

# 金融集聚能缓解中小企业融资约束吗?

——基于非线性和区域异质性的视角

罗薇薇<sup>1</sup>, 曾五一<sup>2,3</sup>

(1. 厦门城市职业学院 财会金融系, 福建 厦门 361005; 2. 上海对外经贸大学 统计与信息学院, 上海 201620; 3. 吉林财经大学 统计学院, 吉林 长春 130117)

**摘要:** 以2009—2017年上市中小企业面板数据为样本, 应用现金-现金流敏感性模型分析了金融集聚对中小企业融资约束的影响。研究发现: 整体上金融集聚可以一定程度缓解中小企业融资约束, 但存在地区性差异, 且门槛效应明显。金融集聚对低金融集聚水平地区的中小企业融资困境有明显改善, 但其影响随着金融集聚水平的增加而减少。当金融集聚水平超过高门槛值时, 这一作用非常微弱, 总体上呈现非线性特征。这说明当金融资源高度集中时可能产生挤出效应。

**关键词:** 金融集聚; 中小企业; 融资约束; 非线性; 区域异质性

**中图分类号:** F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2020)06-0078-11

**DOI:** 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.06.007

## Does Financial Agglomeration Relieve the Small and Medium-sized Enterprises Financing Constraint?

——From the Perspectives of Nonlinearity and Regional Heterogeneity

LUO Weiwei<sup>1</sup>, ZENG Wuyi<sup>2,3</sup>

(1. Department of Finance and Accounting, Xiamen City University, Xiamen 361005, China;

2. School of Statistics and Information, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China;

3. School of Statistics, Jilin University of Finance and Economics, Changchun 130117, China)

**Abstract:** Taking the panel data of listed SMEs from 2009 to 2017 as samples, this paper applies the cash-cash flow sensitivity model to analyze the impact of financial agglomeration on financing constraints of SMEs. Overall, financial agglomeration can alleviate the financing constraints of SMEs to a certain extent, but there are regional differences and the threshold effect is obvious. Financial agglomeration has significantly improved the financing plight of small and medium-sized enterprises in regions with low levels of financial agglomeration, but its impact diminishes as the level of financial agglomeration increases. When the level of financial agglomeration exceeds a higher threshold, this effect is very weak, showing a nonlinear characteristic feature. It indicates that crowding out effect may occur when financial resources are highly concentrated.

**Key words:** financial agglomeration; small and medium-sized enterprises; financing constraints; nonlinearity; regional heterogeneity

收稿日期: 2020-04-02

基金项目: 福建省高校杰出青年科研人才培育计划“供给侧结构性改革背景下福建区域金融中心的发展路径和效应评估研究”(JJQ17001)

作者简介: 罗薇薇, 女, 副教授, 经济学博士, 主要从事社会经济统计研究; 曾五一, 男, 特聘教授, 经济学博士, 主要从事经济统计研究。

中小企业是社会经济的重要组成部分,是国民经济发展的重要推动者,在促进就业改善民生、推动技术创新、增加财政收入、维护社会稳定等多个方面发挥着重要作用。然而,当前我国中小企业的发展面临着诸多困境和挑战,其中融资难一直成为限制其发展的重要因素。

金融是现代经济的核心,为现代城市和区域经济的发展起到重要的服务功能。随着经济全球化和金融信息化的不断加快,区域间各类金融资源突破了空间限制,形成了集聚化发展的趋势。金融集聚作为金融发展的一种产业组织形式,其发挥的集聚效应和资源配置功能也越来越显著,在城市规划实践中也不断受到重视。从近年来国内不断涌现的区域金融中心建设热潮可以侧面反映出金融集聚对区域发展的影响。那么,金融集聚在实现区域内金融资源集中的同时,能否有效缓解区域内中小企业面临的融资约束?这是本文想探讨的问题。这对于充分认知金融集聚对区域中小企业融资的影响,有效发挥金融集聚效应,优化和改善金融环境,促进中小企业成长,推动我国经济持续健康发展,具有积极的意义。

## 一、文献回顾

自1931年麦克米伦提出了中小企业存在融资问题,即著名的“麦克米伦”缺口之后,国内外学者对该领域展开了大量研究<sup>[1]</sup>。由于金融在推动经济成长的重要地位,不少学者从金融发展<sup>[2]</sup>、金融结构<sup>[3]</sup>和金融竞争<sup>[4-5]</sup>等方面对中小企业融资展开充分研究,积累了丰富的理论基础和实证依据。

随着金融资源在区域内集聚现象日益明显,学术界开始关注金融集聚对区域和企业发展的影响。在金融集聚与经济增长关系方面,不少学者认为,金融集聚导致区域内金融资本汇集,资本的增加能促进经济的长期增长<sup>[6]</sup>。许多学者(King和Levin,1993<sup>[7]</sup>;陈文锋和平瑛,2008<sup>[8]</sup>;成学真和岳松毅,2017<sup>[9]</sup>)还对金融集聚对经济增长的促进作用进行了实证研究。在获得外部规模经济效益的同时,金融集聚可协助企业提升资金周转频次、节省资金周转成本<sup>[10]</sup>,因此,学术界也从微观角度对金融集聚和企业发展的关系展开研究,较多文献集中在金融集聚对企业成长(Pandit等,2001<sup>[11]</sup>;张玄等,2016<sup>[12]</sup>)和企业创新行为(Ellison等,2007<sup>[13]</sup>;孙维峰和黄解宇,2015<sup>[14]</sup>;刘海飞和贺晓宇,2017<sup>[15]</sup>)的影响分析。

