

融资融券对企业全要素生产率影响的研究

——来自我国上市公司的实证研究

陈 熙,朱玉杰

(清华大学 经济管理学院,北京 100084)

摘 要:本文以我国上市公司企业为样本,研究了融资融券对企业全要素生产率的影响。实证结果显示,企业进入融资融券标的名单后,其全要素生产率得到显著上升,表明融资融券作为企业外部治理机制,显著提高了企业全要素生产率。进一步研究表明,融资融券机制对非国有企业、高科技企业和资金约束较小的企业的生产率的促进作用较大,并通过对融资机制和融券机制的区分研究,显示两种机制均促进了企业生产率的提高。研究结果说明了融资融券机制会改善企业内部信息不对称,加强资本市场对企业的监督,从而提升其全要素生产率。

关键词:融资融券;全要素生产率;异质性

中图分类号:F83 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)08—0041—10

一、引言

2010年3月,融资融券制度在我国资本市场上开始正式实施,为我国资本市场注入了新的活力,资本交易“单边市”现象开始改变,多层次资本市场体系进一步完善。我国分别在2010年、2011年、2013年、2014年、2016年和2019年进行6次融资融券试点扩容,2019年8月,证监会指导证券交易所修订了《融资融券交易实施细则》,进一步改革我国融资融券交易机制,增加融资融券标的股票,目前A股标的股票由最初的80只扩容至1600只,其中中小板、创业板股票所占比例大幅提高,我国资本市场交易的活跃度持续上升。相对于西方较早地建立并完善卖空机制而言,我国融资融券机制起步较晚,尚需进一步改革发展,对于融资融券机制的研究已于近年来开始进行,国内众多学者已经从不同方面研究了融资融券对于股票市场和企业行为的影响(李志生等,2015;褚剑和方军雄,2016;倪晓然和朱玉杰,2017;陆瑶等,2018;林志帆和龙晓旋,2019),并得出了众多具有现实意义的结论,为融资融券机制的完善提出了建设性建议。据国泰安数据库统计数据显示,2008年在我国,融资余额在融资融券余额中所占比例高达99%,融券余额近占比上不足1%,这表明卖空交易还有较大的发展空间。卖空机制是资本市场上重要的信息传递机制,企业股票在成为卖空标的后,向市场上的证券交易者传达出重要的企业信息,影响着交易者的股票买卖行为。如果证券交易者掌握了标的企业内部的负面信息,预期企业股票价格在未来会下跌,则交易者将会通过做空股票从中获利,卖空者的行为也会对公司股东及管理层的决策和利益产生重大影响。公司内部会针对股票被做空采取相应的措施,提升企业价值,刺激股价上涨,加大研发投入,将企业积极信息反映到市场中,坚定市场和股东的信心,避免因卖空交易给公司带来的损失。

全要素生产率(total factor productivity, TFP)是一个经济体的综合生产力的重要指标,也是衡量其生产要素和资源禀赋是否得到了充分的利用,技术进步的推动是企业全要素生产率提高的主要动力(Solow, 1957; Romer, 1990)。改革开放40多年来,人口红利随着经济的发展逐渐消失,党的十九大报告指出我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,提高全要素生产率是经济高质量发展的动力源泉。我国经济增长将转向全要素生产率支撑模式,调整产业结构、加大研发投入、合理配置资源,是加快供给侧改革,提高全要素生产率的重要途径。企业成为融资融券标的后,董事会和管理层的决策和行为将会发生改变,外部交易者将更有动机挖掘企业内部消息,通过交易股票获利,市场上信息不对称现象将减少,直接或间接提高了企业全要素生产率,对企业的长期发展产生了重要影响。融资融券机制的引入,对完善资本交易体系,健全多层次资本市场,具有重要的理论和现实意义。

收稿日期:2020—06—15

作者简介:陈熙,清华大学经济管理学院博士研究生,研究方向:公司金融;朱玉杰,博士,清华大学经济管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:公司金融、国际贸易。

本文运用2007—2018年沪深两地A股上市公司的数据,实证检验了企业成为融资融券标的后,对企业全要素生产率产生的影响,并通过双重差分法(DID)方法进一步验证。研究结果显示融资融券机制对企业全要素生产率产生了显著的促进作用,融资机制和融券机制都会提高企业的全要素生产率,并通过企业异质性分组进行研究,回归结果显示,在不同属性、是否是高科技企业、企业受到不同资金约束时,融资融券对企业全要素生产率产生的影响有着显著性差异。本文的研究结果丰富了我国资本市场上融资融券领域的研究,为完善卖空机制提供了实证研究结论和建议,同时,本文也拓展了企业全要素生产率层面的研究领域。

二、文献综述与理论假设

(一)融资融券的文献综述

融资融券机制在我国正式实施较晚,有较大的发展和改革空间,在西方发达资本主义国家中,卖空交易已经较为成熟,对于融资融券机制的研究,我国已于近几年逐渐开始深入拓展。卖空机制的引入,使得市场更加有效率,市场上的信息也能够及时反馈到股价中,同时投资者情绪也反映在股价中(Miller, 1977),促进了资本市场积极发展,也提高了股票市场的定价效率(佟孟华等, 2017;李志生等, 2015)。卖空机制的引入导致了卖空摩擦的存在,使得股价同涨同跌现象更加严重,市场定价效率遭到一定抑制(顾琪和王策, 2017)。关于融资融券对股价的影响,研究结果不尽相同,部分学者发现,卖空机制能够降低企业股价波动率,有效提高了股价稳定性(肖浩和孔爱国, 2014),上市公司在成为融资融券标的后,信息透明度和市场信息效率得到有效提高(李志生等, 2015),如果将融资机制和融券机制分开进行分析,融资机制降低了股市波动率,融券机制增加了股市波动率(陈海强和范云菲, 2015)。但也有学者认为,由于杠杆效应和去杠杆效应的存在,使得融资融券制度加剧了标的股票的股价崩盘风险(褚剑和方军雄, 2016)。也有研究认为,融资融券制度对我国熊市和牛市的波动性无显著影响,对股市周期性波动的影响是中性的(李锋森, 2017),融资融券使得股价中含有的信息量增加,提高了市场的运行效率,但也有可能带来负面作用。

