回归结果

表6的回归结果显示,在五列中,CF的系数显著为正,说明当中小企业的现金流量增加时,所持有的现金量也会增加,即中小企业都普遍都会留存部分资金,也即面临着融资约束问题。列(2)中CF×DIFI的系数为负,其在1%的显著水平下显著,表明随着数字普惠金融的发展,中小企业会减少手中所持有的现金及现金等价物,也即中小企业能够从外部获取融资,因而不需要再留存更多的资金以备不时之需,意味着数字普惠金融对缓解中小企业融资约束存在着积极作用。此外,覆盖广度、使用深度和数字化程度与企业现金流的交互项CF×Cove、CF×Dep和CF×Dig的系数均在5%的水平下显著为负,说明数字普惠金融能够从这三个维度去缓解融资约束,其中覆盖广度维度的缓解作用最强。因此,本文的假设1成立。

**Table 6.** Benchmark regression results

**表 6.** 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔCash	ΔCash	ΔCash	ΔCash	ΔCash
CF	0.277*** (13.32)	0.385*** (8.26)	0.377*** (8.49)	0.381*** (8.24)	0.391*** (7.83)
Size	-0.004 (-1.33)	-0.003 (-1.13)	-0.003 (-1.13)	-0.003 (-1.14)	-0.003 (-1.16)
Growth	0.052*** (3.91)	0.053*** (3.96)	0.053*** (3.96)	0.053*** (3.96)	0.052*** (3.96)
ΔNwc	0.410*** (21.98)	0.411*** (21.97)	0.411*** (21.97)	0.411*** (21.96)	0.411*** (22.01)
Expend	-0.100*** (-3.74)	-0.102*** (-3.82)	-0.101*** (-3.81)	-0.101*** (-3.80)	-0.102*** (-3.84)
ΔSd	0.194*** (9.23)	0.194*** (9.22)	0.194*** (9.21)	0.194*** (9.21)	0.195*** (9.25)
CF×DIFI		-0.042*** (-2.62)			
CF×Cove			-0.042** (-2.56)		
CF×Dep				-0.039** (-2.57)	
CF×Dig					-0.037** (-2.53)
_cons	0.056 (0.95)	0.045 (0.76)	0.045 (0.76)	0.045 (0.76)	0.047 (0.79)
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
N	5654	5654	5654	5654	5654
R <sup>2</sup>	0.475	0.476	0.476	0.476	0.476

注: \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01, 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。



### 5.3. 异质性分析

#### 5.3.1. 产权异质性

表 7 显示了产权异质性的回归结果，非国有中小企业的 CF 系数为 0.423，国有中小企业的 CF 系数为 0.165，两系数均在 1% 水平下显著，说明非国有和国有中小企业均面临着融资约束，非国有中小企业面临的融资约束程度更严重。列(1)中  $CF \times DIFI$  的系数显著为负，而在列(2)中，该系数并不显著，说明数字普惠金融的缓解作用在非国有中小企业中表现得更为明显，可能是国有中小企业较依赖传统的金融机构，对数字普惠金融的依赖度较小所导致。基于此，本文的假设 2 成立。

Table 7. Heterogeneity analysis

表 7. 异质性分析

变量	产权性质		经济发展水平	
	非国有	国有	欠发达地区	发达地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
CF	0.423*** (7.90)	0.165* (1.87)	0.474*** (7.79)	0.184 (1.63)
$CF \times DIFI$	-0.056*** (-3.07)	0.050 (1.51)	-0.074*** (-2.71)	0.022 (0.67)
Size	-0.003 (-1.01)	-0.006 (-1.03)	-0.004 (-0.92)	-0.013*** (-2.75)
Growth	0.049*** (3.33)	0.083*** (3.03)	0.039* (1.87)	0.066*** (3.62)
$\Delta Nwc$	0.416*** (20.29)	0.396*** (8.78)	0.439*** (16.03)	0.384*** (14.79)
Expend	-0.104*** (-3.57)	-0.086 (-1.33)	-0.070* (-1.71)	-0.094** (-2.16)
$\Delta Sd$	0.204*** (8.53)	0.134*** (3.41)	0.240*** (7.32)	0.168*** (5.71)
_cons	0.045 (0.68)	0.112 (0.85)	0.061 (0.62)	0.261** (2.57)
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
N	4717	917	2718	2850
R <sup>2</sup>	0.477	0.467	0.503	0.439

注：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

#### 5.3.2. 经济发展水平异质性

按各省份的经济发展水平进行分组，其中高于平均 GDP 水平的地区为经济发达地区，低于平均 GDP 水平的地区为经济欠发达地区。表 7 的结果显示，经济欠发达地区的 CF 系数为 0.474，在 1% 水平下显著为正；经济发达地区的 CF 系数为 0.184，但并不显著，说明经济欠发达地区面临着融资约束的问题而发达地区却没有这种问题。列(3)中  $CF \times DIFI$  的系数显著为负，而在列(4)中，该项系数为正且并不显著，意味着数字普惠金融的缓解作用在经济欠发达地区中小企业中表现得更为明显，可能是由于发达地区本就具有较成熟的金融体系、较高的科技信息水平，因而数字普惠金融的发展并未对金融服务的发展起到

