



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

融资融券与企业产品市场竞争

张 鹤

ETBMWP075/2021

2021. 09. 29

* 本刊编辑部试运行工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。

本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。

联系人：李老师；联系电话：010-62511022

融资融券与企业产品市场竞争^{*}

张 鹤

[提 要] 本文探究融资融券对上市公司产品市场竞争行为的影响。通过理论分析与实证检验，本文发现融资融券政策的实施促进了标的企业的产品市场竞争行为，但是由此带来的潜在的过度竞争问题可能导致企业整体绩效有所下降。本文还发现融资融券的政策效果主要集中于融资交易强度较高、或股价信息敏感度较低的公司。本文的研究结果表明，我国融资和融券交易发展的不对称性放大了资本市场对公司正面信息的奖励效应，可能促使公司在产品市场过度竞争，降低了整体绩效，而个股股价信息敏感度的提高有助于缓解上述问题。

[关键词] 融资融券；产品市场竞争；企业绩效

一、引言

作为我国资本市场改革创新的重要探索，融资融券机制自推出以来，对我国资本市场和上市企业产生了深远影响。目前，已有大量研究聚焦于融资融券对资本市场定价效率、股价稳定性、市场流动性的影响，或是通过公司治理、信息披露等渠道对上市公司行为的影响。然而，融资融券对企业产品市场竞争行为的影响仍缺乏足够的研究。产品市场竞争行为不仅决定单个企业的绩效，还将直接影响行业的利润空间，甚至辐射整个宏观经济。而金融市场又对企业产品市场竞争策略存在重要影响(Brander & Lewis, 1986)。因此企业的产品市场竞争问题在金融研究中不容忽视。另一方面，以往文献主要考察的是卖空压力对企业行为的影响，而融资交易的作用被相对忽视。实际上，我国融资和融券业务的发展存在严重的不对称性。融资余额在两融余额中平均占比达 99%，而融券余额只占 1% 左右，仅以融券带来的卖空压力代表融资融券的作用是不全面的。因此，本文考察融资融券对企业产

品市场竞争行为的影响，并在以往文献的基础上重点探讨融资机制的潜在作用。这不仅有助于丰富学术界对融资融券政策效果的认识，而且有助于拓宽研究视角，对未来的学术研究和政策评估具有重要的参考价值 and 启示。

传统观点认为，融资融券制度为投资者套利交易提供了更便利的条件，有助于加快股价调整，提高股价对公司产品市场表现的敏感度。然而，由于我国融资融券业务的发展具有严重的不对称性，以融资交易为主导的融资融券机制可能使股价对正面信息敏感度的提升更高(巴曙松和朱虹, 2016; 郝项超等, 2018; 廖士光, 2011; 王健俊等, 2017; 许红伟和陈欣, 2012)。通过构造理论模型进行分析，本文发现股价信息敏感度的不对称性会影响企业的产品市场竞争行为。当股价对正面信息更加敏感时，企业将有动力扩大生产，更加激进地参与产品市场竞争，但是这种过度竞争倾向最终可能拖累企业业绩。

基于文献和理论分析，本文认为当公司股票成为融资融券标的证券后，公司将有力扩大生产，加强在产品市场上的竞争，而由此带来的潜在的过

* 张鹤，清华大学经济管理学院，邮政编码：100084，电子信箱：zhanghesem@163.com。感谢匿名评审人提出的修改意见，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

度竞争问题可能导致企业整体绩效有所下降。

为了检验上述假说，本文采用双重差分模型进行回归分析。本文首先直接检验了融资融券对标的企业产品市场竞争行为的影响。结果表明在满足平行趋势假定的前提下，融资融券政策的实施导致标的公司在产品市场上的竞争变得更加积极。产品市场份额上升0.5个百分点，增幅约为标的公司样本均值的16.5%。随后，本文检验融资融券是否通过融资交易刺激企业产品市场竞争行为的加强。本文发现在扣除融券交易后，融资交易强度较高的标的公司在产品市场竞争行为上的改变更加明显，验证了融资交易刺激企业产品市场竞争的假说。

本文进一步检验了融资融券影响企业产品市场竞争行为的作用渠道。本文认为，以融资交易为主导的融资融券机制主要通过提高股价对正面信息的相对敏感度而激励管理层调整产品市场竞争策略。如果上述渠道存在，则融资融券对股价信息敏感度的影响越强，公司产品市场竞争行为的调整越明显。而融资融券对股价信息敏感度的影响又取决于公司股价信息敏感度的内在水平。具体来看，对于股价信息敏感度相对较低的公司，引入融资融券对提升股价敏感度的边际作用相对较强。对于股价信息敏感度本就较高的公司，投资者通过融资融券交易进行套利的空间有限，融资融券对股价的边际影响相对较弱。在分组回归中，本文发现融资融券对股价信息敏感度较低的公司起到了显著加强产品市场竞争的作用，而对股价信息敏感度较高的公司无显著影响。这间接验证了融资融券通过影响股价信息敏感度而对企业产品市场竞争产生影响的作用渠道。

接下来，本文检验了融资融券对标的企业绩效的影响。结果表明，融资融券激励企业加强产品市场竞争后，可能引发企业间潜在的过度竞争问题，导致标的企业整体业绩下降。一方面，标的企业受融资融券影响越强，越有可能产生过度生产的倾向，导致其业绩受损；另一方面，融资融券的实施加剧了标的企业在产品市场上面临的外部竞争压力，进而对其业绩产生负面影响。

最后，在稳健性检验部分，本文的主要研究结果在经过倾向得分匹配检验、平衡面板数据检验及

更换被解释变量检验后依然保持稳健。

本文从产品市场竞争的角度探究融资融券的政策效果，兼具学术和现实意义。在学术意义方面，本文首次从理论上揭示融资融券对企业产品市场竞争的影响机制，并从实证上进行验证，有助于填补学术空白，完善政策认知。同时，本文跳出了以卖空机制代表融资融券的传统思维，重点关注融资交易的主导作用，拓宽了学术界对融资融券的研究视角。此外，本文的研究结果也为金融市场与产品市场的互动理论提供了新证据。现实意义方面，本文可为融资融券政策效果评估提供依据，并为资本市场相关政策提供建议。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

自融资融券实施以来，已有大量文献研究融资融券对资本市场和上市公司所产生的影响。其中，对资本市场的研究主要聚焦于以下两个方面：

一是对股票定价效率的影响。文献表明，融资融券机制的价格发现功能有助于提升股票定价效率（李科等，2014；李志生等，2015a；孟庆斌和黄清华，2018；Chang *et al.*，2014）。但也有文献发现，由于我国融券交易面临诸多限制，融券交易对价格高估的矫正作用仍然较弱（许红伟和陈欣，2012）。

二是对股价稳定性和流动性的影响。大量研究发现融资融券交易能够降低股价波动率、提高股价稳定性（陈海强和范云菲，2015；李志生等，2015b；孟庆斌等，2018；肖浩和孔爱国，2014；杨德勇和吴琼，2011），并为市场提供流动性（骆玉鼎和廖士光，2007；王性玉和王帆，2013；杨德勇和吴琼，2011）。但是，也有部分文献发现融资融券会加剧股价波动（巴曙松和朱虹，2016；王朝阳和王振霞，2017）、恶化股价崩盘风险（褚剑和方军雄，2016）、降低股票流动性（Sharif *et al.*，2014）。

