

DOI: 10.19361/j.er.2022.04.09

# 地方经济考核压力与企业短贷长投

谢获宝 黄大禹 邹梦婷\*

**摘要:** 本文基于2009—2019年沪深两市A股上市企业非平衡面板数据,研究地方经济考核压力对企业短贷长投行为的影响。研究发现,地方经济考核压力越大,则会加剧企业的短贷长投行为,上述核心结论在经过多重稳健性检验后仍保持不变。渠道机制检验发现,地方经济考核压力越大,会造成企业在金融市场中的融资约束增强和融资成本提高,并迫使企业有着更强的脱实向虚偏好,进而带来显著的财务不稳定,这些变化都会冲击企业的正常财务行为,带来短贷长投行为强度的增大。从企业和地区异质性来看,地方经济考核压力能够显著推升国有企业、高科技企业和东中部地区企业的短贷长投水平。本文可以为明晰经济高质量发展背景下地方政府经济增长偏好的影响提供经验证据的支持,为理解企业财务投融资行为提供来自政府制度层面的相关启示。

**关键词:** 地方经济考核压力;短贷长投;融资行为;财务稳定

**中图分类号:** F062.9

## 一、引言

尽管金融供给侧结构性改革极大地推进了中国金融要素的市场化进程,但当前中国金融体制机制不完善,利率期限结构错配、货币政策波动较大等制度缺陷仍难以从根本上得到扭转,融资难、融资贵依旧是众多实体企业发展的重要制约因素(郑联盛,2019)。特别是国有大中型金融机构出于风险管理的需求,更偏好于提供短期贷款,导致融资渠道匮乏的实体企业部门不得不更多地使用短期贷款来满足技术创新等长期经营决策所需(Campello et al., 2011),从而形成短贷长投的期限结构错配现象。现实而言,由于投资回收期远长于债务偿还期,一旦借新还旧或债务展期行为受挫,相关企业极易陷入流动性风险(Acharya et al., 2011),这一风险可能通过产业链关联影响上下游企业和金融机构,甚至扰动金融系统的稳定性。特别是在近年中国经济增速下行压力增大和国际政治经济不确定性陡增的“灰犀牛”叠加新冠疫情“黑天鹅”的双重冲击下,“短贷长投”的风险敞口进一步暴露,微观层面投融

\* 谢获宝,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:xie\_hb@263.net;黄大禹,清华大学经济管理学院,邮政编码:100083;邹梦婷,武汉理工大学经济学院,邮政编码:430070。

本文得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“去杠杆影响企业风险承担的经济后果、机制路径及优化策略研究”(项目批准号:19YJA630093)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。

资的期限错配行为越来越可能成为引发系统性金融风险的根源之一(白云霞等,2016)。因此,对“短贷长投”的成因及影响进行深入剖析,有助于为推动中国要素市场的进一步市场化提供理论依据和经验佐证。

企业部门为何甘冒流动性风险借助短期贷款以实现长期投资?部分研究认为,中国长期的金融抑制是诱发企业“短贷长投”行为的重要制度因素(钟凯等,2016)。具体而言,一方面,金融市场体系不健全导致直接融资市场难以覆盖企业长期融资需求(Frank and Goyal, 2014);另一方面,由于作为信贷供给主体的银行部门出于风险考虑,长期信贷意愿较低(Armstrong et al., 2010),往往通过短期信贷方式控制企业违约风险。此外,企业管理层出于降低贷款成本(短期借贷利率较低)、松释信贷约束(短期借贷更易获得)等目的,也更偏好于短贷长投等激进融资策略(孙凤娥,2019),特别是在母子公司信息偏离的情况下更是如此(丁龙飞等,2020)。毋庸置疑,上述分析为剖析“短贷长投”现象提供了良好的经济金融学理基础,但这类研究和分析大多集中在市场影响因素层面,尚未对政府层面的影响展开分析,特别是尚未真正将中国新兴加转型的现实制度背景纳入考量,使得基于短贷长投领域的研究还有较大的拓展空间。

地方政府会对微观企业投融资决策进行调控,因此,剖析当前中国企业部门中普遍存在的“短贷长投”现象,将地方政府行为因素纳入考量是必要的。本文创新性地引入地方经济考核压力这一指标,用以度量地方政府对企业投融资决策的影响,构建“地方经济考核压力影响企业短贷长投”研究框架,对企业短贷长投的成因进行深入剖析。

本文可能的创新之处在于,第一,厘清了政府制度激励对中国企业金融期限错配的影响与作用机理。现有文献大多集中在市场因素影响企业短贷长投的层面上,本文将政府经济考核压力纳入企业短贷长投动因的分析框架,就二者的具体机制(资源边界约束、财务风险稳定等)展开识别检验,并发现地方经济考核压力越大大会促进企业短贷长投的经验证据,从而丰富了企业投融资领域的研究文献。第二,识别了政府经济考核压力影响微观结构主体投融资行为的结构性特征,从“企业属性-地区差异”层面识别出了驱动区域经济发展的制度性因素所产生的差异化影响。第三,为政府部门促进经济增长制度设计提供了启示。为推动经济增长,政府通过制度激励的设计为经济增长提供动力,却带来了微观结构主体的投融资扭曲问题,本文为调整政府激励结构导向提供了相应建议。

## 二、理论分析与假说提出

理论而言,企业短贷长投是一种期限错配的投融资决策和行为,与债务期限匹配理论(Morris, 1976)中的合意决策并不一致。对此,后续研究认为,企业若在风险可控的前提下,主动选择成本更低的短期借款,符合融资优序理论(Myers, 1984)的同时也传递出企业流动性稳定的信息,并通过短期贷款的监督和约束,降低了股东和管理层间的第一类委托代理成本,对企业经营绩效的提升具有正面作用。然而,企业若因外部约束或刺激而被动采取短贷长投的策略,则会在增加其经营风险、降低投资效率、加剧财务困境的同时刺激管理层进行盈余管理的动机(罗宏等,2018),不利于企业核心竞争力的提高。由此可见,对于短贷长投行为的治理,关键在于破解干预企业投融资行为的环境或制度因素,驱动企业根据市场化原

则合理优化自身的投资结构和期限配置。

有鉴于此,大量国内外文献聚焦于引起企业短贷长投的外部因素的研究与治理。其中基于经典市场理论分析的早期国外研究一般认为市场机制将能有效激励企业保持其投融资期限匹配(白云霞等,2016),但这却无法充分解释中国近二十年来普遍存在的短贷长投现象。得益于对中国市场微观主体的长期关注,国内大量研究指出,中国金融市场化改革进程长期滞后于其他市场是诱发微观企业更偏好于短贷长投的重要体制性原因(钟凯等,2016);同时社会信用评估与备案体系构建尚不完善,企业投融资风险难以充分体现于其存贷款利率中也是短贷长投现象难以消除的市场环境因素。而部分文献则指出,近年中国高风险偏好的市场氛围激励往往会诱发管理层在投融资决策上的投机行为,从而引致短贷长投(王东清、刘华南,2020);此外,在这一市场环境的培育下,管理层普遍存在过度自信,这也会加剧企业在投融资方面的激进程度,短贷长投水平上升就不难理解了(孙凤娥,2019)。然而,在中国当前要素市场化程度不高,金融体系发展尚不完善的制度背景下,上述研究忽略了转型经济特征浓厚的市场机制特征,特别是忽略了(地方)政府行为对企业投融资决策的重要影响。因此,以微观企业的期限匹配为切入点,厘清(地方)政府对于企业投融资决策的干预机制具有重要的现实意义。