企业成为融资融券标的后,股东和管理层行为、企业绩效、内部结构等方面也会发生变化,融资融券机制作为外部公司治理机制,促进了市场对企业的有效监督,释放企业内部信息,进而提高了上市公司治理水平(陆瑶等, 2018),但使企业现金股利支付显著减少(赵文庆和王婧, 2017)。企业在面对卖空压力时会尽可能少地承担风险(倪晓然和朱玉杰, 2017),增加对管理层的激励,影响公司的信息环境,提高信息披露质量,改善股票市场定价效率(李春涛等, 2017;李志生等, 2017),陈晖丽和刘峰(2014)的研究表明,企业成为融资融券标的后,受到外部市场环境建设的影响,其盈余管理显著降低。同时,卖空机制会对企业产生创新激励效应(林志帆和龙晓旋, 2019),虽然未增加创新研发投入,但显著提高企业创新(权小锋和尹洪英, 2017),但也有研究显示相反的结果,融券交易激励企业创新,融资交易阻碍企业创新,我国融资融券交易以融资交易为主,总体上阻碍了企业创新(郝项超等, 2018)。企业面对卖空压力的时候,管理层也可能会减少风险性较大的创新项目,来维持股价或避免股价下跌的风险(Li和Zhang, 2015),进而不利于企业创新。融资融券对企业的影响已得到广泛研究,但其对TFP的研究较少。

(二)全要素生产率的文献综述

对全要素生产率的研究已相当广泛,大多以宏观层面的研究为主,近年来,已由宏观层面转为微观企业层面的探讨,微观企业层面计算TFP的方法为国际上普遍使用的OP法(Olley和Pakes, 1996)和LP法(Levinsohn和Petrin, 2003)两种半参数估计方法,TFP对企业有着较为重要的作用,预示着企业资源能否得到充分利用。Solow(1957)提出使用生产中不能用生产要素投入增长来解释的“索洛残差”来衡量技术进步,Romer(1990)指出企业通过有意识的研发投入,来提高企业全要素生产率,外部市场需求也会极大地拉动生产率的增長(刘小玄和吴延兵, 2009)。近年来,已有较多学者开始研究企业的行为、市场的变化会对企业全要素生产率产生怎样的影响,例如股权结构的变化(叶彬和任佩瑜, 2010)、高管薪酬差距(盛明泉等, 2019)、企业上市(孔东民等, 2019)、政府补贴(任曙明和吕镛, 2014)、金融资产的配置(盛明泉等, 2018)、劳动力上升(肖文和薛天航, 2019)等诸多方面将会对企业TFP值产生不同程度的影响。徐保昌和谢建国(2016)研究了排污费与企业全要素生产率呈U型关系,较高的排污费会促使企业全要素生产率的提高。钱雪松等(2018)研究显示产业振兴政策的出台影响了企业的投资行为,改变了企业的投资效率和资本配置效率,进而对企业全要素生产率产生了影响。

(三)理论假设

卖空机制的引入,使得企业在成为融资融券标的之后,面临着卖空交易带来的股价下跌的压力,市场交易者有动机去挖掘企业内部消息,董事会和管理层为了防止负面信息的扩散,将会采取引入优质项目,提升企业价值,防止股价下跌,有利于企业长期发展的措施。当融资融券交易引起股价暴跌时,企业会面临被收购的风险,管理层会面临被董事会撤职替换的可能,出于其自身利益考虑,管理层会约束自己的行为及时披露客观公正透明的信息,减少失实信息的扩散,避免负面信息带来的损失(李志生等,2015)。融资融券交易使得企业内外信息不对称显著降低,提升了股票定价效率,改善了公司治理环境,降低了外部分析师对企业预测的偏差,也会吸引到更多的优质资源项目,从而为企业全要素生产率的提高带来了良好的信息环境。

企业内部存在委托代理问题,内部的负面信息由于融资融券交易被传递至市场,受到投资者情绪影响而被扩大化,股价会进一步下跌,引起恶性循环,股东考虑到其自身利益不受损失,将加大对管理层的监督,若股价与管理层的薪酬存在一定关联,则管理层有激励加倍努力,引入优质项目,加大研发力度,引入优质人才,提高组织能力和管理效率,提高企业全要素生产率。

资本市场上卖空交易者利用企业内部消息获利,会通过一定方法挖掘获得企业真实价值,再通过布局买卖策略,根据预期到的股价下跌来获利,尽管目前融券交易规模较小,但企业股票被做空会产生羊群效应,引起股价大范围波动,对企业产生较大压力,防止股价下跌将会是董事会和管理层考虑的首要因素。而融资交易会为企业增加资金来源,刺激股价上升,提升企业价值,促使股东和管理层采取高效措施,引入先进技术,加大创新力度,促进企业全要素生产率提升。因此本文提出假设1:

融资融券交易会促使企业全要素生产率提升,融资交易和融券交易都会提高企业全要素生产率(H1)。

三、模型设计与样本描述

(一)样本选取与数据来源

本文所使用的融资融券数据与相关变量的数据来自于WIND数据库、国泰安数据库和锐思数据库,时间跨度为2007—2018年,在此期间,融资融券经历了6次扩容。本文为减少特殊因素影响,剔除了以下样本观测值数据:①金融类公司;②样本期间为三年内亏损的公司及退市的公司;③B股公司;④样本数据缺失的样本;⑤样本期间被调出融资融券标的名单的企业。为剔除变量极值的影响,本文对所有变量进行1%的winsorize处理。

(二)模型设计

本文根据权小锋和尹洪英(2017)、林志帆和龙晓旋(2019)的研究方法,通过建立以下模型来研究融资融券对企业全要素生产率的影响,模型一:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 list_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \varphi_j + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:下标*i*表示企业个体;*t*表示年度时间; τ_t 表示时间虚拟变量; φ_j 表示行业虚拟变量; $\varepsilon_{i,t}$ 表示模型误差项;被解释变量*TFP*表示企业的全要素生产率;*list*表示企业成为融资融券标的的虚拟变量;*Control*表示相关控制变量。

为进一步检验企业异质性产生的影响,在分组回归的基础上,引入交叉项,建立模型二:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 list_{i,t} + \beta_2 list_{i,t} \times X_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + \varphi_j + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中:*X*表示企业异质性变量。

根据权小锋和尹洪英(2017)的研究方法,通过DID模型来检验假说,建立模型三:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} \times After_t + \beta_2 Controls_{i,t} + \varphi_j + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

本文模型相关变量解释见表1。

表1 相关变量解释

变量	变量名称及定义
<i>TFP</i>	企业全要素生产率,通过OP法和LP法算出
<i>list</i>	企业当年进入融资融券标的的名单,赋值为1,否则为0
<i>Treat</i>	在样本期间,被纳入融资融券标的的企业,赋值为1,否则为0
<i>After</i>	企业纳入融资融券标的的名单后,赋值为1,否则为0
<i>soe</i>	企业性质,国有企业赋值为1,非国有企业赋值为0
<i>dual</i>	两职合一,董事长和总经理两职合一时赋值为1,否则为0
<i>top1</i>	第一大股东持股比例
<i>lev</i>	资产负债率,总负债/总资产
<i>roe</i>	净资产收益率
<i>age</i>	企业年龄的对数
<i>size</i>	企业规模,总资产的对数
<i>growth</i>	总收入的增长率
<i>fincost</i>	财务费用/总收入
<i>cash</i>	企业经营现金流净额/总收入
<i>Year</i>	年度虚拟变量
<i>Industry</i>	行业虚拟变量