除了研究融资融券对资本市场的影响外，还有大量文献探讨了融资融券对上市公司行为的影响。这类文献主要关注的是卖空压力带来的公司治理效

应。一方面，卖空压力可以对管理层的行为构成约束和监督，促使企业提高信息披露质量（李春涛等，2017；李志生等，2017）、提高会计稳健性（陈晖丽和刘峰，2014a）、抑制盈余管理（陈晖丽和刘峰，2014b；张璇等，2016；Fang *et al.*，2016；Massa *et al.*，2015）、降低违规倾向（孟庆斌等，2019a）、提升创新效率（陈怡欣等，2018；权小锋和尹洪英，2017）、优化投资决策（陈康和刘琦，2018；靳庆鲁等，2015）、改善并购绩效（陈胜蓝和马慧，2017）、改进薪酬合约（陆瑶等，2018）、规制融资行为（顾乃康和周艳利，2017）、减少风险承担（倪晓然和朱玉杰，2017）。另一方面，卖空压力也会约束大股东的私利侵占行为，缓解大股东和小股东之间的代理问题（陈胜蓝和卢锐，2018；侯青川等，2016）。

但是，在现阶段的文献中，关于融资融券对企业产品市场竞争行为的研究仍较为少见。这也正是本文的研究重点。

当然，近年来已有部分学者开始关注卖空压力对企业产品市场表现的影响。例如，孟庆斌等（2019b）指出，面对卖空压力，管理层有动机为了减少风险而降低企业的战略激进程度，导致企业的盈利性和成长性下降。类似地，倪晓然（2020）认为，在卖空压力下，企业的利益相关者会出于风险规避考虑进行经营业务调整，导致上市公司在产品市场的表现变差。

不过，上述研究主要考察的是融券卖空机制的作用，而没有考虑融资机制的潜在影响。实际上，融资交易和融券交易产生的作用可能并不相同。由于我国市场以融资交易为主，融资融券的净影响更有可能和融资交易的影响一致。例如，巴曙松和朱虹（2016）就曾指出，融资交易和融券交易对市场稳定性的影响可能相反。在当前融资“强杠杆”、融券“弱风险对冲”的背景下，用融资融券代表卖空机制并不全面。褚剑和方军雄（2016）同样指出，融资和融券会对市场产生截然不同的作用。我国市场的实际情况表明，融资机制为投资者提供了跟风追涨的渠道，但卖空机制的作用尚未有效发挥。陈海强和范云菲（2015）在研究融资融券交易对股市波动率的影响时发现，融资交易有助于降低

股市波动率，而融券交易会增加股市波动率，但由于融资交易规模更大，融资融券交易对股市波动率的净效应为负。郝项超等（2018）在研究融资融券对企业创新的影响时也发现，尽管融券交易可促进企业创新，但由融资交易带来的经理人投机行为会损害企业创新，我国的实际情况是融资交易的负面影响占主导，融资融券总体上阻碍了企业创新。基于以上分析，本文认为在研究融资融券的政策效果时，融资交易的影响不容忽视，因此有必要从理论和实证上对现有的关于融资融券与企业产品市场表现的研究进行补充。

（二）理论模型

从本质上看，融资和融券无一不是通过影响标的证券的股价而对企业的行为产生影响。于是，为了全面地从理论上解释融资融券对企业产品市场竞争的影响，本文参考 Brander & Lewis（1986）对企业产品市场博弈的研究方法，将产品市场竞争和股价表现共同纳入经理人的决策范畴之内，构造以下理论模型，并推导出本文的核心假说。

1. 模型设定。假设市场上有两家企业进行古诺竞争，对于其中一家企业 i ，其利润函数为 $R^i(q_i, q_j, z_i)$ 。其中， q_i, q_j 分别代表本企业和竞争对手企业的产量，随机变量 z_i 表示企业 i 经营条件（如生产成本或市场需求）的不确定性。为了简化处理，本文假设两家企业的 z_i 和 z_j 在区间 $[0, 1]$ 上独立同分布，其概率密度函数为 $f(\cdot)$ ，累积分布函数为 $F(\cdot)$ 。同时，为了抽离出金融市场对企业产品市场行为的影响，本文抽象掉了企业的投资行为，即假设企业固定资产存量在短期保持不变。

本文假设企业的利润函数 R^i 满足古诺竞争模型的一般假设，即 $R_j^i < 0, R_{ii}^i < 0, R_{ij}^i < 0$ ，其中下标 i 或 j 分别表示对 q_i 或 q_j 的偏导数。同时，本文假设 z_i 的值越高，企业的经营条件越好，盈利能力也越强。这具体表现为以下两条假设：

① $R_{z_i}^i > 0$ ，这表明在产量不变时，企业利润随着经营条件的改善而提高；

② $R_{iz_i}^i > 0$ ，这表明在产量不变时，企业的边际利润也随着经营条件的改善而提高。

这两条假设符合企业经营的一般规律。例如，

z_i 可以理解为企业 i 未来技术研发的不确定性。假如企业 i 未来有幸研发出一种更高效的生产技术, 使生产的边际成本降低, 则当双方产量不变时, 企业 i 的边际利润和总利润都将上升。又如, z_i 可以理解为消费者对企业 i 产品偏好的不确定性。假如未来消费者对企业 i 产品的支付意愿突然上升, 则在给定双方产量不变的情况下, 企业 i 可以通过涨价的方式获得更高的边际利润和总利润。

本文假设企业的生产周期分为两期。在第一期, 面对经营条件的不确定性, 经理人制定企业的生产计划。生产计划可被对方企业及股票投资者观测。企业的生产过程持续一期, 到第二期时, 企业按计划生产出相应数量的产品进行销售, 同时随机变量 z_i 的取值确定 (记为 \tilde{z}_i), 企业的利润最终实现。

2. 股票定价。假设两家企业均为 100% 股权融资的上市公司。^① 在第一期, 投资者观察到两家企业的生产计划后, 对企业 i 股票的估值为 P_1^i :

$$P_1^i(q_i, q_j) = \frac{1}{1+r} E_1^i(q_i, q_j)$$

$$E_1^i(q_i, q_j) = \int_0^1 R^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i$$

式中, r 为股权资本成本。

在第二期, 企业利润最终确定, 企业股价随之进行调整。但是由于摩擦的存在, 股票交易可能不够充分, 股价只能部分地向公司实际价值调整。因此, 第二期的股价可以看成是第一期股价和公司实际价值的线性组合。具体而言, 本文将第二期的股价表示为:

$$P_2^i(q_i, q_j, \tilde{z}_i) = \begin{cases} \alpha R^i(q_i, q_j, \tilde{z}_i) + (1-\alpha) E_1^i(q_i, q_j) & \text{if } \tilde{z}_i \leq \hat{z}_i \\ (\alpha + \theta) R^i(q_i, q_j, \tilde{z}_i) + (1-\alpha-\theta) E_1^i(q_i, q_j) & \text{if } \tilde{z}_i > \hat{z}_i \end{cases}$$

式中, $0 \leq \alpha \leq 1$, $0 \leq \alpha + \theta \leq 1$, \hat{z}_i 为关于 (q_i, q_j) 的函数, 由临界条件决定:

$$R^i(q_i, q_j, \hat{z}_i) = \int_0^1 R^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i,$$

根据假设①, 临界值 \hat{z}_i 在区间 $(0, 1)$ 上总是存在。当 $\tilde{z}_i \leq \hat{z}_i$ 时, $R^i(q_i, q_j, \tilde{z}_i) \leq (1+r) P_1^i(q_i, q_j)$, 即公司实际价值小于估值, 故而股价将向下调整。参数 α 表示股价下调的敏感度, α 越大下调越灵敏。反之, 当 $\tilde{z}_i > \hat{z}_i$ 时, 股价将向上调整, 参数 $\alpha + \theta$ 表示股价上调的敏感度, $\alpha + \theta$ 越大上调越灵敏。参数 θ 代表股价上调和下调的敏感度之差。

3. 产品市场均衡。企业经理人的任期从第一期开始, 到第二期结束。假设经理人对股价回报呈风险中性, 且能够在第一期预期到第二期参数 α 和 θ 的值。经理人在第一期的决策目标是最大化任期内公司股票的期望价值 V^i :

$$V^i(q_i, q_j) = P_1^i(q_i, q_j) + \frac{1}{1+r} \{ \Pr(z_i \leq \hat{z}_i) E[P_2^i(q_i, q_j, z_i) | z_i \leq \hat{z}_i] + \Pr(z_i > \hat{z}_i) E[P_2^i(q_i, q_j, z_i) | z_i > \hat{z}_i] \}$$