由于地方政府会通过调节企业部门的外部环境,直接影响其投融资结构和期限结构,改变其投融资决策,从而扭曲企业自身投资的期限配置行为。更为重要的是,在经济考核压力下,地方政府为了增加其在“晋升锦标赛”中胜出的概率会增加基建等方面的支出,以直接促进地区产出规模扩张,这不可避免地对企业部门的金融资源产生了极大挤出。特别是在当前以银行信贷为主的金融体系中,银行部门为了平抑风险,更偏好于将长期贷款配置于有地方政府背景的项目中(苟琴等,2014),从而进一步压缩了企业部门长期借款的容量,使得短贷长投成为符合企业工具理性的次优选择。基于此,本文提出第一个有待检验的假说:

假说1:地方经济考核压力越大,企业短贷长投的强度越高。

从资金供给端来看,由于长期以来利率市场化体制机制的不完善,使得信贷风险与期限结构之间出现了显著错配,以至于长短期信贷之间的利差出现失调,市场中长期借贷供给难以达到合意水平。政府职能部门会引导现有的金融资源直接注入到那些“短平快”的生产项目中去,这类项目大多集中在基础设施建设等领域,投入规模巨大且持续期较长,会吸纳金融市场中的大量长期资金,从而使得那些本应获得融资的企业被政府部门“挤出”(随洪光等,2022)。这会弱化中国(金融)要素市场本身的调节作用,扭曲长期信贷供给的配置方向,增大供需间的缺口(即形成了显著的挤出效应),抬升“融资难融资贵”问题的治理成本,使得企业面临着更突出的资源边界约束。在这种情形下企业在生产决策中也往往会向政府部门偏好的方向进行“转型”(如配合政府部门将生产集中在短期经济绩效明显的项目上),希冀能够获得更多的政府支持(吴非等,2021),从而过多地消耗自身存量资源,加剧融资约束。由此实体企业不得不更多地借助于短期借贷以满足长期经营和投资需求,即提升了其短贷长投的强度和水平。基于此,本文提出有待实证检验的机制性假说:

假说2:地方经济考核压力越大,则会造成企业的融资难和融资贵,进而迫使企业提升短

贷长投的强度。

在地方经济考核压力大的情境下,地方政府在支持项目的选择上更偏好于不确定性低且短周期可见显著产值的生产性投资(郭月梅等,2019)。一方面,银行部门调整贷款流向和期限,从总量上“加杠杆”以实现生产规模扩张,从结构上迫使企业“加短期杠杆”(倪志良等,2019),满足地方政府对于区域GDP增加的需求;另一方面,企业往往还会主动寻求在金融市场中进行“空转”的方式来摄取足够的金融资源,由此增强了自身的“脱实向虚”偏好。不难推论,“脱实向虚”和“加杠杆”的双重叠加影响,会给企业造成愈发沉重的财务费用负担(白雪莲等,2021),对其财务稳定性带来较大冲击,迫使企业进一步提升短贷长投强度,以保证经营和投资的流动性充足。这一正反馈过程不断自我循环,使得在地方经济考核压力下企业会不断通过增加金融杠杆、降低财务稳定性以提高短贷长投的水平。因此,本文提出以下假说:

假说3:地方经济考核压力越大,则会驱动企业加杠杆并降低财务稳定,进而迫使企业提升短贷长投的强度。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

本文的核心数据来源自CSMAR数据库,选取2009—2019年沪深A股上市企业数据集,宏观数据源自各省份统计年鉴。本文对原始微观企业数据进行了如下处理:第一,删除金融类企业样本;第二,删除ST、\*ST类等财务状况存在异常、数据缺失较大的企业样本;第三,对所有微观层面的非比值型变量进行对数化处理,对所有连续型变量进行上下1%的缩尾处理,以降低异常值的干扰;第四,将上市企业同宏观层面的数据进行匹配,由此得到本文的完整数据集。

#### (二)变量设定

##### 1.被解释变量

企业短贷长投(*SFLI*)。参考丁龙飞等(2020),在测度短贷长投强度时,采用固定资产投资活动现金支出-(长期借款本期增加额+本期权益增加额+经营活动现金净流量+处置固定资产等收回的现金净额)来测度,最后再以总资产进行标准化处理。该变量设计的一个核心原则在于,基于固定资产等具有长期性的投资活动现金需求,同短期内企业内部净增(可获)的长期现金流的“缺口”来反映企业债务与资产之间存在的期限结构错配问题(钟凯等,2016)。

##### 2.核心解释变量

地方经济考核压力(*GDP\_press*)。长期以来,以GDP增长作为地方政府部门的考核标杆最为普遍。因此,如若特定地区GDP增长状况较之于其他地区而言更差,则多意味着该地政府部门面临着较大的竞争考核压力,无法向上级政府部门传递积极信号,政府官员在考核中更容易处于劣势地位。鉴于上述特征,本文将特定省份所处地区板块(东中西部地区)GDP平均增速与特定省份GDP增速之差作为地方经济考核压力的代理变量。显然,该值的大小与考核压力形成正相关关系。

### 3. 中介变量

融资约束( $SA$ )。市场中企业往往面临着外源性融资约束,这成为决定其投融资决策与行为的重要因素。特别是在考核压力尚未实现根本性转变时,地方政府往往更倾向于利用其对金融机构的影响,配置地方信贷资源(吴非等,2021),从而加剧实体企业的融资约束,基于此,本文将融资约束列为可能传递地方政府考核压力的中介变量之一。在具体指标测算上,本文借鉴 Hadlock 和 Pierce(2010)测度上市企业在样本期内的融资约束水平( $SA$ ),其具体计算公式为:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04Age \quad (1)$$

(1)式中: $Size$ 通过企业规模对数化而得, $Age$ 为企业年龄。需要说明的是,Hadlock 和 Pierce(2010)通过 Ordered Probit 模型对模型系数进行了估计,而本文则直接采用 Hadlock 和 Pierce(2010)的系数计算结果作为表示微观结构主体融资约束的代理指标,这一指标与融资约束程度呈正相关。

融资成本( $F\_Cost$ )。与融资约束逻辑一致,地方政府应对考核压力而配置信贷资源的特征事实同样也影响了实体企业的融资成本。如果说融资约束反映了企业“融资难”困境,“融资成本”则更多地体现了“融资贵”难题,在这一成本约束的传导作用下,地方经济考核压力可能形成对企业资源边界的有效影响。本文为更好地刻画这一路径,借鉴阮坚等(2020)的算法,将利息支出总额与企业负债总额的比值作为衡量融资成本的参考指标。

