

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.04.004

欢迎按以下格式引用:陈冉,黄送钦,干胜道.政府补贴、地方经济波动与实体企业金融化[J].重庆大学学报(社会科学版),2020(5):14-29. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.04.004.



Citation Format: CHEN Ran, HUANG Songqin, GAN Shengdao. Government subsidies, local economic fluctuation and financialization of real enterprises[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2020(5):14-29. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.04.004.

政府补贴、地方经济波动与 实体企业金融化

陈冉¹,黄送钦²,干胜道¹

(1.四川大学商学院,四川成都 610064;2.清华大学社会科学学院,北京 100084)

摘要:基于如何防范和化解系统性金融风险视角,以2008—2015年A股非金融类上市公司为样本,文章考察了作为一项政策工具的政府补贴对企业金融化的影响,同时还考虑了地方经济波动对政府补贴与企业金融化间关系的影响。研究发现:政府补贴降低了企业的金融化参与程度,且相对于市场化高地区的企业,这种影响在市场化低地区的企业中显得更强。同时还发现,随着地方经济波动增加,地方政绩诉求实现难度加大,此时政府补贴对企业金融化的负向影响被削弱,但这种现象仅在市场化低地区企业中存在,在市场化高地区企业中不存在。此外,文章基于工具变量法、聚类分析和变量替换等一系列检验进一步说明研究结论的稳健性。文章在拓展和丰富政府补贴和企业金融化研究视角的同时,不仅以政府补贴为载体成功地将政府主体纳入实业金融化的理论分析框架中,而且对当前政府出台防范化解系统性金融风险、经济“高质量发展”和实体企业“虚转实”的政策有重要参考意义。

关键词:政府补贴;地方经济波动;金融化;融资约束;政府干预

中图分类号:F812.45;F832.51;F275;F127 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2020)05-0014-16

一、问题提出

当前,我国经济发展已进入“新常态”时期,在国际金融风险输入和我国经济周期性波动以及结

修回日期:2020-04-07

基金项目:国家社会科学基金项目“上市公司员工收入与资本回报财务公平测度研究”(13BJY015)

作者简介:陈冉(1990—),男,安徽六安人,四川大学商学院博士研究生,主要从事财务会计与公司治理研究,Email:37477154@163.com;
干胜道(1967—),男,安徽天长人,四川大学商学院教授,博士研究生导师,主要从事财务会计理论与实务研究。

通信作者:黄送钦(1989—),男,湖北黄石人,经济学博士,清华大学社会科学学院博士后,主要从事产业组织理论、公司治理研究,Email:sqhuang0704@tsinghua.edu.cn。

构性问题叠加的环境下,我国实体经济和金融体系面临“金融创新发展过热、实体经济遇冷”的经济现象,这种“脱实向虚”的经济现象增强了缺乏良好经济基础支撑的金融体系的脆弱性^[1-2]。具体到微观企业层面,“脱实向虚”的经济现象表现为大量的非金融公司(向社会提供产品和与金融无关的服务)积极投资金融资产,这种“金融化”现象引起了实务界和学术界的共同关注^[3]。Krippner^[4]和Palley^[5]认为,金融化是指利润获取逐渐更多来自金融渠道而非生产贸易领域,导致金融部门地位上升,出现资金脱离实体经济而在虚拟经济领域“空转”的现象^[6]。由此,我们认为:从微观层面看,政府防范和化解系统性金融风险的着力点在于如何降低实体企业金融资产配置水平,削弱企业金融化的动力。

当然,在研究政府如何抑制企业金融化之前,我们有必要了解实体企业参与金融化的动机。诸多研究表明,金融化可以拓宽企业融资渠道,缓解融资约束^[7-8],提高融资效率^[9-10]。从理论上讲,造成企业融资约束问题的原因主要在于银行与企业间的信息不对称^[11],而作为政府的一项政策工具,政府补贴不仅能直接给企业注入大量的资金以缓解企业融资约束^[12],而且亦是银行在授信决策中评估和识别企业资信的重要信号,即银行通过获取政府补贴的特征来评估企业信用,并以此来进行授信决策^[13-14],从而能间接有效地缓解企业融资约束^[15]。由此,既然政府补贴能通过降低银企间信息不对称并由此缓解企业融资约束,那么政府补贴是否对存在“融资约束”动机的金融化行为具有抑制效应?这个命题有待于本文经验证据的考证。

在处于经济转型期的中国,政府在资源配置中仍然具有重要作用,在理解和研究转型经济中的企业契约结构时我们有必要考虑这个特有的制度环境。在政治集权和财政分权“双重激励”下,地方政府GDP政绩诉求所催生的行政干预对地方金融资源调配产生了重大影响^[16]。当地方经济增长压力较大时,地方官员政治晋升将面临挑战,此时稳定或扩大投资成为地方政府干预经济的首推举措^[17-18],且干预地方金融资源配置可能成为常态,将地方金融资源视为自身的“第二财政”^[19]。然而,这些行政干预行为显然会干扰银企间信用信号的传递,削弱政府补贴的债务融资“信号传递”效应。由此,我们提出如下命题:“在地方政绩诉求难度较大(即地方经济波动较大)时,政府补贴与实体企业参与金融化投资关系是否发生显著变化?”

此外,我国不同地区间资源禀赋、地理位置、国家政策等方面的差异,导致其在市场化程度、政府干预程度等方面存在较大不同^[20]。市场化程度的差异,意味着不同地区的政治关系对企业债务融资的影响程度会有所不同:在市场化程度较高的地区,政府参与企业经营和银行借贷的程度要低于市场化程度较低的地区^[21],从而使政府补贴的债务融资“信号传递”效应表现出较大差异,这也就间接影响到企业参与金融化投资的意愿。再者,由于地方经济波动牵涉到地方官员政绩诉求,在不同市场化进程地区中,地方经济波动对政府补贴与实体企业金融化关系的影响也可能呈现出明显的差异。然而,鲜有实证文献涉及在我国特殊的制度环境背景下,各地区市场化程度、政府干预水平等差异如何影响政府补贴与实体企业金融化行为间的关系,以及地方政府波动在两者间关系中的调节效应,而这些问题将是本研究深入探究的重点问题。

