

# 财政压力、金融发展与融资约束

## ——来自制造业上市公司的经验证据

谢乔昕<sup>1 2</sup>

(1. 浙江工业大学 之江学院, 杭州 310000; 2. 上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

---

摘要: 基于财政压力的视角, 在理论分析的基础上利用 2009—2013 年我国沪深制造业上市公司平衡面板数据考察金融发展与企业融资约束缓解。结果表明: 总体上, 财政压力对金融发展缓解企业融资约束效应构成抑制, 但这种抑制效应受到地区既有财政压力与金融发展水平的影响; 另外, 财政压力对于金融发展融资约束效应的影响存在所有权性质差异, 金融发展对于民营企业融资约束的缓解作用更容易受到财政压力的阻碍。

关键词: 金融发展; 财政压力; 融资约束

中图分类号: F830 文献标识码: A 文章编号: 1672-6049(2015)04-0023-07

---

### 一、引言

Modigliani 和 Miller 认为, 在完备的资本市场中, 企业的投资决策与其财务特征、融资渠道无关<sup>[1]</sup>。然而, 现实世界中并不存在完备的资本市场, 信息不对称与代理问题的存在提高了企业外部资金使用成本, 使得企业投资决策受到融资可能性影响, 即产生融资约束问题。Fazzari 等人、Burak 等人利用经验数据验证了融资约束的存在<sup>[2][3]</sup>。

随着研究的深入, 越来越多的学者围绕企业融资约束的影响因素展开讨论。这方面研究一部分侧重于从企业自身特征考察融资约束的影响因素, 较为有代表性的研究有 Pagano 等人、Cull 和 Xu 等人<sup>[4][5]</sup>。另一些研究则强调企业外部环境特别是制度因素对融资约束的影响, Rajan 和 Zingales 认为, 金融发展水平的提高能够

减少市场不完备性, 从而缩小企业内外部融资成本的差异<sup>[6]</sup>。Demirgüç-Kunt 和 Maksimovic 发现金融发展水平的提高不仅能为企业提供充裕的资金来源, 而且能够降低信贷市场信息不对称程度, 从而促使企业更容易获得融资<sup>[7]</sup>。Love 的研究也得出了类似结论<sup>[8]</sup>。国内方面, 张军等的研究结果表明, 我国渐进式的金融自由化改革有效地缓解了中小企业和民营企业的外部融资约束<sup>[9]</sup>。饶华春、段一群和戴稳胜等人的研究也对中国金融发展有助于企业融资约束的缓解提供了支持<sup>[10][11]</sup>。

尽管大量文献研究证实了金融发展对于企业融资约束的缓解具有积极作用, 但这种缓解效应的普适性仍然存在疑问。作为转轨经济体, 中国金融市场政府干预色彩仍然浓厚, 金融发展对于不同企业融资约束的缓解作用存在显著差异,

---

收稿日期: 2015-06-01

基金项目: 浙江省科技厅软科学项目(2014C35045); 浙江工业大学人文社科预研基金青年项目(20140256); 浙江省社科联重点课题(2015Z017)。

作者简介: 谢乔昕(1986—), 男, 山东临沂人, 浙江工业大学之江学院讲师, 上海理工大学管理学院博士研究生, 中国注册会计师, 研究方向为企业投融资管理。

融资约束仍然是横亘在民营企业以及中小企业面前的重要问题<sup>[12]</sup>。制度变迁理论认为,处于特定制度架构中的各项制度安排紧密关联,一项特定制度安排的变迁会导致其他相关制度安排的失衡。既有研究通常将财政体制与金融体制视为两条平行线索,鲜有从财政体制与金融体制交互作用的视角讨论金融发展对于企业融资约束的影响脉络。我们认为,财政与金融作为我国政府汲取社会资源的两个主要渠道<sup>[13]</sup>,财政分权体制下地方财政压力变化不可避免地会对地方政府干预金融市场行为方式造成改变,进而有可能对金融发展融资约束效应构成影响。为了弥补先前研究的不足,本文利用中国沪深两市A股制造业上市公司2009—2013年相关数据考察金融发展、财政压力对企业融资约束的影响以及财政压力对金融发展融资约束边际效应的影响。