经化简可以得到:

$$V^i(q_i, q_j) = \frac{1}{1+r} \{ [2 - \theta(1 - F(\hat{z}_i))] \int_0^1 R^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i + \theta \int_{\hat{z}_i}^1 R^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i \}$$

从表达式可以看出 V^i 最终只和参数 θ 有关, 而和参数 α 无关, 故而股价上下调整的敏感度本身并不影响经理人对产量的决策, 真正起作用的是股价上下调整的敏感度之差, 即参数 θ 。

对于给定的 q_j , 企业 i 的经理人选择最优产量为:

$$q_i^*(q_j) = \operatorname{argmax}_{q_i > 0} V^i(q_i, q_j)$$

假设最优解为内点解, 则最优解应满足的条

^① 为了简化模型的设定, 本文没有把债权融资纳入考察的范围。实际上, 只要给定公司的债务水平不变, 本文模型的结果依然成立。

件为：

$$V_i^i = 0$$

$$V_{ii}^i < 0$$

同时，按照标准的古诺竞争模型，本文假设以下条件总是成立：

$$\textcircled{3} V_{ij}^i < 0$$

$$\textcircled{4} V_{ii}^i V_{jj}^j - V_{ij}^i V_{ji}^j > 0$$

假设③和假设④意味着企业的最优反应函数向下倾斜，且有唯一的交点，保证均衡解的存在性和唯一性。

在满足假设条件的前提下，两家企业的最优产量可由 $V_1^1 = 0$ ， $V_2^2 = 0$ 联立求解得出。

4. 参数 θ 对企业产量的影响。为了简化处理，可以假设两家企业完全对称，均衡情况下有 $q_i = q_j = q$ ，故而只需对一家企业进行分析。对于企业 i ，将一阶条件 $V_i^i = 0$ 进行全微分展开，得到：

$$\frac{dq}{d\theta} = \frac{-V_{i\theta}^i}{V_{ii}^i + V_{ij}^i}$$

根据最优解的二阶条件及假设③可知上式分母小于 0，故而 $\frac{dq}{d\theta}$ 的符号与在最优解处 $V_{i\theta}^i$ 的符号相同：

$$V_{i\theta}^i = \frac{1}{1+r} \left[\int_{\hat{z}_i}^1 R_i^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i - (1 - F(\hat{z}_i)) \int_0^1 R_i^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i \right]$$

在判断 $V_{i\theta}^i$ 的符号时，注意到一阶条件表明：

$$V_i^i = \frac{1}{1+r} \left\{ [2 - \theta(1 - F(\hat{z}_i))] \int_0^1 R_i^i(q_i, q_j, z_i) \cdot f(z_i) dz_i + \theta \int_{\hat{z}_i}^1 R_i^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i \right\} = 0$$

如果 $\int_{\hat{z}_i}^1 R_i^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i < 0$ ，由于假设②， $R_{iz_i}^i > 0$ ，故而 $\int_0^1 R_i^i(q_i, q_j, z_i) f(z_i) dz_i$ 一定也小于 0，不满足 $V_i^i = 0$ 的条件。因此，在最优解处，一定有 $\int_{\hat{z}_i}^1 R_i^i(q_i^*, q_j^*, z_i) f(z_i) dz_i > 0$ ，

$\int_0^1 R_i^i(q_i^*, q_j^*, z_i) f(z_i) dz_i < 0$ 。由此可知， $V_{i\theta}^i > 0$ ，故而 $\frac{dq}{d\theta} > 0$ 。

以上结果表明，当股价上调相对下调变得更加敏感时，公司有动力扩大生产，加强在产品市场的竞争。这是因为资本市场对企业额外盈利的奖励强于对企业额外亏损的惩罚，于是企业希望通过扩大生产以保证在运气好时尽可能多盈利，同时无需过于担心在运气差时为此付出代价。从模型上看，如果股价上涨相对下跌的敏感性更高，那么企业将对经营条件好时（即 $\hat{z}_i > \hat{z}_i$ ）的利润给予更高的决策权重。而在经营条件好时，企业生产的边际利润为正（ $\int_{\hat{z}_i}^1 R_i^i(q_i^*, q_j^*, z_i) f(z_i) dz_i > 0$ ），进一步提高产量是有利可图的。

5. 参数 θ 对企业平均绩效的影响。企业平均绩效指的是企业绩效在统计意义上的平均值。本文考察平均绩效是为了解决实证研究的识别问题。因为单个企业的业绩受到不确定性影响，这部分影响不可观测，无法将其与参数 θ 的影响加以区分，但从平均意义上看，不确定性带来的影响可以得到对冲。此外，回归分析考察的目标是条件期望，而不是单个观测，因此只有考察企业平均绩效受到的影响才能准确地为回归分析提供相应的理论假说。

模型中，企业平均绩效可以用期望利润来衡量。本文需要证明在对称均衡中，参数 θ 的提高带来的过度竞争问题会导致企业平均绩效下降。

首先，注意到当 $\theta = 0$ 时，企业平均绩效可以写成：

$$E_1^i = \frac{1+r}{2} V_i^i \Big|_{\theta=0}$$

如果假设③和假设④在 θ 的取值范围内总是成立，则 $E_1^i(q)$ 是关于 q 的严格凹函数。于是，使企业平均绩效最大化的产量 q^{**} 应满足：

$$\frac{\partial E_1^i}{\partial q} \Big|_{q=q^{**}} = \int_0^1 [R_i^i(q^{**}, q^{**}, z_i) + R_j^j(q^{**}, q^{**}, z_i)] f(z_i) dz_i = 0$$

但是，由于不能合谋，企业各自选择的最优产量

$q^* \Big|_{\theta=0}$ 应满足：

$$\int_0^1 [R_i^i(q^* \Big|_{\theta=0}, q^* \Big|_{\theta=0}, z_i)] f(z_i) dz_i = 0$$

因为 $R_j^j < 0$ ，于是有 $\frac{\partial E_1^i}{\partial q} \Big|_{q=q^* \Big|_{\theta=0}} < 0$ ，根据严格凹函数的性质可以推知 $q^* \Big|_{\theta=0} > q^{**}$ 。

最后，本文考虑参数 θ 的影响。上文证明了 $\frac{dq}{d\theta} > 0$ ，故而 $q^* \Big|_{\theta>0} > q^* \Big|_{\theta=0}$ ，根据严格凹函数的性质可知：

$$\frac{\partial E_1^i}{\partial q} \Big|_{q=q^* \Big|_{\theta>0}} < \frac{\partial E_1^i}{\partial q} \Big|_{q=q^* \Big|_{\theta=0}} < 0$$

于是有：

$$\frac{\partial E_1^i}{\partial \theta} = \frac{\partial E_1^i}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial \theta} < 0$$

这一结果表明，即使不考虑参数 θ 的影响，企业之间的竞争本就会导致产量高于垄断产量，使企业平均绩效下降，而参数 θ 的提高会使企业间的竞争进一步加剧，由此导致企业整体业绩进一步恶化。

（三）模型启示和研究假设

作为提升资本市场定价效率的有效机制，融资融券交易将有助于提高股价调整的敏感度，即模型中的参数 α 和 θ 。具体来看，引入融资融券机制后，若第二期 $\tilde{z}_i < \hat{z}_i$ ，股价出现高估，投资者可以通过融券交易卖出股票，使股价加速下调。若第二期 $\tilde{z}_i > \hat{z}_i$ ，股价出现低估，投资者可以通过融资交易买入股票，使股价加速上调。因此，可以预期融券交易使 α 提高，融资交易使 $\alpha + \theta$ 提高，最终 θ 如何变化则取决于融资和融券交易的相对强度。如果融资和融券交易的强度不对称，则 θ 将受到影响，从而影响企业在产品市场上的行为。由此，本文可以为融资融券交易和企业产品市场竞争建立起理论上的联系。