金融负债杠杆( $FIN\_Lev$ )。本文借鉴吴非等(2021),采用年末净金融负债与净资产的比值作为衡量该企业当年金融负债杠杆的指标。

财务风险稳定( $Z\_Score$ )。在现实中,无论是地方政府的外部过度干预,还是企业自身的偏离合意范畴的投融资行为,都会引起或反映到其财务指标上,因此,本文引入财务稳定(风险)这一中介因素,以更好地刻画经济考核压力影响企业的机制路径。在指标选取上,本文借助了 Altman(1968)的  $Z$  值法刻画企业的财务稳定状况,这一指标值越大,说明该企业当年的财务状况越稳定,其具体计算公式为:

$$Z = 0.012X_1 + 0.014X_2 + 0.033X_3 + 0.006X_4 + 0.999X_5 \quad (2)$$

(2)式中: $X_1$ — $X_5$ 分别为运营资本、留存收益、息税前收益、权益市值和销售收入与总资产的比值。

### 4. 控制变量

为了最大限度提升回归的有效性,本文进一步纳入了一系列控制变量。具体来看,控制变量包括了企业年龄( $Age$ )及其平方项( $Age^2$ )、基本每股收益( $EPS$ ,归属于普通股股东的当期净利润除以当期发行并流通在外普通股的加权平均数)、总资产( $\lnasset$ ,年度期末总资产的对数值)、第一大股东股权集中度( $C\_D$ ,第一大股东持股比例)、净利润增长率( $Profit$ ,净利润增长额与上年净利润之比)、董事长和总经理两职合一( $Mega$ ,董事长和总经理同时兼任取值为1,否则为0)和审计意见( $Audit$ ,年报审计为标准无保留意见时为0,否则为1)。

本文主要变量的描述性统计如表1所示。

表 1 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>SFLI</i>	15 585	-0.1115	0.1902	-1.1272	0.2649
<i>GDP_press</i>	18 844	-0.0029	0.0321	-0.1042	0.3006
<i>SA</i>	18 844	0.4743	0.3153	0.0451	1.6252
<i>F_Cost</i>	17 105	0.0234	0.0157	0.0004	0.0679
<i>FIN_Lev</i>	18 844	0.4400	0.2549	0	0.9134
<i>Z_Score</i>	18 832	1.7046	0.7497	0.3852	4.0061
<i>lnAge</i>	18 844	2.7005	0.3841	1.3863	3.3672
<i>EPS</i>	18 834	0.3422	0.4073	-0.6751	2.0400
<i>lnasset</i>	18 844	22.1530	1.2479	19.8400	25.9382
<i>C_D</i>	18 844	0.3519	0.1501	0.0340	0.8998
<i>Profit</i>	18 844	0.0914	3.1400	-18.7284	12.9178
<i>Mega</i>	18 560	0.2203	0.4145	0	1
<i>Audit</i>	18 844	0.0157	0.1245	0	1

### (三) 模型设定

本文构造了模型(3)以检验地方经济考核压力对企业短贷长投行为的影响:

$$SFLI_{it} = \alpha + \beta_1 GDP\_press_{it-1} + \sum \beta_i CVs + \sum \beta_j Year + \sum \beta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中:被解释变量为企业的短贷长投(*SFLI*),核心解释变量为地方政府经济考核压力(*GDP\_press*),*CVs*为前述控制变量集合。特别地,本文考虑到地方政府的行为偏好要影响至辖区内的微观经济主体往往存在一定的时滞,本文对核心解释变量进行了滞后一期处理,以使回归模型更加契合现实特征。当然,这也能在一定程度上克服互为因果的内生性问题。为了更好地吸收固定效应,本文还控制了年度虚拟变量(*Year*)和行业虚拟变量(*Ind*)。 $\varepsilon_{it}$ 为模型随机误差项。

本文借助了温忠麟等(2004)的中介效应模型进行渠道识别检验(模型(4)—模型(6))。

$$SFLI_{it+1} = \alpha + \beta_1 GDP\_press_{it-1} + \sum \beta_i CVs + \sum \beta_j Year + \sum \beta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Mediator_{it} = \alpha' + \vartheta_1 GDP\_press_{it-1} + \sum \vartheta_i CVs + \sum \vartheta_j Year + \sum \vartheta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$SFLI_{it+1} = \alpha + \delta_1 Mediator_{it} + \delta_2 GDP\_press_{it-1} + \sum \delta_i CVs + \sum \delta_j Year + \sum \delta_k Ind + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在中介变量(*Mediator*)的选取上,顺延前文的理论逻辑分析,将融资约束(*SA*)、融资成本(*F\_Cost*)、金融负债杠杆(*FIN\_Lev*)、财务稳定状况(*Z\_Score*)作为中介机制变量进行识别检验,其余指标和模型设定皆同模型(3)。特别地,依循前述模型设定的原则,即变量间的传递效应存在时滞,为了体现出在每个环节变动过程中所需要的耗时,本文对于短贷长投变量进行前置1期处理,对于中介变量组保持了当期的数据结构,对于地方经济考核压力指标进行滞后1期处理。同样,该项处理也能够一定程度上减弱互为因果的干扰。

## 四、地方经济考核压力对企业短贷长投的影响

### (一) 基准回归

表2的实证结果是基于“经济考核压力-企业短贷长投”的基本关系进行的回归检验。在回归(1)、(2)中,本文采取了递进式的处理方法进行验证。结果发现,无论是否纳入相关控制变量,地方经济考核压力指标(*L.GDP\_press*)的回归系数均为正值且都通过了

1%的统计显著性检验,这为本文的假说1提供了经验证据的支持。在回归(3)中,纳入了经济考核压力指标的平方项以检验其中可能存在的非线性关系,但相关的交互项系数并不显著,意味着二者之间是单向的正向关系。在回归(4)、(5)中,基于地方经济考核压力强度进行了分组检验(以中位数为界),以判定在不同强度的经济考核压力下,原有的基本结论是否会发生变化。在压力较大组别中, $L.GDP\_press$ 的回归系数为0.1665且通过了5%的统计显著性检验,而在压力较小组别中,这一变量的回归系数则并不显著( $t$ 值仅为1.36),这意味着,只有较强的地方经济考核压力方能强化企业短贷长投行为,这也与前述实证逻辑保持高度一致。