## 二、理论分析与假说提出

现有研究表明,金融发展主要通过增强市场流动性、提高价格信息传递效率等途径降低企业融资约束。从1978年开始,中国开始进行金融体制市场化改革,在此期间,我国银行业依次经历了商业化改革、市场化改革和股份制改革<sup>[14]</sup>。这一系列的改革虽然对政府对于银行经营直接干预行为构成一定约束,但是由于地方政府利益的介入,金融市场化改革路径被扭曲为中央政府渐进退出和地方政府渐进介入的过程<sup>[15]</sup>,地方政府对于地区金融发展以及信贷资源配置仍然拥有较大影响力。

另一方面,自20世纪70年代末开始,中央政府逐步推行以财政与行政为主导的分权化改革,使地方政府成为具有独立经济利益的行为主体。1994年分税制改革根本上改变了中央政府与地方政府在财政收入上的分配格局,地方政府面临日益沉重的财政支出压力。造成地方财政支出压力不断加大的主因来源于三方面:首先,分税制改革在显著提高中央财政收入分配比例的同时,并未对支出分配格局进行太大调整,切断了地方财政收入与支出的联系,造成财权与事权的不匹配。其次,与国有企业相关的市场化改革,诸如住房商品化、社会保障体制改革等也给地方财政造成了压力。另外,我国政绩目标导向下的晋升锦标赛使地方财政支出压力具有自我强化机制,在现行地方官员选拔考核制度约束

下,地方官员追求以地区经济发展为主导的政绩竞争<sup>[16]</sup>,由于晋升博弈的零和性质,在资本给定条件下地方政府以吸引投资资本流入辖区为导向展开竞争。在这样的背景下,为保障政府职责的正常履行以及满足地方官员晋升竞争需要,地方政府往往通过加强对金融功能的汲取来弥补既有财政能力的不足<sup>[15][17]</sup>,对地区信贷资源形成挤占,从而抑制了金融发展对于企业融资约束的缓解作用。

在以GDP为主导的晋升锦标赛机制下,地方政府干预金融行为产生的政治净收益并非单调递增。随着金融发展水平的不断提升,金融市场对于经济增长的促进作用日趋显著,地方政府阻碍地区金融发展水平的提高无疑会对地区经济增长绩效构成一定的不利影响,进而对地方官员晋升产生负面效应。因此,财政压力下地方政府对金融发展干预与否以及干预程度大小,取决于地方政府从金融干预活动中获取的收益与干预活动对于经济增长的消极影响之间的权衡。据此,提出假设1。

假设1:财政压力的增加会对金融发展缓解企业融资约束构成抑制,这种抑制作用受到地区既有财政压力与金融发展水平的影响。

由于国有企业与政府之间天然的联系,地方政府通过提供隐性担保的方式降低了国有企业贷款坏账风险。长期以来,国有企业在获得贷款数量、贷款的债务期限以及贷款成本等方面均优于民营企业。地方政府为国有企业提供融资支持的重要原因,在于地方政府对国有企业经营活动具有较高的影响力,能够促使国有企业通过过度投资、冗余雇员等经营行为更好地满足地方政府的行为偏好,在一定程度上对财政职能进行替代。对于财政压力较大的地方政府而言,国有企业攫取愈多金融资源对于财政压力的缓解作用愈明显。在这些地区,金融发展水平提高产生的融资资源丰裕效应更容易被地方国有企业获取,从而对金融发展对于民营企业融资约束的缓解作用构成阻碍。基于上述分析,提出假设2。