目前，已有文献发现卖空机制会使企业经营更加保守。这与本文的理论分析并不矛盾。从模型上看，如果仅单向地引入卖空机制，那么股价下调的敏感性将增加，参数 θ 将减小。这意味着企业将减少产量。在 $R_{iz_i}^i > 0$ 时，企业减少产量将降低在经

营条件好时的盈利，同时降低在经营条件差时的损失，即缩小了利润在不同经营条件下分布的方差，降低了企业的风险承担水平。

但是，仅以卖空机制代表融资融券的作用是不全面的。如前文所述，自我国融资融券机制开通以来，融资业务一直占据主导地位。同时，大量文献表明，融资融券的净影响与融资交易的影响一致（巴曙松和朱虹，2016；陈海强和范云菲，2015；褚剑和方军雄，2016；郝项超等，2018；王性玉和王帆，2013）。已有文献进一步表明，由于融资交易“强杠杆”“强投机”的特征，融资融券机制开通后能够抑制股价暴跌，并对标的股票价格的上涨起到放大作用（巴曙松和朱虹，2016；郝项超等，2018；廖士光，2011；王健俊等，2017；许红伟和陈欣，2012）。因此，结合市场实际情况和以往研究成果，本文预期融资融券对股价敏感度的净影响更可能由融资交易主导，表现为股价上调与下调的敏感性之差提高，即 θ 提高。由此，本文结合模型中 θ 提高对企业产品市场竞争行为的影响得出以下两条假说：

假说一：当公司股票成为融资融券标的后，公司将扩大生产，加强在产品市场上的竞争；

假说二：融资融券对标的公司产品市场竞争行为的影响可能带来企业过度竞争的倾向，导致标的公司整体业绩出现下降。

在提出并检验以上两条假说之外，本文还将进一步分析融资融券对企业产品市场竞争行为的影响渠道，检验融资融券对企业产品市场竞争行为的影响是否由融资交易主导，以及以融资交易为主导的融资融券机制是否通过提高股价上调相对下调的敏感度而激励管理层调整企业的产品市场竞争行为。

三、样本选择和实证研究方法

（一）样本选择

为了更好地体现企业的生产策略及产品市场竞争行为，本文选择沪深 A 股制造业上市公司作为样本，样本区间设定为 2006—2016 年。样本截止到 2016 年是因为 2017 年之后我国“去产能”“去杠杆”政策的力度空前加强，抑制了企业的产品市

场扩张,可能会给本文的研究问题带来混杂影响。本文所用数据均为年度数据,其中关于融资融券余额和年交易额的数据取自 WIND 数据库,其余数据取自锐思数据库和国泰安数据库。

本文对数据进行如下处理:(1)剔除主要变量缺失的观测;(2)只保留股票上市状态为正常的观测(上市状态的评定来自锐思数据库);(3)剔除上市公司未完成股权分置改革时的观测;(4)剔除 2008 年、2009 年的观测,排除世界金融危机对我国制造业生产活动产生的冲击;(5)对于融资融券标的的股票,为保证政策效果的连续性,剔除曾被调出标的的股票;(6)对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。经处理,最终样本共有 8 898 个观测数据。

(二) 实证研究方法

1. 实证模型。本文采用以下双重差分模型来识别融资融券对企业产品市场竞争的影响:

$$Mkt_Share_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta Policy_{i,t} + \gamma' X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中, $Mkt_Share_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年的产品市场份额; $Policy_{i,t}$ 为表示公司 i 在 t 年是否受融资融券政策影响的虚拟变量; α_i 为公司固定效应; α_t 为年度固定效应; $X_{i,t}$ 为一组控制变量; $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。回归系数 β 反映融资融券对企业产品市场竞争的影响,是本文的关注重点。

2. 被解释变量。本文主要使用企业的产品市场份额 Mkt_Share 作为企业产品市场竞争行为的代理变量。根据本文理论分析,融资融券交易通过激励企业扩大生产而加强产品市场竞争,因此本文希望直接考察的被解释变量应该是企业的产量。但是,上市公司披露的生产和销售数据均以金额衡量,其中包含了产量和价格两方面信息,无法直接代表产量的大小。而使用产品市场份额作为被解释变量可以在一定程度上消除市场价格因素的干扰,体现出企业产量的相对大小。

在构造被解释变量 Mkt_Share 时,本文首先按照 2012 版证监会行业分类代码将样本内的制造业公司细分为不同行业,然后计算每年每家企业的营业收入在行业内的占比作为 Mkt_Share 的值。

在稳健性检验部分,本文进一步补充检验了被解释变量的稳健性。

3. 解释变量。为了考察融资融券的影响,本文将融资融券标的股作为实验组,非标的股作为对照组。在构造政策变量 $Policy$ 时,对于实验组股票,考虑到政策产生影响需要一定时间,故对当年成为标的的股票,在下一年及以后年份取 1,其余取 0。对于对照组股票, $Policy$ 直接取 0。

根据姜付秀等(2008)、陈德萍和曾智海(2012)关于产品市场竞争和企业绩效的研究,本文选取公司规模 $Size$ (总市值的自然对数)、盈利能力 $Perf$ (息税前利润与资产总额比)、成长性 $Tobin_q$ (托宾 Q 值)、前十大股东持股比例 $Top10_Hold$ 、机构投资者持股比例 Ins_Hold 、董事会规模 $Board_Size$ (董事人数加 1 后取自然对数)、独董比例 Ind_Ratio 、发展能力 $Growth$ (营业收入增长率)、资产负债率 $Leverage$ 、是否为国企 $State$ 、公司年龄 $Estb_Age$ (公司成立年数加 1 后取自然对数) 作为模型 (1) 的控制变量。

表 1 展示了本文主要变量的描述性统计,描述性统计结果与已有文献基本一致。

四、实证结果分析

(一) 融资融券对企业产品市场竞争行为的影响

本文首先使用模型 (1) 估计融资融券对企业产品市场竞争行为的影响,回归结果如表 2 列 (1) 所示。结果显示,变量 $Policy$ 的回归系数显著为正,显著性水平达到 1%。从数值上看,融资融券导致标的企业产品市场份额增加约 0.5 个百分点,相比标的企业样本均值的增幅约为 16.5%。由此可见,在成为融资融券标的后,企业在产品市场上的竞争变得更加积极,市场份额有显著提高。这与本文的假说一相一致。

模型中控制变量的回归结果也基本合理。实证结果显示公司的产品市场份额与公司规模、经营业绩、财务杠杆率、公司年龄等变量显著正相关,与托宾 Q 显著负相关。

当然,双重差分模型适用的前提是满足平行趋势假定。为了验证这一假定,本文在模型 (1) 的

表 1 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Mkt_Share</i>	8 898	0.022	0.055	0.000	0.005	0.553
<i>Policy</i>	8 898	0.139	0.346	0	0	1
<i>Size</i>	8 898	22.372	0.875	20.131	22.282	25.534
<i>Perf</i>	8 898	0.060	0.055	-0.129	0.056	0.232
<i>Tobin_q</i>	8 898	2.254	1.377	0.899	1.810	8.775
<i>Top10_Hold</i>	8 898	0.578	0.151	0.225	0.587	0.949
<i>Ins_Hold</i>	8 898	0.225	0.218	0.000	0.148	0.883
<i>Board_Size</i>	8 898	2.261	0.172	1.386	2.303	2.944
<i>Ind_Ratio</i>	8 898	0.372	0.053	0.333	0.333	0.667
<i>Growth</i>	8 898	0.178	0.404	-0.682	0.120	3.781
<i>Leverage</i>	8 898	0.407	0.204	0.053	0.398	0.996
<i>State</i>	8 898	0.364	0.481	0	0	1
<i>Estb_Age</i>	8 898	2.673	0.389	1.099	2.708	3.912