(三)描述性分析统计

本文选取 2007—2018 年上市公司的变量数据,得到 2062 家上市公司的 21526 条观测值,样本描述见表 2。表 3 显示了企业在成为融资融券标的后全要素生产率均值 t 检验,第(1)列 A 为融资融券标的企业($list=1$)的 TFP 均值。第(2)列 B 为非融资融券标的企业 TFP 均值。第(3)列 C 为企业在成为融资融券标的之前的 TFP 均值。第(4)列和第(5)列显示的结果均为正,且在 1% 的显著性水平上显著,企业在成为融资融券标的后, TFP 均值显著上升。

表 2 变量描述性分析

变量	数量	均值	方差	中位数	最小值	最大值
TFP_OP	21526	6.5049	0.3395	6.4773	5.5910	7.6910
TFP_LP	21526	7.3486	0.3877	7.3185	6.3493	8.6176
$list$	21526	0.1727	0.3780	0	0	1
soe	21526	0.3655	0.4816	0	0	1
$dual$	21526	0.2686	0.4432	0	0	1
lev	21526	0.4074	0.1918	0.4015	0.0479	0.8751
$top1$	21526	0.3569	0.1430	0.3405	0.0908	0.7788
roe	21526	0.0905	0.0952	0.0836	-0.4501	0.4343
age	21526	2.7469	0.3251	2.7748	1.7835	3.5000
$size$	21526	21.8040	1.1513	21.6779	19.3223	25.8090
$growth$	21526	0.1619	0.2645	0.1252	-0.4892	1.6651
$fincost$	21526	0.0136	0.0263	0.0085	-0.0621	0.1905
$cash$	21526	0.0897	0.1360	0.0775	-0.4635	0.6655

表 3 被解释变量变量均值比较

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	融资融券标的的均值(A)	非融资融券标的的均值(B)	成为标的之前的均值(C)	A-B	A-C
TFP_OP	6.7345	6.4569	6.6243	0.2775***	0.1102***
TFP_LP	7.6607	7.2835	7.4032	0.3772***	0.2574***

注:***表示该值在 1% 的显著性水平上显著。

四、实证结果分析

(一)融资融券对企业全要素生产率的影响

本文通过 stata14 软件,对模型一进行实证检验,在控制时间虚拟变量和行业虚拟变量后,实证检验结果显示,融资融券变量 $list$ 对两种方法做回归的企业全要素生产率的回归系数为 0.0178 和 0.0173,且均在 1% 的显著性水平上显著,回归结果表明,企业成为融资融券标的后,对其全要素生产率有着显著的促进作用。再根据 DID 方法对模型三进行回归,变量 $treat \times after$ 的系数分别为 0.0179 和 0.0174,均在 1% 的显著性水平上显著。实证回归结果见表 4,验证了假设 1。

表 4 融资融券对全要素生产率影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OP 法全要素生产率		LP 法全要素生产率	
$list$	0.0178*** (0.0053)		0.0173*** (0.0054)	
$treat \times after$		0.0179*** (0.0053)		0.0174*** (0.0054)
soe	-0.0121*** (0.0042)	-0.0121*** (0.0042)	0.0210*** (0.0044)	0.0210*** (0.0044)
$dual$	-0.0160*** (0.0039)	-0.0160*** (0.0039)	-0.0177*** (0.0040)	-0.0177*** (0.0040)
$top1$	0.0082 (0.0124)	0.0082 (0.0124)	0.0219* (0.0128)	0.0220* (0.0128)
age	-0.0099* (0.0060)	-0.0099* (0.0060)	0.0029 (0.0061)	0.0029 (0.0061)
$size$	0.1721*** (0.0021)	0.1721*** (0.0021)	0.1990*** (0.0022)	0.1990*** (0.0022)
lev	0.1162*** (0.0132)	0.1162*** (0.0132)	0.2352*** (0.0138)	0.2352*** (0.0138)
$cash$	0.3729*** (0.0164)	0.3729*** (0.0164)	0.2017*** (0.0165)	0.2017*** (0.0165)
$fincost$	-1.7813*** (0.0982)	-1.7812*** (0.0982)	-2.7418*** (0.1011)	-2.7418*** (0.1011)
roe	0.6813*** (0.0226)	0.6813*** (0.0226)	0.7820*** (0.0236)	0.7819*** (0.0236)
$growth$	0.0743*** (0.0076)	0.0743*** (0.0076)	0.0759*** (0.0079)	0.0759*** (0.0079)
Constant	2.6803*** (0.0470)	2.6807*** (0.0470)	2.8017*** (0.0479)	2.8020*** (0.0478)
Year	是	是	是	是
Industry	是	是	是	是
N	21526	21526	21526	21526
R ²	0.5146	0.5146	0.6125	0.6125

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在 0.01、0.05、0.1 的显著性水平上显著。

(二) 融资机制与融券机制对企业全要素生产率的影响

融资机制和融券机制分别对企业全要素生产率产生怎样的影响,本文用 rz (融资买入额/总市值)和 rq (融券卖出量/流通股数)作为衡量企业融资机制和融券机制的变量,分别进行实证研究,实证结果见表5。首先在全样本回归中,融资变量的系数为0.0657和0.0557,分别在5%和10%的显著性水平上显著,融券变量的系数为1.1278和1.0918,均在5%的显著性水平上显著,表明在全样本中融资机制和融券机制均对企业全要素生产率产生了显著的促进作用。在剔除企业样本中非融资融券标的的观测值后,进行实证研究,融资变量的系数为0.0701和0.0615,均在5%的显著性水平上显著,融券变量的系数为1.0589和1.0683,均在10%的显著性水平上显著,实证结果表明,企业在成为融资融券标的后,随着融资份额比例和融券份额比例的增大,将会显著提高企业全要素生产率。

