

# 中国式融资融券与企业金融化

## ——基于分批扩容的准自然实验\*

杜 勇 邓 旭

**内容提要:**本文聚焦于中国经济“脱实向虚”背景下非金融企业金融化问题,将分批次放开融资融券限制作为准自然实验,构造双重差分模型,探究融资融券机制对企业金融化行为的影响。研究发现,融资融券机制的实施总体上会显著地促进企业金融化。这种促进作用主要源于实际交易中占主导地位的融资机制。虽然融券机制对企业金融化有一定的抑制作用,但在融资交易与融券交易高度不对称的情形下,活跃的融资交易加剧了企业配置金融资产的短期投机套利行为。金融资产与经营资产的收益率差距和股价下跌风险是企业调整投资策略的两个关键因素。进一步研究发现,融资融券对企业金融化的影响只存在于管理层持股和机构持股比例较高、产品市场竞争较弱和处于牛市行情等情形中。本文有助于理解中国式融资融券的经济后果,也从制度环境层面为厘清非金融企业“脱实向虚”的内在机制提供了一个新视角。

**关键词:**融资融券 企业金融化 双重差分模型 分批扩容

**作者简介:**杜 勇,西南大学经济管理学院教授、博士生导师,400715;

邓 旭(通讯作者),西南大学经济管理学院硕士研究生,400715。

**中图分类号:**F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2020)02-0069-15

### 一、引 言

2019 年 8 月 9 日,沪深交易所两融标的证券新增至 1600 只,这是自 2010 年 3 月 31 日中国股票市场实施融资融券机制以来,第六次对标的证券范围做出大的扩容调整。迄今为止,中国资本市场结束“单边市”已将近十年。融资融券机制的引入会给中国资本市场和微观企业行为带来什么样的影响?这成为近年来学术界和政府部门关心的热点话题。已有研究主要关注了新兴的融券机制,验证了其正面作用,如提高了股票定价效率(李志生等,2015)、抑制了企业违规行为(孟庆斌等,2019b)、促进了企业创新(权小锋、尹洪英,2017)等。但从中国现实情境来看,资本市场散户

\* 基金项目:西南大学人文社会科学校级研究项目重大培育项目“新常态下正式与非正式制度性因素对公司亏损逆转稳定性的影响研究”(SWU1909031);中央高校基本科研业务费专项资金一般项目“宽松货币政策下制造业企业房地产投资对企业业绩的影响机理研究”(XDJK2019C006);重庆市社会科学规划项目“非金融上市公司金融化的同伴效应研究”(2018PY61)。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。杜勇电子邮箱:dy772012@126.com。

投资者居多,投机倾向严重。随着融资融券标的证券的不断扩容,融资融券交易量在逐渐增长,同时呈现了高度的不对称性。据 CSMAR 数据统计,2010 年开放交易以来,融资余额在融资融券余额中占比超过 99%,融资交易远比融券交易活跃是中国融资融券发展的一个主要特点。当同时考察两种机制的影响时,有研究发现,融资融券降低了分析师预测准确度(褚剑等,2019)、降低了企业创新质量(郝项超等,2018)、加剧了管理层短视(田利辉、王可第,2019)。因此,不能忽视融资机制与融券机制并行且融资交易火热对融资融券机制整体可能产生的负面影响。

资本市场是影响微观企业行为,尤其是企业投资行为的一个重要因素(Barro, 1990; Morck 等, 1990)。企业金融化是指企业偏离主营业务,将更多资金用于金融资产投资,涉及短期收益与长期价值的取舍,关乎企业的投资方向和投资决策。已有文献在考察企业金融化的驱动因素时,主要从企业内部基本特征和外部宏观环境两个视角出发。例如,管理者过度自信、高管有金融经历、控股股东股权质押比例较高等会显著地促进企业金融化(闫海洲、陈百助, 2018; 杜勇等, 2019; 柯艳蓉等, 2019);而经济政策不确定性会抑制企业的金融化(彭俞超等, 2018a)。尚未有文献研究融资融券对涉及企业投资方向的金融化行为的影响。事实上,融资融券机制的引入改变了企业赖以生存的资本市场环境,一方面有助于提高资本市场运行效率,另一方面也可能会影响股东与管理层的价值取向,影响活跃在资本市场中上市公司的投资策略。有研究发现,融券机制有利于提高股价信息含量,缓解代理问题,从而提高企业的投资效率(王仲兵、王攀娜, 2018);融资机制则会加剧管理层的投机行为,为改善短期业绩而削减长期高价值项目的投入(田利辉、王可第, 2019)。如图 1 所示,笔者计算了标的企业①和非标的企业在 2007—2016 年的金融化水平。直观来看,2010 年融资融券机制实施以来,尤其是 2013 年标的证券大规模扩容以后,融资融券标的企业金融化水平的上升趋势明显强于非标的企业。融资融券机制会对实体企业的金融化行为产生影响吗? 忽略融资融券这一资本市场交易机制的作用不利于我们全面厘清企业金融化的形成机理,也不利于引导非金融企业“脱虚向实”。因此,基于中国现实情境,探讨融资融券机制对企业金融化投资的影响是研究资本市场与实体经济二者关系一个很好的切入点。

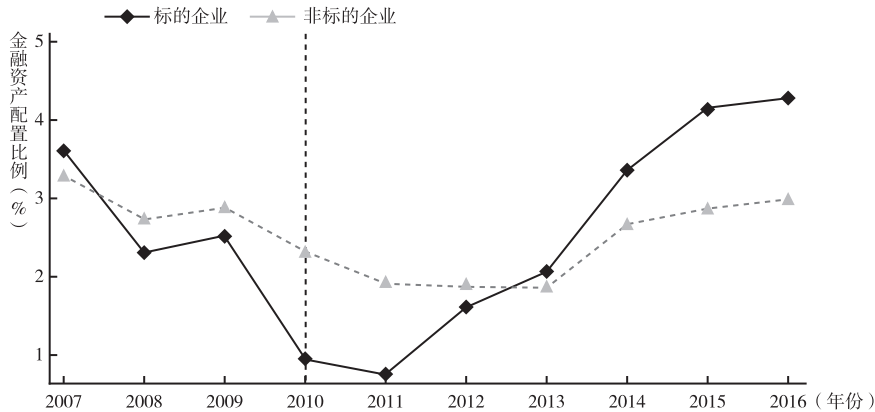


图 1 标的企业与非标的企业金融化水平变化趋势

本文以融资融券机制的实施为准自然实验,利用 2007—2016 年沪深 A 股非金融上市公司的样本数据,构造双重差分模型进行实证分析。实证结果表明,融资融券机制的实施在总体上会显