很好的促进作用。基于此，本文的假设 3 成立。

#### 5.4. 稳健性检验

为了检验上述回归结果的稳定性和有效性，本文从内生性问题和变量度量误差两个方面进行稳健性检验。

##### 5.4.1. 内生性问题

在基准模型中，采用企业的当期现金流来衡量企业面临的融资约束，总资产的增长率来衡量企业的成长性，而经营活动的现金流增加会导致总资产增加，总资产的增加又可能体现在现金流的增加上，故这两个变量之间可能存在内生性问题。连玉君和姚耀军等人也认为 CF 和 Growth 可能存在内生性问题 [10]。而广义矩估计法(GMM)允许模型中一些变量是内生的，因此，本文选用 CF 的一阶滞后项和 Growth 的一阶滞后项为工具变量，进行一阶差分 GMM 估计，以此来解决可能存在的内生性问题。结果如表 8 所示，在四个模型中，CF 的系数均在 1%水平下显著为正，且 CF × DIFI、CF × Cove、CF × Dep 和 CF × Dig 的系数均显著为负，验证了基础回归结果的稳定性。

Table 8. Estimation of first-order differential GMM

表 8. 一阶差分 GMM 估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$
CF	0.482*** (7.15)	0.473*** (7.36)	0.485*** (7.08)	0.503*** (6.69)
CF × DIFI	-0.051** (-2.18)			
Size	-0.017*** (-2.62)	-0.017*** (-2.62)	-0.017*** (-2.62)	-0.017*** (-2.62)
Growth	0.062*** (3.19)	0.062*** (3.19)	0.062*** (3.19)	0.062*** (3.20)
$\Delta\text{Nwc}$	0.437*** (17.13)	0.437*** (17.13)	0.437*** (17.10)	0.437*** (17.17)
Expend	-0.128*** (-2.91)	-0.128*** (-2.91)	-0.127*** (-2.89)	-0.129*** (-2.94)
$\Delta\text{Sd}$	0.234*** (8.52)	0.234*** (8.52)	0.234*** (8.51)	0.234*** (8.56)
CF × Cove		-0.052** (-2.16)		
CF × Dep			-0.051** (-2.18)	
CF × Dig				-0.049** (-2.21)
N	4577	4577	4577	4577
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.424	0.424	0.422	0.424
Hansen	0.054	0.053	0.055	0.057

注：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

### 5.4.2. 稳健性检验

本文采用缩减样本的方法进行稳健性检验。我国的直辖市具有特殊的经济定位，其经济发展模式与其他省级行政单位有所不同，为了避免这些地区的极端影响。本文借鉴任晓怡的做法，将四个直辖市(北京、天津、上海和重庆)从样本里剔除[19]。缩减样本后再次进行回归，结果如表 9 所示，各个系数的符号及显著性与基准回归结果完全一致，这意味着本文所采用的计量模型具有稳健性。

**Table 9.** Robustness test

**表 9.** 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$	$\Delta\text{Cash}$
CF	0.291*** (13.55)	0.415*** (8.64)	0.400*** (8.80)	0.410*** (8.59)	0.435*** (8.41)
Size	-0.004 (-1.51)	-0.004 (-1.28)	-0.004 (-1.30)	-0.004 (-1.29)	-0.004 (-1.28)
Growth	0.052*** (3.66)	0.052*** (3.71)	0.052*** (3.70)	0.053*** (3.71)	0.052*** (3.70)
$\Delta\text{Nwc}$	0.402*** (20.21)	0.402*** (20.20)	0.402*** (20.20)	0.402*** (20.19)	0.403*** (20.24)
Expend	-0.097*** (-3.50)	-0.098*** (-3.56)	-0.098*** (-3.56)	-0.098*** (-3.54)	-0.099*** (-3.61)
$\Delta\text{Sd}$	0.190*** (8.56)	0.191*** (8.53)	0.191*** (8.53)	0.191*** (8.53)	0.191*** (8.57)
CF × DIFI		-0.048*** (-2.90)			
CF × Cove			-0.046*** (-2.73)		
CF × Dep				-0.045*** (-2.84)	
CF × Dig					-0.047*** (-3.07)
_cons	0.069 (1.13)	0.057 (0.92)	0.058 (0.93)	0.057 (0.93)	0.057 (0.92)
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
N	5114	5114	5114	5114	5114
R <sup>2</sup>	0.465	0.466	0.466	0.466	0.467