鉴于此,本文以2008—2015年A股主板非金融类上市公司作为研究样本,基于如何防范和化解系统性金融风险的视角考察了政府补贴对企业金融化的影响,同时考虑了地方经济波动这种中观层面“不确定环境”对政府补贴与企业金融化间关系的影响。研究发现,政府补贴与企业金融化程度显著负相关,即政府补贴降低了企业的金融化参与程度,且相对于市场化高地区的企业,这种

影响在市场化低地区的企业中显得更强。研究还发现,随着地方经济波动增加,地方政绩诉求实现难度加大,此时政府补贴对企业金融化的负向影响明显降低,但这种现象仅在市场化低地区企业中存在,在市场化高的地区企业中不存在。此外,本文基于工具变量法、聚类分析和变量替换等一系列检验进一步说明研究结论的稳健性。

本文研究的可能性贡献主要体现在以下方面。

其一,不同于以往仅限于企业层面的研究,本文立足于中国特殊的制度环境,基于防范和化解系统性金融风险的视角,构建一个“政府政策→实业金融化”理论逻辑框架,考察了作为一项政策工具的政府补贴对实业金融化行为的影响,所得结论从金融化视角解释了近些年我国地方政府纷纷给予上市公司补贴现象的同时,不仅间接为政府补贴“扶持之手”——在实业金融化中的作用提供了经验证据,而且还以政府补贴为载体从政治经济学角度成功地将政府主体纳入实业金融化的理论分析框架中,从而拓展和丰富了政府补贴和企业金融化的研究视角和理论。

其二,从现有关于“经济波动”的研究看,诸多研究倾向关注宏观经济波动对微观企业行为的影响,鲜有学者基于地方政府“政绩诉求→经济干预”逻辑分析框架来关注中观层面的地方经济波动对微观企业行为所产生的影响。显然,中观层面地方经济波动不同于宏观层面经济波动,尤其是在政治集权和财政分权“双重激励”共同促成的富有中国特色的地方“晋升锦标赛”制度环境下,地方经济波动容易催生地方政府因政绩诉求而促成的经济干预行为。鉴于此,本研究立足于中国地方横向“晋升锦标赛”的背景,将“地方经济波动→政绩诉求→经济干预”逻辑纳入分析框架,考察地方经济波动对政府补贴与企业金融化间关系的影响,从而间接证实了地方政府因GDP政绩诉求而导致企业金融化程度增强的政治观,这对当前防范和化解系统性金融风险具有重要的启示意义。

二、文献回顾与理论分析

对处于转型期的中国经济发展而言,金融发展的不平衡和突出的信贷结构性矛盾普遍存在^[22],由此所产生的融资约束问题已对中国经济结构调整、产业升级构成重大挑战。世界银行报告表明,中国有75%的非金融类上市企业选择将融资约束作为企业发展的主要障碍^[23]。中国企业普遍认为融资约束是其发展的主要制约因素,融资约束问题已成为制约经济转型和产业升级的重要瓶颈之一^[24],如何成功破除融资约束的困境成为企业战略布局亟待解决的问题。

针对融资约束问题,有研究发现公司金融化可以拓宽融资渠道,缓解融资约束,提高融资效率^[8]。具体到处于经济转型期的当前中国,在行业壁垒高设和管制严格背景下,企业通过金融市场获取企业发展的融通资金往往需要承担高昂的交易成本、经过多重行政审批程序以及面临诸多的寻租困境,但参与金融化有助于企业绕开当前的行政管制以及昂贵的交易费用,并以较低的融资成本获取企业发展资金。大量的理论研究和实践表明,产业资本金融化能极大拓宽企业的资本来源渠道,增强融资能力^[7-8],提高融资效率^[9]。王红建等认为实体企业通过参与金融化投资、配置变现能力强的金融资产能缓解融资约束,以应对企业在突发情况下的资金需求^[25]。此外,最近的研究也表明,由于存在信息效应和决策效应,作为金融化的一种方式,上市公司(实体企业)参股银行(非上市金融机构)能够显著缓解企业的融资约束状况^[26],支持了金融化的“融资约束假说”^[27]。

早期的研究表明,造成企业融资约束问题的重要原因之一是银行与企业间信息不对称^[11]。通过梳理现有文献发现,政府给予企业的补贴可能亦是银行在授信决策中评估和识别企业资信的重

要信号,即银行通过政府拨付企业政府补贴的行为或额度大小来评估企业信用等级(程度),并以此进行授信决策,能有效缓解企业融资约束问题。大量研究表明,政府对企业的财政补贴是一种隐性担保机制^[28],有助于缓解银企间信息不对称^[14],对银行贷款产生信号传递效应^[13],缓解企业的融资约束^[29]。由于政府补贴由特定代理人决策分配并依据政府方针政策拨予企业,它不仅向外界传递了“政企关系”信号,具备一定的“隐性担保”功能,而且还被视为产业政策付诸实施的手段。显然,政府补贴所蕴含的这些“套餐”对企业债务融资提供便利性、缓解融资约束具有积极的作用^[15]。可以认为,获取政府补贴的企业往往被视为政府扶持和关注的对象,这类企业的违约概率相对较低,能使银行对信贷资金的可偿还性形成稳定预期,提高对获取补贴企业的信任程度,降低对其贷款风险的评估值^[14]。鉴于企业金融化存在“融资”动机,既然政府补贴能通过降低银行与企业间信息不对称缓解企业融资约束问题,那么此时理性的实体企业便会降低其金融化参与程度,避免业务经营“空心化”。为此,我们提出如下研究假设 1。

研究假设 1:政府补贴与实体企业金融化程度间呈负相关性,即政府补贴降低了企业金融化的水平。

此外,由于地区资源禀赋、国家方针政策和区域位置的差别,各省域间市场化进程存在明显的差异,政府补贴对实体企业金融化的影响程度在不同地区间也可能存在不同。一般而言,相对于市场化进程较高的地区,市场化进程较低地区的市场发育程度更低,资源配置或流动受非市场化行为的影响更为突出。具体到金融市场信贷资源配置方面,由于现阶段我国地方政府依然掌握和支配诸多重要经济资源的配置权,商业银行作为经济发展的“资金枢纽”,其金融资源配置的行政干预现象颇为明显。有研究发现,中国企业融资约束很可能源于政府对经济的干预从而使融资渠道外生于市场,而非市场竞争中的摩擦引致的流动性约束^[24]。在市场化程度较高地区,政府参与企业经营和银行信贷的程度要低于市场化程度较低的地区^[30]。而且,由于行政干预程度的差异,金融发展程度较高地区企业的融资约束显著低于金融发展较弱的地区^[31]。这是因为,在政府干预少、经济发达、金融资源充沛、制度完善以及信用文化浓厚的市场环境中,企业不仅可以充分利用外部的经济和金融资源(如银行信贷),而且由于注重诚信并有良好的法律制度作为保障,也更容易获得商业伙伴的授信,因此企业更不可能陷入融资约束^[32]。因此,相对于市场化程度较高地区的企业,处于市场化程度较低地区的企业所面临的融资约束程度更大,此时政府补贴对实业金融化程度的边际负向影响可能会更强。鉴于此,我们提出如下研究假设 2。