表5 融资机制和融券机制对TFP影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OP法全要素生产率		LP法全要素生产率		OP法全要素生产率		LP法全要素生产率	
rz	0.0657** (0.0289)		0.0557* (0.0296)		0.0701** (0.0295)		0.0615** (0.0302)	
rq		1.1278** (0.5443)		1.0918** (0.5442)		1.0589* (0.5553)		1.0683* (0.5570)
soe	-0.0117*** (0.0043)	-0.0114*** (0.0043)	0.0214*** (0.0044)	0.0216*** (0.0044)	-0.0122*** (0.0047)	-0.0118** (0.0047)	0.0214*** (0.0048)	0.0217*** (0.0048)
$dual$	-0.0168*** (0.0040)	-0.0169*** (0.0040)	-0.0189*** (0.0041)	-0.0189*** (0.0041)	-0.0174*** (0.0043)	-0.0175*** (0.0043)	-0.0195*** (0.0043)	-0.0196*** (0.0043)
$top1$	0.0037 (0.0128)	0.0033 (0.0128)	0.0185 (0.0133)	0.0182 (0.0133)	-0.0137 (0.0137)	-0.0143 (0.0137)	0.0013 (0.0141)	0.0008 (0.0141)
age	-0.0098 (0.0062)	-0.0090 (0.0062)	0.0036 (0.0063)	0.0043 (0.0063)	-0.0176*** (0.0067)	-0.0166** (0.0067)	-0.0034 (0.0068)	-0.0025 (0.0068)
$size$	0.1754*** (0.0021)	0.1757*** (0.0021)	0.2029*** (0.0022)	0.2030*** (0.0022)	0.1738*** (0.0023)	0.1744*** (0.0023)	0.2009*** (0.0024)	0.2013*** (0.0024)
lev	0.1157*** (0.0137)	0.1153*** (0.0137)	0.2338*** (0.0143)	0.2337*** (0.0143)	0.1199*** (0.0149)	0.1190*** (0.0149)	0.2379*** (0.0156)	0.2375*** (0.0156)
$cash$	0.3779*** (0.0166)	0.3782*** (0.0166)	0.2081*** (0.0167)	0.2084*** (0.0167)	0.3778*** (0.0177)	0.3781*** (0.0177)	0.2055*** (0.0178)	0.2058*** (0.0178)
$fincost$	-1.8281*** (0.0994)	-1.8273*** (0.0993)	-2.7857*** (0.1024)	-2.7844*** (0.1024)	-1.7537*** (0.1079)	-1.7537*** (0.1078)	-2.6775*** (0.1106)	-2.6767*** (0.1105)
roe	0.6604*** (0.0240)	0.6582*** (0.0240)	0.7568*** (0.0252)	0.7548*** (0.0252)	0.6933*** (0.0272)	0.6906*** (0.0272)	0.8022*** (0.0285)	0.7995*** (0.0285)
$growth$	0.0766*** (0.0078)	0.0766*** (0.0078)	0.0782*** (0.0081)	0.0783*** (0.0081)	0.0733*** (0.0084)	0.0732*** (0.0084)	0.0745*** (0.0088)	0.0746*** (0.0088)
$Constant$	2.5994*** (0.0478)	2.5891*** (0.0468)	2.7113*** (0.0488)	2.7060*** (0.0474)	2.6034*** (0.0526)	2.5863*** (0.0514)	2.8127*** (0.0534)	2.8018*** (0.0516)
$Year$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Industry$	是	是	是	是	是	是	是	是
N	20626	20626	20626	20626	17681	17681	17681	17681
R^2	0.5208	0.5207	0.6166	0.6166	0.5232	0.5231	0.6142	0.6142

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在0.01、0.05、0.1的显著性水平上显著。

(三) 企业属性对融资融券产生效果的影响

本文将总样本分为国企和非国企样本,分组进行实证研究,表6为实证结果,表中第(1)、第(3)列为国有企业样本回归结果,第(2)、第(4)列为非国有企业样本回归结果。从实证结果可以看出在国企样本中,融资融券变量 $list$ 的系数分别为0.0061和0.0083,均不显著;非国企样本组中变量 $list$ 的回归系数分别为0.0412和0.0388,均在1%的显著性水平上显著。组间系数 t 检验的值均在1%的显著性水平上显著。再通过加入交叉项,于表6中第(5)、第(6)列显示回归结果,其中交叉项 $list \times soe$ 的回归系数分别为-0.0449和-0.0375,且都在1%的显著性水平上显著,实证结果表明,在非国有企业中,融资融券机制对企业全要素生产率的促进作用更加显著。

表 6 对不同属性的企业进行回归的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国企	非国企	国企	非国企		
	OP 法全要素生产率		LP 法全要素生产率		OP 法全要素生产率	LP 法全要素生产率
<i>list</i>	0.0061(0.0078)	0.0412*** (0.0073)	0.0083(0.0082)	0.0388*** (0.0073)	0.0389*** (0.0069)	0.0350*** (0.0069)
<i>soe</i>					-0.0026(0.0047)	0.0289*** (0.0048)
<i>list</i> × <i>soe</i>					-0.0449*** (0.0087)	-0.0375*** (0.0088)
<i>dual</i>	-0.0100(0.0089)	-0.0176*** (0.0044)	-0.0128(0.0089)	-0.0186*** (0.0044)	-0.0155*** (0.0039)	-0.0173*** (0.0040)
<i>top1</i>	0.1064*** (0.0211)	-0.0523*** (0.0155)	0.1376*** (0.0223)	-0.0516*** (0.0158)	0.0099(0.0124)	0.0234* (0.0128)
<i>age</i>	-0.0108(0.0108)	-0.0047(0.0072)	0.0129(0.0114)	0.0031(0.0073)	-0.0105* (0.0060)	0.0023(0.0061)
<i>size</i>	0.1814*** (0.0033)	0.1623*** (0.0028)	0.2102*** (0.0035)	0.1877*** (0.0028)	0.1721*** (0.0021)	0.1990*** (0.0022)
<i>lev</i>	0.0992*** (0.0215)	0.1107*** (0.0171)	0.2053*** (0.0227)	0.2306*** (0.0176)	0.1144*** (0.0132)	0.2337*** (0.0138)
<i>cash</i>	0.4383*** (0.0288)	0.3378*** (0.0198)	0.2843*** (0.0287)	0.1709*** (0.0198)	0.3713*** (0.0164)	0.2004*** (0.0165)
<i>fincost</i>	-1.8547*** (0.1416)	-1.6984*** (0.1362)	-2.9405*** (0.1475)	-2.5229*** (0.1378)	-1.7851*** (0.0982)	-2.7450*** (0.1011)
<i>roe</i>	0.5145*** (0.0352)	0.7917*** (0.0293)	0.5907*** (0.0366)	0.8969*** (0.0306)	0.6825*** (0.0226)	0.7830*** (0.0236)
<i>growth</i>	0.0763*** (0.0137)	0.0717*** (0.0092)	0.0958*** (0.0146)	0.0677*** (0.0095)	0.0742*** (0.0076)	0.0759*** (0.0079)
<i>Constant</i>	2.3925*** (0.0723)	2.8888*** (0.0623)	2.4819*** (0.0756)	3.0538*** (0.0624)	2.6759*** (0.0471)	2.7980*** (0.0479)
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	7,867	13,659	7,867	13,659	21,526	21,526
<i>R</i> ²	0.5752	0.4743	0.6657	0.5731	0.5151	0.6128
组间系数 <i>t</i> 检验	11.01***		7.80***			