① 标的企业指其证券加入融资融券标的名单的企业。

著地促进企业金融化。机理分析发现,这种促进作用主要源于在实际交易中占主导的融资机制。虽然融券机制对企业金融化有一定的抑制作用,但在融资交易与融券交易高度不对称的情形下,活跃的融资交易加剧了企业利用金融资产投资追逐超额收益的短视行为。金融资产与经营资产的收益率差距和股价下跌风险是企业调整投资策略的两个关键因素。通过基于企业特征和市场环境的纵深检验发现,融资融券对企业金融化的促进作用只存在于管理层持股和机构持股比例较高、产品市场竞争较弱和处于牛市行情等情形中。

本文可能的贡献如下。首先,本文从融资融券机制的角度考察了企业金融化的原因,拓展了对企业金融化驱动因素的研究。已有研究主要从企业的财务状况、治理状况等方面给出了解释,而本文从融资融券这一市场交易机制出发,进一步验证了金融投资的“市场套利观”,为加深对企业金融化行为的认识提供了一个新视角。其次,本文同时从融资和融券两个方面对比研究了非对称的交易机制对企业金融化投资的影响差异。现有研究主要集中于检验中国式融资融券机制是否提高了资本市场运行效率。虽然有少数文献探讨融资融券对企业投资行为的影响,但基本上是从融券机制的作用出发,忽略了并行的融资机制的影响,而且尚未有研究切入企业金融化这一点。最后,本文拓展了对融资融券经济后果的研究,为完善融资融券机制,发挥融券的治理作用,抑制融资投机活动,引导非金融企业“脱虚向实”提供了参考。

## 二、文献回顾和研究假设

### (一)融资融券的经济后果

现有文献主要从资本市场和企业行为两个方面探讨了融资融券机制的影响。早期的研究主要聚焦在融券机制的作用上。已有研究认为,卖空限制的放开赋予了投资者“看跌”的权利(Miller,1977),卖空交易者集中关注对标的证券利空消息的挖掘,降低了市场的信息不对称程度,提高了股票流动性,有利于股票定价效率的提升(Chang等,2014;李志生等,2015)。此外,融券机制也可能作为一种外部治理监督机制影响微观企业的行为。现有文献认为,融券机制具有缓解企业委托代理等问题的外部治理效应,潜在的卖空压力对企业的行为具有监督作用,能抑制企业的盈余管理(陈晖丽、刘峰,2014;Massa等,2015;Fang等,2016),改善企业的信息披露质量(李志生等,2017),抑制高管的隐性腐败和大股东的私利谋取行为,保护中小股东的利益(侯青川等,2017;陈胜蓝、卢锐,2018)。此外,融券机制对企业的投融资等行为也会产生影响。顾乃康和周艳利(2017)认为,放开卖空限制会促进企业融资决策的优化。而在投资方面,卖空约束的放松虽然不会明显影响企业的创新投入,但会显著提升企业的创新效率和投资效率(权小锋、尹洪英,2017;陈怡欣等,2018;王仲兵、王攀娜,2018),而且会促使管理层及时调整投资决策以应对较差的投资机会,减少资本投资(靳庆鲁等,2015;Grullon等,2015)。近期的研究开始结合融资机制和融券机制的不同特征研究中国融资融券的经济后果,发现融资和融券会对市场产生截然不同的作用。虽然卖空机制确实能发挥治理作用,但由于中国资本市场融资与融券并行,融资融券交易发展极度不平衡,更活跃的占主导的融资交易显著加剧了管理层的短视行为(田利辉、王可第,2019),反而使融资融券总体上恶化了标的股票的股价崩盘风险(褚剑、方军雄,2016),提高了分析师的乐观预测偏差(褚剑等,2019),会促使企业以维持股价为目的调整投资策略,放弃长期有价值的项目,寻求短期经营业绩的改善(郝项超等,2018)。尽管已有文献发现融资融券机制会影响企业的投资行为,但尚未有研究探讨其对企业投资偏好的影响,例如资金在实业投资和金融投资间的分配,而且大多数研究着眼于融券

卖空这一角度,融资与融券交易的非对称性明显,融资融券机制的影响依赖两者的共同作用。

## (二) 企业金融化的影响因素

经济金融化程度不断加深是政府和学界广泛关注的问题。中央经济工作会议、中央金融工作会议也陆续提出要“提振实体经济”,“防止脱实向虚”,“防范金融风险”。而企业金融化是经济“脱实向虚”的微观表现。探讨企业金融化问题,尤其是厘清企业金融化的影响因素,对于引导金融更好地服务于实体经济具有重要意义。现有文献表明,面对实体投资回报率不断下滑的趋势,中国企业金融化的主要动因在于市场套利,追逐金融资产短期的高收益率(戴贇等,2018),而面对不同的外部宏观环境、财务状况、治理状况、管理团队等,企业的金融投资行为也会有所差异。在内部因素方面,经营收益率越低的企业,为寻求实体投资的替代,会持有更多的金融资产,金融投资与实体投资的收益率缺口促进了企业金融化(宋军、陆旸,2015);从公司治理来看,管理者过度自信显著提升了公司的金融投资偏好,而且从独立董事比例、董事会规模、机构持股比例三个指标来看,治理越差的公司,越有可能持有更大份额的金融资产(闫海洲、陈百助,2018),尤其是短期机构投资者倾向于追逐短期利益最大化,其持股比例越高,企业金融化程度会越深(刘伟、曹瑜强,2018);也有文献从高管的背景出发,研究发现,高管的金融经历是促进企业金融化的重要影响因素(杜勇等,2019)。在外部因素方面,企业金融化趋势会随着经济政策不确定性的上升而减缓(彭俞超等,2018a),也会受到货币政策、股市波动等的影响(杨箬等,2017;胡奕明等,2017)。而资本市场作为企业外部环境的一部分,是影响企业投融资行为的一个重要因素,其交易机制的变化自然会改变企业所面临的资本市场环境。新兴的融资融券机制很可能通过资本市场波动改变股东与管理层的价值取向,从而促使企业改变投资方向。虽然有研究探讨外部环境的作用,但都是假设企业面临的外部环境是同质的,而分批扩容恰好为上市企业赋予了异质的交易机制,天然区分了处理组与控制组,为我们考察融资融券对企业金融化的影响提供了便利。