研究假设 2:相对于市场化程度高的地区,政府补贴与实体企业金融化程度间的负相关性在市场化程度低的地区中更强。

在政治集权和财政分权背景下,中国地方形成了所谓的“晋升锦标赛”制度环境,地方政府为了实现政绩诉求,催生了地方政府干预经济的动机,官员为获得晋升机会而努力发展地方经济^[33]。地方经济增长能否在区域 GDP 锦标赛中获胜关系到地方政府或官员政绩考核,如何保证地方经济稳定增长且在地方横向“GDP 标尺竞争”中获胜成为地方政府发展经济的重要目标。具体到本文研究的地方经济波动方面,地方经济波动作为地方经济的一种表现方式,能在一定程度上反映地方政府的干预动机。一般而言,地方经济波动越大,意味着经济增长指标很可能难以收敛于政府的预期目标,这表明地方政府 GDP 政绩目标实现难度加大,官员晋升压力增加,这势必会对地方政府(或官员)的政绩考核产生负面影响。此时为了实现预期的 GDP 增长目标以赢取以 GDP 为核心的

“晋升锦标赛”,地方政府存在强烈的干预地方金融资源配置的动机,可能会将地方金融机构作为其地方财政调控的重要保障,即通过金融资源配置渠道来促使辖区内企业扩大投资规模,以降低地方GDP增长波动,实现地方经济的预期增长目标。

从理论上讲,地方政府干预行为将从以下两方面对政府补贴与实体企业金融化间关系产生影响:一方面,政府对企业贷款的干预行为并非从配置效率的角度出发,而是自身利益驱动下的理性选择,即对贷款决策进行干预的终极目的是使贷款投向有利于完成地方政府的施政目标^[19]。显然,行政干预下的信贷配置并不具有效率性,这在一定程度上意味着银行信贷配置成了地方政府实现政绩目标的一项工具,且这种政治导向型的干预不仅损害了政府补贴的“信号”正常传递,而且还扭曲了金融资源的配置机制,从而削弱了政府补贴对实体企业金融化的影响。另一方面,地方官员在“政治锦标赛”中会更加关注GDP增长指标的相对业绩表现。当地方GDP增长指标的相对业绩表现不佳时,地方政府将面临较大的压力,有动力通过推动所在地的企业扩大投资来促进当地GDP增长^[17-18],而这种行政干预下的投资行为明显会进一步强化企业所面临的融资约束问题,从而削弱政府补贴对企业金融化的影响。

然而,由于地区资源禀赋、国家方针政策和区域位置的不同,各省域地区市场化推进的程度存在着明显的差异,这意味着地方政府对市场活动的干预存在较大差异。具体来说,在市场化程度较高的地区,地方政府的行政干预较少,商业银行的信贷资源配置更趋于市场化,其在进行贷款决策尤其是长期贷款时考虑更多的可能是银行的盈利目的而非政治目的,且此时企业投资决策更为趋于市场化;相反,在市场化程度较低的地区,政府为了地方经济发展、社会就业、财政收入等目标,不仅有很强的动机干预贷款决策^[30],而且干预和迫使企业过度投资实现GDP增长的动机也会更强^[17]。可见,相对于市场化进程较高地区中,在市场化较低的地区中,为了实现政绩目标,地方政府(官员)的行政干预行为更强,譬如商业银行信贷资源配置的政治导向性更强,行政力量驱使的企业投资活动更为明显,继而对政府补贴与实体企业金融化程度间关系产生影响。鉴于此,我们提出如下研究假设3。

研究假设3:政府补贴和地方政府波动的交叉项与实体企业金融化间呈正相关性,但相对于市场化程度高的地区,这种关系在市场化程度低的地区中更为明显。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2008—2015年A股主板非金融类上市公司作为研究样本。之所以选取2008年作为研究初始期,是因为2007年开始实施新的会计准则,且根据公开数据库统计得知,年报在2007年及以前年度信息披露有关政府补贴的数据质量较低。本文对初始样本按照如下标准进行了针对性剔除:(1)考虑到运营服务和盈利模式、资本结构等方面的差异,将金融类上市公司的样本进行了剔除;(2)剔除了ST类上市公司样本;(3)剔除了公司财务、股权等特征数据缺失的样本;(4)剔除了政府补贴数据为0或者缺失的样本数据组;(5)鉴于房地产投资作为企业金融化投资的一个重要方面,故本文将房地产行业上市公司样本也进行了剔除;(6)最后,为了避免极端值的影响,我们还剔除了相关连续变量大于99%分位和小于1%分位的观测值。此外,相关数据来源:本文所使用的上市公司经营财务、股权和行业属性等方面数据均来源于CSMAR数据库;上市公司的政府补贴数据

来源于 wind 资讯数据库;地方经济季度增长率的数据来自中国经济与社会发展统计数据库、各省份各年度的统计年鉴。

(二) 模型设计

根据前文理论分析的逻辑,为研究政府补贴对企业金融化的影响,我们构建如下多元线性回归模型:

$$\text{Finance} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{subsidy} + \sum \lambda \text{controlvav} + \gamma \quad (1)$$

其中,在被解释变量企业金融化 Finance 方面,本研究主要采用谢家智等^[9]的金融化度量方法,以交易性金融资产、发放贷款及垫款、持有至到期投资、投资性房地产之和与总资产的比值(%)作为金融化 Finance 的替代指标。此外,在后文中,本研究还将借鉴宋军和陆旸^[3]、王红建等^[25]的金融化度量方法进行稳健性检验。