**表 2 基准回归检验:经济考核压力与企业短贷长投**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	基准检验		非线性关系	经济考核压力较大	经济考核压力较小
<i>L.GDP_press</i>	0.0280*** (3.39)	0.1769*** (2.94)	0.3233*** (3.86)	0.1665** (2.35)	0.1532 (1.36)
<i>L.GDP_press</i> × <i>L.GDP_press</i>			1.4007 (0.61)		
<i>lnAge</i>		0.1075 (1.63)	0.1039 (1.58)	0.1011 (1.23)	0.1156 (1.32)
<i>lnAge</i> <sup>2</sup>		-0.0098 (-0.74)	-0.0091 (-0.69)	-0.0098 (-0.58)	-0.0107 (-0.63)
<i>EPS</i>		-0.1298*** (-18.20)	-0.1299*** (-18.24)	-0.1277*** (-13.70)	-0.1324*** (-16.56)
<i>lnasset</i>		0.0893*** (31.83)	0.0893*** (31.87)	0.0846*** (24.12)	0.0935*** (31.03)
<i>C_D</i>		-0.0886*** (-11.51)	-0.0888*** (-11.53)	-0.0904*** (-9.44)	-0.0887*** (-10.37)
<i>Profit</i>		0.3056 (0.47)	0.3412 (0.53)	-0.3053 (-0.32)	0.6546 (0.82)
<i>Mega</i>		-0.0011 (-0.19)	-0.0012 (-0.20)	-0.0074 (-0.93)	0.0042 (0.62)
<i>Audit</i>		0.0908*** (4.46)	0.0907*** (4.44)	0.1135*** (3.93)	0.0845*** (3.64)
<i>_cons</i>	0.3696*** (6.24)	-3.6067 (-0.80)	-4.0007 (-0.88)	0.6676 (0.10)	-6.3020 (-1.13)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	15 263	14 956	14 956	6 000	8 956
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1491	0.4633	0.4640	0.4653	0.4720

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;(2)括号中是经过聚类(企业个体层面)稳健标准误调整的 $t$ 值。下文同。

## (二) 稳健性检验与内生性处理

为了进一步强化核心结论的稳健性和可靠性,本文采用了三种方式进行检验。第一,剔

除部分样本,将部分具有特殊性的样本进行剔除并再次检验;第二,延长预测窗口,通过增加核心解释变量的滞后期数来考察地方经济考核压力在较长时间序列中的表现;第三,变更核心解释变量的口径,采用地方经济增长目标来刻画地方政府面临的经济考核压力。详细结果可参见表3—表5。

在表3的稳健性检验中,主要从剔除特殊样本的角度出发进行检验。本部分考量的是,一方面,无论是地方政府的经济考核压力抑或是企业的投融资行为,都会受到“国际-国内”重大外部金融冲击的影响。在本文的研究样本期中,存在两个重大的金融不利事件冲击,一是国际金融危机(2008年),二是中国股灾(2015年)。另一方面,考虑到直辖市在经济考核上可能与其他地区存在差异,本文剔除了这类样本。研究结果发现,无论是从时间序列上剔除了相关样本(回归(1)、(2)),抑或是从地域上剔除了相关样本(回归(3)),原有核心结论并没有发生显著变化。

表3 稳健性检验:剔除部分样本

	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	剔除国际金融危机	剔除国际金融危机+中国股灾	剔除直辖市
<i>L. GDP_press</i>	0.1359** (2.14)	0.5442*** (4.66)	0.2375** (2.15)
<i>lnAge</i>	0.1383* (1.91)	0.1239 (1.32)	0.0323 (0.26)
<i>lnAge<sup>2</sup></i>	-0.0152 (-1.07)	-0.0117 (-0.63)	0.0034 (0.14)
<i>EPS</i>	-0.1388*** (-18.47)	-0.1399*** (-17.02)	-0.1377*** (-15.71)
<i>lnasset</i>	0.0946*** (34.07)	0.0911*** (29.08)	0.0962*** (27.30)
<i>C_D</i>	-0.0907*** (-11.80)	-0.0932*** (-10.37)	-0.0813*** (-8.69)
<i>Profit</i>	0.1427 (0.20)	1.9042** (2.20)	-0.1260 (-0.16)
<i>Mega</i>	0.0037 (0.63)	0.0031 (0.42)	0.0087 (1.26)
<i>Audit</i>	0.0863*** (4.06)	0.1054*** (3.98)	0.0859*** (3.26)
<i>_cons</i>	-2.6351 (-0.52)	-15.0438** (-2.47)	-0.6681 (-0.12)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
N	11 859	5 727	8 988
<i>R<sup>2</sup></i>	0.4925	0.4889	0.4629

地方经济考核压力对微观企业的影响是否具有一定的持续性特征?原有的不利冲击是否会延续较长的时间,是一个值得关注的问题。表4侧重从考虑地方经济增长考核压力长期影响的角度进行回归检验识别。具体来看,本文将原有的地方经济考核压力变量(*GDP\_*

press)分别进行滞后2、3、4期处理以生成新的变量并以此检验长期影响。研究结果发现,四组回归系数均为正值且均呈现出高度显著的状态。这表明地方经济考核压力的负面作用具有显著的可叠加效果,在长期中能够持续对企业投融资决策形成不利影响,这不单验证了前述核心结论的稳健性,也进一步表明变革考核激励制度具有紧迫性和必要性。

**表 4** 稳健性检验:考虑长期影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
L2. <i>GDP_press</i>	0.4092 *** (4.55)			0.1379 * (1.70)
L3. <i>GDP_press</i>		0.4143 *** (4.25)		0.2863 *** (4.30)
L4. <i>GDP_press</i>			0.3888 *** (3.87)	0.1908 ** (2.56)
lnAge	0.0972 (1.13)	0.1031 (0.93)	0.0861 (0.62)	0.0748 (0.54)
lnAge <sup>2</sup>	-0.0082 (-0.49)	-0.0094 (-0.45)	-0.0067 (-0.26)	-0.0045 (-0.18)
EPS	-0.1307 *** (-17.57)	-0.1317 *** (-16.90)	-0.1329 *** (-16.04)	-0.1329 *** (-15.99)
lnasset	0.0893 *** (31.37)	0.0893 *** (30.65)	0.0891 *** (29.57)	0.0892 *** (29.67)
<i>C_D</i>	-0.0858 *** (-10.91)	-0.0821 *** (-10.11)	-0.0782 *** (-9.29)	-0.0777 *** (-9.24)
<i>Profit</i>	0.1589 (0.24)	-0.2233 (-0.32)	-0.3431 (-0.45)	-0.2871 (-0.38)
<i>Mega</i>	0.0028 (0.46)	0.0061 (0.97)	0.0089 (1.30)	0.0086 (1.26)
<i>Audit</i>	0.0962 *** (4.47)	0.0927 *** (4.25)	0.0920 *** (3.95)	0.0928 *** (3.98)
<i>_cons</i>	-2.5673 (-0.55)	0.1046 (0.02)	0.9721 (0.18)	0.6059 (0.11)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	13 152	11 330	9 520	9 520
R <sup>2</sup>	0.4608	0.4603	0.4579	0.4593