假设2:财政压力对于金融发展缓解国有企业融资约束效应具有正向调节作用,对于民营企业则相反。

综上所述,财政压力对于地方政府金融干预行为的具体作用机制见图1。

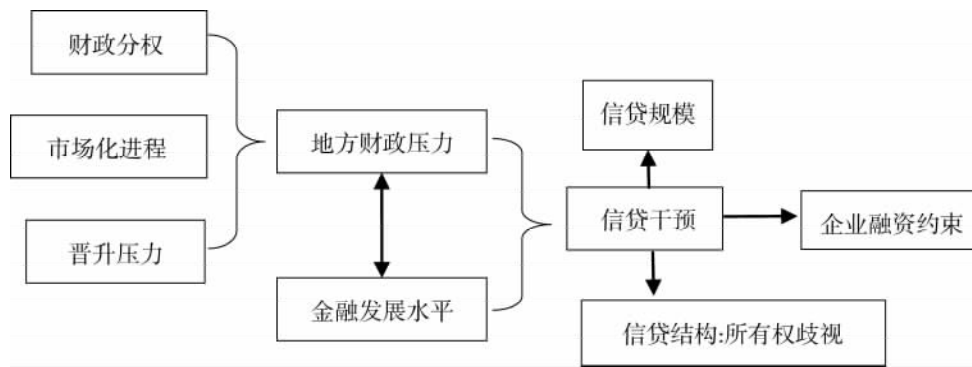


图1 财政压力对于地方政府金融干预行为作用机制

### 三、研究变量

#### (一) 样本选择

本文以我国沪深两市 2009—2013 年 A 股制造业上市公司 5 年的数据作为实证研究样本。由于融资约束具有显著的行业特征,选择制造业上市公司作为研究样本能够有效克服行业差异对实证结果的干扰,同时制造业上市公司在我国上市公司中占比最高,因此具有较强的代表性。为保证数据有效性,本文对样本进行如下处理:剔除样本期处于 \*ST、ST 或 PT 状态或实际控制人发生变更的上市公司,剔除了异常数据及数据不全样本,最终样本为 549 个样本。其中企业财务数据来自 CSMAR 数据库,金融发展水平、财政压力等宏观数据分别取自《中国统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》。另外,为避免异常值影响,本文对所有连续变量在 1% 水平均进行了 winsorize 处理。

#### (二) 模型设定

现有文献中,分析融资约束的研究模型主要分为三种:销售加速模型、托宾 Q 模型以及欧拉方程模型。以 Fazzari、Hubbard 与 Petersen 指出,融资约束与投资-现金流敏感性呈正相关关系,即投资-现金流敏感系数越高,企业面临的融资约束水平越高。因此,本文借鉴 Bond 和 Meghir、Laeven 等人的研究思路,使用欧拉方程作为基本模型设定<sup>[18][19]</sup>,并在此基础上加入交叉项以考察财政压力、金融发展对于投资-现金流敏感系数的影响。具体模型形式如下:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t} = u_i + \beta_1\left(\frac{I}{K}\right) + \beta_2\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3\left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_5\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} \times Fin +$$

$$\beta_6\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} \times FP + \beta_7\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} \times Fin \times FP + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中  $i$  和  $t$  分别代表企业和时间;  $I$  代表投资支出,本文使用企业购买固定资产、无形资产及其他资产的现金支出衡量;  $Y$  表示销售收入,本文使用主营业务收入测度;  $CF$  表示现金流,使用经营活动净现金流量反映;  $K$  表示资产总额,用以消除规模差异的影响。

$Fin$  表示地区金融发展水平,Goldsmith 创造性地使用金融资产与 GDP 之比作为金融发展水平的替代指标<sup>[20]</sup>,由于无法获取各地区金融机构资产总额数据,本文故使用地区银行当年贷款总额与当年 GDP 之比测度地区金融发展水平。

$FP$  表示财政压力,张璟、沈坤荣在测度时使用地区预算内财政支出与财政收入之比这一指标反映地方政府面临的财政压力<sup>[21]</sup>,事实上,分税制改革后,各省份预算外收支构成财政总收支的重要组成部分,单纯考虑预算内收支计算的指标不够全面。因此,本文主要采用预算内外财政支出与财政收入之比测度地方财政压力。

存在融资约束企业的投资支出往往依赖于通过内部现金流获取融资,故  $\beta_4$  是判断融资约束存在与否以及水平高低的关键系数。当  $\beta_4$  显著为正,说明企业存在融资约束问题,在  $\beta_4$  显著的前提下,该系数值越高说明企业融资约束水平越高。交互项  $(CF/K) \times Fin$  的系数  $\beta_5$  反映了金融发展水平对于企业融资约束的影响效应,根据前期研究文献,金融发展水平提高有助于企业融资约束的缓解,故预计该变量系数符号为负;交互项  $(CF/K) \times FP$  的系数  $\beta_6$  反映了地方财政压力对于企业融资约束的直接影响效应,  $(CF/K)$

$\times Fin \times FP$  的系数  $\beta_7$  反映了地方财政压力对于金融发展水平融资约束影响的边际效应, 财政压力对于企业融资约束的总效应通过  $[\beta_6 + \beta_7 \times mean( Fin )]$  测度, 倘若  $[\beta_6 + \beta_7 \times mean( Fin )] < 0$ , 说明财政压力总体上缓解企业融资约束, 反之则加剧了企业融资约束。