在解释变量政府补贴 subsidy 方面。因为对于不同规模的公司,相同数额的政府补贴会产生完全不同的效果,本文借鉴已有学者的度量方法,采用政府补贴与企业营业收入的比值(%)来度量政府补贴(subsidy),以消除公司规模的影响。此外,本研究还在后文的稳健性检验中采用政府补贴的哑变量进行了重新检验。

在分类变量市场化程度 index 方面。本研究的市场化进程主要采用王小鲁等^[34]编制的中国各地区市场化进程指数,设置市场化进程虚拟变量 dmar 并以此来划分样本,其主要根据企业所在地区市场化指数的中位数来设置虚拟变量,倘若该指数大于等于其中位数,则赋值 dmar = 1(即市场化进程高地区),否则为 0(即市场化进程低地区)。

我们在模型中还控制了其他一些影响企业金融化投资的重要因素,如公司规模 size,以企业期末资产规模的自然对数来度量;资本结构 lev,以企业期末负债总额与期末资产总额的比例来度量;企业绩效 roa,以企业期末净利润除以总资产规模的比例(%)度量;股权集中度 top1,以企业第一大控股股东的持股比例(%)来度量;独立董事制度 idp,以独立董事人数与董事会总人数比值度量;两职兼一 daul,即董事长和总经理兼职,则赋值为 1,否则为 0;董事会规模 bsize,以董事会人数来度量;股权激励 dshare,倘若高管持有公司股份,则赋值为 1,否则为 0;高管货币薪酬 mpay,即前三位高管平均薪酬的自然对数;产权性质 state,即企业为国有企业,则赋值为 1,否则为 0;现金流 flow,以企业当期的现金流量净额除以企业主营业务收入的比值(%)来度量。同时,我们还在计量模型中控制了行业效应(industry)、年份效应(year)等因素。

此外,根据前文理论分析的逻辑,为考察地方经济波动对政府补贴与企业金融化间关系的影响,我们在模型(1)基础上引入交叉项并构建如下多元线性回归模型:

$$\text{Finance} = \theta_0 + \theta_1 \text{subsidy} + \theta_2 \text{subsidy} * \text{BD} + \theta_3 \text{BD} + \sum \theta \text{controlvav} + \lambda \quad (2)$$

其中,交叉项 subsidy * BD 主要表示政府补贴与地方经济波动的交乘项,其引入的意图在于考察在地方经济波动情景下政府补贴对实体企业金融化影响的差异性。此外,有关地方经济波动(BD)的度量方法,从统计学上讲,某数据的波动主要反映的是数据集偏离其平均值的幅度大小,或一个数据集的离散程度,即标准差(σ)(计算方法见公式(3))。一般来说,标准差数值越大,代表数值远离过去平均数值,数据变化较不稳定,故不确定性越高;相反,标准差数值越小,代表数据变化较为稳定,不确定性亦较小。因此,具体到本研究的调节变量地方经济波动方面,我们主要采用某

年度地方经济季度增长率的标准差来衡量某年地方经济波动(BD),即某年地方经济增长率不稳定性的大小,且类似的标准差方法已在“宏观经济不确定性”领域研究中得到广泛运用^[35]。按照本文的逻辑,地方经济波动(BD)数值越大,意味着地方经济增长率越不稳定,即地方政府GDP政绩诉求目标的实现将受到挑战,此时地方政府干预地方经济的动力会越强;反之,地方经济波动(BD)越小,地方政府干预地方经济的动力会越小。

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2} \quad (3)$$

其中, σ 表示标准差, N 表示数据集的组数, x_i 表示数据集中某数值, μ 表示数据集的平均值。

最后,根据前文分析逻辑,我们预期模型(1)中政府补贴subsidy系数符号为负,即政府补贴subsidy降低了企业金融化Finance规模;我们预期模型(2)中政府补贴和地方经济波动间的交叉项subsidy * BD系数符号为正,即地方经济波动削弱了政府补贴对企业金融化的影响。

(三) 描述性统计与相关性分析

表1报告了主要变量的描述性统计结果。从表1看,实体企业金融资产占整个企业资产规模的1.654%,这表明整体看实体企业金融化程度较低,但是通过整体的分布情况可知,企业金融资产占比Finance最小值为0,最大值为28.2993%,且标准差为4.3625,表明我国实体企业金融化程度差异性较大。在政府补贴subsidy方面,样本企业获取的政府补贴占主营业务收入比重的平均值为0.8814%,最小值为0,最大值为10.0163%,标准差为1.6139,这表明企业之间获取政府补贴规模存在明显的差异。在地方经济波动BD方面,地方经济季度经济增长率标准差的平均值为0.4802,最大值为2.1685,最小值为0,这说明各省域间每年经济增长率的波动差异较大,从而间接反映了实现地方政府政绩诉求的动机差异明显。其他变量的描述性统计不予赘述。

表1 描述性统计

| 变量名称 | 符号 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|---------|--------|----------|----------|-----------|----------|
| 金融化 | Finance | 7 988 | 1.654 0 | 4.362 5 | 0 | 28.299 3 |
| 政府补贴 | subsidy | 11 744 | 0.881 4 | 1.613 9 | 0 | 10.016 3 |
| 地方经济波动 | BD | 248 | 0.480 2 | 0.544 0 | 0 | 2.168 5 |
| 企业绩效 | roa | 11 753 | 3.920 2 | 5.527 1 | -18.506 6 | 20.886 5 |
| 资本结构 | lev | 11 753 | 0.462 7 | 0.215 0 | 0.050 0 | 1.032 5 |
| 资产规模 | size | 11 753 | 21.887 8 | 1.238 4 | 19.082 2 | 25.512 1 |
| 独立董事制度 | idp | 11 753 | 0.369 0 | 0.051 3 | 0.300 0 | 0.571 4 |
| 两职兼一 | daul | 11 753 | 0.225 0 | 0.417 6 | 0 | 1 |
| 董事会规模 | bsize | 11 753 | 8.917 1 | 1.771 3 | 5 | 15 |
| 高管持股计划 | dshare | 11 753 | 0.574 8 | 0.494 4 | 0 | 1 |
| 高管货币薪酬 | mpay | 11 753 | 12.883 8 | 0.715 6 | 11.002 1 | 14.673 2 |
| 现金流状况 | flow | 11 753 | 4.520 7 | 7.731 3 | -19.732 9 | 25.830 7 |
| 产权性质 | state | 1175 3 | 0.496 3 | 0.500 0 | 0 | 1 |
| 股权集中度 | top1 | 1175 3 | 36.530 1 | 15.230 6 | 9.416 5 | 75.778 6 |
| 市场化进程 | market | 1175 3 | 7.214 4 | 1.749 5 | 0 | 9.950 0 |