具体到金融集聚与企业融资的关系上,部分学者以金融基本功能为切入点,分析了金融集聚影响企业融资成本、融资便利性的理论机制。潘英丽(2003)从储蓄集聚的角度,认为金融集聚扩大了资金池规模,有助于提高市场流动性,借款人可以支付较低的利率获得更多贷款<sup>[16]</sup>;Sidel和Ehrlic(2011)从信息揭示的角度,认为集聚程度的提高有助于降低银行与企业的信息不对称,缓解逆向选择问题,提高资金配置效率<sup>[17]</sup>;郑威和陆远权(2019)从便利交换的角度认为金融集聚减少了金融资本交易中的运输成本、信息成本、交易成本等,有利于缓解企业的融资约束<sup>[18]</sup>;黄解宇和杨再斌(2006)从机构间竞争的角度认为金融集聚区内金融机构的经营效率和服务效率都得到大幅度提升,从而降低企业融资成本等<sup>[19]</sup>。

尽管现有文献已分别对中小企业融资约束和金融集聚展开了大量研究,但将二者纳为一体展开分析的尚不多见,金融集聚对中小企业融资的内在影响机制尚待补充。虽然已有文献提到金融集聚对企业融资的影响,但多以理论分析为主,缺少完整深入的实证分析过程来支持相关研究结论。因此,本文拟对上述不足做出补充,并尝试在现有文献的基础上深入分析以下两个问题:一是,金融集聚是否能缓解区域内中小企业融资约束?如果是,那么其是否存在非线性特征?其二,全国各省区社会经济发展阶段不同,这种地区的异质性是否会影响金融集聚对中小企业融资约束的作用?本文的研究意义在于,一方面为解决中小企业面临的“融资难”等问题提供新的解决途径,另一方面为各地规划和建设区域金融中心提供理论依据。

## 二、理论分析与研究假设

金融业是一种特殊的产业,通过储蓄和投资两种基本渠道,促进社会资本在不同实体间的流动。金融集聚增强了金融产业调动资本流动性的能力和中介作用,使金融资源可以更充分、更有效率地流向有潜力的企业<sup>[20]</sup>。首先,随着金融集聚程度的提高,区域信贷规模增加,中小企业可获取的外部融资资源增加,除了间接融资借贷以外,获取直接融资的机会也将增加,优化中小企业融资环境;其次,金融市场通过增强资

产的流动性,降低了交易成本,由此促进实体经济增长<sup>[21]</sup>。而金融集聚能加速区域内资本的流动性,使资本在各类使用和供给主体之间加速流转,降低投资者的投资风险和融资主体的筹资成本;再次,金融集群网络使金融机构间得以共享和更新中小企业信息,能够降低金融机构获取信息的成本,便利金融机构收集各种投资机会,进行更有效率的资本配置<sup>[14]</sup>,进而缓解由于信息不对称而带来的企业融资困境;最后区域金融资源的汇集触发各类金融机构提高经营效率和服务质量,在实现金融产品创新和技术溢出的同时,为中小企业融资提供更多便利。由上,我们提出假设1:

假设1:当其他条件不变时,金融集聚程度与中小企业融资约束之间呈反向关系。

要素拥挤理论认为,随着生产要素投入的持续增加,达到一定边界之后,要素投入不仅不会提高产出,反而会降低产出。对金融集聚而言,当金融资源持续扩张超过一定限度之后,根据要素边际产量递减原理,区域内金融市场可能出现过度拥挤并产生挤出效应,反而不利于中小企业的融资活动。近年来也不少学者在此基础上进行了实证研究,得出了金融集聚的外部效应呈现非单调变化的结论, Law 和 Singh(2014)、Soedarmono 等(2016)指出,随着金融集聚度的提高,其对经济增长的效应会呈现先升后降的倒 U 型变化<sup>[22-23]</sup>;张浩然和魏琳(2015)发现金融集聚对城市经济绩效作用存在明显门槛特征,过度集聚将引发信息不对称问题和监督成本上升<sup>[24]</sup>。由上,我们提出假设2:

假设2:随着地区金融集聚程度的提高,金融集聚对中小企业融资约束的影响有可能减弱。

由于我国区域经济发展长期处于不平衡状态,东中西部发展差距较明显,不同地区的金融集聚也呈现出显著的空间差异。例如只有少数城市成为具有辐射效应的区域金融中心,大多数城市的金融发展则还处于本地化阶段;有的地区金融集聚度高,有的金融资源则相对匮乏等。不少文献也关注到由于地区经济发展阶段和市场化条件不同而带来的金融集聚效应的差异性:张浩然(2016)发现我国东、中、西部城市的金融集聚空间布局和演变趋势的差异<sup>[25]</sup>;马子红和常嘉佳(2016)实证发现金融集聚对企业创新效率的影响在东部地区远大于中西部地区<sup>[26]</sup>。可见,金融资源的空间分布差异,可能会对不同地区的中小企业融资产生异质性影响,由此我们提出第三个研究假设。

假设3:金融集聚对区域中小企业融资约束的影响作用与该地区社会经济发展水平有关。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

度量企业的融资约束方法包括单一特性指标、多重符合指数以及现金流敏感性度量法,其中投资-现金流敏感性模型与现金-现金流敏感性模型是实证中较为常用的方法。由于投资-现金流敏感性模型面临托宾 Q 衡量偏误和识别问题的困扰<sup>[27]</sup>,我们借鉴 Almeida 等(2004)<sup>[28]</sup>的研究方法,以现金-现金流敏感性模型作为本文的实证基准模型。