注：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

## 6. 结论及相关建议

### 6.1. 研究结论

通过基准回归，可以得到本文的主要结论：数字普惠金融能够缓解中小企业所面临的融资约束，其三个维度均能在一定程度上缓解融资约束，其中覆盖广度的缓解作用最强烈。通过异质性分析得出，相

较于国有中小企业，数字普惠金融对非国有中小企业融资约束的缓解作用更为显著。相较于经济发达地区，数字普惠金融更能显著缓解欠发达地区中小企业的融资约束。

## 6.2. 政策建议

针对以上结论，从政府、金融机构和企业自身三个方面提出相关政策建议，以增强数字普惠金融对中小企业融资约束的缓解作用。

首先，政府方面。第一，国家和政府要建立和完善相关的法律制度，明确规范数字普惠金融的服务对象和实施机构，严格规范金融机构的新型融资模式。第二，政府应优化融资环境，建立健全相关征信体系，各个机关之间要建立信息共享机制，促进信息的高效流动。第三，政府要促进普惠金融的数字化发展，一方面加强金融基础设施建设，另一方面鼓励金融机构数字化转型发展。

其次，金融机构方面。第一，金融机构应进行数字化改革，将数字技术融入到金融服务中去，具体措施包括改变传统服务模式，建立自主进行风险评估和实时线上审批的融资体系，开发线上借贷平台等等。第二，金融机构应建立完善的信息评级体系，将收集到的企业信息进行整理，以便进行信用风险评估。第三，金融机构应创新金融服务和产品，针对不同行业、地区和规模的企业提供个性化的产品和服务，精准对接中小企业的金融服务需求。

最后，中小企业方面。第一，中小企业要提升自身的实力，包括提升企业的地位和偿债能力、提高信用水平。第二，中小企业要加强信息披露的意识，企业要在保证信息安全的前提下，尽可能多地公布企业信息，从而降低借贷双方的信息不对称。第三，企业要拓展获取资金的渠道，在数字化时代，传统融资方式应转变为通过数字普惠金融进行融资，尤其是国有中小企业，不要一味地依靠传统金融机构，要灵活多变地采用新型融资方式。

## 参考文献

- [1] Sarma, M. and Pais, J. (2008) Financial Inclusion and Development: A Cross Country Analysis. *Journal of International Development*, **23**, 613-628. <https://doi.org/10.1002/jid.1698>
- [2] 王婧, 胡国晖. 中国普惠金融的发展评价及影响因素分析[J]. 金融论坛, 2013, 18(6): 31-36.
- [3] 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.
- [4] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [5] 任经辉. 黄河流域数字普惠金融对城乡收入差距影响的实证研究[J]. 河南师范大学学报(自然科学版), 2022, 50(5): 56-62.
- [6] Fazzari, S., Hubbard, R.G. and Petersen, B.C. (1988) Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 141-195. <https://doi.org/10.2307/2534426>
- [7] Athey, M.J. and Laumas, P.S. (1994) Internal Funds and Corporate Investment in India. *Journal of Development Economics*, **45**, 287-303. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(94\)90034-5](https://doi.org/10.1016/0304-3878(94)90034-5)
- [8] 连玉君, 苏治. 融资约束、不确定性与上市公司投资效率[J]. 管理评论, 2009, 21(1): 19-26.
- [9] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 47-60+140.
- [10] 姚耀军, 董钢锋. 中小企业融资约束缓解: 金融发展水平重要抑或金融结构重要?——来自中小企业板上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2015(4): 148-161.
- [11] 邹伟, 凌江怀. 普惠金融与中小微企业融资约束——来自中国中小微企业的经验证据[J]. 财经论丛, 2018(6): 34-45.
- [12] 喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗[J]. 财会月刊, 2020(3): 140-146.
- [13] 雷辉, 金敏. 银行数字普惠金融、银行竞争与企业融资约束[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(6): 2-9.
- [14] 黄锐, 赖晓冰, 赵丹妮, 等. 数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J]. 中国经济问题, 2021(1): 52-66.

- [15] 王迪儿. 数字普惠金融缓解中小企业融资约束的实证分析[D]: [硕士学位论文]. 银川: 北方民族大学, 2024.
- [16] 卜亚, 刘姝雨. 数字普惠金融对中小企业融资约束的影响研究——动态效应、异质性特征与机制识别[J]. 经济论坛, 2022(7): 125-138.
- [17] Almeida, H., Campello, M. and Weisbach, M.S. (2004) The Cash Flow Sensitivity of Cash. *The Journal of Finance*, **59**, 1777-1804. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x>
- [18] 连玉君, 苏治, 丁志国. 现金-现金流敏感性检验融资约束假说吗? [J]. 统计研究, 2008(10): 92-99.
- [19] 任晓怡. 数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J]. 现代经济探讨, 2020(10): 65-75.