此外,本文还对主要变量进行了相关性分析^①。从相关性分析结果看,企业金融化程度Finance

①囿于篇幅,相关性分析结果未具体披露,欢迎读者索取。

与政府补贴 subsidy 之间呈负相关性,这初步表明企业获得政府补贴规模越大,其参与金融化的程度会越低,这与我们的预期一致。此外,通过观察相关系数很容易发现,自变量之间的相关系数均小于 0.5,这表明模型变量之间不存在较为严重的多重共线性问题。

四、实证分析

(一) 政府补贴与企业金融化关系分析

表 2 主要报告了政府补贴对企业金融化程度影响的实证结果。由表 2 可知,整体看,政府补贴 subsidy 与企业金融化程度 Finance 间呈显著负相关关系,如政府补贴 subsidy 的回归系数为-0.134 (T 值为-4.550),并在 1%置信水平上通过显著性检验。这表明企业获取的政府补贴规模越大,其参与金融化程度就会越低,支持了研究假设 1。区分企业所在地区市场化程度后发现,不论是在市场化程度高地区($Dmar=1$)还是市场化低的地区($Dmar=0$),政府补贴 subsidy 与企业金融化程度 Finance 间均呈显著负相关关系,如政府补贴 subsidy 的回归系数为-0.126 (T 值为-3.09)、-0.140 (T 值为-3.34),并均在 1%置信水平上通过显著性检验;但相对于在市场化程度高地区($Dmar=1$)的企业,政府补贴 subsidy 的影响系数在市场化低的地区里($Dmar=0$)更大,这表明政府补贴对企业金融化程度的负向影响在市场化程度低的地区企业中更强,支持了研究假设 2。

表 2 政府补贴对企业金融化的影响

| 变量 | (1) Finance all | (2) Finance Dmar=1 | (3) Finance Dmar=0 |
|------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|
| subsidy | -0.134*** (-4.55) | -0.126*** (-3.09) | -0.140*** (-3.34) |
| roa | -0.00108 (-0.10) | 0.00368 (0.24) | -0.0126 (-0.85) |
| lev | 0.218 (0.78) | -0.128 (-0.32) | 0.301 (0.79) |
| size | -0.352*** (-6.47) | -0.267*** (-3.43) | -0.391*** (-5.20) |
| idp | 0.419 (0.41) | 0.938 (0.66) | -0.898 (-0.62) |
| daul | -0.251** (-2.14) | -0.201 (-1.29) | -0.283 (-1.61) |
| bsize | -0.176*** (-5.43) | -0.281*** (-6.02) | -0.0487 (-1.11) |
| dshare | -0.433*** (-4.22) | -0.579*** (-4.01) | -0.441*** (-3.04) |
| mpay | 0.378*** (4.53) | 0.343*** (2.85) | 0.202* (1.70) |
| flow | -0.0305*** (-4.41) | -0.0305*** (-3.10) | -0.0270*** (-2.81) |
| state | 0.398*** (3.65) | 0.935*** (6.06) | -0.164 (-1.05) |
| top1 | -0.0115*** (-3.38) | -0.00985** (-2.10) | -0.0161*** (-3.29) |
| year | control | control | control |
| industry | control | control | control |
| _cons | 7.153*** (5.68) | 6.428*** (3.61) | 9.863*** (5.56) |
| N | 7984 | 4418 | 3566 |
| F | 25.69 | 20.65 | 11.54 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R^2 | 0.0637 | 0.0891 | 0.0611 |

注:括号内为 T 统计量; + $p < 0.15$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (下表相同,不予赘述)。

此外,在控制变量方面,企业规模 *size* 与其金融化程度 *Finance* 间呈显著负相关关系,表明企业资产规模越大,其参与金融化程度会越低。在股权激励方面,高管持股哑变量 *dshare* 与企业金融化程度 *Finance* 间显著负相关,这说明相对于没有执行高管股权激励计划的企业,实施股权激励计划的企业其金融化水平较低。在货币薪酬方面,高管货币薪酬水平 *mpay* 越高,其管理的企业参与金融化水平 *Finance* 会越高。此外,企业现金流 *flow* 与金融化程度 *Finance* 间显著负相关,这意味着企业流动资金规模越大,其从事金融化投资的水平会越低,这与本研究主要逻辑不谋而合,从而也支持了本研究金融化“融资约束”动机的结论。企业产权性质 *state* 与其金融化程度间呈正相关性,这表明相对于非国有企业,国有企业更倾向于参与金融化投资,其参与金融化投资规模更大。最后,我们还发现,大股东抑制了企业从事金融化投资,对企业的主营业务偏离程度具有监督作用,如第一大股东持股比例 *top1* 越大,该企业金融化投资水平越低。

(二) 政府补贴与企业金融化:基于地方经济波动的调节效应分析

表3主要报告了政府补贴、地方经济波动与企业金融化间关系的实证结果。整体看,政府补贴和地方经济波动交叉项 *subsidy * BD* 与企业金融化 *Finance* 间呈正相关性,如交叉项 *subsidy * BD* 的系数为 0.0614 (*T* 值为 0.57),虽未能通过显著性检验,但两者间正相关性初步表明地方经济波动 *BD* 削弱了政府补贴 *subsidy* 对企业金融化程度 *Finance* 的负向影响。区分企业所在地区市场化程度后发现,政府补贴和地方经济波动交叉项 *subsidy * BD* 与企业金融化 *Finance* 间呈正相关性仅在市场化程度低地区的企业样本中存在,如在市场化程度低 (*Dmar* = 0) 的企业样本中,交叉项 *subsidy * BD* 的系数为 0.276 (*T* 值为 1.89),并在 10% 置信水平上通过显著性检验,而在市场化程度高 (*Dmar* = 1) 的企业样本中不存在该类现象。由此,研究假设 3 得到经验证据的有力支持。