该模型的中心思想为:如果存在融资约束,企业出于预防性动机的考虑,将对来自经营活动的现金流进行适当留存,以期未来投资内部资金。因此,企业持有现金的变化量如与现金流呈正向相关,则说明企业存在融资约束。

$$Dcash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 DStd_{i,t} + \beta_4 DNwc_{i,t} + \beta_5 Grow_{i,t} + \beta_6 Expend_{i,t} + d_i + f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $Dcash$  为企业现金持有量变动,  $CF$  为企业现金流,  $Size$  为企业规模,  $DStd$  为企业短期负债变动,  $DNwc$  为企业净营运资本变动,  $Grow$  为企业成长性指标,  $Expend$  为企业资本支出;下标  $i$  和  $t$  分别代表样本企业及时间;公式中待估参数  $\beta_1$  表示企业持有现金变动对现金流的敏感度,若  $\beta_1$  显著为正,说明企业存在外部融资约束。

为了验证假设1,我们在基准模型中加入了带有金融集聚度的交互项,以检验金融集聚对企业融资约束的影响。扩展模型如下:

$$Dcash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 DStd_{i,t} + \beta_4 DNwc_{i,t} + \beta_5 Grow_{i,t} + \beta_6 Expend_{i,t} + \beta_7 CF_{i,t} \times Fagg_{j,t} + d_i + f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $Fagg$  是金融集聚指标,下标  $j$  代表  $i$  企业所在省份的标识;  $\beta_7$  表示在金融集聚作用下,企业持有

现金变动对现金流的敏感度,该指标预期为显著负,若假设成立则说明金融集聚度的增加能有效缓解企业融资约束。

为进一步验证金融集聚对中小企业融资影响的非线性特征,我们参考 Hansen 的研究方法,在上述模型中加入门槛变量,构建现金-现金流敏感性面板门槛模型。模型如下:

$$Dcash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 DStd_{i,t} + \beta_4 DNwc_{i,t} + \beta_5 Grow_{i,t} + \beta_6 Expend_{i,t} + \theta_1 CF_{i,t} \times Fagg_{j,t} \times I(q_{j,t} \leq \gamma) + \theta_2 CF_{i,t} \times Fagg_{j,t} \times I(q_{j,t} > \gamma) + d_i + f_t + \varepsilon_i \quad (3)$$

这里的门限变量  $q$  为  $Fagg$  金融集聚指标,  $I(\cdot)$  为指示函数,当条件成立时,指示函数取1;  $\gamma$  为待估计门限值;  $\theta_1$  和  $\theta_2$  分别表示低金融集聚度和高金融集聚度对企业融资约束的影响。

## (二) 数据来源

鉴于数据的可取得性,我们选取的样本年份为2009—2017年。由于我国全部中小企业的统计数据较不容易取得,因此以上市中小企业作为中小企业代表。从国泰安 CSMAR 数据库中选择中小企业上市板块,剔除 ST 股和金融类上市公司,并剔除部分年份数据缺失的样本企业,最终得到294家企业共2646个数据。由于对应样本年份期间无数据,山西、黑龙江、青海、宁夏等四个省(区)对应的中小板上市企业未进入本文的研究样本,宏观数据中也以上四省(区)剔除。本研究利用了27个省(区)的宏观数据,数据均来源于各年《中国统计年鉴》。

## (三) 指标说明

1. 区域金融集聚度。目前多数文献采用区位熵衡量金融集聚的程度,但区位熵也称为地区专业化指数,主要反映地区金融的专业化水平,并没有真正体现集聚的本质特征,而且可能出现“经济规模小的地区,区位熵大但不意味着产业集聚程度高”的情况<sup>[29]</sup>。因此,参考连飞和周国富(2019)<sup>[29]</sup>、尹福禄和申博(2018)<sup>[30]</sup>的研究,本文选用产值密度熵来衡量各地金融集聚程度,其计算公式如下:

$$Fagg_{j,t} = \frac{fe_{j,t}/S_j}{\sum fe_{j,t}/S} \quad (4)$$

其中,  $fe_{j,t}$  为地区  $j$  金融业增加值,  $S_j$  为地区  $j$  的行政面积;  $\sum fe_{j,t}$  为全部地区的金融业增加值;  $S$  代表全国总行政面积;分子为产值密度,可以反映某地单位行政面积下的金融产值规模,产值密度商  $Fagg$  反映某地金融产值密度与全国金融产值密度平均水平的对比,该相对数大于1说明该地金融集聚程度高于全国平均水平,  $Fagg$  越大,金融集聚程度越高。

2. 模型中其他指标。参考姚耀军(2015)<sup>[24]</sup>、李泉等(2018)<sup>[31]</sup>研究,模型中的其他变量定义如表1所示。

表1 各指标说明

变量类型	符号	变量名	变量定义
被解释变量	$DCash$	现金持有量变动	现金及现金等价物增加额/期初总资产
解释变量	$CF$	现金流	经营活动现金流净额/期初总资产
控制变量	$SIZE$	企业规模	期末总资产的自然对数
	$DStd$	短期负债变动	流动性负债增加额/期初总资产
	$DNwc$	净营运资本变动	净营运资本增加额/期初总资产
	$Grow$	企业成长性	营业利润增长率
	$Expend$	资本支出	长期资产支出/期初总资产

主要变量的描述性统计结果见表2。

表2 主要变量描述统计结果

	均值	标准差	中位数	最大值	最小值	观测数
$Dcash$	0.056532	0.002137	0.052297	1.104733	-1.02199	2646
$CF$	0.047749	0.005935	0.000203	4.680579	-0.47983	2646
$Size$	21.62018	0.019236	21.50511	25.97937	19.20905	2646
$Dstd$	0.097509	0.005629	0.047881	6.88645	-0.59994	2646
$DNwc$	0.089972	0.007245	0.019699	4.533674	-1.01086	2646
$Grow$	0.658325	0.771504	0.091406	1985.402	-176.051	2646
$Expend$	0.058936	0.001415	0.035113	0.736737	0	2646