基础上将政策变量按年度分解,使用模型(2)进行回归:

$$\begin{aligned}
 Mkt_Share_{i,t} = & \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 Policy_{i,t}^{-2} \\
 & + \beta_2 Policy_{i,t}^{-1} + \beta_3 Policy_{i,t}^0 \\
 & + \beta_4 Policy_{i,t}^1 + \beta_5 Policy_{i,t}^2 \\
 & + \beta_6 Policy_{i,t}^{3+} + \gamma' X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

式中,本文以标的股票首次入选标的的年份作为政策起始年(即第0年),虚拟变量 $Policy^{-2}$, $Policy^{-1}$, $Policy^0$, $Policy^1$, $Policy^2$, $Policy^{3+}$ 分别在政策起始年之前第2年、之前第1年、起始年当年、起始年之后第1年、之后第2年、之后第3年及以后对实验组股票取1。如果平行趋势假定满足,本文预期模型(2)中 β_1 , β_2 不显著, β_3 , β_4 , β_5 , β_6 显著且和模型(1)中 β 符号一致。

表2的列(2)汇报了平行趋势检验结果。结果显示, $Policy^{-2}$, $Policy^{-1}$ 的回归系数均不显著; $Policy^0$, $Policy^1$, $Policy^2$, $Policy^{3+}$ 的回归系数均显著为正,且显著性逐渐提高,符合平行趋

势假定。实证结果表明融资融券政策在实施后较快地显现出了刺激企业产品市场竞争的效果。从数值上看,融资融券对标的企业产品市场竞争行为的影响不仅稳定存在,而且随着时间的推移逐渐加深。

根据前文分析,融资融券对企业产品市场竞争行为的影响可能主要由融资交易的作用主导。本文进一步对此进行验证。参考郝项超等(2018)的研究方法,本文使用融资融券交易的强度度量其对标的股票的影响强度。如果融资融券对企业产品市场竞争行为的影响由融资交易主导,那么对于融资交易的强度相对较高的标的,其产品市场竞争行为所受的影响应更明显。为了对融资交易的作用进行验证,本文借鉴庞家任等(2020)的方法,将样本范围缩小至融资融券标的股票,使用双重差分模型将融资交易强度相对较高的标的与较低的标的进行对比。具体而言,本文使用个股每年融资买入额与融券卖出额差额占流通市值比例的平均值衡量个股两融交易中融资交易的净强度^①,并以该变量的中位数为界,将融资交易净强度处于中位数以上的标的

① 使用融资买入额与融券卖出额的差额是为了在一定程度上扣除融券交易的影响,体现融资交易的净强度。经笔者检验,如果仅使用融资买入额占流通市值的比例衡量融资交易的强度也不影响结果。此外,使用个股在各年融资交易强度的平均值是希望衡量个股融资交易的总体水平。经笔者检验,如果直接使用各年的强度并按中位数进行实验分组也不影响结果。

表 2 融资融券对企业产品市场竞争行为的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Mkt_Share</i>	<i>Mkt_Share</i>	<i>Mkt_Share</i>
<i>Policy</i>	0.005*** (0.002)	—	—
<i>Policy</i> ⁻²	—	0.003 (0.002)	—
<i>Policy</i> ⁻¹	—	0.003 (0.002)	—
<i>Policy</i> ⁰	—	0.005* (0.003)	—
<i>Policy</i> ¹	—	0.007** (0.003)	—
<i>Policy</i> ²	—	0.007** (0.003)	—
<i>Policy</i> ³⁺	—	0.010*** (0.004)	—
<i>Policy_Net</i>	—	—	0.005*** (0.001)
<i>Size</i>	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
<i>Perf</i>	0.021** (0.010)	0.021** (0.010)	0.013* (0.007)
<i>Tobin_q</i>	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
<i>Top10_Hold</i>	0.006 (0.009)	0.007 (0.009)	0.014 (0.009)
<i>Ins_Hold</i>	0.005* (0.002)	0.004* (0.002)	0.005* (0.003)
<i>Board_Size</i>	0.007 (0.006)	0.007 (0.006)	0.013** (0.006)
<i>Ind_Ratio</i>	0.022* (0.012)	0.021* (0.012)	0.035*** (0.013)
<i>Growth</i>	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>Leverage</i>	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.015*** (0.004)
<i>State</i>	-0.008** (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.011*** (0.003)
<i>Estb_Age</i>	0.019*** (0.007)	0.020*** (0.007)	0.028*** (0.008)
观测值	8 898	8 898	4 876
R ²	0.902	0.903	0.932
公司和年度 固定效应	Yes	Yes	Yes

注：括号里的数字为控制公司层面聚类效应的标准误差；*，**，*** 分别代表在 10%，5%，1%的水平下显著，下表同。

股票作为实验组，处于中位数以下的标的股票作为对照组。在新的实验分组方式下，按照构造政策变量 *Policy* 的方式构造新的政策变量 *Policy_Net*，并将其代入模型 (1) 替代政策变量 *Policy*，在标的样本中进行回归。表 2 的列 (3) 汇报了回归结果，其中变量 *Policy_Net* 的回归系数显著为正，显著性水平达到 1%。研究结果表明在扣除融券交易后，融资交易强度较高的标的公司在产品市场竞争行为上的改变更加明显，验证了融资交易刺激企业产品市场竞争的假说。

(二) 政策作用渠道验证

上文提出，以融资交易为主导的融资融券机制通过提高股价上调相对下调的敏感度而激励管理层调整企业的产品市场竞争行为，以期从资本市场获益。如果以上渠道确实存在，那么可以预期融资融券对企业产品市场竞争行为的影响取决于其对股价敏感度的影响，对股价敏感度的影响越强，则管理层希望调整产品市场竞争策略的动力也会越强。融资融券对股价信息敏感度的影响一方面取决于交易的强度，交易强度越大，则其对股价信息敏感度的影响越大，由此导致对标的企业产品市场竞争行为的影响越强。这在上文已得到验证，可以作为检验政策作用渠道的一个证据。另一方面，股价信息敏感度所受影响又取决于股价信息敏感度的原始水平。具体来看，对于股价信息敏感度相对较低的公司，引入融资融券交易对股价敏感度提高的边际作用将相对更强，公司管理层对此也会更加重视。对于股价信息敏感度本身就很高的公司，一有新信息披露，其股价就会迅速调整以反映公司的基础价值。投资者通过融资融券交易进行套利的空间有限，使得融资融券机制对股价的边际影响相对较弱，可能不足以激励公司管理层调整决策。因此，如果本文提出的作用渠道存在，则可以预期融资融券对股价信息敏感度相对较低的公司在产品市场竞争行为上影响更强。相反，如果企业产品市场竞争行为的调整和由融资融券带来的资本市场反应无关，则实证结果不应存在上述差异。下面，本文按照股价信息敏感度的高低对样本进行分组，并通过回归分析验证融资融券的作用渠道。

本文首先借鉴陈康和刘琦 (2018) 的方法，用

张鹤等：融资融券与企业产品市场竞争

机构投资者持股比例作为股价信息敏感度的代理变量。以往文献表明，机构投资者往往拥有更多信息，其持股比例的提高直接有助于提升股价的信息有效性。于是，本文以每年各行业内股票机构投资者持股比例的中位数作为分组标准，将每年各行业的样本观测按照机构投资者持股比例的高低分入两组，每组分别用模型（1）进行回归。表3的列（1）和列（2）汇报了分组回归结果。结果显示，只有机构投资者持股比例较低的公司成为融资融券标的后显著加强了产品市场竞争，而机构投资者持股比例较高的公司没有显著变化。