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在0.01、0.05、0.1的显著性水平上显著。

(四) 高科技企业

本文通过将样本企业分为高科技企业和非高科技企业进行分组分析,高科技企业由于知识产权的考虑,对外保密性较强,信息不对称情况较严重,外部投资者难以获得企业内部有效真实的信息,企业在成为融资融券标的后,外部投资者有动机去挖掘企业内部信息,通过布局股票买卖来获利。因此,融资融券机制的引入对高科技企业的全要素生产率会起到较强的促进作用。

本文根据经济合作与发展组织(OECD)的标准,按照证监会行业分类名称(2012),结合已有文献(王春燕,2018)的做法,将化学原料与化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、铁路、船舶、航空航天器制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业、信息技术业划分为高科技企业,其余行业划分为非高科技行业。对样本企业进行划分后,分组进行实证回归,回归结果见表7。

表 7 融资融券对高科技企业分组回归的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高科技	非高科技	高科技	非高科技		
	OP 法全要素生产率		LP 法全要素生产率		OP 法全要素生产率	LP 法全要素生产率
<i>list</i>	0.0471*** (0.0096)	0.0030(0.0062)	0.0506*** (0.0093)	0.0007(0.0066)	0.0108* (0.0059)	0.0101(0.0063)
<i>tech</i>					-0.0137(0.0220)	-0.1961*** (0.0204)
<i>list</i> × <i>tech</i>					0.0203*** (0.0094)	0.0209** (0.0092)
<i>soe</i>	-0.0197*** (0.0068)	-0.0080(0.0053)	0.0164** (0.0068)	0.0234*** (0.0056)	-0.0119*** (0.0042)	0.0212*** (0.0044)
<i>dual</i>	-0.0186*** (0.0067)	-0.0151*** (0.0048)	-0.0238*** (0.0064)	-0.0150*** (0.0050)	-0.0159*** (0.0039)	-0.0176*** (0.0040)
<i>top1</i>	0.0533** (0.0224)	-0.0091(0.0149)	0.0685*** (0.0222)	0.0040(0.0156)	0.0085(0.0124)	0.0223* (0.0128)
<i>age</i>	-0.0010(0.0102)	-0.0109(0.0074)	0.0062(0.0101)	0.0044(0.0076)	-0.0100* (0.0060)	0.0028(0.0061)
<i>size</i>	0.1575*** (0.0039)	0.1791*** (0.0025)	0.1818*** (0.0039)	0.2073*** (0.0026)	0.1722*** (0.0021)	0.1991*** (0.0022)
<i>lev</i>	0.0720*** (0.0238)	0.1375*** (0.0158)	0.2088*** (0.0238)	0.2479*** (0.0169)	0.1160*** (0.0132)	0.2350*** (0.0138)
<i>cash</i>	0.3605*** (0.0288)	0.3736*** (0.0199)	0.1874*** (0.0279)	0.2039*** (0.0203)	0.3727*** (0.0164)	0.2015*** (0.0165)
<i>fincost</i>	-1.9597*** (0.1881)	-1.7578*** (0.1142)	-2.8879*** (0.1896)	-2.7260*** (0.1183)	-1.7809*** (0.0981)	-2.7414*** (0.1011)
<i>roe</i>	0.7647*** (0.0397)	0.6275*** (0.0274)	0.8720*** (0.0395)	0.7238*** (0.0292)	0.6812*** (0.0226)	0.7819*** (0.0236)
<i>growth</i>	0.0680*** (0.0136)	0.0796*** (0.0092)	0.0571*** (0.0136)	0.0880*** (0.0098)	0.0741*** (0.0076)	0.0757*** (0.0079)
<i>Constant</i>	2.9328*** (0.0800)	2.5474*** (0.0550)	2.9389*** (0.0802)	2.6348*** (0.0570)	2.6785*** (0.0470)	2.7998*** (0.0478)
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	6955	14571	6955	14571	21526	21526
<i>R</i> ²	0.4959	0.5285	0.5689	0.6305	0.5147	0.6126

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在0.01、0.05、0.1的显著性水平上显著。

分组实证结果显示,融资融券变量 *list* 在高科技企业样本(*tech*=1)中,分别为0.0471和0.0506,都在1%的显著性水平上显著,在非高科技企业的样本(*tech*=0)中,为0.0030和0.0007,均不显著。高科技样本企业变量系数在数值和显著性水平上均优于非高科技企业系数。引入交叉项进行实证研究后,交叉项 *list*×*tech* 系数为0.0203和0.0209,且在5%的显著性水平上显著。实证结果表明,相对于非高科技企业,高科技企业在引入融资融券机制后,对其全要素生产率产生更大的促进作用。

(五)企业资金约束

本文参考肖文和薛天航(2019)和陆瑶等(2018)的研究,以企业的财务费用比例、经营性现金流比例和资产负债率衡量企业资金约束状况,以此来分析企业受到不同资金约束时,融资融券机制对标的企业全要素生产率的影响。采用3个财务指标的原因是:①当企业财务费用过高时,需要更多的资金去经营企业的日常运营,表明企业受到较大的资金约束;②当企业的经营性现金流过高时,表明其能够调动充裕资金经营企业,受到的资金约束较弱;③当企业的资产负债率过高时,则表明企业的负债较重,企业受到的资金约束较大。本文将企业资金约束指标分为由小到大分为4个部分。分别取指标前四分之一和后四分之一的区间为样本,根据定义分为资金约束较大组(FC组)和资金约束较小组(NFC组),分组进行实证研究。

从表8中的实证结果可以看出,在受资金约束较弱组(NFC组)中,融资融券变量 *list* 的回归系数均为正,且系数的绝对值和显著性水平均大于资金约束较强组(FC)中融资融券变量 *list* 的回归系数,回归结果显示,相对于资金约束较大的企业,融资融券机制对资金约束较小的标的企业 *TFP* 产生较为显著的提升作用。

本文引入交叉项,参考肖文和薛天航(2019)的研究方法,令模型二中的变量 *X* 分别为财务费用率(*fincost*)、现金流比例(*cash*)和资产负债率(*lev*),引入交叉项进行实证回归后,实证结果见表9,结果表明交叉项变量 *list*×*fincost* 的回归系数分别为-0.6083和-0.5625,均在1%的显著性水平上显著,表明财务费用的比例越低,资金约束越小,融资融券机制对企业全要素生产率的促进作用越加明显;交叉项变量 *list*×*cash* 的系数