从表2看出,企业的财务数据中,除了企业成长性和企业规模指标以外,其他变量的标准差都较小,特别是上市中小企业样本在现金持有变动(标准差0.002)和现金流(标准差0.006)指标上差异不大;但在企业成长性上呈现较大波动,营业利润增长率最大值为1985.4%,最小值为-176.05%。

#### 四、实证结果分析

本文采用 stata14对样本数据进行实证分析。我们先对模型进行选择判定,首先判断变量是否存在序列相关或异方差;其次进行固定效应或随机效应的模型选择,如果固定效应模型,进一步判别是否存在个体固定效应或时间固定效应;最后对模型的内生性进行检验。我们对全样本和分区域样本<sup>①</sup>进行检验,检验结果见下表。

表3 模型选择检验结果

	全国	东部	中部	西部
异方差检验	44295.17 **	37806.92 **	6437.36 **	674.99 **
序列相关检验	8.683 **	9.161 **	0.291	3.441 *
固定效应/随机效应 <sup>1</sup>	21.73 **	24.52 **	5.11	5.42
个体固定效应	2.87 **	2.79 **	—	—
时间固定效应	7.40 **	6.48 **	—	—
内生性检验 <sup>2</sup>	21.32 **	151.35 **	0.32	2.26
模型选择	双向固定效应	双向固定效应	随机效应	随机效应

注:\*\*/\*表示在1%或10%水平下显著;1.由于数据都存在异方差或序列相关,采用 Bootstrap Hausman (BS = 1000) 进行模型的选择, $P < 10\%$ 说明拒绝原假设,选择固定效应模型更优,反之随机效应模型更优;2.内生性采用 Durbin-Wu-Hausman 检验, $P < 10\%$ 说明拒绝模型一致的原假设,模型变量存在内生性

##### (一) 面板模型估计

根据表3的检验结果,我们分别对全国和东、中、西部的样本进行面板回归。连玉君(2008)认为用现金-现金敏感性模型对企业融资约束检验时,需要注意企业现金流(CF)和企业成长(Grow)两变量的内生性问题,否则会使估计结果产生偏误<sup>[32]</sup>。由于全国样本和东部样本没有通过内生性检验,为避免传统 OLS 估计产生的偏误,我们采用系统 GMM 方法对以上两个样本进行估计,工具变量为 CF 和 Grow 的一阶和二阶滞后项,其他地区仍按照相应的估计方法进行模拟,估计结果汇总在表4。

表4 基准模型与扩展模型估计结果

	全国样本		东部样本		中部样本		西部样本	
	基准模型	扩展模型	基准模型	扩展模型	基准模型	扩展模型	基准模型	扩展模型
CF	0.1508 ** (0.0365)	0.1447 ** (0.0329)	0.2335 ** (0.0709)	0.1564 ** (0.0317)	0.1137 * (0.0671)	-0.0579 (0.0947)	0.0881 * (0.0434)	0.1227 * (0.0619)
Size	-0.0107 (0.0073)	-0.0081 ** (0.0028)	-0.029 (0.0188)	-0.009 ** (0.0029)	-0.0117 ** (0.0062)	-0.0179 ** (0.0062)	-0.0089 (0.0061)	-0.0088 (0.0062)
Dstd	0.0284 * (0.0139)	0.0317 ** (0.0159)	0.0606 ** (0.0183)	0.0484 ** (0.0165)	0.0068 (0.0173)	0.0121 (0.0149)	-0.0833 ** (0.02166)	-0.0839 ** (0.0217)
DNwc	-0.0688 ** (0.0257)	-0.0697 ** (0.0281)	-0.1241 ** (0.0183)	-0.0718 ** (0.0305)	-0.0988 * (0.0451)	-0.1220 ** (0.0449)	-0.0213 (0.0313)	-0.0194 (0.0312)
Grow	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0004 (0.0004)	-0.0005 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)

①为考察区域异质性的影响,我们先按传统的地理划分方式将全国分为东、中、西部三个子样本。

续表4

	全国样本		东部样本		中部样本		西部样本	
	基准模型	扩展模型	基准模型	扩展模型	基准模型	扩展模型	基准模型	扩展模型
<i>Expend</i>	0.1792 ** (0.0508)	0.1603 ** (0.0503)	0.1866 ** (0.0658)	0.2139 ** (0.0568)	0.0817 (0.0834)	0.0658 (0.0873)	0.0165 ** (0.0655)	0.1699 ** (0.0659)
<i>CF × Fagg</i>	—	-0.0007 * (0.0004)		-0.0009 ** (0.0034)		0.1653 * (0.0711)		-0.0648 (0.0811)
常数	0.2608 * (0.1177)	0.2186 ** (0.0611)	0.5451 * (0.2755)	0.2429 ** (0.0647)	0.4211 ** (0.1346)	0.4293 (0.1351)	0.2535 * (0.1348)	0.2507 * (0.1359)
样本个数	2646	2646	2007	2007	369	369	270	270
Hansen J P 值	0.114	0.121	0.709	0.264	—	—	—	—
F 统计量	10.85 **	22.29 **	7.27 **	31.2 **	—	—	—	—
Wald 统计量	—	—	—	—	18.84 **	46.64 **	29.98 **	30.41

