

# 金融科技对中小企业融资约束的影响

## ——以新三板挂牌公司的数据为例

欧 阳

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年8月7日; 录用日期: 2023年9月29日; 发布日期: 2023年10月8日

### 摘 要

本文以2015~2021年新三板挂牌企业为研究样本, 通过现金-现金流敏感性模型来测度企业的融资约束程度, 并运用多元回归模型实证分析金融科技对中小企业融资约束的影响。实证结果表明, 金融科技可以通过降低企业杠杆率来缓解中小企业融资约束, 并且这种缓解作用在经济较发达地区最明显。由此, 本文提出政府应重视金融科技发展, 同时加强金融风险监管的建议。

### 关键词

金融科技, 融资约束, 新三板, 现金-现金流敏感模型

# The Impact of FinTech on SME Financing Constraints

## —Evidence from NEEQ-Listed Companies

Yang Ou

School of Management, University of Shanghai for Science & Technology, Shanghai

Received: Aug. 7<sup>th</sup>, 2023; accepted: Sep. 29<sup>th</sup>, 2023; published: Oct. 8<sup>th</sup>, 2023

### Abstract

Taking the New OTC Markets enterprises from 2015 to 2021 as a research sample, this paper measures the degree of financing constraints of enterprises through a cash-cash flow sensitivity model, and empirically analyzes the impact of Fintech on the financing constraints of SMEs by using multiple regression models. Empirical results show that Fintech can ease the financing constraints of SMEs by improving the long-term solvency of enterprises, and this mitigation effect is more ob-

vious in regions with high economic development levels. Therefore, this paper proposes that the government should pay attention to the development of financial technology and strengthen financial risk supervision.

## Keywords

Fintech, Financing Constraints, New OTC Market, Cash-Cash Flow Sensitivity Model

Copyright © 2023 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

在我国经济发展过程中,中小企业扮演着不可或缺的角色。但长期以来,我国中小企业一直面临“融资难”“融资贵”的问题,如何让中小企业以更低的价格更快地获得融资是当今研究的热点。近年来科学技术高速发展,传统金融不断与数字技术相结合形成了金融科技。金融科技的出现有效地降低了宏观经济杠杆率、提高了金融机构服务实体经济的效率。因此,金融科技是否能够帮助政府缓解以及如何缓解中小企业“融资难”“融资贵”的问题也称为了当下的热点。为此,本文进一步探究金融科技对中小企业融资约束的影响。基于现金-现金流敏感模型进行实证研究,并进一步通过异质性分析,探究金融科技对不同经济发展水平地区的中小企业融资约束影响的差异。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. 金融科技与中小企业融资

中小企业“融资难”“融资贵”的问题一直是阻碍了中小企业蓬勃发展的主要原因之一。近年来,我国科技水平不断提高,数字技术与传统金融相结合形成了金融科技。多数学者认为金融科技有助于缓解中小企业“融资难”“融资贵”的问题。其中,安宝洋(2014)认为,金融科技可以打破金融抑制,提高金融行业对于中小企业的支持力度[1];汪学军(2019)认为利用金融科技进行数字化转型是解决小微企业“融资难”“融资贵”的正确路径[2]。基于以上的分析,本文提出如下的假设:

H1: 金融科技可以缓解中小企业融资约束。

### 2.2. 金融科技、企业偿债能力与企业融资约束

我国是典型的以间接金融为主导的国家,这也是我国宏观经济杠杆率较高的根本原因。企业的高杠杆率在一定程度上意味着较差的企业偿债能力。张斌彬等(2020)认为金融科技的发展能够抑制企业杠杆率水平,且这种抑制作用能够持续较长的时间[3]。基于以上的分析,本文提出如下的假设:

H2: 金融科技可以通过降低中小企业杠杆来缓解中小企业的融资约束。

### 2.3. 金融科技、地区经济发展水平与企业融资约束

金融科技对于处于经济发展水平不同地区中小企业的融资约束作用大小不同。黄锐等(2020)发现金融科技缓解企业融资约束的作用在东部地区的企业中更为明显[4]。基于以上的分析,本文提出如下的假设:

H3: 金融科技在经济水平发达地区缓解企业融资约束的作用更明显。

### 3. 研究方法与数据来源

#### 3.1. 模型设定

##### 3.1.1. 基准模型设定

本文采用 Almedia 等(2014)提出的现金—现金流敏感性模型来进行实证分析[5], 连玉君(2008)也根据此模型利用国内企业的历史数据进行了实证分析, 发现该模型可以帮助分析我国企业的融资约束问题[6]。为了避免遗漏变量对模型产生内生性干扰, 本文加入个体效应和时间效应到原模型中。