#### 四、实证检验与结果分析

##### (一) 对假设 1 的检验

本文数据属于面板数据, 根据 Hasuman 检验结果, 下述方程均采用固定效应模型。表 1 给出了假设 1 的初步检验结果。

表 1 金融发展、财政压力对企业融资约束的影响: 全样本检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
$( I/K )_{t-1}$	0. 2031 *** ( 3. 1098)	0. 1884 *** ( 2. 8050)	0. 1940 *** ( 3. 0565)	0. 1901 *** ( 3. 0100)
$( I/K )^2_{t-1}$	- 0. 4897 *** ( - 2. 1861)	- 0. 4471 * ( - 1. 8592)	- 0. 4587 ** ( - 2. 0227)	- 0. 4436 * ( - 1. 9566)
$( Y/K )_{t-1}$	- 0. 0162 *** ( - 4. 3540)	- 0. 0182 *** ( - 4. 84)	- 0. 0215 *** ( - 5. 9475)	- 0. 0217 *** ( - 5. 9385)
$( CF/K )_{t-1}$	0. 0195 *** ( 2. 8431)	0. 0542 * ( 1. 7889)	0. 0850 *** ( 3. 3719)	0. 0834 *** ( 3. 0957)
$( CF/K )_{t-1} \times Fin$		- 0. 0807 *** ( - 3. 6143)		
$( CF/K )_{t-1} \times FP$			0. 0387 *** ( 3. 0520)	0. 0188 ( 1. 2663)
$( CF/K )_{t-1} \times Fin \times FP$				0. 0317 ** ( 2. 5899)
Constant	0. 0546 *** ( 15. 2371)	0. 0586 *** ( 12. 5737)	0. 0560 ( 16. 0119)	0. 0564 *** ( 15. 6480)
Adj - R <sup>2</sup>	0. 66	0. 65	0. 71	0. 68
F 统计值	90. 11	70. 51	77. 37	52. 81
DW 统计值	2. 04	2. 14	1. 98	2. 29

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示估计系数通过 10%、5% 和 1% 显著性水平检验, 括号中的数值为估计系数标准差, 下表同。

从表 1 可以看出, 全部样本中, 当期投资、投资平方和、销售收入对未来投资的影响与欧拉投资方程理论预期基本一致, 现金流变量系数显著为正, 说明中国制造业上市公司普遍存在融资约束。方程(2) 考察了金融发展对于企业融资约束的影响,  $( CF/K ) \times Fin$  系数显著为负, 说明在给定条件下, 金融发展水平的提高对企业融资约束具有缓解作用, 这一结论与饶华春(2009) 等人研究结果一致<sup>[10]</sup>。在方程(3) 中通过引入财政压力与现金流交叉项考察了地方财政压力对于企业融资约束的直接影响, 回归系数显著为正。在方程(3) 的基础上, 方程(4) 中进一步引入财政压力、金融发展水平与现金流交叉项用以分析地方财政压力对于金融发展融资约束效应的边际影响, 该变量系数为 -0. 0317 且通过显著性水平检验, 与此同时, 财政压力与现金流交叉项影响系数未能通过显著性水平检验。这说明地方财

政压力对于企业融资约束的影响主要通过金融干预实现, 财政压力的增长对金融发展缓解企业融资约束效应具有抑制作用, 假设 1 得到初步支持。由于  $( CF/K ) \times FP$  与  $( CF/K ) \times Fin \times FP$  系数均大于 0, 故地方财政压力整体上加剧了企业融资约束水平。当地方面临较大财政压力时, 地方政府会通过地区金融干预为财政活动攫取资金, 从而金融发展水平提高产生的资源充裕效应因政府对于信贷资源的挤占而受到抑制, 阻碍了金融发展对于企业融资约束的缓解作用。

根据前述理论分析, 财政压力对于金融发展融资约束效应的调节作用受到地区既有财政压力与金融发展水平的影响, 地方政府根据金融干预行为的得益与干预行为对经济效率产生负面影响的权衡决定干预与否以及干预强度。本文依据各省份金融发展水平与财政压力中位数对样本省份进行金融发展水平与财政压力二维分

类,具体分类结果如表2所示。

表2 金融发展水平、财政压力省份分布图

		金融发展水平	
		低	高
财政压力		河北、山西、内蒙古、江苏、安徽、山东、湖北、陕西	北京、天津、辽宁、上海、浙江、福建、广东、重庆
		吉林、黑龙江、江西、河南、湖南、广西、西藏、新疆	海南、四川、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏

在对省份进行分类基础上,根据企业注册地归类进行分组回归,以分析地区既有财政压力与金融发展水平对财政压力调节作用的影响。实证分析结果见表3。

从表2可以看出,就地方财政压力对于企业融资约束的影响而言,地方财政压力影响系数除在低金融发展水平高财政压力地区显著为负外,在其余地区均为正且未通过显著性水平检验。在

表3 金融发展、财政压力对企业融资约束的影响:地区分类检验

	高金融发展水平 高财政压力地区	高金融发展水平 低财政压力地区	低金融发展水平 高财政压力地区	低金融发展水平 低财政压力地区
$(I/K)_{t-1}$	1.2778 <sup>***</sup> (6.9279)	0.9548 <sup>***</sup> (9.5843)	0.7373 <sup>***</sup> (6.1059)	1.1183 <sup>***</sup> (18.6154)
$(I/K)^2_{t-1}$	-6.5238 <sup>***</sup> (-3.0104)	-1.7807 <sup>**</sup> (-2.1396)	-2.0218 <sup>*</sup> (-1.9623)	-3.2456 <sup>***</sup> (-13.8427)
$(Y/K)_{t-1}$	0.0046 <sup>*</sup> (1.6700)	0.0073 <sup>***</sup> (3.3192)	0.0078 <sup>**</sup> (2.5893)	0.0057 <sup>***</sup> (3.1877)
$(CF/K)_{t-1}$	-0.4323 <sup>***</sup> (-2.8112)	-0.2789 <sup>***</sup> (-2.6297)	-0.0132 <sup>***</sup> (-3.0000)	-0.1244 <sup>*</sup> (-1.7806)
$(CF/K)_{t-1} \times FP$	0.0145 (1.2043)	0.0109 (1.1394)	-0.0101 <sup>***</sup> (-3.4737)	0.0131 (1.0226)
$(CF/K)_{t-1} \times Fin \times FP$	0.0148 <sup>***</sup> (2.8739)	0.0122 (1.1272)	0.0567 <sup>*</sup> (1.9288)	0.0327 <sup>*</sup> (1.8848)
Constant	0.0949 <sup>***</sup> (3.9657)	0.0734 <sup>***</sup> (4.1211)	0.1305 <sup>***</sup> (3.7789)	0.0761 <sup>***</sup> (3.1366)
Adj-R <sup>2</sup>	0.59	0.63	0.41	0.39
F统计值	11.31	24.36	10.08	16.49
DW统计值	2.81	2.43	2.27	2.01

既有条件下,由于地方政府预算约束不断硬化且金融资源禀赋有限,对于低金融发展水平高财政压力地区而言,可能会倾向通过缓解企业融资约束,使企业部分承担财政职能的方式缓解自身财政压力,但这一结论并不适用于其他地区。就地方财政压力对于金融发展融资约束效应的影响来看,除了高金融发展水平低财政压力外,财政压力的增长会对其他地区金融发展缓解融资约束效应构成显著的抑制,其中这一抑制效应在低金融发展水平高财政压力地区最大(0.0567),低金融发展水平低财政压力地区次之(0.0327),高金融发展水平高财政压力地区最小(0.0148)。

这一结论支持了假设1,即地方政府金融干预活动受到地区既有金融发展水平与财政压力的影响,对于低金融发展水平高财政压力地区而言,金融干预活动对于经济负面影响较小且对金融资源的挤占对于地方财政压力的缓解作用较大。因此,这一地区金融发展往往会因地方政府对金融资源的攫取对企业融资约束的缓释效应构成较大阻碍。