注:\*\*/\*表示在1%或10%水平下显著;括号内数值为标准误;Hansen J 用于检验 GMM 模型是否存在过度识别的问题, $P$  值小于10%,说明拒绝不存在过度识别的原假设。本文通过模型过度识别检验

表4的第一列为全国样本估计结果,发现不论是基准模型还是扩展模型,现金流  $CF$  的回归系数显著为正,证明之前我们的假设可以成立,中小企业确实受到融资约束,即使是上市的中小企业也表现为显著的现金-现金流敏感性。在控制变量方面,短期负债变动  $Dstd$  和长期资本支出  $Expend$  的估计系数显著为正,说明随着短期负债和长期资产投入的增加,会增加中小企业的现金持有,净营运资本  $DNuc$  对应系数也显著为负,说明净营运资本的增加使企业减少持有现金的动机;企业规模  $Size$  系数在扩展模型中转为显著,且值为负,说明规模越小的企业,现金变动的敏感度越强,融资约束更严重;但同时也发现,两个模型中,企业成长能力与现金持有变化量之间没有显著关系。

此外,在扩展模型中,我们加入了现金流和区域金融集聚度的交互项  $CF \times Fagg$ ,用于检验区域金融集聚水平是否能缓解中小企业对现金-现金流的敏感度。全国样本的估计结果显示,该变量对应的估计系数在10%水平下显著为负,符合我们的假定(1),即金融集聚度的提高,会一定程度缓解企业持有现金及等价资产的敏感性,即减少企业的融资约束。但同时我们也看到,该估计值很小,说明从全国范围来看,金融集聚对缓解融资约束的影响并不大。

表4的第2-4列分别为东、中、西子样本的估计结果。东部样本的检验结果与全国样本相似,金融集聚和现金流的交互项显著为负,但绝对值较小;然而,中部的估计结果显示该交互项显著为正,西部为负但不显著。从上述结果看,金融集聚对东部较发达省区的中小企业融资有微弱的促进作用,但对中西部地区的中小企业融资似乎没有正面影响。为了进一步分析金融集聚效应是否存在非线性特征,我们对样本进行门槛模型估计。

## (二) 门槛面板模型估计

在进行门槛模型估计之前,先检验门槛变量的显著性及个数。我们按地区分别假设存在单一门槛、双重门槛和三重门槛,得到检验结果如表6所示。

表5 现金-现金敏感性模型门槛效应检验(自举模拟1000次)

模型	门槛数	门槛值	F 值	P 值	临界值			结论
					10%	5%	1%	
全国样本	单门槛	0.4737 **	23.95	0.0470	14.659	22.641	52.948	双门槛效应
	双门槛	6.6958 *	14.55	0.0680	12.397	17.017	36.336	
	三门槛	3.5197	3.52	0.6990	17.778	22.501	38.806	
东部地区	单门槛	6.6958 *	15.37	0.06	12.396	16.633	35.787	单门槛效应
	双门槛	3.5197	7.10	0.31	18.646	24.958	38.117	
	三门槛	3.8015	8.10	0.52	19.478	24.117	35.534	

续表5

模型	门槛数	门槛值	F 值	P 值	临界值			结论
					10%	5%	1%	
中部地区	单门槛	1.240	7.41	0.216	10.535	14.249	21.467	无门槛效应
	双门槛	0.959	3.18	0.596	9.161	11.300	15.819	
	三门槛	0.887	5.54	0.286	9.169	11.441	21.805	
西部地区	单门槛	0.1923	8.09	0.233	15.978	28.559	52.652	无门槛效应
	双门槛	0.4290	6.10	0.287	11.461	15.503	24.517	
	三门槛	0.5817	6.22	0.551	17.711	21.908	32.633	

注: \*\*/\* 分别表示在5%和10%水平下显著

从表5的检验结果来看,全国样本存在显著双门槛,门槛值分别为0.4737和6.6958,东部样本有显著单门槛,门槛值为6.6958;但对中部和西部样本的检验结果,则没有表明存在门槛。以全国样本为例,可按金融集聚度高低划分为三个区间,高区间为  $Fagg > 6.696$ ,中区间为  $0.474 < Fagg < 6.696$ ,低区间为  $Fagg < 0.474$ 。接下来我们只对全国和东部样本进行面板门槛模型的估计。模型选择的步骤如上,不再赘述。估计结果如下表所示。

从表6看出,全国样本有显著的双门槛效应,金融集聚对中小企业融资约束的影响有明显非线性特征:在金融集聚的高、中、低区间,现金流和金融集聚的交互项估计系数都显著为负,分别为  $-0.0009$ ,  $-0.009$  和  $-0.486$ ,说明金融集聚对中小企业融资约束确实有缓解作用;而且,随着集聚度的提高,该估计系数的绝对值不断减少,说明金融集聚对企业融资约束的缓解作用受不同集聚水平影响,门槛效应存在;当地区金融集聚水平较低时,其对中小企业融资约束的缓解作用越大,随着金融集聚水平的提高,其对融资约束的缓解作用反而减少,特别当金融集聚值超过高门槛值6.69时,缓解作用非常有限。非线性特征的存在侧面说明了金融集聚的挤出效应可能存在。模型中其他控制变量对企业持有现金资产的变动影响与之前估计结果基本一致。

东部样本的面板门槛回归模型显示,单门槛效应明显,两阶段的门槛估计系数均显著为负。与全国样本类似,第一阶段的估计系数绝对值大于第二阶段,这也再次印证我们之前对金融集聚影响的非线性假设,而且当区域金融资源集中度很高时,要素边际效应递减,对中小企业融资的促进作用有限。