上述研究结论表明,地方经济波动 (*BD*) 越大,意味着地方经济增长率不稳定,地方政府 *GDP* 政绩诉求预期目标的实现将受到挑战,此时地方政府干预地方经济的动力会越强。显然,金融资源作为地方扩大投资以促进经济增长的重要要素自然构成了地方政府干预的重要对象,即为了实现地方政府政绩诉求,地方政府都会通过利用地方“第二财政”——金融资源,加强对地方金融资源配置行政干预来侧重扶持某类行业(企业)抑或扩大基础设施建设的投资力度,对“政策外”企业的融资形成一种“挤出效应”^[36],从而加重地区金融资源的稀缺性,恶化企业融资环境,增强企业融资约束困境。此时,考虑到持续经营的重要性,企业一般会继续通过提高“金融化”水平来缓解企业融资约束问题,从而削弱了政府补贴对企业金融化程度的负向影响,即抑制了实业金融化中政府补贴的作用,这表明地方政府 *GDP* 政绩锦标赛是导致企业金融化的重要影响因素。因此,防范和化解系统性金融风险应加快推进官员考核机制的改革,引入科学合理的官员政绩观,破除以 *GDP* 竞争为单一的竞争考核指标。同时,相对于市场化程度高的地区企业,随着地方经济波动的增加,为能实现预期的地方政府(官员)政治诉求,地方政府对金融资源配置的干预行为在市场化低地区的企业中可能更为严重,从而削弱了政府补贴在降低实业金融化水平中的作用。

表3 政府补贴与企业金融化:基于地方经济波动的调节效应分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Finance all | Finance Dmar=1 | Finance Dmar=0 |
| subsidy | -0.120*** (-3.03) | -0.154** (-2.27) | -0.0963** (-2.00) |
| subsidy * BD | 0.0614 (0.57) | -0.0908 (-0.52) | 0.276* (1.89) |
| BD | 0.0993 (0.54) | 0.191 (0.44) | 0.384* (1.81) |
| roa | -0.0010 (-0.09) | 0.00391 (0.26) | -0.0118 (-0.80) |
| lev | 0.219 (0.79) | -0.128 (-0.32) | 0.317 (0.83) |
| size | -0.353*** (-6.48) | -0.266*** (-3.41) | -0.398*** (-5.30) |
| idp | 0.402 (0.39) | 0.939 (0.66) | -0.922 (-0.64) |
| daul | -0.250** (-2.14) | -0.198 (-1.28) | -0.282 (-1.61) |
| bsize | -0.176*** (-5.44) | -0.281*** (-6.01) | -0.0486 (-1.11) |
| dshare | -0.432*** (-4.21) | -0.582*** (-4.03) | -0.429*** (-2.95) |
| mpay | 0.379*** (4.54) | 0.338*** (2.80) | 0.203* (1.71) |
| flow | -0.0304*** (-4.40) | -0.0307*** (-3.12) | -0.0265*** (-2.77) |
| state | 0.398*** (3.65) | 0.934*** (6.06) | -0.161 (-1.03) |
| top1 | -0.0114*** (-3.36) | -0.0099** (-2.11) | -0.0158*** (-3.23) |
| year | control | control | control |
| industry | control | control | control |
| _cons | 7.074*** (5.61) | 6.410*** (3.57) | 9.932*** (5.60) |
| N | 7984 | 4418 | 3566 |
| F | 23.57 | 18.94 | 10.80 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.0635 | 0.0888 | 0.0619 |

(三) 稳健性检验

为了保证上述研究结论的可靠性和严谨性,我们从以下几个方面进行了稳健性检验^②,所得结论均与前文所得结论基本一致。

^②限于篇幅,部分详细结果未能披露。可供感兴趣的读者索取。

1. 内生性问题考察

我们引入企业社会责任(即雇员强度 *guyuan*)和企业所在地区的商帮文化(*culture*)^③两个变量作为工具变量,其中:雇员强度 *guyuan* 是指每百万元营业收入中的员工人数,等于企业当年的职工人数与主营业务收入(百万元)比值;商帮文化(*culture*)主要是根据我国影响最大的三大商帮——徽商(主要指安徽)、晋商(主要指山西)和潮商(即粤商,主要指广东),倘若企业所在地区为安徽、山西和广东,则赋值 *culture* 为 1,否则为 0。检验结果见表 4。

表 4 内生性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | Finance all | Finance Dmar = 1 | Finance Dmar = 0 |
| subsidy | -4.898** (-2.56) | -4.036*** (-3.07) | -4.620** (-2.08) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7 984 | 4 418 | 3 566 |

2. 公司层面聚类分析

为避免本研究所考察的问题存在个体效应,在该部分我们采取公司层面的聚类处理重新进行了回归分析,所设计模型采纳的变量基本不变。检验结果见表 5、表 6。

表 5 稳健性检验 2-1

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | Finance all | Finance Dmar = 1 | Finance Dmar = 0 |
| subsidy | -0.134*** (-3.92) | -0.126** (-2.45) | -0.140*** (-3.27) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7 984 | 4 418 | 3 566 |
| <i>F</i> | 4.06 | 3.37 | 2.21 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.066 3 | 0.093 7 | 0.066 9 |

表 6 稳健性检验 2-2

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------------------|
| | Finance all | Finance Dmar = 1 | Finance Dmar = 0 |
| subsidy | -0.120*** (-2.63) | -0.154** (-2.39) | -0.096 3 ⁺ (-1.64) |
| subsidy * BD | 0.061 4 (0.51) | -0.090 8 (-0.72) | 0.276 ⁺ (1.47) |
| BD | 0.099 3 (0.45) | 0.191 (0.30) | 0.384* (1.82) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7 984 | 4 418 | 3 566 |
| <i>F</i> | 3.79 | 3.13 | 2.24 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.066 3 | 0.093 8 | 0.068 2 |

③将商帮文化作为工具变量,请参考方颖、赵杨(2011):“寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献”,《经济研究》;李文贵、余明桂(2017):“产权保护与民营企业国有化”,《经济学(季刊)》。

3. 变换回归方法:Tobit 模型回归

鉴于全样本中被解释变量企业金融化 Finance 存在为数不少的 0 样本,为了保证研究结论的稳健性,我们在这里采用了 Tobit 回归分析模型,并使用聚类稳健标准误。检验结果见表 7、表 8。