## (二) 对假设2的检验

为验证假设2,根据样本企业最终控制人性将企业分为地方国有企业、中央国有企业与民营企业三类并进行分组回归,回归结果见表4。

表4 金融发展、财政压力对企业融资约束的影响:所有权性质分类检验

	中央政府控股		地方政府控股		私营产权控股	
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$(I/K)_{t-1}$	0.1854 <sup>***</sup> (4.5116)	0.0263 <sup>***</sup> (4.6435)	0.0647 <sup>**</sup> (1.9841)	0.0437 <sup>*</sup> (1.6767)	0.0151 <sup>***</sup> (3.1295)	0.0138 <sup>*</sup> (1.7768)
$(I/K)_{t-1}^2$	-3.4489 <sup>***</sup> (-2.6725)	-3.7699 <sup>***</sup> (-3.3261)	-3.8188 <sup>***</sup> (-2.7765)	-4.1457 <sup>***</sup> (-3.4147)	-5.9158 <sup>***</sup> (-3.8802)	-5.8911 <sup>***</sup> (-6.5213)
$(Y/K)_{t-1}$	0.0154 <sup>***</sup> (4.8542)	0.0163 <sup>***</sup> (2.8877)	0.0153 <sup>**</sup> (2.5576)	0.0163 <sup>***</sup> (6.2497)	0.0405 <sup>***</sup> (4.1843)	0.0038 <sup>***</sup> (4.3194)
$(CF/K)_{t-1}$	-0.1767 <sup>***</sup> (-3.6595)	-0.1932 <sup>***</sup> (-3.3031)	-0.1634 <sup>***</sup> (-2.7395)	-0.1682 <sup>*</sup> (-1.7831)	-0.0381 <sup>***</sup> (-2.8681)	-0.0387 <sup>***</sup> (-4.3194)
$(CF/K)_{t-1} \times Fin$	-0.0065 <sup>**</sup> (-2.3185)		-0.0064 <sup>**</sup> (-2.4061)		-0.0113 <sup>*</sup> (-2.1696)	
$(CF/K)_{t-1} \times FP$		0.0348 (1.2503)		0.0678 (1.1281)		0.0625 (1.3384)
$(CF/K)_{t-1} \times FP \times Fin$		-0.0103 <sup>*</sup> (-1.9357)		-0.0141 <sup>***</sup> (-3.0092)		0.0700 <sup>**</sup> (2.3952)
Constant	0.0594 <sup>***</sup> (5.0012)	0.0356 <sup>***</sup> (6.9756)	0.0193 <sup>***</sup> (3.3627)	0.0171 <sup>***</sup> (6.1819)	0.0173 <sup>***</sup> (12.6143)	0.0182 <sup>***</sup> (3.0617)
Adj-R <sup>2</sup>	0.67	0.68	0.54	0.57	0.76	0.75
F 统计值	74.86	72.33	76.41	77.09	69.54	68.76
DW 统计值	1.76	1.85	2.38	2.41	2.13	2.07

从 $(CF/K) \times Fin$ 系数看,金融发展对于民营企业的融资约束缓解作用(-0.0113)大于地方国企(-0.0064)和中央国企(-0.0065)。在方程(6)、(8)、(10)中 $(CF/K) \times Fin \times FP$ 系数在民营企业方程中显著为正,在地方国企与中央国企方程中显著为负。这一结果表明财政压力对民营企业金融发展缓解融资约束效应具有抑制作用,但会对国有企业金融发展融资约束效应具有增进作用,支持了假设2。因此,财政压力对金融发展融资约束效应构成抑制主要存在于民营企业。企业所有权性质的差异对企业融资行为构成显著影响,地方政府对于国有企业经营行为较强的影响力使国有企业更能满足地方官员政治需要,在财政压力下,国有企业更容易因地方政府支持而从金融发展中获益并对民营企业融资资源形成挤占。

### 五、研究结论与启示

通过实证检验财政压力条件下,金融发展对企业融资约束的影响,得到以下结论:

第一,总体层面上,财政压力对金融发展缓解企业融资约束效应构成抑制,且抑制效应受到地区既有财政压力与金融发展水平的影响。这

种抑制效应在低金融发展水平高财政压力地区最大,低金融发展水平低财政压力地区次之,高金融发展水平高财政压力地区最小,高金融发展水平低财政压力地区抑制效应不成立。

第二,由于政企关系紧密程度及在官员晋升竞争中扮演角色的差别,财政压力对金融发展缓解企业融资约束影响效应存在所有权性质差异。地区财政压力增加对金融发展缓解民营企业融资约束构成显著抑制效应,但对国有企业金融发展与融资约束缓解关系构成正向调节。

本文的研究结论凸显财政体制与金融体制配套的重要性,为财政金融体制改革提供有益借鉴。在现行财政体制下,地方政府过重的财政自觉压力以及对中央财政转移支付的依赖增强了地方政府干预经济的行为动机,弱化了金融体制改革正向效应。因此,有必要调整地方财政收支权限,增强地方财政收支平衡度,同时增强地方财政透明度,为地方财政发债融资创造条件,降低财政对金融体系的隐性依赖。在推进财政金融体制时,充分考虑地区现有财政压力状况以及金融发展水平,将财政金融改革纳入统一框架以降低制度转轨摩擦成本。

Co  
of  
80  
F  
s