### (三) 模型的进一步检验

综合表(4)和表(6)的估计结果,我们在全国样本中找到了低水平集聚度下金融集聚对中小企业融资促进作用明显的证据,但在中、西部的分样本中却没有得到相应的估计结果。我们认为这很可能与子样本的划分方式有关,按东、中、西部的地理位置划分不一定能真实反映地区在金融集聚程度上的差别。因此我

表6 金融集聚对中小企业融资约束影响的门槛效应分析

变量名	全国样本	东部地区
<i>CF</i>	0.1659*** (0.0154)	0.1799*** (0.0178)
<i>CF</i> × <i>Fagg1</i> ( <i>Fagg</i> < 门槛值1)	-0.4860*** (0.0921)	-0.0101*** (0.0026)
<i>CF</i> × <i>Fagg2</i> (门槛值1 < <i>Fagg</i> < 门槛值2)	-0.0090*** (0.0024)	—
<i>CF</i> × <i>Fagg3</i> ( <i>Fagg</i> > 门槛值2)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0003)
<i>Size</i>	-0.0237*** (0.0055)	-0.0246*** (0.0064)
<i>Dstd</i>	0.0371*** (0.0071)	0.0485*** (0.0087)
<i>DNwc</i>	-0.0674*** (0.0105)	-0.0744*** (0.0118)
<i>Grow</i>	-0.000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
<i>Expend</i>	0.1215*** (0.0326)	0.1680*** (0.0397)
常数	0.5602*** (0.1148)	0.5771** (0.1323)
样本数	2624	2007
门槛数	2	1
F 统计量	18.86***	17.95***

注: \*\*/\* 分别表示在1%和5%水平下显著

们以金融集聚水平作为样本划分依据,分别形成低、中、高三个子样本。<sup>①</sup>限于篇幅,仅列出主要解释变量的估计结果,具体参见表7

从表7的估计结果看,不论金融集聚度在哪个区间,关键解释变量( $CF \times Fagg$ )的估计系数都显著为负,而且随着集聚度的提高,该估计系数的绝对值在减少,低集聚水平下为-0.351,中度集聚水平为-0.033,高集聚水平为-0.001,其结果与全样本门槛效应的估计结果互为佐证。因此,实证结果说明金融集聚确实对地区中小企业融资约束起到缓解作用;而且各地因金融集聚水平的不同,受到的影响程度也不同:金融集聚度较低的地区,中小企业融资约束受金融集聚的缓解程度大,而在高集聚度地区金融集聚的缓解作用较弱;金融集聚对中小企业融资约束的影响呈非线性。由此,假定(2)和假定(3)得到验证。

我们认为其原因在于:在金融集聚度较低、金融环境尚待改善的地区,中小企业本身受到的融资约束就比其他地区来的高(参见表7的 $CF$ 估计系数),因而金融要素的边际效应反而明显,企业融资受地区金融产值密度相对水平的影响更大;同时,随着区域内金融资源的不断集中,一方面由于金融外部环境的优势不断凸显,中小企业融资约束的困境有所缓和,另一方面由于要素边际效应逐步递减,当金融集聚度达到很高水平时,金融集聚的挤出效应会愈加明显,对中小企业融资的缓解作用反而较弱。以北京、上海为例,京沪是我国经济最发达、社会经济资源密度最高的两个地区,近年来北京以其独特的政治资源优势,拟打造全国的国家金融管理中心;上海依托其国际化大都市背景和集中了全国最完备和多层级的资本市场优势,拟打造全球性国际金融中心。然而,根据2018年国家统计局的调查报告<sup>[33]</sup>,全国中小企业数量分布最多的省份和地区并没有包括北京和上海,换句话说,北京、上海的中小企业经济整体发展还待有提升空间。这也从侧面印证了实证结果,当地区金融集聚水平达到相对较高程度后,中小企业因金融资源高度集中而获得的好处有限。

#### (四) 稳健性分析

1. 替换融资约束指标的检验。 $SA$ 指数的构造是由两个外生的公司特征变量(规模和年龄)组合计算得到,由于不包含内生性特征的融资变量,因此得到的融资约束评价相对较为稳健<sup>[34]</sup>。 $SA$ 指数的计算公式如下:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age \quad (5)$$

该指数一般为负值,且绝对值越大表示企业受到的融资约束越大。我们将分别计算出各上市中小企业2009—2017年的 $SA$ 指数,然后通过建立模型,来验证金融集聚对中小企业融资约束的影响。参照前文及其他文献<sup>[35]</sup>,估计模型设定为:

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dcash_{i,t} + \beta_2 DStd_{i,t} + \beta_3 DNwc_{i,t} + \beta_4 Grow_{i,t} + \beta_5 Expend_{i,t} + \beta_6 Fagg_{i,t} + d_i + f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

如果金融集聚会缓解中小企业融资约束的假设1成立,则模型(6)的 $\beta_6$ 应显著为正。估计结果见下表。结果表明,全样本下金融集聚对 $SA$ 影响在10%水平下显著为正,但影响程度较小;除了低水平集聚地区的金融集聚估计系数为负的不显著以外,其他子样本估计结果为正;同时也看出在高集聚度地区,估计值较小,同样说明随着集聚度的提高,金融集聚缓解中小企业融资约束的作用会减少。整体来看,改变融资约束检验指标后,模型的估计结果与之前基本吻合。

<sup>①</sup>参照门槛估计和金融集聚度描述统计结果,将金融集聚度低于0.5、介于0.5到5,和5以上划分全样本。低集聚度省(区)有:吉林、云南、甘肃、新疆、西藏和内蒙古;中集聚度省(区)有:河北、辽宁、福建、山东、安徽、江西、河南、湖北、湖南、四川、重庆、贵州、陕西、海南和广西;高集聚度省、市有:北京、天津、上海、江苏、广东和浙江;