表8 融资融券对不同资金约束企业 TFP 影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	OP法全要素生产率						LP法全要素生产率					
	财务费用率		现金流比率		资产负债率		财务费用率		现金流比率		资产负债率	
	NFC	FC	NFC	FC	NFC	FC	NFC	FC	NFC	FC	NFC	FC
<i>list</i>	0.0253** (0.0113)	0.0053 (0.0104)	0.0397*** (0.0111)	-0.0005 (0.0112)	0.0342** (0.0134)	0.0032 (0.0091)	0.0224** (0.0111)	0.0054 (0.0104)	0.0375*** (0.0107)	-0.0067 (0.0122)	0.0222* (0.0134)	0.0048 (0.0098)
<i>soe</i>	-0.0137 (0.0095)	-0.0335*** (0.0080)	-0.0191* (0.0100)	-0.0161** (0.0081)	-0.0274*** (0.0105)	-0.0167** (0.0075)	0.0316*** (0.0095)	-0.0121 (0.0080)	0.0180* (0.0097)	0.0123 (0.0087)	0.0183* (0.0105)	0.0102 (0.0080)
<i>dual</i>	-0.0169** (0.0073)	-0.0154* (0.0087)	-0.0186** (0.0086)	-0.0138* (0.0077)	-0.0278*** (0.0075)	-0.0089 (0.0087)	-0.0156** (0.0070)	-0.0152* (0.0085)	-0.0157* (0.0081)	-0.0170** (0.0082)	-0.0216*** (0.0073)	-0.0078 (0.0093)
<i>top1</i>	-0.0558** (0.0244)	0.0783*** (0.0250)	0.0558** (0.0256)	-0.0344 (0.0249)	-0.0504* (0.0264)	0.1236*** (0.0238)	-0.0340 (0.0238)	0.0992*** (0.0253)	0.0675*** (0.0249)	-0.0150 (0.0271)	-0.0442* (0.0258)	0.1532*** (0.0260)
<i>roe</i>	1.0262*** (0.0597)	0.3872*** (0.0368)	0.8845*** (0.0475)	0.5883*** (0.0439)	1.0162*** (0.0603)	0.3701*** (0.0344)	1.1821*** (0.0616)	0.4074*** (0.0364)	0.9905*** (0.0478)	0.6818*** (0.0468)	1.1831*** (0.0610)	0.3896*** (0.0366)
<i>cash</i>	0.3726*** (0.0307)	0.4877*** (0.0281)	0.5425*** (0.0470)	0.6103*** (0.0416)	0.4039*** (0.0315)	0.2753*** (0.0334)	0.2067*** (0.0300)	0.3681*** (0.0278)	0.3485*** (0.0449)	0.6131*** (0.0444)	0.2199*** (0.0306)	0.1586*** (0.0343)
<i>fincost</i>	1.1224*** (0.3600)	-1.1685*** (0.1570)	-0.5638*** (0.1770)	-2.5158*** (0.1912)	-1.1239*** (0.2619)	-1.9631*** (0.1596)	1.5219*** (0.3430)	-2.0090*** (0.1587)	-1.0902*** (0.1732)	-3.5552*** (0.2027)	-1.3134*** (0.2545)	-3.2064*** (0.1702)
<i>lev</i>	-0.0170 (0.0319)	0.1537*** (0.0287)	-0.0911*** (0.0309)	0.2549*** (0.0251)	0.0664 (0.0724)	0.2608*** (0.0490)	0.0958*** (0.0323)	0.2687*** (0.0283)	0.0013 (0.0302)	0.3895*** (0.0274)	0.1764** (0.0707)	0.3664*** (0.0522)
<i>size</i>	0.1789*** (0.0047)	0.1749*** (0.0041)	0.1692*** (0.0043)	0.1672*** (0.0045)	0.1626*** (0.0053)	0.1798*** (0.0036)	0.2050*** (0.0048)	0.2008*** (0.0042)	0.1945*** (0.0043)	0.1948*** (0.0049)	0.1911*** (0.0053)	0.2079*** (0.0039)
<i>growth</i>	0.0962*** (0.0187)	0.0855*** (0.0141)	0.0464*** (0.0174)	0.0851*** (0.0140)	0.0700*** (0.0169)	0.0903*** (0.0140)	0.0908*** (0.0191)	0.0844*** (0.0141)	0.0507*** (0.0171)	0.0960*** (0.0151)	0.0701*** (0.0170)	0.0912*** (0.0150)
<i>age</i>	-0.0051 (0.0114)	-0.0339** (0.0136)	-0.0209 (0.0129)	-0.0101 (0.0123)	-0.0245** (0.0118)	-0.0065 (0.0117)	0.0011 (0.0111)	-0.0108 (0.0134)	-0.0116 (0.0125)	0.0014 (0.0131)	-0.0220* (0.0115)	0.0098 (0.0127)
<i>Constant</i>	2.5706*** (0.0981)	2.6732*** (0.1228)	2.7837*** (0.0980)	2.7432*** (0.0994)	2.9065*** (0.1143)	2.3406*** (0.0826)	2.7332*** (0.0992)	2.7474*** (0.1175)	2.9367*** (0.0946)	2.8617*** (0.1063)	3.0123*** (0.1126)	2.4589*** (0.0888)
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	5381	5383	5382	5382	5381	5382	5381	5383	5382	5382	5381	5382
<i>R</i> ²	0.5540	0.5196	0.4930	0.5451	0.4706	0.5717	0.6350	0.6335	0.5992	0.6418	0.5410	0.6709

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在0.01、0.05、0.1的显著性水平上显著。

为正,但不显著,部分说明了现金流的增加,融资约束变小,可以引起企业全要素生产率的升高;交叉项变量 $list \times lev$ 的系数为-0.0691和-0.0433,分别在1%和10%的显著性水平上显著,回归结果说明资产负债率的降低,资金约束越小,越有利于企业全要素生产率的提升。通过引入代表企业资金约束的三个交叉项变量进行实证研究后,回归结果说明,融资融券机制对资金约束较小的企业,提升其全要素生产率的效用更加显著。