## (三) 研究假设

自中国实施融资融券机制以来,融资机制与融券机制并行,两者不同的特点可能对企业金融化产生不同的影响。从融资机制这一面看,融资机制会改变管理层的投资偏好,形成短视的投资决策,促进企业金融化。具体来讲,中国股市散户投资者居多,相比于价值投资,他们更关注短期套利。而融资交易的杠杆效应为“投机炒作”“跟风追涨”提供了途径,加剧了投资者的投机行为,标的企业股价容易迅速被推高,此时股东主要关心的是,维持被推高的股价,避免股东财富缩水,实现股东财富最大化,因此股东对短期有良好业绩表现的要求会促使管理层调整投资策略。此外,企业对管理层的考核与股价波动的联系日益密切。为了维护自身的职业前景与声誉,面临维持股价的压力时,管理层很可能会牺牲企业的长期价值,集中关注短期业绩的改善,以此迎合外部盈利预期,向市场释放利好消息(褚剑、方军雄,2016;郝项超等,2018;田利辉、王可第,2019)。传统的资本投资虽然有利于企业实现长远的发展,但往往实现收益的期限较长,很难快速反映于股价之中,相比之下,金融投资周期更短,投资收益率也更高,有助于提升短期业绩,企业可以通过金融投资进行市场套利,达到粉饰企业业绩、维持股价的目的(柯艳蓉等,2019;刘伟、曹瑜强,2018)。因此,融资机制带来的短期获利需求和股价维持压力会促使管理层调整投资方向,增加对金融资产的配置。

从融券机制这一面看,融券机制会抑制管理层短视,促使公司降低战略激进度,集中关注主业经营,从而抑制企业金融化。已有研究表明,放开卖空限制会加深卖空交易者对企业利空消息的关注,如财务违规、盈余管理等行为。卖空机制会威慑管理层的机会主义行为,防止其为了攫取个人私利或追逐短期目标而损害企业的长期发展(佟爱琴、马惠娴,2019)。相比于传统的资本投资,



金融投资周期更短,投机性更强,企业往往会利用金融化投资调节利润的便利性来隐藏主业经营的负面信息(彭俞超等,2018b)。虽然“不务正业”会让企业获得短期收益,改善短期业绩,但是企业将更多资金运用于金融投资,自然会对实业投资产生“挤出效应”,例如传统的固定资产投资和创新投资,会妨碍企业未来的发展(杜勇等,2017),损害企业的市场价值(戚聿东、张任之,2018),不利于企业的研发创新(谢家智等,2014),增加企业的财务风险(黄贤环等,2018),这些对企业的负面影响很可能会成为卖空交易者做空公司股票的依据。此外,激进的公司战略会促进企业金融化水平的提高(楚有为,2019),而融券机制的推出会促使标的企业调整战略,显著地降低其战略激进度,集中关注主业的经营(孟庆斌等,2019a)。因此,从融券机制的影响来看,融券机制会促使大股东与管理层积极改善投资决策,减少投机套利行为,促使企业降低金融资产配置比例。

鉴于以上两方面的理论分析,本文提出以下竞争性假设。

H1:融资机制的作用占主导地位时,融资融券机制的实施总体上会促进企业金融化。

H2:融券机制的作用占主导地位时,融资融券机制的实施总体上会抑制企业金融化。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择和数据来源

为了防止旧会计准则与新会计准则对金融资产的定义和分类不同造成结果偏差,我们以实行新会计准则的 2007 年为起始点。本文研究的样本期间为 2007—2016 年。<sup>①</sup> 为保证数据的有效性,本文进行了以下处理:(1)剔除属于金融行业和房地产行业的企业;(2)剔除净利润小于 0 的亏损样本;(3)剔除纳入融资融券标的的名单之后又被调出的企业;(4)剔除数据缺失和异常的样本;(5)为防止极端值影响实证效果,对所有连续变量前后 1% 的离群值进行缩尾处理。经过上述处理,本文最终得到 2870 家公司的 18312 个有效观测值。相关数据来源于 CSMAR 数据库、Wind 数据库和上海、深圳证券交易所官方网站。

#### (二)实证模型与变量定义

参考褚剑和方军雄(2016)的相关研究,鉴于融资融券标的的证券分批扩容形成了一个准自然实验,我们构建如下的多期双重差分模型检验融资融券对企业金融化的影响。

$$Fin = \alpha_0 + \alpha_1 PostList + \alpha_2 List + \alpha_3 CVs + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

对企业金融化的定义,我们参考了杜勇等(2017)的研究,将其界定为企业将更多资源用于配置金融资产的行为,并基于资产负债表科目,以企业金融资产与总资产的比值来衡量。本文中金融资产具体包括交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放的贷款及垫款、投资性房地产六类。*PostList* 和 *List* 是有关融资融券的变量,我们主要关注的是 *PostList* 的回归系数。此外,参考已有研究,从企业财务状况、公司治理状况等角度出发,我们还选取了一些控制变量(*CVs*),并且在回归中控制了年度固定效应(*Year*)和行业固定效应(*Industry*)。相关变量的详细定义与度量方式见表 1。

① 考虑到企业投资决策的调整需要一定时间,对于 2011 年 12 月 5 日调入融资融券标的的名单的企业,其交易未超过一个季度,我们将其政策初始干预时间定为 2012 年。而且,由于第五次扩容时间距离 12 月 31 日较近,考虑到研究期间为 2007—2016 年,本文实证分析时暂不考虑第五次新调入标的的名单的企业。