表7 按集聚度高低划分的子样本面板模型估计

	低集聚度	中集聚度	高集聚度
$CF$	0.211* (0.125)	0.194** (0.050)	0.161** (0.036)
$CF \times Fagg$	-0.351* (0.213)	-0.033* (0.015)	-0.001* (0.0005)
样本数	162	864	1620
Hausman 内生性检验	0.46	30.39**	12.32**
估计方法	GLS 估计	GMM 估计	GMM 估计
Hansen J P 值	—	0.288	0.202

注:\*/\*\*分别表示在1%和10%水平下显著



表8 金融集聚影响中小企业融资约束的稳健性检验结果

变量名	全样本	高集聚度地区	中集聚度地区	低集聚度地区
<i>Fagg</i> 估计系数	0.0094* (0.0009)	0.0013** (0.0005)	0.0065 (0.0170)	-0.0768 (0.0746)
样本数	2646	1620	864	162
异方差	有	有	有	有
序列相关	有	有	无	无
F 统计量	991.72**	1227.03**	267.56**	—
Chi 统计量	—	—	—	329.85**
模型类型	固定	固定	固定	随机

注：\*\*/\*代表1%或10%水平下显著

2. 删除特殊样本的检验。我们发现北京、上海和天津等三个直辖市的年平均金融集聚水平较高 ( $Fagg > 20$ ), 远超出其他省市。考虑到以上三个城市面积小, 但金融业产值规模相对较大, 可能会对估计结果产生偏误。因此我们将以上三个城市的样本移除后, 再重新对全样本做相应模型估计。表8列出主要解释变量的估计结果。在扩展模型的估计中, 金融集聚与现金流交互项显著为负, 且绝对值比之前样本的估计结果大, 这与我们剔除了极端样本有关; 模型存在单门槛效应 (门槛值0.4362), 当金融集聚度低于门槛值时, 企业融资约束受金融集聚缓解程度更大, 随着集聚水平增加, 缓解作用减少, 同样呈现金融集聚效应的非线性特征。删除特殊样本之后的估计结果与之前结果基本吻合。

表9 新样本面板模型回归结果

变量名	基准模型	扩展模型	门槛模型
<i>CF</i>	0.1454*** (0.0248)	0.4266*** (0.1595)	0.1448** (0.0205)
$CF \times Fagg$	—	-0.0289* (0.0167)	—
$CF \times Fagg1$ ( $Fagg < \text{门槛值}1$ )	—	—	-0.4945** (0.0979)
$CF \times Fagg2$ ( $Fagg > \text{门槛值}1$ )	—	—	-0.0023 (0.0026)
门槛值	—	—	0.4362*
Hansen J P 值	0.283	0.212	—
样本数	2412	2412	2412
F 统计量	12.19**	6.30**	26.45**

注：\*\*/\*分别表示1%或10%水平下显著

## 五、结论与建议

本文在理论分析的基础上, 以2009—2017年中小企业上市板的样本数据为例, 实证研究了金融集聚对地区中小企业融资约束的影响。我们在现金-现金流敏感性模型的基础上, 进一步从非线性和地区异质性的角度探讨了金融集聚影响中小企业融资的特征。结果发现: 整体上看, 金融集聚会在一定程度上缓解地区中小企业融资约束, 但门槛效应明显, 且存在区域间差异。在低金融集聚水平的省区, 金融集聚对改善中小企业融资困境影响明显, 但当金融集聚度达到较高水平时, 其对中小企业融资约束的缓解作用微弱。这也表明当金融资源密集度达到一定程度之后, 由于要素边际效用递减原理, 金融集聚对中小企业可能会产生一定的挤出效应。

基于以上结论, 我们提出以下政策建议:

第一, 应进一步促进金融资源在地区间的合理化分布。从前文的分析看出, 除北上广苏浙等经济发达省市以外, 其他省(区)的金融集聚仍处于中度及以下水平, 特别是吉林、甘肃、云南等少数省(区)的金融资源仍相当匮乏, 中小企业受融资约束较大。因此政府应制定相应政策, 鼓励和推动金融资源向以上地区流动, 吸引金融机构落户, 拓宽企业可融资渠道; 同时, 可在以上省(区)重点培育若干个经济基础较好、产

业结构较合理、市场机制较完备的城市或地区,以打造区域性金融中心为目标,在缓解中小企业融资约束的同时,拉动和辐射周边地区的金融和经济发展。

第二,各地在制定金融中心建设目标时,应合理匹配当地市场条件和经济发展阶段,清晰定位、避免同质发展,充分发挥金融中心的建设效率。与北京、上海等打造功能型国际性金融中心的目標不同,一些中小微经济较活跃的省份如浙江、广东、福建等地应继续发挥金融集聚对中小企业融资的促进作用,建设以服务区域中小企业经济为目标的金融核心发展区域,推动区域中小企业发展;其他省(区)也同样要分层级、分阶段地推动金融业集聚发展,结合本地区中小企业的行业特征和比较优势,完善和实现金融集聚与中小企业发展的良性互动。

第三,进一步提高中小企业融资能力。除了前文提到金融服务业的集聚发展等外部因素能一定程度缓解中小企业融资困境以外,中小企业自身的融资能力和融资管理水平也需要进一步增强。一方面,政府可以通过监管体系,引导中小企业完善内部财务管理机制和建立现代企业管理制度;另一方面,也应增强对中小企业的技术支持,鼓励其提高创新意识,增加创新行为,抓住产业转型和升级的契机,提升企业价值和融资能力。