接着，参考李志生等（2017），本文选用股票的分析师关注度作为股价信息敏感度的替代衡量。分析师关注度越高，股价信息敏感度越高。本文同

样以每年各行业内股票分析师关注度的中位数为界，将每年各行业的样本观测分入高低两组，每组分别用模型（1）进行回归。表3的列（3）和列（4）汇报了分组回归结果。结果表明，融资融券只对分析师关注度较低的上市公司起到了促进产品市场竞争的作用。

表3的结果在一定程度上为融资融券影响企业产品市场竞争的作用渠道提供了验证。结果表明，当股价信息敏感度已经较高时，融资融券对股价上调敏感度的提升有限，故而管理层扩大生产的动力不强。而当股价信息敏感度本身较低时，以融资交易为主的融资融券机制对股价的助涨作用较强，这将诱使企业扩大生产加强竞争以追求未来股价的出色表现。^①

表3 政策作用渠道检验结果

分组指标	机构投资者持股比例		分析师关注度	
	高	低	高	低
变量	(1) <i>Mkt_Share</i>	(2) <i>Mkt_Share</i>	(3) <i>Mkt_Share</i>	(4) <i>Mkt_Share</i>
<i>Policy</i>	0.003 (0.002)	0.008*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.009*** (0.003)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司和年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 368	4 194	3 224	3 826
R^2	0.947	0.888	0.945	0.883
卡方检验	0.044**		0.083*	

注：为节约篇幅，表3只展示政策变量的回归系数；括号里的数字为控制公司层面聚类效应的标准误差；本文对组间系数差异进行了似无相关检验，卡方检验为 p 值。

（三）融资融券对企业绩效的影响

上文提到，融资融券促使标的企业扩大生产，而由此带来的企业间过度竞争倾向可能导致企业整体业绩下降。本文实证检验融资融券对企业绩效的影响。

本文主要使用变量 *Perf* 衡量企业绩效，即企

业的息税前利润与资产总额比。除此之外，本文还在稳健性检验部分使用了资产回报率（ROA）和净资产收益率（ROE）作为替代衡量。在进行回归分析时，本文仍使用模型（1）的基本框架。不同之处是将被解释变量替换为企业绩效变量，同时在控制变量中删去了变量 *Perf*，其他变量保持不

^① 从另一个角度看，企业管理层扩大生产的投机意愿受到来自企业内外部约束机制的限制。本文发现融资融券对企业产品市场竞争行为的影响受到来自公司治理机制的有力制约，由于篇幅所限，相关回归结果未在文中列示，感兴趣的读者可以向笔者索取。

变。表4列(1)汇报了融资融券对企业绩效的影响。实证结果显示变量 *Policy* 的回归系数显著为负,显著性水平达到1%。从回归系数的数值上看,融资融券导致标的公司息税前利润与资产总额之比下降0.7个百分点,相对标的公司样本均值而言下滑的幅度约为9.6%。实证结果表明,开通融资融券交易后,标的企业的业绩出现了显著下降。这与孟庆斌等(2019b)、倪骁然(2020)的研究结论基本一致。

接下来,本文检验融资融券是否通过加剧企业产品市场竞争的渠道导致标的企业业绩下降。根据本文理论模型分析,以融资交易为主导的融资融券机制为标的企业提供了扩大生产的动力,使标的企业自身及作为其竞争对手的其他标的企业在产量上均超出了最优水平,导致标的企业整体绩效下降。具体而言,上述竞争渠道对企业绩效的影响可分为两种机制:第一,融资融券诱使标的企业自身形成过度生产的倾向,导致其业绩受到拖累;第二,融资融券诱使竞争对手企业加强产品市场竞争,导致企业面临的外部竞争压力加剧,挤压了生产活动的利润空间,此时标的企业扩大产量反而更加不利。下面,本文对竞争渠道的两种影响机制分别进行检验。^①

首先,本文检验融资融券通过诱使企业过度生产对其业绩的影响。根据表2列(3)的结果,融资融券中融资交易的强度越高,企业在产品市场上进行扩张的行为就越激进,由此产生的过度生产倾向可能越严重。因此,如果融资融券通过刺激标的企业过度生产而拖累企业业绩,则对于融资交易强度较高的标的,其过度生产的倾向更强,竞争渠道对其业绩的影响应更明显。相反,如果融资融券带来的企业产品市场扩张是有利扩张,比如扩张的本质是缓解产量不足,而并非过度生产,则应看到完全相反的结果。于是,为了从实证上对此进行检验,按照与之前相同的方法,本文使用变量

Policy_Net 替代政策变量 *Policy*, 在标的样本中进行回归。表4列(2)展示了回归结果。其中变量 *Policy_Net* 系数显著为负,显著性水平达5%。结果表明融资融券实施后,融资交易强度较高的标的在业绩表现上较融资交易强度较低的标的而言显著变差。结合表2列(3)的实证结果综合表明,标的企业受融资融券影响而扩大生产的动力越强,其业绩受到的负面影响越大,符合竞争渠道中过度生产机制的理论预期。

接着,本文从企业相对市场地位的角度间接验证融资融券标的企业过度生产对业绩的影响。如果融资融券通过刺激生产而对标的企业业绩产生负面影响,那么应预期融资融券的影响对成为标的的前市场份额较低的企业更为明显。这是因为如果企业只占有较少的市场份额,而较多的市场份额被其竞争对手占有,那么企业面对的市场竞争将非常激烈。当企业受融资融券影响而扩张后可能会被实力强大的竞争对手施以打压,因此这种情形下企业扩大生产的行为更可能属于对自身不利的过度生产。相反,如果企业在成为融资融券标的前已经占有较高的市场份额,那么在成为融资融券标的并扩大生产后,竞争对手的报复能力有限,而且扩大生产可以起到挤出竞争对手的作用,因此这种情形下企业扩大生产对自身业绩的不利影响可能相对较小。基于上述思路,本文再次将样本范围缩小至融资融券标的公司,以各公司在成为融资融券标的前一年的产品市场份额作为分组指标,并以中位数为界将成为融资融券标的前市场份额较低的标的公司作为实验组,市场份额较高的标的公司作为对照组。在新的实验分组方式下,按照构造政策变量 *Policy* 的方式构造新的政策变量 *Policy_Over*, 并将其替代政策变量 *Policy*, 在标的样本中进行回归,结果如表4列(3)所示。其中,变量 *Policy_Over* 的回归系数显著为负,显著性水平达到1%。这表明当企业在成为融资融券标的前市场份额较低时,融

^① 本文此处并未使用中介效应模型等方法进行直接检验,而是使用了较为间接的实证证据进行验证。这是因为目前学术界尚未对企业过度生产、过度竞争形成标准的可供参考的衡量方法,因此构造变量刻画企业过度竞争存在一定的实证困难。另一方面,由于企业生产行为受到业绩影响,而过度生产又影响企业业绩,因此使用中介效应模型等方法也存在内生性问题。

表 4 融资融券对企业业绩的影响

变量	(1) <i>Perf</i>	(2) <i>Perf</i>	(3) <i>Perf</i>	(4) <i>Perf</i>
<i>Policy</i>	-0.007*** (0.003)	—	—	—
<i>Policy _ Net</i>	—	-0.005** (0.002)	—	—
<i>Policy _ Over</i>	—	—	-0.007*** (0.003)	—
<i>Policy _ Strong</i>	—	—	—	-0.010*** (0.003)
<i>Size</i>	0.026*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.022*** (0.004)
<i>Tobin _ q</i>	0.008*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.002)
<i>Top10 _ Hold</i>	0.043*** (0.013)	0.060*** (0.011)	0.060*** (0.011)	0.058*** (0.017)
<i>Ins _ Hold</i>	0.005 (0.005)	0.001 (0.005)	0.002 (0.005)	0.002 (0.006)
<i>Board _ Size</i>	-0.001 (0.013)	-0.004 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.004 (0.014)
<i>Ind _ Rate</i>	-0.016 (0.038)	-0.004 (0.022)	-0.003 (0.022)	-0.002 (0.032)
<i>Growth</i>	0.018*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.013*** (0.003)
<i>Leverage</i>	-0.127*** (0.013)	-0.111*** (0.013)	-0.111*** (0.013)	-0.112*** (0.016)
<i>State</i>	-0.015** (0.006)	-0.016*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.016** (0.007)
<i>Estb _ Age</i>	-0.002 (0.011)	-0.006 (0.010)	-0.004 (0.011)	-0.007 (0.015)
观测值	8 898	4 876	4 876	4 876
R^2	0.606	0.653	0.653	0.654
公司和年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