在任晓怡等(2020)的研究中,采用地方政府层面发布的经济增长目标来刻画地方政府在经济发展上的动机和压力,其逻辑在于:地方政府往往会通过较高经济增长目标的设定来向上级部门传递积极的信息,从而不得不面临更大的发展压力。在本部分的稳健性检验中拟借鉴上述方法来重新建构地方经济考核压力指标。具体地,首先以地方省级政府年度工作报告中所提出的经济增长目标(*Eco\_target*)来刻画地方经济考核压力。其次在上述指标的基础上细化了对经济增长目标的考察。第一,用某省经济增长目标与同一地区板块(东中西部地区)经济增长目标均值之差,来刻画特定地区“超越”周边地区经济增长目标设定的程度(*Eco\_target1*);第二,通过本省份本年度的地方经济增长目标同上年度的经济增长目标

之差,来刻画当地政府对自身的“层层加码”行为(*Eco\_target2*)。不难发现,这类指标越大,则多意味着当地政府部门在经济发展上有着更大的压力。表5研究结果表明,三个口径的地方经济增长目标回归系数均为正值且高度显著,这意味着地方经济增长目标设定越高,往往会影响到微观企业的投融资行为,进一步加剧企业的短贷长投行为,上述发现同样为已有的回归结论提供了坚实的支撑。

表5 稳健性检验:变更核心解释变量口径

	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>L.Eco_target</i>	0.0127*** (6.06)		
<i>L.Eco_target1</i>		0.0162*** (3.24)	
<i>L.Eco_target2</i>			0.0046** (2.03)
<i>lnAge</i>	0.0901 (1.37)	0.1095* (1.66)	0.1139* (1.72)
<i>lnAge<sup>2</sup></i>	-0.0069 (-0.52)	-0.0104 (-0.79)	-0.0111 (-0.84)
<i>EPS</i>	-0.1285*** (-17.94)	-0.1295*** (-18.20)	-0.1295*** (-18.19)
<i>lnasset</i>	0.0896*** (32.42)	0.0894*** (31.91)	0.0892*** (31.71)
<i>C_D</i>	-0.0903*** (-11.84)	-0.0889*** (-11.56)	-0.0890*** (-11.56)
<i>Profit</i>	0.3633 (0.56)	0.3068 (0.48)	0.2862 (0.44)
<i>Mega</i>	0.0006 (0.10)	-0.0008 (-0.14)	-0.0008 (-0.14)
<i>Audit</i>	0.0890*** (4.31)	0.0915*** (4.50)	0.0905*** (4.44)
<i>_cons</i>	-4.1264 (-0.91)	-3.6306 (-0.80)	-3.4838 (-0.77)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
N	14 803	14 956	14 956
R <sup>2</sup>	0.4688	0.4642	0.4627

进一步地,为了减弱可能存在的内生性问题,本文采用“地形起伏度(城市海拔标准差)”作为工具变量展开检验。这是因为,地形起伏度越大,往往意味着当地的基础设施建设难度较大,经济发展空间较为狭窄,这会显著影响当地政府对经济发展的决策导向,满足工具变量的相关性要求。此外,地形起伏度作为一个典型的地理因素,其与上市企业投融资决策(包括但不限于短贷长投)并无明显关联,满足工具变量的外生性要求。表6的实证结果显示,在基于工具变量法减弱了内生性干扰后,原有的核心结论依旧保持稳健。

表 6 内生性检验:工具变量法

	(1)	(2)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>L.GDP_press</i>	0.9045 *** (5.18)	1.1095 *** (7.64)
<i>lnAge</i>		0.0746 (1.00)
<i>lnAge</i> <sup>2</sup>		-0.0042 (-0.31)
<i>EPS</i>		-0.1349 *** (-31.85)
<i>lnasset</i>		0.0896 *** (63.95)
<i>C_D</i>		-0.0756 *** (-18.29)
<i>Profit</i>		-0.2413 (-0.38)
<i>Mega</i>		0.0070 * (1.83)
<i>Audit</i>		0.0923 *** (6.25)
<i>_cons</i>	0.4587 *** (27.02)	0.1122 (0.03)
Kleibergen-Paap rk LM statistic (Underidentification test)	21.298 ***	62.824 ***
Cragg-Donald Wald F statistic (Weak identification test)	46.015 ***	55.163 ***
Hansen J statistic (Overidentification test of all instruments)	0.3992	0.1457
年份固定效应	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制
N	9 644	9 520
R <sup>2</sup>	0.1592	0.4512

## 五、渠道机制识别检验

在前部分的实证研究中,本文分析了地方经济考核压力对企业短贷长投的影响,但尚未深入识别检验二者之间的渠道机制。有鉴于此,本部分将进行渠道识别检验。

首先本文从“融资约束与融资成本”的视角进行检验,结果见表 7。研究发现,地方经济考核压力显著恶化了企业的融资约束状况(回归系数为 0.4209 且通过 1% 的统计显著性检验),而企业所面临的融资约束越严重,为了维系正常的生产经营,企业不得不通过强化短贷长投来保证资源的可持续性(SA 的回归系数为正值且通过了 5% 的统计显著性检验)。进一步地,地方经济考核压力的提升,带来了企业融资成本的增加(回归系数为 0.0172 且 *t* 值为 3.05)。这是因为,一方面,地方经济考核压力越大,地方政府往往会积极引导辖区内可用的金融资源投入到相关的经济建设项目中来,这会在一定程度上对企业可用资源形成挤出,企业在金融市场中的融资难度和成本会进一步加大,造成了融资成本的提升;另一方面,地方经济考核压力越大,这种经济责任也会由地方政府转移到企业层面,企业为了契合政府部门的经济增长目标,往往会扩大自身的生产规模。企业与企业之间对金融资源的竞争行为也会得以强化,企业甚至愿意接受较高费用支出的信贷合约,这进一步提升了自身的融资成

本。这种融资成本的提升,会在一定程度上侵蚀企业的可用资源,企业为了确保资源供给能够满足生产需求,往往会通过短贷长投的方式来进行“补缺”。在回归(5)中, $F\_Cost$ 的回归系数为正值且高度显著便是明证。从中介效应的占比强度差异来看,地方经济考核压力对融资成本的影响,相较于融资约束有着更为明显的作用效应(占比 $6.0% > 1.7%$ )。