#### 参考文献:

- [1] FISCHER K H. Acquisition of information in loan markets and bank market power——an empirical investigation[J]. SSRN Electronic Journal, 2000, 11(3): 381-396.
- [2] BECK T, DEMIRGUC-KUNT A, MAKSIMOVIC V. Financing patterns around the world: are small firms different? [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 89(3): 467-487.
- [3] 林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009(8): 4-17.
- [4] BERGER A, GOULDING W, RICE T. Do small business still prefer community banks? [J]. Journal of Banking and Finance, 2014, 44(5): 264-278.
- [5] ALVAREZ R, BERTIN M. Banking competition and firm-level financial constraints in Latin America [J]. Emerging Markets Review, 2016, 28(3): 89-104.
- [6] SHAHBAZ M, HOANG T, MAHALIK M K, et al. Energy consumption, financial development and economic growth in India: new evidence from a nonlinear and asymmetric analysis [J]. Energy Economics, 2017, 63(2): 199-212.
- [7] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 717-737.
- [8] 陈文锋,平瑛. 上海金融产业集聚与经济增长的关系[J]. 统计与决策, 2008(20): 93-95.
- [9] 成学真,岳松毅. 西北五省区金融集聚与区域经济增长的耦合匹配研究[J]. 兰州学刊, 2017(1): 199-208.
- [10] KINDLEBERGER C. The formation of financial centers: a study in comparative economic history [M]. Princeton: Princeton University Press, 1974: 58-70.
- [11] PANDIT N R, GARY A S, COOK G M, et al. The dynamic of industrial clustering in British financial services [J]. The Service Industrial Journal, 2001, 21(4): 33-61.
- [12] 张玄,冉光和,郑强. 金融集聚、研发投入与民营企业成长——基于制造业上市民营企业数据[J]. 预测, 2016(1): 49-54.
- [13] ELLISON G, GLAESER E L, KERR W. What causes industry agglomeration? Evidence from co-agglomeration patterns [R]. New York: NBER Working Paper, 2007: 1-37.
- [14] 孙维峰,黄解宇. 金融集聚对企业 R&D 的影响[J]. 技术经济, 2015(2): 61-67.
- [15] 刘海飞,贺晓宇. 金融集聚、政府干预与企业创新行为——基于中国制造业企业的微观证据[J]. 财经论丛, 2017(8): 104-112.
- [16] 潘英丽. 论金融中心形成的微观基础——金融机构的空间集聚[J]. 上海财经大学学报, 2003(1): 50-57.
- [17] SDIDEL T, EHRLICH V M. Agglomeration and credit constraints [R]. Munchen: CESifo Working Paper, 2011: 1-30.
- [18] 郑威,陆远权. 中国金融供给的空间结构与产业结构升级——基于地方金融发展与区域金融中心建设视角的研究[J]. 国际金融研究, 2019(2): 13-22.
- [19] 黄解宇,杨再斌. 金融集聚论——金融中心形成的理论与实践解析 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2006: 11-27.

- [20] 张玄,冉光和,蓝震森. 金融集聚与区域民营经济成长——基于面板误差修正模型和门槛模型的实证[J]. 经济问题探索,2017(1):128-138.
- [21] 刘军,黄解宇,曹利军. 金融集聚影响实体经济机制研究[J]. 管理世界,2007(4):152-153.
- [22] LAW S H, SINGH N. Does too much finance harm economic growth? [J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 41(1):36-44.
- [23] SOEDARMONO W, HASAN I, ARSYAD N. Non-linearity in the finance-growth nexus: evidence from Indonesia [J]. International Economics, 2016, 150(8):19-35.
- [24] 张浩然,魏琳. 金融集聚与城市经济绩效:基于城市异质性视角的分析[J]. 当代财经,2015(10):61-69.
- [25] 张浩然. 中国城市金融集聚的严谨趋势与影响因素——区域异质性视角[J]. 广东财经大学学报,2016(3):56-63.
- [26] 马子红,常嘉佳. 区域金融集聚与企业创新效率——基于动态面板数据模型的实证分析[J]. 云南民族大学学报(自然科学版),2016(4):372-378.
- [27] 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.
- [28] ALMEIDA H, CAMPELLO M, WEISBACH M S. The cash flow sensitivity of cash [J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4):1777-1804.
- [29] 连飞,周国富. 制度安排、资本成本与产业集聚——基于空间经济视角的研究[J]. 财经论丛,2019(2):3-11.
- [30] 尹福祿,申博. 金融集聚、空间溢出与区域经济增长——基于省级面板数据的空间计量分析[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2018(3):59-67.
- [31] 李泉,郭一凡,孟方方. 影子银行能缓解中小企业融资约束吗? ——来自现金-现金流敏感性和面板门槛模型的实证检验[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2018(3):38-48.
- [32] 连玉君. 现金-现金流敏感性能检验融资约束假说吗? [J]. 统计研究,2008(10):92-99.
- [33] 国家统计局. 2018年中国中小工业企业经济运行报告[EB/OL]. (2019-05-21)[2019-12-02]. [http://lwzb.stats.gov.cn/pub/lwzb/gzdt/201905/t20190521\\_5115.html](http://lwzb.stats.gov.cn/pub/lwzb/gzdt/201905/t20190521_5115.html).
- [34] 鞠晓生,卢荻,虞兴华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究,2013(1):4-16.
- [35] 孙嵩,张文松,孟为. 高新区建设有助于降低中小企业融资约束吗? ——来自新三板挂牌企业的经验证据[J]. 证券市场导报,2018(6):42-50.



(责任编辑 周法法)