表 1 变量的定义与度量方式

变量符号	定义与度量方式
<i>Fin</i>	企业金融化,金融资产/总资产
<i>PostList</i>	虚拟变量,公司股票成为融资融券标的以后年度的样本取值为 1;否则为 0
<i>List</i>	虚拟变量,若公司股票在研究期间成为融资融券标的,取值为 1;否则为 0
<i>Post</i>	虚拟变量,扩容之后的年份取值为 1;否则为 0
<i>Size</i>	公司规模,企业总资产取自然对数
<i>Lev</i>	负债情况,总负债/总资产
<i>Growth</i>	主营业务收入增长率,(当期营业收入 - 上期营业收入)/上期营业收入
<i>Tangi</i>	有形资产占比,有形资产/总资产
<i>Cfo</i>	企业现金流,经营活动产生的现金流量净额/总资产
<i>Board</i>	董事会规模,董事会人数取自然对数
<i>Indep</i>	独立董事比例,独立董事人数/董事会人数
<i>Top1</i>	股权集中度,第一大股东持股比例
<i>Soe</i>	产权性质,虚拟变量,若公司为国有企业,取值为 1;否则为 0

四、实证分析

(一)描述性统计

表 2 是对各个变量进行的描述性统计。全样本中,金融资产配置比例的中位数为 0.002,说明大多数企业配置了金融资产;而 *Fin* 的均值为 0.026,标准差为 0.059,说明不同企业金融化水平存在很大差异。*PostList* 均值为 0.116,表明可融资融券时期的样本在全样本中占比为 11.6%。其他连续控制变量的中位数与均值比较接近,分布未出现异常。

表 2 变量的描述性统计

变量	<i>N</i>	均值	标准差	最小值	<i>p</i> 50	最大值
<i>Fin</i>	18312	0.026	0.059	0	0.002	0.351
<i>PostList</i>	18312	0.116	0.320	0	0	1
<i>List</i>	18312	0.351	0.477	0	0	1
<i>Size</i>	18312	21.790	1.237	19.230	21.640	25.740
<i>Lev</i>	18312	0.417	0.209	0.044	0.410	0.902
<i>Growth</i>	18312	0.230	0.534	-0.485	0.131	3.894
<i>Tangi</i>	18312	0.933	0.082	0.524	0.959	1.000
<i>Cfo</i>	18312	0.049	0.073	-0.173	0.047	0.261
<i>Board</i>	18312	2.157	0.200	1.609	2.197	2.708
<i>Indep</i>	18312	0.370	0.052	0.300	0.333	0.571
<i>Top1</i>	18312	0.360	0.151	0.090	0.342	0.754
<i>Soe</i>	18312	0.397	0.489	0	0	1

参考马慧娴和佟爱琴(2019)的做法,我们进行了组间差异分析,简单考察处理组与控制组金融化水平的差异。表3展示了标的企业与非标的企业的组间差异。2010年之前,所有企业均未受融资融券干预,进行组间差异分析没有意义,因此我们以2010年之后的样本对两者进行组间差异检验。表4进一步展示了标的企业在可融资融券时期和不可融资融券时期的差异。我们发现,无论是均值差异检验还是中位数差异检验,处理组的 $Fin$ 均显著高于控制组。初步表明,融资融券机制实施后,两者的金融化行为存在显著差异,标的企业的金融化水平显著高于非标的企业。

表 3 标的企业与非标的企业的差异

	标的企业		非标的企业		
Panel A:均值差异检验(T 检验)					
	<i>N</i>	均值	<i>N</i>	均值	差异
<i>Fin</i>	4854	0.029	9852	0.024	0.005 <sup>***</sup>
Panel B:中位数差异检验(Wilcoxon Rank-sum 检验)					
	<i>N</i>	中位数	<i>N</i>	中位数	差异
<i>Fin</i>	4854	0.005	9852	0.001	0.004 <sup>***</sup>

表 4 可融资融券时期与不可融资融券时期的差异

	可融资融券时期		不可融资融券时期		
Panel C:均值差异检验(T 检验)					
	<i>N</i>	均值	<i>N</i>	均值	差异
<i>Fin</i>	2117	0.037	4315	0.025	0.012***
Panel D:中位数差异检验(Wilcoxon Rank-sum 检验)					
	<i>N</i>	中位数	<i>N</i>	中位数	差异
<i>Fin</i>	2117	0.012	4315	0.002	0.010***

(二)融资融券对企业金融化的影响

为了更确切地检验融资融券机制对企业金融化的影响,本文进行了多元回归分析。表5列示了回归结果。(1)和(2)列展示了全样本的分析结果,结果表明, $PostList$ 的系数符号为正,而且通过了1%和5%的显著性水平检验,验证了假设H1。由此说明,融资机制的作用占主导地位时,融资融券机制的实施总体上会促进企业金融化。从各个控制变量来看,其回归系数基本上是显著的。较高的资产负债率会使企业进行金融投资的能力得到限制,促使企业降低金融资产持有比例;营业收入增长率越高,企业的主营业务发展越好,企业会将更多资源用于扩大主营业务,金融投资倾向会减小;有形资产占比越高,企业可以利用实物资产抵押获取更多资金,从而能够投资于金融资产获取超额收益;另外,较低的现金流量净额占比和股权集中度也会促进企业配置金融资产,而且相比于民营企业,国有企业资金更加充裕,金融化程度更深。以上这些因素对企业金融化的影响与已有文献的结论基本一致(张成思、郑宁,2018;柯艳蓉等,2019)。进一步地,在(3)~(6)列,我们还展示了各个扩容阶段融资融券机制对企业金融化的影响,分别剔除了2010年、2012年、2013年和2014年的样本数据,以排除扩容当年的影响。从回归结

果来看, *PostList* 系数在(3)和(4)列不显著,在(5)和(6)列显著,表明融资融券机制的实施在第一和第二扩容阶段的影响并不显著,在第三和第四扩容阶段对企业金融化的促进作用才显现出来,可能是因为在引入融资融券机制初期,市场尚未熟悉新的交易规则,企业的反应有所延迟。