融资融券对其业绩的负面影响更为明显，符合上文的理论预期。

最后，本文检验融资融券通过加剧标的企业面临的外部竞争压力而对企业业绩产生的影响。基本思路是：如果融资融券通过加剧外部竞争影响标的企业业绩，那么当一个行业内聚集大量融资融券标

的企业时，在一家标的企业受融资融券影响而扩大生产的同时，其他标的企业也将采取同样的策略。这意味着每家标的企业都面临着大量竞争对手扩大生产与之竞争的局面，由此将导致其外部竞争压力加剧，业绩受到严重挤压。而当一个行业内只有少数融资融券标的企业时，标的企业彼此之间造成的

竞争压力有限,故而企业业绩受到的影响相对较轻。因此,如果外部竞争压力机制存在,则当对比不同行业内的标的企业时,应观察到相对于标的企业较少的行业而言,标的企业较为集中的行业中标的企业业绩下降更加明显。相反,如果融资融券对企业业绩的负面影响与竞争渠道无关,则不应看到上述结果。因为对于标的企业自身而言,更多的竞争对手出现业绩下降并非坏事,甚至会产生有利影响。

基于上述思路,本文以各行业上市公司中融资融券标的的数量的占比作为实验分组指标。^①对于占比高于中值的行业,将其中的标的股票作为实验组,其他行业的标的股票作为对照组。在新的实验分组方式下,按照构造政策变量 *Policy* 的方式构造新的政策变量 *Policy_Strong*,并将其替代政策变量 *Policy*,在标的样本中进行回归,结果如表 4 列 (4) 所示。其中,变量 *Policy_Strong* 的回归系数显著为负,显著性水平达到 1%。这表明当同行业内融资融券标的的企业越集中时,融资融券导致标的企业业绩下降的作用越明显。这说明融资融券的实施通过促进竞争而加剧了企业外部竞争压力,进而对标的企业业绩产生负面影响,验证了竞争渠道中外部竞争机制的作用。

五、稳健性检验

为保证结果的稳健性,本文进行了以下稳健性检验:首先,考虑到融资融券标的的选择并非完全随机,可能会在一定程度上存在选择性偏差,对此本文使用倾向得分匹配检验排除潜在的内生性问题。随后,本文使用平衡面板样本对主要结果进行检验,排除企业数量变动对实证结果稳健性的潜在干扰。最后,本文对被解释变量进行了多种方式的替代衡量,以验证主要结果的稳健性。

本文参考 Rosenbaum & Rubin (1983) 提出的倾向得分匹配法构造可比样本。首先,按照交易所颁布的《融资融券交易实施细则》中对标的证券的入选要求,即上市时间、流通股本、流通市值、

股东人数、日均换手率、日均成交额、日均涨跌幅、波动幅度等维度,使用 Logit 模型估算倾向得分,并在样本内对实验组观测进行一对一匹配。完成匹配后,本文使用匹配样本对模型 (1) 进行回归,回归结果如表 5 的列 (1) 和列 (2) 所示,结果与前文基本一致。

随后,为排除企业数量变动对结果稳健性的潜在干扰,本文仅保留 2006 年至 2016 年的平衡面板数据样本,在新样本中重新构造被解释变量并进行回归,回归结果如表 5 的列 (3) 和列 (4) 所示。结果表明,当使用平衡面板数据样本后,本文之前的主要实证结果仍然稳健。

最后,本文对被解释变量进行更换,检验结果的稳健性。首先,本文选用企业产值作为企业产品市场竞争行为的替代衡量。根据本文理论分析,企业加强产品市场竞争的直接表现是扩大生产,因此企业产值一般将呈现相应的上升。本文使用公司营业收入+存货期末金额-存货期初金额来计算企业一年内的生产总值,随后对产值取自然对数得到变量 $\ln(\text{Output})$,并以此作为被解释变量代入模型 (1) 进行回归。表 5 的列 (5) 汇报了回归结果,可见融资融券政策显著提高了标的企业的年产值水平,与本文之前的结论一致。

接着,本文借鉴 Fresard (2010) 的做法,使用企业产品市场份额与当年行业平均值之差(记为变量 $\Delta\text{Mkt_Share}$)作为被解释变量,代入模型 (1) 进行回归。这种衡量方式在一定程度上控制了行业年份固定效应,增强了被解释变量的稳健性,同时更好地反映出企业过度生产的倾向。表 5 的列 (6) 展示了使用 $\Delta\text{Mkt_Share}$ 作为被解释变量的回归结果。结果表明在更换变量后,融资融券的作用效果依然稳健。

最后,本文还使用了资产回报率 (ROA) 和净资产收益率 (ROE) 作为业绩变量 *Perf* 的替代衡量,发现融资融券对企业业绩的影响依然稳健。回归结果如表 5 的列 (7) 和列 (8) 所示。

^① 在计算占比时,本文使用了行业中融资融券标的的占比自融资融券开通以来的年均水平。经笔者检验,如果按照行业内每年的占比直接进行分组也不影响结果。

表 5 稳健性检验结果

变量	倾向得分匹配检验		平衡面板样本检验			更换被解释变量检验		
	(1) <i>Mkt_Share</i>	(2) <i>Perf</i>	(3) <i>Mkt_Share</i>	(4) <i>Perf</i>	(5) <i>ln(Output)</i>	(6) Δ <i>Mkt_Share</i>	(7) <i>ROA</i>	(8) <i>ROE</i>
<i>Policy</i>	0.007*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	0.006** (0.002)	-0.006** (0.003)	0.154*** (0.021)	0.002** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.013** (0.005)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司和年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 527	4 527	4 737	4 737	8 890	8 898	8 898	8 879
R^2	0.889	0.647	0.959	0.566	0.961	0.905	0.677	0.536

说明：为节约篇幅，表 5 只展示政策效果变量的回归系数。

六、总结

本文从理论上分析了融资融券政策对企业产品市场竞争行为的影响渠道，并从实证上检验了政策效果。本文认为以融资交易为主导的融资融券机制为标的企业提供了扩大生产、加强产品市场竞争的动力。同时，当大量融资融券标的企业都采取扩张性的竞争策略时，标的企业的整体业绩可能将由于过度竞争而出现下降。经过实证分析，本文发现融资融券政策的实施促进了标的企业的产品市场竞争行为，而由此带来的过度竞争问题导致企业整体绩效有所下降。本文还发现融资融券的政策效果主要集中于融资交易强度较高或股价信息敏感度较低的公司。

本文研究结果表明，虽然融资融券政策整体而言对股票定价效率的提高具有积极作用，但是融资和融券交易发展的不均衡也导致资本市场相对放大了对上市公司正面信息的奖励效应，可能助长了企业在产品市场上过度竞争的倾向。因此，为了更好地发挥融资融券的制度优势，减少融资融券对企业产品市场竞争行为的激励扭曲，政府一方面应进一步规范引导融资交易稳定健康发展，加强对投机炒作型交易的市场监管，避免资本市场对企业正面信息的反应过度。另一方面，政府应加快推进融券业务的发展，缩小融资融券交易的不对称性，使卖空机制对资本市场定价效率的积极作用充分释放。短