表7 地方经济考核压力影响企业短贷长投的机制识别:融资约束与融资成本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$F\_SFLI$	$SA$	$F\_SFLI$	$F\_Cost$	$F\_SFLI$
$L\_GDP\_press$	0.4746*** (7.79)	0.4209*** (6.34)	0.4662*** (7.64)	0.0172*** (3.05)	0.4839*** (7.59)
$\ln Age$	0.0903** (2.31)	-1.0065*** (-23.44)	0.0724* (1.82)	0.0035 (0.97)	0.0775* (1.95)
$\ln Age^2$	-0.0088 (-1.14)	0.2654*** (31.78)	-0.0040 (-0.50)	-0.0000 (-0.02)	-0.0072 (-0.92)
$EPS$	-0.1285*** (-33.66)	-0.0382*** (-9.29)	-0.1294*** (-33.75)	-0.0100*** (-28.94)	-0.1065*** (-26.21)
$\ln asset$	0.0853*** (65.33)	0.1399*** (100.21)	0.0879*** (52.05)	0.0014*** (11.69)	0.0804*** (60.41)
$C\_D$	-0.0834*** (-22.67)	-0.0255*** (-6.59)	-0.0839*** (-22.77)	0.0011*** (3.36)	-0.0786*** (-20.62)
$Profit$	1.8857*** (3.35)	-1.9153*** (-3.15)	1.8675*** (3.31)	0.1038** (2.04)	1.3867** (2.40)
$Mega$	-0.0026 (-0.72)	-0.0438*** (-11.67)	-0.0034 (-0.94)	0.0001 (0.36)	-0.0027 (-0.71)
$Audit$	0.0901*** (7.17)	0.0300** (2.43)	0.0906*** (7.22)	0.0040*** (3.92)	0.0753*** (5.94)
$SA$			0.0194** (2.44)		
$F\_Cost$					1.7340*** (18.12)
$\_cons$	-14.7311*** (-3.71)	12.0400*** (2.81)	-14.6365*** (-3.69)	-0.7378** (-2.06)	-11.0448*** (-2.72)
Sobel test	2.277** 正向传导路径有效			3.008*** 正向传导路径有效	
Proportion of total effect that is mediated	1.7%			6.0%	
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	11 328	14 956	11 328	13 656	10 221
$R^2$	0.4430	0.6516	0.4433	0.1547	0.4523

在表8的研究中,本文将研究的视角转向“金融杠杆与财务稳定”的渠道机制检验中。研究发现,地方经济考核压力增大时,企业的金融杠杆行为也有所强化(回归系数为0.0288且通过了1%的统计显著性检验)。这说明借助于金融杠杆手段实现企业金融资源的迅速集聚成为政府回应增长压力的主要路径之一。然而这种金融杠杆行为使得企业内部的生产资源出现了错配,更多的生产资源导向了金融领域而非生产领域,为了维系基本的生产经营发展,企业只能采用更为激进的方式来获取融资,由此加剧了短贷长投行为(回归系数为正值且高度显著)。从前述的实证结论来看,地方经济考核压力的增大,会冲击企业的财务状况,甚至带来一定的脱实向虚偏向,这种变化必然会对企业自身的财务稳定造成影响。在回归(4)中, $L\_GDP\_press$ 的回归系数为负且高度显著,意味着这种经济偏好的强化会加剧企业内部的财务不稳定,扰乱企业正常的财务决策,使得企业不得不通过多重渠道来融取资金,以

维系财务资源的可持续性。其逻辑结果是,企业被迫通过短贷长投的方式筹措资金确保财务和生产活动的推进。从中介效应的占比强度差异来看,地方经济考核压力通过财务稳定对短贷长投行为有着相对较大的影响(占比 52.6%>1.1%)。

**表 8 地方经济考核压力影响企业短贷长投的机制识别:金融杠杆与财务稳定**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F. <i>SFLI</i>	<i>FIN_Lev</i>	F. <i>SFLI</i>	<i>Z_Score</i>	F. <i>SFLI</i>
<i>L.GDP_press</i>	0.4746 *** (7.79)	0.0288 ** (2.36)	0.4706 *** (8.06)	-1.0981 *** (-5.81)	0.1828 *** (3.91)
<i>lnAge</i>	0.0903 ** (2.31)	0.0981 * (1.89)	0.0678 * (1.81)	-0.1430 (-1.17)	0.0659 ** (2.20)
<i>lnAge</i> <sup>2</sup>	-0.0088 (-1.14)	-0.0121 (-1.20)	-0.0058 (-0.78)	-0.0086 (-0.36)	-0.0112 * (-1.89)
<i>EPS</i>	-0.1285 *** (-33.66)	-0.1674 *** (-33.67)	-0.0962 *** (-25.32)	0.5801 *** (49.56)	-0.0206 *** (-6.52)
<i>lnasset</i>	0.0853 *** (65.33)	0.0615 *** (36.42)	0.0739 *** (56.72)	-0.3659 *** (-92.06)	0.0224 *** (18.34)
<i>C_D</i>	-0.0834 *** (-22.67)	0.1194 *** (25.52)	-0.1052 *** (-29.28)	0.0788 *** (7.14)	-0.0711 *** (-25.19)
<i>Profit</i>	1.8857 *** (3.35)	3.2582 *** (4.42)	1.2823 ** (2.37)	0.2519 (0.15)	1.6881 *** (3.91)
<i>Mega</i>	-0.0026 (-0.72)	0.0092 ** (2.03)	-0.0034 (-0.99)	0.0343 *** (3.20)	0.0048 * (1.75)
<i>Audit</i>	0.0901 *** (7.17)	0.0143 (0.96)	0.0846 *** (7.03)	-0.1108 *** (-3.16)	0.0626 *** (6.51)
<i>FIN_Lev</i>			0.1896 *** (31.58)		
<i>Z_Score</i>					-0.1847 *** (-88.95)
<i>_cons</i>	-14.7311 *** (-3.71)	-24.1766 *** (-4.66)	-10.1391 *** (-2.66)	8.0471 (0.66)	-11.5651 *** (-3.80)
Sobel test	2.359 ** 正向传导路径有效			5.797 *** 正向传导路径有效	
Proportion of total effect that is mediated	1.1%			52.6%	
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	11 328	14 956	11 328	14 946	11 320
R <sup>2</sup>	0.4430	0.2548	0.4882	0.5152	0.6726

## 六、进一步研究:异质性检验

前述实证研究从全样本视角进行了识别检验,但中国作为一个典型的经济大国,企业特征与要素禀赋差异会对政府经济决策形成一定的非对称影响。有鉴于此,基于异质性视角下的考察,有助于提出更具有针对性的政策建议,在表 9、表 10 的回归检验中,本文分别从企业和地区层面进行差异化检验。

在表 9 的异质性检验中,本文首先针对“国有企业-非国有企业”进行了分组检验。研究发现,在国有企业组别中,地方经济考核指标的回归系数为 0.1928 且通过了 5% 的统计显著性检验,而在非国有企业中,相关系数的回归结果 *t* 值偏小(仅为 1.57),并不具有统计显著性意义上的影响。本文认为,国有企业能够凭借自身的“制度优势”,在金融市场领域乃至政府部门中获得较大强度的金融、财政资源支持,使得这类企业在不存在政府干预的情形下,的

确具有较为宽裕的金融资源边界<sup>①</sup>。从这个角度来看,国有企业的短贷长投期限错配行为是相对较低的。但从另外一个方面来看,国有企业尽管历经了多轮市场化改革,但仍需承载相对较多的社会职能。当地方政府具有较强的经济考核压力时,这一压力更容易转嫁到辖区内国有企业上。在这种情形下,地方政府对经济增长所设计的制度激励,对于驱动国有企业扩大生产规模的幅度往往会超越自身所具有的资源边界,因此国有企业具有较强的动机通过短贷长投的方式来维系金融资源。相比之下,非国有企业受地方经济考核压力影响较小。