表9 融资融券对不同资金约束企业TFP影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OP法全要素生产率			LP法全要素生产率		
<i>list</i>	0.0266*** (0.0059)	0.0132** (0.0062)	0.0479*** (0.0127)	0.0254*** (0.0061)	0.0139** (0.0066)	0.0362*** (0.0126)
<i>list</i> × <i>fincost</i>	-0.6083*** (0.1725)			-0.5625*** (0.1776)		
<i>list</i> × <i>cash</i>		0.0455 (0.0372)			0.0336 (0.0378)	
<i>list</i> × <i>lev</i>			-0.0691*** (0.0248)			-0.0433* (0.0251)
<i>soe</i>	-0.0126*** (0.0042)	-0.0120*** (0.0042)	-0.0123*** (0.0042)	0.0205*** (0.0044)	0.0211*** (0.0044)	0.0209*** (0.0044)
<i>dual</i>	-0.0160*** (0.0039)	-0.0160*** (0.0039)	-0.0159*** (0.0039)	-0.0176*** (0.0040)	-0.0177*** (0.0040)	-0.0176*** (0.0040)
<i>top1</i>	0.0087 (0.0124)	0.0080 (0.0124)	0.0082 (0.0124)	0.0225* (0.0128)	0.0218* (0.0128)	0.0220* (0.0128)
<i>roe</i>	0.6808*** (0.0226)	0.6811*** (0.0226)	0.6806*** (0.0226)	0.7815*** (0.0236)	0.7818*** (0.0236)	0.7815*** (0.0236)
<i>cash</i>	0.3724*** (0.0164)	0.3659*** (0.0176)	0.3722*** (0.0164)	0.2012*** (0.0165)	0.1965*** (0.0176)	0.2013*** (0.0165)
<i>fincost</i>	-1.6650*** (0.1063)	-1.7834*** (0.0982)	-1.7827*** (0.0982)	-2.6342*** (0.1089)	-2.7434*** (0.1011)	-2.7427*** (0.1011)
<i>lev</i>	0.1137*** (0.0133)	0.1167*** (0.0132)	0.1260*** (0.0137)	0.2329*** (0.0138)	0.2356*** (0.0138)	0.2414*** (0.0143)
<i>size</i>	0.1723*** (0.0021)	0.1721*** (0.0021)	0.1725*** (0.0021)	0.1991*** (0.0022)	0.1990*** (0.0022)	0.1992*** (0.0022)
<i>growth</i>	0.0744*** (0.0076)	0.0742*** (0.0076)	0.0742*** (0.0076)	0.0760*** (0.0080)	0.0758*** (0.0079)	0.0759*** (0.0079)
<i>age</i>	-0.0099* (0.0060)	-0.0099* (0.0060)	-0.0101* (0.0060)	0.0029 (0.0061)	0.0029 (0.0061)	0.0027 (0.0061)
Constant	2.6764*** (0.0470)	2.6814*** (0.0471)	2.6689*** (0.0473)	2.7981*** (0.0479)	2.8025*** (0.0479)	2.7945*** (0.0481)
Year	是	是	是	是	是	是
Industry	是	是	是	是	是	是
N	21526	21526	21526	21526	21526	21526
R ²	0.5149	0.5146	0.5148	0.6127	0.6125	0.6125

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在0.01、0.05、0.1的显著性水平上显著。

五、稳健性检验

(一)PSM 配对检验

通过倾向匹配得分的方法,本文使用模型中的控制变量作为匹配变量,利用变量 *Treat* 作为融资融券标的企业虚拟变量,在通过logit方法进行1:5的倾向匹配,使用匹配后的样本进行重新回归分析,结果如表10中第(1)、第(2)列显示,匹配后的样本回归结果中,融资融券变量 *list* 的回归系数分别为0.0178和0.0174,在1%的显著性水平上显著,与主要的实证研究结果相似,说明在控制了选择性偏差后,融资融券机制能够显著提高企业全要素生产率,实证结果较为稳健。

表10 稳健性检验实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OP法全要素生产率	LP法全要素生产率	OP法全要素生产率	LP法全要素生产率	OP法全要素生产率	LP法全要素生产率
<i>list</i>	0.0178*** (0.0053)	0.0174*** (0.0054)	0.0158*** (0.0058)	0.0151** (0.0059)		
<i>short₋₁</i>					0.0115 (0.0093)	0.0137 (0.0098)
<i>short</i>					0.0198** (0.0097)	0.0203** (0.0100)
<i>short₊₁</i>					0.0200** (0.0099)	0.0202** (0.0101)
<i>soe</i>	-0.0110*** (0.0042)	0.0221*** (0.0044)	-0.0112*** (0.0043)	0.0218*** (0.0045)	-0.0099** (0.0046)	0.0242*** (0.0048)
<i>dual</i>	-0.0160*** (0.0039)	-0.0177*** (0.0040)	-0.0154*** (0.0040)	-0.0169*** (0.0040)	-0.0181*** (0.0042)	-0.0192*** (0.0043)
<i>top1</i>	0.0051 (0.0125)	0.0189 (0.0129)	0.0073 (0.0126)	0.0211 (0.0130)	0.0120 (0.0135)	0.0255* (0.0139)
<i>roe</i>	0.6917*** (0.0226)	0.7931*** (0.0236)	0.6749*** (0.0229)	0.7745*** (0.0240)	0.7104*** (0.0249)	0.8234*** (0.0260)
<i>fincost</i>	-1.7795*** (0.0989)	-2.7458*** (0.1017)	-1.7708*** (0.1002)	-2.7308*** (0.1031)	-1.8659*** (0.1041)	-2.8208*** (0.1087)
<i>cash</i>	0.3716*** (0.0165)	0.2010*** (0.0166)	0.3712*** (0.0167)	0.2016*** (0.0168)	0.3773*** (0.0177)	0.2055*** (0.0180)
<i>lev</i>	0.1129*** (0.0133)	0.2324*** (0.0138)	0.1173*** (0.0134)	0.2365*** (0.0140)	0.1294*** (0.0142)	0.2476*** (0.0149)
<i>size</i>	0.1735*** (0.0021)	0.2006*** (0.0022)	0.1722*** (0.0021)	0.1992*** (0.0022)	0.1730*** (0.0021)	0.1994*** (0.0022)
<i>age</i>	-0.0107* (0.0060)	0.0013 (0.0061)	-0.0080 (0.0060)	0.0047 (0.0062)	-0.0108* (0.0064)	0.0028 (0.0066)
<i>growth</i>	0.0728*** (0.0075)	0.0740*** (0.0078)	0.0776*** (0.0077)	0.0791*** (0.0081)	0.0646*** (0.0080)	0.0651*** (0.0084)
Constant	2.6552*** (0.0478)	2.7739*** (0.0487)	2.6722*** (0.0478)	2.7919*** (0.0486)	2.6962*** (0.0479)	2.8566*** (0.0482)
Year	是	是	是	是	是	是
Industry	是	是	是	是	是	是
N	21376	21376	20859	20859	17905	17905
R ²	0.5044	0.6041	0.5080	0.6083	0.5201	0.6111

注:括号内表示为标准误差;***、**、*分别表示系数在0.01、0.05、0.1的显著性水平上显著。

(二)剔除当期纳入融资融券标的的观测值

本文剔除融资融券标的的企业当年进入名单的观测值进行稳健性检验,排除企业成为融资融券标的的当年产生的影响,进行实证分析,回归结果为表10中的第(3)、第(4)列中显示,从回归结果可以看出,融资融券变量 *list* 的回归系数符号和显著性均未产生较大改变,与上文结论一致,实证结果较为稳健。

(三)控制混杂效应

本文引入企业当年进入融资融券标的的名单的变量 *short*,该年度企业首次进入融资融券标的的名单时,赋值为1,否则为0。且在回归模型中加入企业进入融资融券标的的名单的前一年的变量 *short₋₁*和加入融资融券标的的名单后一年的变量 *short₊₁*,建立新的模型四:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} \times After_t + \beta_1 short_{(-1),t} + \beta_2 short_{i,t} + \beta_3 short_{(+1),t} + \beta Controls_{i,t} + \varphi_j + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