因此, 本文拟构建的中小企业融资约束模型如(1)所示:

$$\Delta\text{Cash}_{it} = \beta_0 + \beta_1\text{CF}_{it} + \beta_2\text{Growth}_{it} + \beta_3\text{Size}_{it} + \beta_4\Delta\text{Nwc}_{it} + \beta_5\Delta\text{Sd}_{it} + \beta_6\text{Expense}_{it} + f_i + d_t + u_{it} \quad (1)$$

式中,  $\Delta\text{Cash}_{it}$  代表企业现金持有量变动情况,  $\text{CF}_{it}$  代表企业经营现金流,  $\text{Growth}_{it}$ 、 $\text{Size}_{it}$ 、 $\Delta\text{Nwc}_{it}$ 、 $\Delta\text{Sd}_{it}$ 、 $\text{Expense}_{it}$  是本文的控制变量, 分别代表企业的成长性、企业规模、净营运资本变动额、短期债务变动额、长期资本支出。  $f_i$  代表个体效应,  $d_t$  代表时间效应,  $u_{it}$  是代表误差项。  $i$  代表企业样本,  $t$  代表年份,  $\beta_1 \sim \beta_6$  是各个变量的系数。

在基准模型中加入金融科技指数(FT)和金融科技指数和现金流的交互项(FT\*CF)来探究金融科技对于中小企业融资约束的影响。

$$\Delta\text{Cash}_{it} = \beta_0 + \beta_1\text{CF}_{it} + \varphi_1\text{FT}_{it} * \text{CF}_{it} + \varphi_2\text{FT}_{it} + \sum \beta\text{Controls}_{it} + f_i + d_t + u_{it} \quad (2)$$

##### 3.1.2. 机制检验模型构建

本文采用中介效应三步检验法来探究金融科技通过何种路径来影响中小企业融资约束。拟构建的机制检验模型如(3) (4)所示:

$$\text{BS}_{it} = \beta_0 + \beta_1\text{FT}_{it} + \sum \beta\text{Controls}_{it} + f_i + d_t + u_{it} \quad (3)$$

$$\Delta\text{Cash}_{it} = \beta_0 + \beta_1\text{CF}_{it} + \varphi_1\text{FT}_{it} * \text{CF}_{it} + \varphi_2\text{FT}_{it} + \gamma_1\text{BS}_{it} * \text{CF}_{it} + \gamma_2\text{BS}_{it} + \sum \beta\text{Controls}_{it} + f_i + d_t + u_{it} \quad (4)$$

#### 3.2. 变量设定

##### 3.2.1. 被解释变量

现金持有量( $\Delta\text{Cash}$ )。本文采用现金及现金等价物变化率来表示企业的现金持有量。现金及现金等价物变化率 = (第  $t$  期现金及现金等价物 - 第  $t - 1$  期现金及现金等价物)/第  $t - 1$  期总资产。

##### 3.2.2. 核心解释变量

经营活动现金流(CF)。经营活动现金流 = 第  $t$  期经营活动现金流量净额/第  $t - 1$  期总资产\*100。

本文参考《北京大学数字普惠金融指数(2011~2021年)》, 采用省级总指数作为核心解释变量。为解决指数过大的问题, 将该指数除以 100 后进行研究, 故金融科技指数 = 省级总指数/100。

##### 3.2.3. 中介变量

采用资产负债率来代表企业杠杆率, 资产负债率 = 第  $t$  期总负债/第  $t$  期总资产。

##### 3.2.4. 控制变量

采用企业营业收入增长率来代表企业的成长性, 营业收入增长率 = (第  $t$  期营业收入 - 第  $t - 1$  期营业收入)/第  $t - 1$  期营业收入。

采用总资产规模来代表企业规模, 企业规模  $\text{Size} = \ln(\text{第 } t - 1 \text{ 期总资产}/10000)$ 。

净营运资本变动( $\Delta Nwc$ )。净营运资本变动 = (第  $t$  期营运资本总额 - 第  $t - 1$  期营运资本总额) / 第  $t - 1$  期总资产 \* 100。

短期负债变动( $\Delta Ss$ )。短期负债变动 = (第  $t$  期流动负债总额 - 第  $t - 1$  期流动负债总额) / 第  $t - 1$  期总资产 \* 100。

长期资本支出(Expense)。长期资本支出 = 第  $t$  期购建固定资产、无形资产等长期资产的现金支出 / 第  $t - 1$  期总资产 \* 100。

### 3.3. 数据来源

本文选取 2015 年~2021 年在新三板挂牌的中小企业为研究对象, 所有数据均来自于同花顺。为保证实证检验的可靠性, 本文对数据进行了如下的处理: ① 剔除了 ST、ST\* 类的企业; ② 剔除了属于金融业和租赁、商务服务业的企业; ③ 对所有连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理。最终得到 2620 家中小企业的数 据, 共 18,340 个观测值。实证过程分析使用了 Excel 和 Stata16.0。