表 5 融资融券与企业金融化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	2007—2013 年 (剔除 2010 年)	2008—2016 年 (剔除 2012 年)	2010—2016 年 (剔除 2013 年)	2012—2016 年 (剔除 2014 年)
<i>PostList</i>	0.006 *** (2.944)	0.005 ** (2.436)	0.005 (1.588)	0.005 (1.325)	0.006 * (1.951)	0.006 ** (1.977)
<i>List</i>	0.002 (0.832)	0.003 (1.310)	-0.011 * (-1.802)	-0.002 (-0.436)	0.006 * (1.853)	-0.004 (-1.128)
<i>Post</i>			-0.011 *** (-3.651)	0.009 *** (3.032)	0.011 *** (5.298)	0.014 *** (7.986)
<i>Size</i>		0.000 (0.055)	-0.000 (-0.076)	0.001 (0.386)	0.001 (0.432)	0.003 ** (2.019)
<i>Lev</i>		-0.014 ** (-2.440)	-0.002 (-0.248)	-0.009 (-1.306)	-0.010 (-1.620)	-0.016 ** (-2.303)
<i>Growth</i>		-0.003 *** (-2.821)	-0.003 * (-1.844)	-0.004 *** (-3.030)	-0.004 *** (-3.118)	-0.003 ** (-2.258)
<i>Tangi</i>		0.042 *** (4.721)	0.027 (1.559)	0.035 *** (3.587)	0.039 *** (4.256)	0.036 *** (3.959)
<i>Cfo</i>		-0.037 *** (-3.627)	-0.038 *** (-2.906)	-0.026 ** (-2.187)	-0.021 * (-1.889)	-0.018 (-1.380)
<i>Board</i>		-0.021 *** (-3.506)	-0.015 * (-1.869)	-0.016 ** (-2.041)	-0.017 ** (-2.436)	-0.016 ** (-2.197)
<i>Indep</i>		-0.012 (-0.743)	0.019 (0.779)	0.010 (0.489)	0.007 (0.321)	-0.016 (-0.804)
<i>Top1</i>		-0.023 *** (-3.421)	-0.022 *** (-2.716)	-0.026 *** (-3.827)	-0.028 *** (-3.674)	-0.022 *** (-3.368)
<i>Soe</i>		0.009 *** (3.335)	0.010 *** (2.856)	0.009 *** (2.613)	0.011 *** (3.454)	0.009 *** (2.856)
<i>_cons</i>	0.028 *** (3.721)	0.050 ** (2.007)	0.037 (0.908)	0.017 (0.468)	0.013 (0.373)	-0.031 (-0.861)
<i>Industry &amp; Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>r2_a</i>	0.0892	0.1050	0.1058	0.0927	0.1147	0.0989
<i>N</i>	18312	18312	6169	10666	10742	6863

注:括号内显示 t 统计量的值;\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著;*r2\_a* 报告的是 Adjusted R<sup>2</sup>,*r2\_p* 报告的是 Pseudo R<sup>2</sup>;回归分析时采用异方差修正且聚类在公司层面的稳健标准误。下文回归结果不做说明,均做相同处理。



五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

参考 Bertrand 和 Mullainathan(2003)、Beck 等(2010)的做法,我们利用以下的跨期动态效应模型来检验前述多期双重差分模型的平行趋势,考察企业是否在加入融资融券标的的名单之前金融化水平就出现了差异。

$$Fin = \alpha_0 + \alpha_1 PostList^{-3} + \alpha_2 PostList^{-2} + \cdots + \alpha_7 PostList^{+3} + \alpha_8 CVs + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon$$

(2)

模型(2)中, $PostList^{-j}$ 、 $PostList^{+j}$ 均为虚拟变量,对于股票*i*被调入融资融券标的的名单之前(之后)*j*年的样本, $PostList^{-j}$ ( $PostList^{+j}$ )取值为1,否则为0;特别地, $PostList^{-3}$ ( $PostList^{+3}$ )代表股票*i*被调入融资融券标的的名单之前(之后)3年及以上。要保持研究结果的稳健性,上述模型的回归结果中, $PostList^{-j}$ 的系数应都不显著。如图2所示,我们依据动态效应模型对 $PostList^{-j}$ 、 $PostList^{+j}$ 的回归系数做了动态变化图,实线表示水平为95%的置信区间。我们发现, $PostList^{-j}$ 的回归系数虽然为正,但均不显著;而 $PostList^{+j}$ 的回归系数均在5%的水平下显著为正,表明确实是在融资融券机制实施后,标的企业与非标的企业的金融化水平才出现了明显的差异,融资融券机制的实施确实会显著地促进企业金融化。

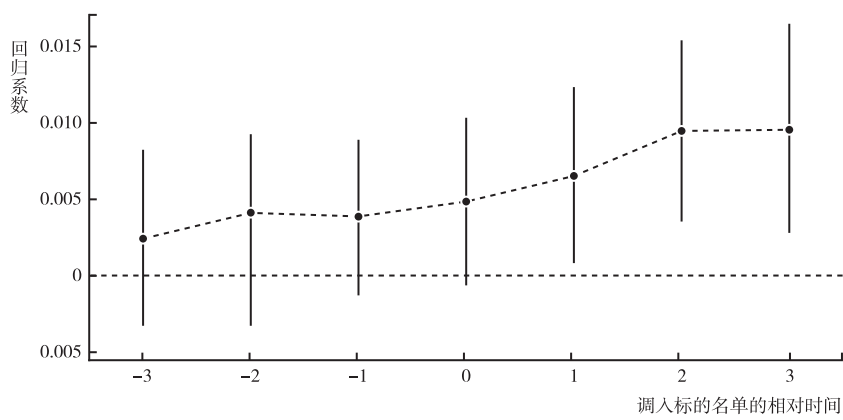


图2 平行趋势检验

(二) 验证融资与融券对企业金融化的作用差异

借鉴郝项超等(2018)、田利辉和王可第(2019)等的做法,我们采用融资融券的实际交易数据,使用融资买入额占成交额之比( $RZMR$ )、融券卖出额占成交额之比( $RQMC$ )、融资余额占流通市值之比( $RZYE$ )、融券余额占流通市值之比( $RQYE$ )来描述融资融券交易的活跃度,同时以两两比值的差( $Unbalance1 = RZMR - RQMC$ 和 $Unbalance2 = RZYE - RQYE$ )来描述融资交易与融券交易的不平衡程度。就回归结果来看,无论是单独控制还是同时控制融资交易与融券交易的影响,融资与融券对于企业金融资产持有比例的影响完全相反。无论考察指标是融资买入额还是融资余额,融资交易均与企业金融化水平显著正相关,说明融资交易加剧了管理层利用金融

投资获取超额收益、维持股价的短视行为,显著提高了企业的金融资产配置;而融券机制发挥了外部治理效应,在一定程度上抑制了企业金融化;而且融资交易与融券交易越不平衡,企业金融化水平越高。