进行实证回归后,结果见表10中的第(5)、第(6)列所示,变量 *short₋₁* 的回归系数不显著,变量 *short* 和变量 *short₊₁* 的回归系数均为正,且都在5%的显著性水平上显著,实证结果表明,企业在成为融资融券标的之前,并不会对企业 *TFP* 产生影响,在进入标的的名单的当年和之后,由于融资融券机制的作用,企业的 *TFP* 得到提升。

六、结论与政策建议

本文通过构建实证模型,研究了融资融券机制对企业全要素生产率的影响。得出结论,企业在成为融资融券标的后,其全要素生产率得到显著提升,融资机制和融券机制对企业 *TFP* 都有提升作用。通过进一步异质性分析,在非国有企业、高科技企业和资金约束较为宽松的企业中,融资融券机制对企业全要素生产率产生更加显著的促进作用。

本文的研究结果表明,融资融券机制的引入,对企业内部的信息披露更加透明,市场交易者更加有动机去挖掘标的企业的内部消息,使得金融政策制定者认识到融资融券机制对于企业的长期发展有着积极意义。因此本文给出政策建议:①融资融券机制对企业全要素生产率的提升有明显的促进作用,应当进一步扩大融资融券标的的企业名单,完善我国资本市场上的卖空机制;②完善融资融券交易者主体,是升级我国资本市场,健全多层次资本市场体系的重要环节;③政策制定者与监管部门应当重视卖空机制对资本市场带来的影响,制定相关政策合理引导融资融券机制的发展。

参考文献

- [1] 陈海强,范云菲,2015.融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J].金融研究(6):159-172.
- [2] 陈晖丽,刘峰,2014.融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角[J].会计研究(9):45-52,96.
- [3] 褚剑,方军雄,2016.中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J].经济研究(5):143-158.
- [4] 顾琪,王策,2017.融资融券制度与市场定价效率——基于卖空摩擦的视角[J].统计研究(1):80-90.
- [5] 郝项超,梁琪,李政,2018.融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析[J].经济研究(6):127-141.
- [6] 孔东民,王亚男,代昀昊,2015.为何企业上市降低了生产效率?——基于制度激励视角的研究[J].金融研究(7):76-97.
- [7] 李春涛,刘贝贝,周鹏,2017.卖空与信息披露:融券准自然实验的证据[J].金融研究(9):130-145.
- [8] 李锋森,2017.我国融资融券助涨助跌了吗?——基于波动非对称性视角[J].金融研究(2):147-162.
- [9] 李志生,陈晨,林秉旋,2015.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[J].经济研究(4):165-177.
- [10] 李志生,李好,马伟力,等,2017.融资融券交易的信息治理效应[J].经济研究(11):150-164.
- [11] 林志帆,龙晓旋,2019.卖空威胁能否激励中国企业创新[J].世界经济(9):126-150.
- [12] 刘小玄,吴延兵,2009.企业生产率增长及来源:创新还是需求拉动[J].经济研究,44(7):45-54.
- [13] 陆瑶,彭章,冯佳琪,2018.融资融券对上市公司治理影响的研究[J].管理科学学报(11):92-111.
- [14] 倪晓然,朱玉杰,2017.卖空压力影响企业的风险行为吗?——来自A股市场的经验证据[J].经济学(季刊)(3):1173-1198.
- [15] 钱雪松,康瑾,唐英伦,等,2018.产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J].中国工业经济(8):42-59.
- [16] 权小锋,尹洪英,2017.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[J].管理世界(1):128-188.

- [17] 任曙明, 吕錡, 2014. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界 (11): 10-23.
- [18] 盛明泉, 汪顺, 商玉萍, 2018. 金融资产配置与实体企业全要素生产率: “产融相长”还是“脱实向虚”[J]. 财贸研究 (10): 87-97.
- [19] 盛明泉, 张娅楠, 蒋世战, 2019. 高管薪酬差距与企业全要素生产率[J]. 河北经贸大学学报(3): 81-89.
- [20] 佟孟华, 梅光松, 张国建, 2017. 融资融券交易促进我国股票市场定价效率了吗? ——来自 A 股市场的经验证据[J]. 投资研究(1): 80-99.
- [21] 王春燕, 2018. 融资融券对企业创新投资及效率的影响研究[D]. 山东: 山东大学.
- [22] 肖浩, 孔爱国, 2014. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究: 基于双重差分模型的检验[J]. 管理世界(8): 30-43.
- [23] 肖文, 薛天航, 2019. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J]. 世界经济(1): 76-94.
- [24] 徐保昌, 谢建国, 2016. 排污征费如何影响企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济(8): 143-168.
- [25] 叶彬, 任佩瑜, 2010. 股权结构与全要素生产率——对我国上市公司的实证研究[J]. 山西财经大学学报(6): 78-84.
- [26] 赵文庆, 王婧, 2017. 融资融券与上市公司现金股利政策[J]. 投资研究(7): 66-78.
- [27] LEVINSOHN J, PETRIN A, 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservable[J]. Review of Economic Studies, 70(2): 317-341.
- [28] LI Y, L ZHANG, 2015. Short selling pressure, stock price behavior, and management forecast precision: Evidence from a natural experiment[J]. Journal of Accounting Research, 53(1): 79-117.
- [29] MILLER E M, 1977. Risk, uncertainty and divergence of opinion[J]. The Journal of Finance, 32(4): 1151-1168.
- [30] OLLEY G, PAKES A, 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometric, 64(6): 1263-1297.
- [31] ROMER P M, 1990. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 98(5): 71-102.
- [32] SOLOW R M, 1957. Technical change and the aggregate production function[J]. The Review of Economics and Statistics, 39 (3): 312-320.

Research on the Impact of Margin Trading on Total Factor Productivity of Enterprises: Empirical Study of Listed Companies in China

Chen Xi, Zhu Yujie

(School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing100084, China)

Abstract: The impact of margin trading on total factor productivity has been researched, which is based on the sample of listed companies in China. The empirical results show that the total factor productivity of enterprises has increased significantly after they become the subject of margin trading, which shows that margin trading, as an external governance mechanism, has promoted the total factor productivity (TFP) of enterprises significantly. Further research shows that the margin trading mechanism promotes the TFP of non-state-owned enterprises, high-tech enterprises and less capital constraints enterprises more significantly. And through the study of the difference between financing mechanism and short-selling stocks, it shows that both mechanisms promote the TFP of enterprises. The results show as follows. The margin trading mechanism can reduce the information asymmetry within the enterprise, strengthen the supervision of the capital market, and improve the total factor productivity of companies.

Keywords: margin trading; total factor productivity (TFP); heterogeneity