## 4. 实证分析

### 4.1. 描述性统计分析

本文对相关变量进行数据分析, 其描述性统计如表 1 所示。由表 1 可知, 样本企业现金持有量有较大的差异, 我国金融科技在一定程度上也存在发展不均衡的问题。5 个控制变量的标准差也存在较大差异, 表明样本企业在这 5 个变量指标上也存在差异。

Table 1. Descriptive statistics  
表 1. 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$\Delta cash$	18340	1.356	10.480	-35.23	73.22
CF	18340	5.215	12.220	-49.10	57.63
FT	18340	3.188	0.618	1.762	4.45
Growth	18340	0.164	0.366	-0.803	2.821
Size	18340	9.611	1.030	6.594	12.83
$\Delta Nwc$	18340	4.231	14.530	-46.58	105.6
$\Delta Sd$	18340	5.964	15.390	-39.10	95.32
Expense	18340	5.450	7.077	0.00839	51.60
Bs	18340	0.430	0.189	0.00575	1.364

### 4.2. 基准回归分析

本文先对中小企业样本进行 Hausman 检验, 检验后 P 值为 0.000 小于 0.1, 说明拒绝原假设, 应采用固定效应模型。考虑到个体效应和时间效应, 本文采用双向固定效应模型进行回归。

表 2 中的第(1)列为式(2)的检验结果。其中, CF 的系数在 1% 的水平上显著为正, 说明我国中小企业即便有金融科技的帮助也面临融资约束的问题。交互项 FT\*CF 的系数在 5% 的水平上显著为负, 说明金融科技可以有效降低企业的现金持有量, 从而缓解企业面临的融资约束。本文假设 1 成立。

**Table 2.** Regression results  
**表 2.** 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ΔCash	FT·CF	ΔCash	ΔCash	ΔCash	ΔCash	ΔCash
CF	0.594*** (12.03)	2.432*** (64.26)	0.125 (0.79)	1.211*** (15.37)	2.210*** (6.24)	1.288*** (7.35)	2.761*** (5.63)
Growth	-3.510*** (-12.36)	0.347 (1.53)	-3.143*** (-11.27)	-0.213** (-2.32)	-3.203*** (-7.76)	-3.342 (-5.12)	-3.764*** (-7.21)
Size	-1.230*** (-2.54)	1.349*** (2.56)	-0.143 (-0.78)	0.190 (0.12)	-2.584*** (-3.64)	-0.542 (-0.93)	-0.029 (-0.04)
ΔNwc	0.275*** (25.56)	0.109*** (12.66)	0.489*** (25.30)	-3.52*** (-13.20)	0.535*** (15.09)	0.420*** (13.24)	0.478*** (20.52)
ΔSd	0.274*** (14.31)	-0.134*** (-15.39)	0.160*** (23.25)	-1.236*** (-6.09)	1.523*** (13.20)	0.240*** (12.35)	0.259*** (25.32)
Expense	-0.544*** (-7.26)	0.143*** (4.32)	-0.209*** (-8.05)	0.409*** (25.43)	-1.32*** (-6.86)	-0.235*** (-3.69)	-0.02 (-1.35)
FT*CF	-0.54** (-2.09)		-0.721*** (-8.53)	-0.314*** (-13.28)	-0.03*** (8.24)	-0.176*** (-9.58)	-0.366*** (-13.25)
FT	0.530 (0.23)	15.842*** (8.90)	0.280*** (6.55)	-0.254*** (-6.90)	3.568 (0.06)	-3.241 (-0.89)	1.237 (0.24)
FinDev*CF		0.253*** (18.09)					
常数项	6.820 (1.26)			7.231 (1.32)	3.439 (1.05)	13.428 (1.22)	5.243 (0.94)
样本量	18340	18340	18340	11858	1638	6475	10227
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著，括号内为 *t* 值。

### 4.3. 内生性分析及稳健性检验

#### 4.3.1. 内生性分析

为避免遗漏变量造成的内生性问题，本文采用金融发展水平(省级存贷款总额与 GNP 的比值) FinDev 作为工具变量，运用两阶段最小二乘法重新对模型进行了估计。表 2 的第(2)列和(3)列为采用工具变量法后的双向固定效应模型的回归结果。从表 2 的第(2)列可知，FT\*CF 与 FinDev\*CF 具有较强的正相关性。表 2 的第(3)列为使用工具变量后的回归结果，从表中可知 FT\*CF 的系数显著为负，说明在控制了可能出现的内生性问题后，金融科技依然能够有效缓解中小企业的融资约束问题。