表 9 企业异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	国有企业	非国有企业	高科技企业	非高科技企业
<i>L.GDP_press</i>	0.1928 ** (2.37)	0.1346 (1.57)	0.2058 ** (2.39)	-0.1672 (-1.00)
<i>lnAge</i>	0.3798 *** (3.67)	-0.0601 (-0.78)	0.0491 (0.57)	0.1784 * (1.75)
<i>lnAge</i> <sup>2</sup>	-0.0581 *** (-2.84)	0.0185 (1.18)	-0.0013 (-0.08)	-0.0228 (-1.12)
<i>EPS</i>	-0.1101 *** (-11.63)	-0.1615 *** (-16.31)	-0.1295 *** (-14.25)	-0.1277 *** (-11.50)
<i>lnasset</i>	0.0771 *** (20.88)	0.1101 *** (26.69)	0.0966 *** (24.28)	0.0802 *** (19.69)
<i>C_D</i>	-0.0575 *** (-5.03)	-0.1103 *** (-11.42)	-0.1153 *** (-10.18)	-0.0667 *** (-6.14)
<i>Profit</i>	-0.8082 (-0.99)	1.4885 (1.55)	0.0732 (0.08)	0.5292 (0.56)
<i>Mega</i>	-0.0060 (-0.62)	0.0055 (0.81)	-0.0016 (-0.21)	0.0035 (0.36)
<i>Audit</i>	0.0872 *** (2.81)	0.1125 *** (4.24)	0.1173 *** (4.74)	0.0559 * (1.70)
<i>_cons</i>	3.8217 (0.66)	-12.1781 * (-1.80)	-2.1276 (-0.35)	-5.2540 (-0.79)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	7 674	7 282	8 022	6 934
R <sup>2</sup>	0.3986	0.4818	0.4490	0.4375

其次本文将视角转移到“高科技企业-非高科技企业”<sup>②</sup>的差异化检验中来。研究发现,地方经济考核压力越大,则会显著驱动高科技企业的短贷长投行为(回归系数为 0.2058 且 *t* 值为 2.39),而对非高科技企业的影响并不显著。本文认为,高科技企业的主营业务活动围绕产品、服务的创新展开,呈现长期性、高风险、高投入特征,就回报周期层面而言,与地方政府偏好的短期产出需求存在时间维度的不匹配问题(杨贤宏等,2021)。当地方政府面临着较强的经济增长压力时,往往会引导高科技企业的生产发展向“短平快”的领域集中。为了

①从国有企业和非国有企业的结构来看,国有企业长期信贷占比比非国有企业大(0.111>0.061),短期信贷占比也是如此(0.385>0.321),可见,国有企业不单能拿到更多的长期贷款,也能拿到更多的短期贷款(丁龙飞等,2020)。

②在高科技企业的划分中,本文借鉴彭红星和毛新述(2017)的方法,将上市高科技企业分为 3 个门类 and 19 个大类,三个门类为制造业(C),信息传输、软件和信息技术服务业(I),科学研究和技术服务业(M);19 个大类包括 C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、C34、C35、C36、C37、C38、C39、C40、C41、I63、I64、I65 和 M73。

满足地方政府的短期经济发展导向,高科技企业大多只能将有限的生产资料配置到短期生产项目上,而同样在资源边界的约束下(高科技企业面临的资源约束趋紧),高科技企业不仅需要维系自身的技术创新项目,还要兼顾当地政府所支持、鼓励、引导的短期生产项目。由此,这类企业往往只能通过短贷长投的方式来维系自身发展所需的资源。

在表 10 的实证检验中,本文进行地区异质性检验。研究发现,地方经济考核压力对东部和中部地区企业的短贷长投具有显著促进作用(回归系数分别为 0.1314 和 0.2109 且均通过了 1% 的统计显著性检验),而对西部地区企业而言并没有显著影响。之所以呈现出上述差异化现象,本文认为,不同地区之间的要素禀赋存在显著差异,地方政府对经济增长的偏好、考核的要求等也存在不同,这决定了地方经济考核压力的影响存在异质性。其中东中部地区企业面临着较大竞争,企业为了在市场竞争中获取更大的份额,往往会加大资源的投入力度。若当地政府的经济考核压力传导至企业则必然对企业造成影响,迫使企业采用更加激进的方式来获取资源,强化了其对短贷长投行为的偏好。在西部地区,地方政府的经济考核压力并不会过多地影响到辖区内微观经济主体正常的投融资决策,因此对企业短贷长投的影响并不明显。

表 10 地区异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>L.GDP_press</i>	0.1314*** (2.96)	0.2109*** (3.97)	0.2426 (-0.66)
<i>lnAge</i>	0.0826 (1.14)	-0.0006 (-0.00)	0.3237 (1.40)
<i>lnAge</i> <sup>2</sup>	-0.0068 (-0.47)	0.0166 (0.49)	-0.0522 (-1.17)
<i>EPS</i>	-0.1195*** (-14.55)	-0.1496*** (-8.28)	-0.1471*** (-7.25)
<i>lnasset</i>	0.0880*** (26.22)	0.0918*** (12.68)	0.0944*** (13.75)
<i>C_D</i>	-0.1043*** (-11.40)	-0.0667*** (-3.72)	-0.0774*** (-4.33)
<i>Profit</i>	0.6465 (0.76)	0.0492 (0.04)	0.3675 (0.24)
<i>Mega</i>	0.0008 (0.12)	-0.0016 (-0.11)	0.0118 (0.59)
<i>Audit</i>	0.1125*** (4.07)	0.0184 (0.50)	0.0718** (2.35)
<i>_cons</i>	-5.9193 (-0.99)	-1.9801 (-0.23)	-4.4905 (-0.42)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
N	10 246	2 665	2 045
R <sup>2</sup>	0.4799	0.4979	0.4607

## 七、研究结论及政策建议

政府对经济增长的激励是否会影响到辖区内微观经济主体的投融资行为? 本文借助沪深两市 A 股上市企业 2009—2019 年的数据,实证检验地方经济考核压力对企业短贷长投的

影响、机制及异质性特征。研究结果发现:

第一,地方政府激励会显著影响辖区内的微观主体行为。地方经济考核压力越大,则会驱使企业提升自身的短贷长投水平,上述结论在经过多重稳健性检验后依旧成立。第二,地方经济考核压力一方面导致企业融资约束收紧和融资成本提高;另一方面会驱动企业提高其金融负债杠杆并影响自身财务稳定,这些都会造成企业短贷长投水平提升。第三,地方经济考核压力对微观主体的影响存在显著的差异化特征。具体而言,从企业异质性来看,地方经济考核压力对国有企业和高科技企业的冲击最为明显,能够显著提升这两类企业的短贷长投水平;从地区异质性来看,地方经济考核压力对东中部地区企业的短贷长投行为具有显著的促进作用,从而展现出了显著的异质性特征。