表 7 稳健性检验 3-1

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Finance all | Finance Dmar=1 | Finance Dmar=0 |
| subsidy | -0.211*** (-4.35) | -0.164*** (-2.58) | -0.251*** (-3.41) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 7 984 | 4 418 | 3 566 |
| LR chi2(22) | 588.43 | 468.72 | 224.71 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Pseudo R ² | 0.017 4 | 0.024 1 | 0.015 7 |

表 8 稳健性检验 3-2

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| | Finance all | Finance Dmar=1 | Finance Dmar=0 |
| subsidy | -0.205*** (-3.22) | -0.201* (-1.95) | -0.197** (-2.40) |
| subsidy * BD | 0.0236 (0.14) | -0.120 (-0.45) | 0.348+ (1.44) |
| BD | 0.0180 (0.06) | 1.123* (1.69) | 0.357 (1.00) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 7 984 | 4 418 | 3 566 |
| LR chi2(22) | 588.45 | 471.98 | 227.13 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Pseudo R ² | 0.017 4 | 0.024 3 | 0.015 9 |

4. 变换解释变量政府补贴的度量方式

根据诸多学者的研究经验,在该部分我们采用政府补贴哑变量 dsubsidy 作为政府补贴的替代变量,即倘若当年获取政府拨付的补贴,则赋值 dsubsidy 为 1,否则为 0,其他变量和方法基本不变。检验结果见表 9、表 10。

5. 变换被解释变量企业金融化的度量方式

我们借鉴宋军和陆旸^[3]、王红建等^[25]研究有关金融化的度量方式,其他变量和方法基本不变(相对在 Dmar=1 样本中的关系,在 Dmar=0 中交叉项 subsidy * BD 与企业金融化 Finance 在 20%置信水平上通过显著性检验,基本结论与前文基本一致)。检验结果见表 11、表 12。

表9 稳健性检验 4-1

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | Finance all | Finance Dmar=1 | Finance Dmar=0 |
| dsubsidy | -1.257*** (-5.27) | -0.562+ (-1.54) | -1.873*** (-6.06) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7 988 | 4 420 | 3 568 |
| <i>F</i> | 25.94 | 20.24 | 12.75 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.064 3 | 0.087 4 | 0.067 6 |

表10 稳健性检验 4-2

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | Finance all | Finance Dmar=1 | Finance Dmar=0 |
| dsubsidy | -1.162*** (-4.66) | -0.369 (-0.88) | -1.741*** (-5.53) |
| dsubsidy * BD | 0.460 (1.29) | 0.713 (0.93) | 0.909** (2.16) |
| BD | 0.239 (1.04) | 0.476 (0.94) | 0.646** (2.33) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 7 988 | 4 420 | 3 568 |
| <i>F</i> | 23.85 | 18.59 | 11.95 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.064 2 | 0.087 2 | 0.068 6 |

表11 稳健性检验 5-1

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | Finance all | Finance Dmar=1 | Finance Dmar=0 |
| subsidy | -0.210*** (-2.60) | -0.0779 (-0.70) | -0.378*** (-3.35) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 6 519 | 3 838 | 2 681 |
| <i>F</i> | 34.97 | 26.58 | 14.93 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.085 8 | 0.107 1 | 0.085 5 |

表 12 稳健性检验 5-2

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | Finance3 all | Finance3 Dmar=1 | Finance3 Dmar=0 |
| subsidy | -0.168 (-1.22) | -0.102 (-0.28) | -0.273* (-1.92) |
| dsubsidy * BD | 0.155 (0.37) | -0.0814 (-0.08) | 0.648 (1.34) |
| BD | -0.586 (-0.66) | 2.761 (1.24) | 2.403** (2.30) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 6 519 | 3 838 | 2 681 |
| <i>F</i> | 31.49 | 23.99 | 13.91 |
| Prob. | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Adj. R ² | 0.085 6 | 0.107 0 | 0.087 9 |

五、研究结论与启示

在我国经济步入“新常态”时期,如何破除实体企业“脱实向虚”问题将关系到我国现阶段成功防范和化解经济发展中所面临的系统性金融风险。目前,诸多有关实业金融化的研究主要将视角聚焦于金融化的经济后果,但政府在实业金融化中所扮演的角色以及实业金融化的经济动机等重要问题,仍未得到深入探究。由此,以2008—2015年A股非金融类上市公司作为研究样本,基于如何防范和化解系统性金融风险视角,本文探究了作为一项政策工具的政府补贴对实业金融化的影响,同时还考虑了地方经济波动对政府补贴与企业金融化间关系的影响。研究发现,政府补贴降低了企业的金融化参与程度,且相对于市场化高地区的企业,这种影响在市场化低地区的企业中显得更强。同时还发现,随着地方经济波动增加,地方政绩诉求实现难度加大,此时政府补贴对企业金融化的负向影响被削弱,但这种现象仅在市场化低的地区企业中存在,在市场化高的地区企业中不存在。此外,本文基于工具变量法、聚类分析和变量替换等一系列检验进一步说明研究结论的稳健性。

本文研究结论对现实经济活动的政策启示主要表现在:(1)在微观企业层面,防范和化解系统性金融风险在于降低企业金融化参与水平,而企业金融化的动机之一在于“融资约束”动机。因此,为了更好地实现实体经济“虚转实”和创新转型,政府及相关部门在未来应积极制定和出台缓解实体经济融资约束的金融扶持政策,降低实体企业参与金融化的投资热情,从微观层面来防范和化解系统性金融风险,尤其是市场化程度较低的地区。(2)出台针对性的防范和化解系统性金融风险的政策措施,根据金融化“融资约束”动机对企业金融化实施“精准”治理,如重视政府补贴在实体经济“虚转实”中的积极作用,疏通政府补贴对实体企业金融化的影响渠道,尤其是市场化程度较低的地区。由此,在政府制定和出台实体经济“虚转实”方针政策时,应重视政府补贴这项政策工具的积极作用,并积极构建和疏通政府补贴在银企信贷契约缔结中“信号传递”渠道,间接地削弱实业参与金融化的动机。(3)以GDP为核心的政绩考核机制削弱了政策工具在化解系统性金融风险中的积极

作用,为此应加快推进官员考核机制的改革,引入科学合理的官员政绩观,破除以GDP竞争为单一的竞争考核指标,这也是防范和化解系统性金融风险的重要制度性安排。

参考文献:

- [1] 陶玲,朱迎. 系统性金融风险的监测和度量:基于中国金融体系的研究[J]. 金融研究,2016(6):18-36.
- [2] 何青,钱宗鑫,刘伟. 中国系统性金融风险的度量:基于实体经济的视角[J]. 金融研究,2018(4):53-70.
- [3] 宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系:来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究,2015(6):111-127.
- [4] KRIPPNER G R. The financialization of the American economy[J]. *Socio-Economic Review*,2005,3(2):173-208.
- [5] PALLEY T L. Financialization: what it is and why it matters[M]//*Financialization*. London:Palgrave Macmillan UK,2013:17-40.
- [6] 张成思,张步昙. 再论金融与实体经济:经济金融化视角[J]. 经济学动态,2015(6):56-66.
- [7] BONFIGLIOLI A. Financial integration, productivity and capital accumulation[J]. *Journal of International Economics*,2008,76(2):337-355.
- [8] GEHRINGER A. Growth, productivity and capital accumulation: The effects of financial liberalization in the case of European integration[J]. *International Review of Economics & Finance*,2013,25:291-309.
- [9] 谢家智,王文涛,江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新[J]. 经济学动态,2014(11):78-88.
- [10] 许罡,朱卫东. 金融化方式、市场竞争与研发投入挤占:来自非金融上市公司的经验证据[J]. 科学学研究,2017,35(5):709-719,728.
- [11] MYERS S C, MAJLUF N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. *Journal of Financial Economics*,1984,13(2):187-221.
- [12] 魏志华,赵悦如,吴育辉. 财政补贴:“馅饼”还是“陷阱”:基于融资约束VS. 过度投资视角的实证研究[J]. 财政研究,2015(12):18-29.
- [13] 郭晓丹,何文韬. 战略性新兴产业政府R&D补贴信号效应的动态分析[J]. 经济学动态,2011(9):88-93.
- [14] 申香华. 银行风险识别、政府财政补贴与企业债务融资成本:基于沪深两市2007—2012年公司数据的实证检验[J]. 财贸经济,2014(9):62-71.
- [15] MARTIN S. R&D joint ventures and tacit product market collusion[J]. *European Journal of Political Economy*,1996,11(4):733-741.
- [16] 巴曙松,刘孝红,牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J]. 金融研究,2005(5):25-37.
- [17] 唐雪松,周晓苏,马如静. 政府干预、GDP增长与地方国企过度投资[J]. 金融研究,2010(8):33-48.
- [18] 蔡卫星,赵峰,曾诚. 政治关系、地区经济增长与企业投资行为[J]. 金融研究,2011(4):100-112.
- [19] 刘海明,曹廷求. 宏观经济不确定性、政府干预与信贷资源配置[J]. 经济管理,2015,37(6):1-11.
- [20] 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究,2011,46(9):4-16.
- [21] 孙铮,刘凤委,李增泉. 市场化程度、政府干预与企业债务期限结构:来自我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究,2005,40(5):52-63.
- [22] 李扬,张涛. 中国地区金融生态环境评价:2008-2009[M]. 北京:中国金融出版社,2009.
- [23] CLAESSENS S, TZIOMIS K. Measuring firms' access to finance[R]. World Bank and Brooking Conference Paper,2006.
- [24] 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.
- [25] 王红建,曹瑜强,杨庆,等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新:基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论,2017,20(1):155-166.
- [26] 万良勇,廖明情,胡璟. 产融结合与企业融资约束:基于上市公司参股银行的实证研究[J]. 南开管理评论,2015,18(2):64-72,91.
- [27] 黎文靖,李荏苒. “实体+金融”:融资约束、政策迎合还是市场竞争?:基于不同产权性质视角的经验研究[J]. 金融研究,2017(8):100-116.
- [28] 孙铮,李增泉,王景斌. 所有权性质、会计信息与债务契约:来自我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界,2006(10):

- 100-107,149.
- [29] COLOMBO M G, CROCE A, GUERINI M. The effect of public subsidies on firms' investment - cash flow sensitivity: Transient or persistent?[J]. *Research Policy*, 2013, 42(9):1605-1623.
- [30] 徐玉德,李挺伟,洪金明. 制度环境、信息披露质量与银行债务融资约束:来自深市A股上市公司的经验证据[J]. *财贸经济*, 2011(5):51-57.
- [31] 沈红波,寇宏,张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2010(6):55-64.
- [32] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束:基于中国上市公司的实证研究[J]. *会计研究*, 2014(5):73-80,95.
- [33] XU CG. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4):1076-1151.
- [34] 王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告 2016[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2017.
- [35] GHOSAL V, LOUNGANI P. The differential impact of uncertainty on investment in small and large businesses[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82(2):338-343.
- [36] 黄送钦,吴利华,吴成颂. FDI 竞争具有债务融资“挤出效应”吗?[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(1):130-145.

Government subsidies, local economic fluctuation and financialization of real enterprises

CHEN Ran¹, HUANG Songqin², GAN Shengdao¹

(1. School of Business, Sichuan University, Chengdu 610064, P. R. China;

2. School of Social Sciences, Tsinghua University, Beijing 100084, P. R. China)

Abstract: Taking the A-share non-financial listed companies from 2008 to 2015 as a sample, the paper examines the impact of government subsidies on the financialization of enterprises based on the perspective of financing constraints, then analyzes the impact of local economic fluctuations on the relationship between government subsidies and corporate financialization. The paper finds that government subsidy reduces the degree of financialization of enterprises, and this effect is stronger in enterprises in low-marketization areas than in high-marketization areas. At the same time, it is also found that with the increase of local economic fluctuations, the difficulty of achieving local government appeals is more serious, then the negative influence of government subsidy on the financialization of enterprises is weakened. However, this phenomenon exists only in enterprises in low-marketization areas, but not in the high-marketization areas. In addition, the paper further illustrates the robustness of the research conclusions based on a series of tests such as instrumental variable method, cluster analysis and variable substitution. While expanding and enriching the research perspective of government subsidy and corporate financialization, the paper not only inputs the government into the theoretical framework of industrial financialization by using government subsidy as a carrier, but also explains the inherent logic of industrial financialization from the perspective of financing constraints. The conclusions of the paper are of great reference significance to the government's policy of "virtual to reality", "development of high quality" and "decreasing the leverage" the entity enterprises.

Key words: government subsidy; local economic fluctuations; financialization; financing constraints; government intervention

(责任编辑 傅旭东)