#### 4.3.2. 稳健性检验

由于我国直辖市的经济地位特殊，无论是其经济水平还是金融科技的发展水平都远远高于其他省份。因此，本文在总样本中剔除直辖市样本后再次进行回归来进一步验证本文结论，回归结果如表 2 的第(4)列所示。由表 2 的第(4)列可知，剔除直辖市样本后，CF 的系数显著为正，FT\*CF 的系数显著为负。这说明在非直辖市省市中，金融科技依然可以缓解中小企业面临的融资约束问题，再次验证了本文假设 1。

#### 4.4. 机制分析

本文采用企业资产负债率来表示企业杠杆率。企业资产负债率越低，说明企业杠杆率越低。表 3 为资产负债率传导机制模型回归结果。表 3 的第(1)列为式(3)的回归结果，表示金融科技可以降低中小企业资产负债率。表 3 第(2)列为式(4)的回归结果，其中，BS\*CF 的系数显著为负，但此时 FT\*CF 的系数回归结果不再显著，表明资产负债率起到了完全中介效应。本文假设 2 成立。

Table 3. Mediation effects results

表 3. 机制分析

变量	(1) BS	(2) ΔCash
FT	-0.232*** (-8.24)	1.293 (0.54)
Growth	0.052*** (6.39)	-4.248*** (-13.23)
Size	0.035*** (9.33)	-1.564*** (-6.06)
ΔNwc	-0.032*** (-20.78)	0.473*** (23.58)
ΔSd	0.043*** (34.89)	0.102*** (13.55)
Expense	-0.003*** (-6.24)	-0.043*** (-8.69)
CF		0.243*** (15.39)
FT*CF		-0.253 (-0.53)
BS		6.230*** (9.09)
BS*CF		-0.265*** (-8.23)
常数项	0.232*** (2.45)	2.240 (1.03)
样本量	18340	18340

#### 4.5. 异质性分析

我国国土面积广阔，各地区经济发展水平有较大的差异。本文计算出各省人均 GDP 从 2015 年~2021 年的均值，以均值为基础将样本分为经济不发达、经济次发达和经济较发达地区的三组子样本，再分别用(2)式进行回归，回归结果如表 2 所示。第(5)列~第(7)列分别为经济不发达、经济次发达和经济较发达地区子样本的回归结果，从表中可知，三组子样本 FT\*CF 的系数均显著为负，说明金融科技对三个地区的中小企业融资约束都有缓解作用。但通过比较系数的大小可知，金融科技缓解企业融资约束的作用对经济较发达地区最大、经济次发达地区其次、经济欠发达地区最小。

#### 5. 结论与建议

本文以 2015 年~2021 年新三板挂牌企业为研究样本，针对金融科技对中小企业融资约束进行了实证检验，得出金融科技能够通过提高中小企业长期偿债能力来缓解中小企业融资约束的结论，同时由异质

性分析也可得出在经济较发达地区金融科技更能帮助缓解中小企业融资约束。基于研究结论, 本文提出以下的相关建议:

政府应重视金融科技的发展。如今金融科技已经成为了我国国家战略中的显著优势, 应充分利用金融科技的发展, 更好地进行金融资源配置, 并由此推动中小企业的健康发展。

政府应加强对金融风险的监管。在金融科技不断发展的同时, 各种金融风险也逐渐显现, 对此, 政府应该加强对金融风险的监管, 守住金融科技发展带来的成果。

## 参考文献

- [1] 安宝洋. 互联网金融下科技型小微企业的融资创新[J]. 财经科学, 2014(10): 1-8.
- [2] 汪学军. 小微企业金融服务数字化转型研究[J]. 农村金融研究, 2019(11): 76-80.  
<https://doi.org/10.16127/j.cnki.issn1003-1812.2019.11.011>
- [3] 张斌彬, 何德旭, 张晓燕. 金融科技发展能否驱动企业去杠杆? [J]. 经济问题, 2020(1): 1-10+69.  
<https://doi.org/10.16011/j.cnki.jjw.2020.01.001>
- [4] 黄锐, 赖晓冰, 唐松. 金融科技如何影响企业融资约束?——动态效应、异质性特征与宏观机制检验[J]. 国际金融研究, 2020(6): 25-33. <https://doi.org/10.16475/j.cnki.1006-1029.2020.06.003>
- [5] Almeida, H., Campello, M. and Weisbach, M.S. (2004) The Cash Flow Sensitivity of Cash. *Journal of Finance*, **59**, 1777-1804. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x>
- [6] 连玉君, 苏治, 丁志国. 现金-现金流敏感性能检验融资约束假说吗? [J]. 统计研究, 2008, 25(10): 92-99.  
<https://doi.org/10.19343/j.cnki.11-1302/c.2008.10.015>