基于前述讨论,本文提出如下政策建议。一方面,进一步完善多层次地方政府考核体系。随着中国经济发展步入新常态,“唯 GDP”增长模式的弊端愈发凸显。尤其是其带来的区域间经济考核压力进一步恶化了辖区内企业的投融资环境。因此,亟需从顶层设计出发,破除“唯 GDP”的考核观念,将除经济增长以外的环境、民生、卫生、教育等多方面和多层次的社会发展指标纳入考量,构建更为科学和综合性的考核体系。以此为契机,引导地方政府的竞争重心从经济增长向综合社会经济发展等多方面转变。尤其是要强化考核体系的稳定性,防止由于考核体系的波动给辖区内企业带来政策环境的不确定性,从而刺激其扭曲贷款期限结构。另一方面,进一步转变政府职能。中国金融体系和要素市场的深化改革离不开政府职能转变,建设服务型政府,各级地方政府做市场经济秩序的守护者,稳步释缓经济考核压力带来的要素配置扭曲,让市场机制在企业决策框架中起决定性作用,使得资源与要素在不同区域的不同企业中自由高效运转起来。在具体施政措施上,应进一步推进“放管服”改革,降低市场准入门槛,简化行政审批程序,让市场在资源配置和流向中起到基础性作用。同时加强对企业行为的事中事后监管和提供更为全面的公共服务,优化企业营商和投融资环境。

### 参考文献:

- 1.白云霞、邱穆青、李伟,2016:《投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较》,《中国工业经济》第7期。
- 2.白雪莲、贺萌、张俊瑞,2021:《企业金融化与债务融资成本——来自中国A股上市公司的证据》,《金融论坛》第7期。
- 3.丁龙飞、谢获宝、韩忠雪,2020:《子公司自主权、财务公司与短贷长投》,《金融经济学研究》第4期。
- 4.苟琴、黄益平、刘晓光,2014:《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》,《管理世界》第1期。
- 5.郭月梅、陈平、毛琼枝,2019:《财政分权、投资冲动与地方政府债务增长》,《广西财经学院学报》第1期。
- 6.罗宏、贾秀彦、陈小运,2018:《审计师对短贷长投的信息识别——基于审计意见的证据》,《审计研究》第6期。
- 7.倪志良、高正斌、张开志,2019:《政策性负担与国有企业杠杆率:预算软约束的中介效应》,《产经评论》第3期。
- 8.彭红星、毛新述,2017:《政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据》,《财贸经济》第3期。
- 9.任晓怡、向海凌、吴非,2020:《地方经济增长目标如何影响金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》,《经济学报》第2期。
- 10.阮坚、申么、范忠宝,2020:《何以驱动企业债务融资降成本——基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验》,《金融经济学研究》第2期。
- 11.孙凤娥,2019:《“短贷长投”是企业的被迫行为吗?——基于管理者过度自信的视角》,《财经论丛》第6期。
- 12.随洪光、周瑾、张媛媛、张市化,2022:《基础设施投资仍然是有效的扩张性工具吗?——基于增长质量视角的流量效应分析》,《经济评论》第1期。
- 13.王东清、刘华南,2020:《管理者能力影响企业短贷长投吗?》,《金融发展研究》第1期。
- 14.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。

15. 吴非、曹铭、任晓怡, 2021:《地方经济增长目标对企业研发投入的影响与机制——基于“发展方式-政绩考核-政府行为-经济效应”范式的分析》,《西部论坛》第5期。
16. 杨贤宏、宁致远、向海凌、陈瑾, 2021:《地方经济增长目标与企业数字化转型——基于上市公司年报文本识别的实证研究》,《中国软科学》第11期。
17. 郑联盛, 2019:《深化金融供给侧结构性改革:金融功能视角的分析框架》,《财经经济》第11期。
18. 钟凯、程小可、张伟华, 2016:《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》第3期。
19. Acharya, V.V., D. Gale, and T. Yorulmazer. 2011. “Rollover Risk and Market Freezes.” *Journal of Finance* 66(4): 1177–1209.
20. Altman, E.I. 1968. “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy.” *The Journal of Finance* 23(4): 589–609.
21. Armstrong, C.S., W.R. Guay, and J.P. Weber. 2010. “The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting.” *Journal of Accounting and Economics* 50(2–3): 179–234.
22. Campello, M., E. Giambona, J.R. Graham, and C.R. Harvey. 2011. “Liquidity Management and Corporate Investment during a Financial Crisis.” *The Review of Financial Studies* 24(6): 1944–1979.
23. Frank, M.Z., and V.K. Goyal. 2014. “The Effect of Market Conditions on Capital Structure Adjustment.” *Finance Research Letters* 1(1): 47–55.
24. Hadlock, C.J., and J.R. Pierce. 2010. “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index.” *The Review of Financial Studies* 23(5): 1909–1940.
25. Morris, J.R. 1976. “On Corporate Debt Maturity Strategies.” *The Journal of Finance* 31(1): 29–37.
26. Myers, S. 1984. “Capital Structure Puzzle.” *Journal of Finance* 39(1): 573–592.

## Pressure of Local Economic Assessment and the Short-term Loans for Long-term Investment of Enterprises

Xie Huobao<sup>1</sup>, Huang Dayu<sup>2</sup> and Zou Mengting<sup>3</sup>

(1: Economics and Management School of Wuhan University; 2: School of Economics and Management, Tsinghua University; 3: Wuhan University of Technology, School of Economics)

**Abstract:** Based on the unbalanced panel data of A-share listed companies in stock markets of Shanghai and Shenzhen from 2009 to 2019, this paper studied the impact of local economic assessment pressure on enterprises' short-term loans for long-term investment behavior. The study found that the greater the pressure of local economic assessment was, the more enterprises would intensify the behavior of short-term loans for long-term investment. The above core conclusion remained unchanged after multiple robustness tests. Channel analysis and mechanism inspection found that pressure of local economic assessment would cause the financing constraints of enterprises in the financial market and the increase of financing costs, and would also force enterprises to have a stronger preference for transforming from substantial to fictitious, which in turn brought significant financial unstable. These changes would influence the normal financial behavior of enterprises and increase the intensity of short-term loans for long-term investment behavior. From the perspective of enterprise and regional heterogeneity, local economic assessment pressure could significantly push up the level of short-term loans for long-term investment of state-owned enterprises, high-tech enterprises, East and Middle enterprises in China. This article could provide empirical evidence that supported for understanding the impact of local government economic growth preferences clearly in the era of high-quality economic development, and provided relevant inspiration for understanding corporate financial investment and financing behavior from the government system level.

**Keywords:** Assessment Pressure of Local Economy, Short-term Loans for Long-term Investment, Financing Behavior, Financial Stability

**JEL Classification:** G32, G34, G38

(责任编辑:彭爽)