期来看，应从制度短板出发，在合理控制风险的前提下尽快完善融券交易机制，降低融券交易成本，促进融券交易活跃发展。长远来看，要不断改善市场投资环境，降低融券交易风险，同时加强投资者教育，引导投资者积极参与融券交易。此外，本文还发现机构投资者持股、分析师跟进、良好的公司治理机制等因素均有助于缓解融资融券导致的过度竞争问题。因此，政府应加快推出相应政策促进机构投资者发展，提高市场信息透明度，提升资本市场定价效率。同时，应引导企业进一步优化公司治理，完善信息披露机制和经理人权力约束机制。企业也应自觉优化组织决策程序，提高信息披露质量。

受融资融券交易制度特殊性和企业产品市场竞争行为复杂性的影响，本文的研究结果可能仍存在以下两点局限：第一，现有文献表明，由于融资融券交易同时开展，很难将两者的影响完全分离，尽管本文在以往文献方法的基础上更进一步尝试在扣除融券交易影响后识别融资交易的作用，但仍然可能存在部分的干扰。第二，由于企业生产行为的复杂性，现有实证文献尚未对企业过度生产与过度竞争形成标准的可供参考的衡量方法，故而本文目前只能从间接角度检验融资融券通过诱使标的企业过度竞争导致其业绩下降的假说。展望未来，随着相关制度的进一步完善和实证方法的不断发展，融资融券对企业产品市场竞争及企业绩效的影响有望得到进一步的探索，成为未来重要的研究方向。

参考文献

- 巴曙松、朱虹, 2016:《融资融券、投资者情绪与市场波动》,《国际金融研究》第8期。
- 陈德萍、曾智海, 2012:《资本结构与企业绩效的互动关系研究——基于创业板上市公司的实证检验》,《会计研究》第8期。
- 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》,《金融研究》第6期。
- 陈晖丽、刘峰, 2014a:《融资融券的治理效应研究——基于会计稳健性的视角》,《中国会计评论》第3-4期。
- 陈晖丽、刘峰, 2014b:《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》第9期。
- 陈康、刘琦, 2018:《股价信息含量与投资—股价敏感性——基于融资融券的准自然实验》,《金融研究》第9期。
- 陈胜蓝、卢锐, 2018:《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》第4期。
- 陈胜蓝、马慧, 2017:《卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据》,《管理世界》第7期。
- 陈怡欣、张俊瑞、汪方军, 2018:《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》第2期。
- 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》,《经济研究》第5期。
- 顾乃康、周艳利, 2017:《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》第2期。
- 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》,《经济研究》第6期。
- 侯青川、靳庆鲁、刘阳, 2016:《放松卖空管制与公司现金价值——基于中国资本市场的准自然实验》,《金融研究》第11期。
- 姜付秀、屈耀辉、陆正飞、李焰, 2008:《产品市场竞争与资本结构动态调整》,《经济研究》第4期。
- 靳庆鲁、侯青川、李刚、谢亚茜, 2015:《放松卖空管制、公司投资决策与期权价值》,《经济研究》第10期。
- 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》,《金融研究》第9期。
- 李科、徐龙炳、朱伟骅, 2014:《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》第10期。
- 李志生、陈晨、林秉旋, 2015a:《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》第4期。
- 李志生、杜爽、林秉旋, 2015b:《卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验》,《金融研究》第6期。
- 李志生、李好、马伟力、林秉旋, 2017:《融资融券交易的信息治理效应》,《经济研究》第11期。
- 廖士光, 2011:《融资融券交易价格发现功能研究——基于标的证券确定与调整的视角》,《上海立信会计学院学报》第1期。
- 陆瑶、彭章、冯佳琪, 2018:《融资融券对上市公司治理影响的研究》,《管理科学学报》第11期。
- 路玉鼎、廖士光, 2007:《融资买空交易流动性效应研究——台湾证券市场经验证据》,《金融研究》第5期。
- 孟庆斌、侯德帅、汪叔夜, 2018:《融券卖空与股价崩盘风险——基于中国股票市场的经验证据》,《管理世界》第4期。
- 孟庆斌、黄清华, 2018:《卖空机制是否降低了股价高估?——基于投资者异质信念的视角》,《管理科学学报》第4期。
- 孟庆斌、邹洋、侯德帅, 2019a:《卖空机制能抑制上市公司违规吗?》,《经济研究》第6期。
- 孟庆斌、李昕宇、张修平, 2019b:《卖空机制、资本市场压力与公司战略选择》,《中国工业经济》第8期。
- 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》,《经济学(季刊)》第3期。
- 倪晓然, 2020:《卖空压力、风险防范与产品市场表现:企业利益相关者的视角》,《经济研究》第5期。
- 庞家任、张鹤、张梦洁, 2020:《资本市场开放与股权资本成本——基于沪港通、深港通的实证研究》,《金融研究》第12期。
- 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》,《管理世界》第1期。
- 王朝阳、王振霞, 2017:《涨跌停、融资融券与股价波动率——基于AH股的比较研究》,《经济研究》第4期。
- 王健俊、殷林森、叶文靖, 2017:《投资者情绪、杠杆资金与股票价格——兼论2015~2016年股灾成因》,《金融经济研究》第1期。
- 王性玉、王帆, 2013:《做空机制对我国股市波动性、流动性影响的实证分析》,《经济管理》第11期。

张鹤等：融资融券与企业产品市场竞争

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》, 《管理世界》第 8 期。

许红伟、陈欣, 2012: 《我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗? ——基于双重差分模型的实证研究》, 《管理世界》第 5 期。

杨德勇、吴琼, 2011: 《融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角》, 《中央财经大学学报》第 5 期。

张璇、周鹏、李春涛, 2016: 《卖空与盈余质量——来自财务重述的证据》, 《金融研究》第 8 期。

Brander, J. A. and T. R. Lewis, 1986, “Oligopoly and Financial Structure: The Limited Liability Effect”, *American Economic Review*, 76 (5): 956 - 970.

Chang, E. C., Y. Luo, and J. Ren, 2014, “Short-selling, Margin-trading, and Price Efficiency: Evidence from the Chinese Market”, *Journal of Banking & Finance*, 48: 411 - 424.

Fang, V. W., A. H. Huang, and J. M. Karpoff, 2016, “Short Selling and Earnings Management: A Controlled Experiment”, *Journal of Finance*, 71 (3): 1251 - 1294.

Fresard, L., 2010, “Financial Strength and Product Market Behavior: The Real Effects of Corporate Cash Holdings”, *Journal of Finance*, 65 (3): 1097 - 1122.

Massa, M., B. Zhang, and H. Zhang, 2015, “The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Manipulation?”, *Review of Financial Studies*, 28 (6): 1701 - 1736.

Rosenbaum, P. and D. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70 (1): 41 - 55.

Sharif, S., H. D. Anderson, and B. R. Marshall, 2014, “Against the Tide: The Commencement of Short Selling and Margin Trading in Mainland China”, *Accounting and Finance*, 54 (4): 1319 - 1355.

(责任编辑: 刘舫舸)

MARGIN TRADING, SECURITIES LENDING, AND PRODUCT MARKET COMPETITION

ZHANG He

(School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing, China, 100084)

Abstract: This paper studies the joint impact of margin trading and securities lending on product market competition. The paper finds that firms have become more aggressive in product market competition since their stocks were eligible for margin trading and securities lending, but their overall performance has declined accordingly. This paper also finds that the trading mechanism mainly affects companies with low stock price efficiency or high intensity of margin trading. The results imply that with the unbalanced development of margin trading and securities lending, good news from the product market tends to be over rewarded by the stock market, which induces firms to over react in product market competition. However, the improvement of stock price efficiency can be helpful to alleviate the above problems.

Key words: Margin Trading and Securities Lending; Product Market Competition; Firm Performance