### (三)其他稳健性检验

(1)倾向得分匹配。为克服标的企业与非标的企业的选择性偏差,我们以前文所述的一系列企业特征变量和行业虚拟变量作为匹配变量,使用标的企业和非标的企业上一期的观测数据,运用最邻近方法进行1:1匹配,分批为标的企业找到与其加入标的名单前特征相似的非标的企业,然后使用匹配后的样本进行双重差分分析。(2)固定效应模型。采用未剔除被调出企业的样本数据,控制年度换手率和股价波动率等因素,并利用固定效应模型进行分析。(3)调整政策干预的初始时间。我们重新设定,若企业在 $t$ 年的1月1日至6月30日成为融资融券标的,则其政策干预的初始时间为 $t$ 年;若企业在 $t$ 年的7月1日至12月31日成为融资融券标的,则其政策干预的初始时间为 $t+1$ 年。根据设定调整 $PostList$ 变量。(4)替换被解释变量。由于部分样本未配置金融资产,我们设置了企业金融化的虚拟变量 $Dumfin$ ,代表企业是否配置了金融资产,以此来测度企业参与金融化的倾向,替换被解释变量后重新回归。(5)为控制各地区宏观因素的影响,在回归分析中控制省份固定效应。(6)改变计量方法,采用个体和时间上的双重聚类调整。(7)为避免IPO对企业的影响,剔除IPO当年的样本。经过上述处理, $PostList$ 的回归系数依然显著为正,前文的结论依然稳健。<sup>①</sup>

## 六、机制探讨

### (一)考虑企业的套利动机

经过分析,融资融券机制的整体影响由融资机制主导。在提出研究假设时,本文认为,融资机制加剧了管理层利用金融化投资来缓解短期业绩压力、维持股价的动机。因此,基于前述的推测,我们从两个方面进行机理分析。一方面,从企业金融化的动机来看,在融资融券机制下,企业是否会因为业绩压力而改变投资方向,是否因为高收益率配置更多的金融资产以获取短期收益,从而为维持股价创造便利?公司股价与企业业绩息息相关,是投资者判断“利好”还是“利空”的直接依据。为规避业绩下滑带来股价下跌,在业绩下滑时,企业面临的内部和外部盈利压力更强,也更有动机进行金融投资来获取收益。另一方面,从企业金融化的后果来看,企业配置更多的金融资产是否会缓解企业短期业绩下滑的风险?

首先,如表6(1)~(4)列所示,本文根据每股收益相比于上一期是否下滑将全样本分为两组。此外,参考宋军和陆旸(2015)的做法,我们计算了金融资产投资收益率与经营资产投资收益率的差距,<sup>②</sup>按照收益率差距的上四分位数和下四分位数取出收益率差较高和收益率差较低两组,分别进行回归分析。其次,如表7(1)和(2)列所示,我们考察了企业金融化与短期业绩下滑的关系。 $Profit\_down$ 与 $EPS\_down$ 分别代表企业营业利润和每股收益相比于上一期是否下滑,若下滑则取值为1,否则为0。回归结果显示,企业配置金融资产能有效缓解短期业绩下滑的风险,而且只有在

① 限于篇幅,稳健性检验的回归结果未列示,留存备案。

②  $Gap = \text{金融收益} / \text{金融资产} - (\text{营业利润} - \text{金融收益}) / (\text{总资产} - \text{经营资产})$ ,其中金融收益 = 投资收益 + 公允价值变动收益 - 对联营企业和合营企业的投资收益。

面临业绩下滑和高收益率差的一组,融资融券机制的实施才会显著地促进企业金融化,说明成为融资融券标的后,管理层会积极调整投资策略,短视行为会更严重,短期的金融逐利动机是企业调整投资行为的重要因素。

(二)考虑股价下跌风险

为直接考察在融资融券机制下,企业金融化是否可以缓解股价下行压力,实现管理层通过金融化改善短期业绩、提升股价的目标。本文以收益率上下波动比率(*DUVOL*)来反映个股股价的下跌趋势和崩盘风险,按照年度中位数将样本分为两组。表6列(5)和列(6)报告了分组回归的结果。我们发现,融资融券对企业金融化的促进作用只体现在股价下跌风险较强的一组,进一步验证了管理层维持股价的动机。此外,我们考察了金融化对企业年度股票收益率(*Ret*)与超额股票收益率(*ARet*,企业年度股票收益率与综合A股市场收益率之差)的作用。回归结果见表7列(3)和列(4),表明企业金融化可以显著地缓解股价下行的压力。

表 6 机制分析(企业金融化的动机)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	业绩下滑	业绩未下滑	高收益率差	低收益率差	高崩盘风险	低崩盘风险
<i>PostList</i>	0.006 ** (2.308)	0.003 (1.038)	0.011 *** (3.269)	0.006 (1.357)	0.005 * (1.841)	0.003 (1.010)
<i>List</i>	0.003 (1.259)	0.002 (0.638)	-0.004 (-1.106)	0.004 (1.135)	0.002 (0.860)	0.004 (1.400)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry &amp; Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>r2_a</i>	0.1208	0.1045	0.0842	0.1374	0.1216	0.1016
<i>N</i>	7988	8672	4577	4574	7995	8001

表 7 机制分析(企业金融化的后果)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Profit_down</i>	<i>EPS_down</i>	<i>Ret</i>	<i>ARet</i>
<i>Fin</i>	-0.675 ** (-2.207)	-1.984 *** (-6.574)	0.195 *** (3.278)	0.189 *** (3.128)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry &amp; Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>r2_p/ r2_a</i>	0.1259	0.0931	0.6157	0.2112
<i>N</i>	16660	16660	16294	16294

七、进一步研究

(一)考察管理层持股和机构投资者持股的差异

本文考察了在企业管理层持股与机构投资者持股水平不同的情形下,融资融券对企业金融化的影响差异。首先,当管理层持有公司股票尤其是持股水平较高时,股价的波动直接影响着高管行权的利益,若融资机制引发的投机交易推高了股价,管理层与股东维持股价的动机更加一致,机会主义行为可能更加严重,因此会积极改变投资策略,将更多资金投入见效快、收益高的项目上。其次,机构投资者短视,会加强他们对企业短期业绩的关注,机构持股比例越高,管理层面临的维持股价的压力越大,因此也会将更多的资本投入收益周期更短的金融资产(刘伟、曹瑜强,2018)。本文按管理层持股比例和机构持股比例的年度中位数分组,分别进行回归分析。由表8列(1)~(4)的回归结果得到,融资融券对企业金融化的促进作用在管理层持股比例较高和机构持股比例较高的情形下会更加明显。

(二)考察产品市场竞争的差异

企业所处行业的竞争越强,相比于维持短期股价,管理层和股东可能更关注企业的长远利益,为防止被淘汰,会将更多的资源用于经营活动和实业投资,提高企业的核心竞争力。而较弱的产品市场竞争给企业创造了一个安逸的生存环境,其短视行为可能更严重。因此,在较弱的行业竞争下,企业更可能利用金融资产投资来应对融资融券带来的盈利压力和股价下跌压力。本文采用赫芬达尔指数,即行业内公司营业收入占行业内全部公司营业收入的比例之平方和,来衡量产品市场竞争情况。按照赫芬达尔指数的年度中位数分为两组,低于此中位数,则行业竞争较强;否则,行业竞争较弱。表8列(5)和列(6)报告了不同产品市场竞争下的回归结果,融资融券对企业金融化的促进作用确实在竞争较弱的情形下更加明显。

表 8 横截面分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	管理层 持股高	管理层 持股低	机构持 股高	机构持 股低	竞争强	竞争弱	牛市	熊市
<i>PostList</i>	0.008 ** (2.141)	0.002 (0.783)	0.005 ** (2.090)	0.002 (0.620)	0.003 (1.365)	0.011 ** (2.394)	0.007 ** (2.280)	0.003 (1.562)
<i>List</i>	0.001 (0.412)	0.002 (0.620)	0.000 (0.043)	0.008 * (1.960)	0.003 (1.247)	0.005 (0.668)	0.003 (0.968)	0.003 (1.216)
<i>CVs</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry &amp; Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>r2_a</i>	0.0965	0.1286	0.0969	0.1263	0.0963	0.1256	0.0941	0.1091
<i>N</i>	8759	8761	9142	9147	14936	3376	6886	11426

(三)考察股票市场行情的差异

融资融券对企业金融化的影响可能在不同的股票市场行情下也有所差异。处于牛市的股票

市场行情下,投资者普遍存在乐观情绪,一方面,投资者“追涨杀跌”的行为更加明显,会进行更多的融资交易,进而推动股价快速上涨,同时也增加了企业维持股价的压力;另一方面,在乐观情绪高涨的情况下,投资者会减少对公司利空消息的挖掘,减少融券卖空交易,从而削弱了卖空机制治理效应的发挥,减少了企业金融化可能带来的卖空威胁。而处于熊市的股票市场行情下,低迷的投资者情绪会导致融资交易减少甚至导致融券卖空交易增加(褚剑、方军雄,2016),因此,相比于熊市的股票市场行情,在牛市情形下,融资融券机制对企业金融化的促进作用会更明显。参考褚剑等(2019)的做法,判定本文研究期间中的2007年、2009年、2014年、2015年为牛市,其余年份为熊市,并以此为依据将样本分为牛市组和熊市组分别进行回归分析。回归结果见表8列(7)和列(8)。我们发现,处于牛市时,融资融券会显著提高企业的金融资产配置比例,熊市时则不显著。

## 八、结论与启示

近年来,虚拟经济的快速膨胀影响了实体经济的发展,尤其是微观层面的实体企业金融化现象引起了学界和政府的广泛关注,已经有许多文献对企业金融化的动机、影响因素和经济后果做了深入的探讨。本文基于融资融券机制背景,利用2007—2016年沪深A股非金融上市公司的样本数据,构造双重差分模型探究融资融券这一金融交易机制创新对非金融企业金融化行为的影响。本文研究发现,融资融券机制的实施总体上促进了企业金融化。这种促进作用主要源于实际交易中占主导的融资机制。具体来讲,实际情况下,融资交易相对于融券交易的绝对优势致使融券机制发挥的治理效应有限,活跃的融资交易显著增强了企业利用金融资产投机套利、缓解短期盈利压力、维护股价的动机,促使企业将更多资源配置到金融资产投资上。金融逐利动机和股价下跌风险是企业调整投资策略的两个关键因素。进一步研究发现,融资融券对企业金融化的影响只存在于管理层持股和机构持股比例较高、产品市场竞争较弱和处于牛市行情等情形下。本文为加深对企业金融化形成机理的理解,认识融资融券机制对实体企业投资行为的影响提供了一个视角,为深化完善融资融券机制以促进实体经济发展提供了一定的参考。

政府一再强调“金融要更好地服务于实体经济”。资本市场是上市公司股票流通和外部融资的重要平台,融资融券机制作为资本市场上一项重要的交易机制,对于引导实体企业回归实体投资,引导实体经济健康发展具有重要作用。从现实情况来看,迄今为止,融资融券机制在中国资本市场上的实施不超过十年,还不够成熟和完善。片面强调卖空机制的作用,忽略中国情境下非对称的融资机制的影响不利于我们了解融资融券机制实施的总体效果。本文从研究结果中得到的启示如下。(1)过度活跃的融资交易会加剧实体企业金融化。监管部门要加强监管,抑制融资投机活动,防止企业因市场上过度活跃的融资交易而改变投资决策,形成短视的投资策略,从而促使资本市场与企业投资形成良性互动,避免其加深实体企业的金融化程度。(2)继续深化和完善融资融券机制,继续放开卖空限制。具体来讲,进一步扩大融资融券标的的范围,降低卖空交易的门槛,降低交易费率以减少卖空成本,促使融券交易与融资交易的发展能更加平衡,促使市场健康发展,从而引导企业合理配置资金进行生产与创新。(3)重点关注管理层持股和机构持股较高、行业竞争较弱的企业,防止它们因交易机制的改变而改变投资方向,“脱实向虚”,进一步发挥融资融券机制对资本市场和企业的积极作用。



参考文献:

1. 陈晖丽、刘峰:《融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角》,《会计研究》2014年第9期。
2. 陈胜蓝、卢锐:《卖空压力与控股股东私利侵占——来自卖空管制放松的准自然实验证据》,《管理科学学报》2018年第4期。
3. 陈怡欣、张俊瑞、汪方军:《卖空机制对上市公司创新的影响研究——基于我国融资融券制度的自然实验》,《南开管理评论》2018年第2期。
4. 楚有为:《公司战略与金融资产配置——基于经济政策不确定性的证据》,《会计与经济研究》2019年第3期。
5. 褚剑、方军雄:《中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化》,《经济研究》2016年第5期。
6. 褚剑、秦璇、方军雄:《中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差》,《管理世界》2019年第1期。
7. 戴颢、彭俞超、马思超:《从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评》,《外国经济与管理》2018年第11期。
8. 杜勇、谢瑾、陈建英:《CEO金融背景与实体企业金融化》,《中国工业经济》2019年第5期。
9. 杜勇、张欢、陈建英:《金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制》,《中国工业经济》2017年第12期。
10. 顾乃康、周艳利:《卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验》,《管理世界》2017年第2期。
11. 郝项超、梁琪、李政:《融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析》,《经济研究》2018年第6期。
12. 侯青川、靳庆鲁、苏玲、于潇潇:《放松卖空管制与大股东“掏空”》,《经济学(季刊)》2017年第3期。
13. 胡奕明、王雪婷、张瑾:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》2017年第1期。
14. 黄贤环、吴秋生、王瑶:《金融资产配置与企业财务风险:“未雨绸缪”还是“舍本逐末”》,《财经研究》2018年第12期。
15. 靳庆鲁、侯青川、李刚、谢亚茜:《放松卖空管制、公司投资决策与期权价值》,《经济研究》2015年第10期。
16. 柯艳蓉、李玉敏、吴晓晖:《控股股东股权质押与企业投资行为——基于金融投资和实业投资的视角》,《财贸经济》2019年第4期。
17. 李志生、陈晨、林秉旋:《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》2015年第4期。
18. 李志生、李好、马伟力、林秉旋:《融资融券交易的信息治理效应》,《经济研究》2017年第11期。
19. 刘伟、曹瑜强:《机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗》,《财贸经济》2018年第12期。
20. 马惠娴、佟爱琴:《卖空机制对高管薪酬契约的治理效应——来自融资融券制度的准自然实验》,《南开管理评论》2019年第2期。
22. 孟庆斌、李昕宇、张修平:《卖空机制、资本市场压力与公司战略选择》,《中国工业经济》2019a年第8期。
21. 孟庆斌、邹洋、侯德帅:《卖空机制能抑制上市公司违规吗?》,《经济研究》2019b年第6期。
23. 彭俞超、韩珣、李建军:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》2018a年第1期。
24. 彭俞超、倪晓然、沈吉:《企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》,《经济研究》2018b年第10期。
25. 戚聿东、张任之:《金融资产配置对企业价值影响的实证研究》,《财贸经济》2018年第5期。
26. 权小锋、尹洪英:《中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验》,《管理世界》2017年第1期。
27. 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》,《金融研究》2015年第6期。
28. 田利辉、王可第:《“罪魁祸首”还是“替罪羊”?——中国式融资融券与管理层短视》,《经济评论》2019年第1期。
29. 佟爱琴、马惠娴:《卖空的事前威慑、公司治理与高管隐性腐败》,《财贸经济》2019年第6期。
30. 王仲兵、王攀娜:《放松卖空管制与企业投资效率——来自中国资本市场的经验证据》,《会计研究》2018年第9期。
31. 谢家智、王文涛、江源:《制造业金融化、政府控制与技术创新》,《经济学动态》2014年第11期。
32. 闫海洲、陈百助:《产业上市公司的金融资产:市场效应与持有动机》,《经济研究》2018年第7期。
33. 杨笋、刘放、王红建:《企业交易性金融资产配置:资金储备还是投机行为?》,《管理评论》2017年第2期。
34. 张成思、郑宁:《中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究》,《世界经济》2018年第12期。
35. Barro, R. J., The Stock Market and Investment. *Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 1, 1990, pp. 115 – 131.
36. Beck, T., Levine, R., & Levkov, A., Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 5, 2010, pp. 1637 – 1667.
37. Bertrand, M., & Mullainathan, S., Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences. *Journal of Political*

*Economy*, Vol. 111, No. 5, 2003, pp. 1043 – 1075.

38. Chang, E. C. , Luo, Y. , & Ren, J. , Short-Selling, Margin-Trading, and Price Efficiency: Evidence from the Chinese Market. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 48, No. 11, 2014, pp. 411 – 424.

39. Fang, V. W. , Huang, A. H. , & Karpoff, J. M. , Short Selling and Earnings Management: A Controlled Experiment. *Journal of Finance*, Vol. 71, No. 3, 2016, pp. 1251 – 1294.

40. Grullon, G. , Michenaud, S. , & Weston, J. P. , The Real Effects of Short-Selling Constraints. *Review of Financial Studies*, Vol. 28, No. 6, 2015, pp. 1737 – 1767.

41. Massa, M. , Zhang, B. , & Zhang, H. , The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management?. *Review of Financial Studies*, Vol. 28, No. 6, 2015, pp. 1701 – 1736.

42. Miller, E. M. , Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion. *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4, 1977, pp. 1151 – 1168.

43. Morck, R. , Shleifer, A. , Vishny, R. W. , & Poterba, S. J. M. , The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow?. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 21, No. 2, 1990, pp. 157 – 216.

## Margin Trading, Short Selling and Firm Financialization: Based on a Quasi-natural Experiment of Batch Expansion

DU Yong, DENG Xu (Southwest University, 400715)

**Abstract:** This paper focuses on the issue of firm financialization. Based on a quasi-natural experiment of batch expansion in China's stock market and using the DID model, this paper studies the impact of margin-trading and short-selling program in China on the financialization of non-financial corporations, and finds that the program on the whole significantly promotes the latter, mainly due to margin trading which is dominant in actual transactions. Although the short selling mechanism can curb corporate financialization to some extent, given the high asymmetry between margin trading and short selling, active financing transactions aggravate the short-term speculative arbitrage behaviors of non-financial firms in allocating financial assets. The yield gap between financial assets and operating assets and the risk of stock price decline are two key factors for firms to adjust their investment strategies. Further research finds that the impact only exists in such situations as a high proportion of managerial ownership and institutional ownership, weak market competition and bull market. This paper is helpful to understand the impact of the deregulation on margin trading and short selling. It also provides a new perspective for clarifying these companies' internal mechanism of "shift from real economy to virtual economy" in the institutional environment.

**Keywords:** Margin Trading and Short Selling, Firm Financialization, Difference-in-difference Model, Batch Expansion

**JEL:** G18, G31

责任编辑:诗 华