

丁煜,陶长琪,廖军. 中国式融资融券提升企业费用粘性了吗? [J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2023, 47(3): 255-268.
DING Yu,TAO Changqi,LIAO Jun. Does Chinese style margin trading and short selling enhance the stickiness of enterprise cost? [J].
Journal of Jiangxi Normal University(Natural Science), 2023, 47(3): 255-268.

文章编号:1000-5862(2023)03-0255-14

中国式融资融券提升企业费用粘性了吗?

丁煜^{1,2},陶长琪^{2*},廖军³

(1. 招商银行博士后科研工作站,广东 深圳 518040;2. 江西财经大学统计学院,江西 南昌,330013;
3. 萍乡市湘东区荷尧中学,江西 萍乡 337017)

摘要:该文运用2007—2014年上市公司数据,建立双重差分模型,探究融资融券对企业费用粘性的政策处理效应,在此基础上厘清融资交易与融券交易对费用粘性的不同影响,并进行一系列稳健性检验;从管理层乐观预期、调整成本和管理层机会主义3个方面检验融资融券对试点企业费用粘性因果作用效应的影响渠道,并进一步从企业要素集中度视角探究融资融券对企业费用粘性的异质性影响. 研究表明:在实施融资融券政策之后,试点企业费用粘性显著提升,且提升效应来自融资交易,融券交易抑制了企业费用粘性,但抑制效果微弱;管理层乐观预期与管理层机会主义动机是融资融券政策促进企业费用粘性提升的重要渠道;融资融券政策并未显著影响技术密集型企业的费用粘性,这可能是由于融资交易与潜在卖空压力对费用粘性的反向作用效应相互抵消所导致的.

关键词:中国式融资融券;费用粘性;管理层乐观预期;调整成本;管理层机会主义

中图分类号:F 832.5;F 275.3 **文献标志码:**A **DOI:**10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2023.03.06

0 引言

成本控制是企业日常管理的主要内容,也是人们进行经济决策考虑的主要因素. 伴随着中国企业低成本优势的丧失,“降成本”成为供给侧改革的当务之急,只有企业降本增效,国民经济才能持续挖掘新的发展动力. 自新型冠状病毒肺炎疫情暴发以来,诸多企业因现金流断裂和成本管理失效而难以为继,但也存在部分企业充分运用大数据技术,积极推进企业内部成本管理与云服务的结合,以实现企业成本费用的弹性支出,为企业平稳渡过难关提供了切实的保障. 由此可见,企业的成本控制已直接关乎其生存. 传统成本性态理论认为企业费用与其业务量保持对称型的增减变动. 但随着费用粘性的提出,传统的理论认识发生了改变,费用粘性作为当代成本会计研究领域重要发现之一,其含义是企业费用在业务量增减变动时呈现非对称性的

变化,当业务量减少1%时费用减少的比例小于当业务量增加1%时费用增加的比例,即在业务量减少时费用降低的难度加大,即所谓的成本“粘性”特征^[1]. 通过对企业费用粘性的研究能够揭示企业的成本管理行为,洞察企业的经营管理效率,优化企业剩余资源的分配. 因此,近年来学术界对企业成本费用粘性的研究愈发深刻,从最初的探讨费用粘性的存在性、形成原因延伸至公司治理和宏观经济政策等对企业成本费用粘性的影响.

中国股票市场于2010年正式开展融资融券交易试点. 在对标的企业进行5次扩充容量之后,截至2014年9月,在中国A股市场中可融资融券的股票数目增至900. 由于公司股价直接关联股东和管理层利益,所以融资交易和融券交易可分别通过反映企业利好信息和负面信息来影响企业股价在市场上的波动,从而引发企业股东和管理层改变与企业运营管理息息相关的成本控制行为. 因此有必要深入探究融资融券政策对微观企业费用粘性的影响

收稿日期:2022-10-19

基金项目:国家自然科学基金(71773041,71973055)和国家社会科学基金重大招标课题(19ZDA121)资助项目.

通信作者:陶长琪(1967—),男,江西临川人,教授,博士,博士生导师,主要从事数量经济学研究. E-mail:tcq_822@163.com

效应,而且值得注意的是:在中国股票市场中融券制度依然处于初级发展阶段,与企业融资交易规模相比,实际的融券交易规模明显较小,而标的股票能够同时进行融资交易与融券交易,形成了中国式的融资融券交易市场。那么中国式的融资融券政策究竟对标的企业费用粘性产生何种影响?又是通过何种渠道传导?由于要素密集度直接影响企业成本结构,而企业费用粘性在不同成本结构的企业中具有显著差异,所以,探究不同要素密集型企业对融资融券政策与企业费用粘性之间因果关系的异质性影响也是本文的研究重点。

1 文献综述

近年来,在财务会计领域中费用粘性成为众多学者关注的热点研究问题。与人们所认识的传统成本性态理论不同,费用粘性理论指出企业的费用变动与其业务量的增减变化比例并不能时刻保持一致,二者往往呈现出非对称性的变动。目前,关于费用粘性问题的研究主要分为3类。第1类是验证公司费用粘性的存在性以及如何衡量^[1-3]。M. C. Anderson等^[1]提出费用粘性现象,其通过运用企业的销售收入变动代替业务量变动,将费用变动作为模型的因变量,同一时期的收入变动与企业营业收入是否下降的虚拟变量的交互项作为模型的核心解释变量,证实了企业的销管费用在经营量变动时具有的黏滞性。由于M. C. Anderson等^[1]开发的费用粘性模型无法直接对费用粘性的大小进行定量测度,只能探究费用粘性的存在性和影响因素,所以D. Weiss^[3]在此基础上提出了利用季度数据直接测算企业费用粘性的模型,使得费用粘性能够作为模型的解释变量,研究其可能导致的经济后果。第2类是对企业费用粘性导致的经济后果进行探究。孙林杰等^[4]发现研发费用粘性显著提升了企业的技术创新绩效。第3类是费用粘性的驱动因素研究。有学者把费用粘性存在性理论归因为管理者乐观预期^[5]、管理层机会主义^[6]以及调整成本^[7-8]。I. Kama等^[5]从管理层预期角度出发,探讨了管理人员进行资源调整的动机,研究结果表明:管理者为了避免企业亏本,会让企业加快向下调整闲置资源,从而使得企业降低企业成本粘性。管理层机会主义理论则认为代理矛盾的存在会诱使企业管理者为己谋利,即使营业收入下降,也难以削减其自身福利支出,影响企业剩余资源分配。葛永盛等^[6]认为混合

所有制改革通过非国有股东的公司治理效应能够有效抑制费用粘性。调整成本理论认为企业调整成本的变化对费用控制行为存在显著影响。刘媛媛等^[7]研究发现:在《中华人民共和国劳动合同法》政策实施后,企业人工成本粘性显著提升。陶长琪等^[8]的研究表明:卖空压力通过促进研发投入和缓解融资约束来提升企业费用粘性。

目前学术界对融资融券政策的研究主要集中于探讨融资融券政策对股票市场定价效率的影响,但得出的结论不一致^[9-10]。褚剑等^[9]的研究认为:融资交易损害了股票市场定价效率,但融券交易有利于股票市场定价效率的提升。由于中国式融资融券制度的特殊性,即标的股票可以同时进行两融交易,且融券规模明显小于融资规模,因此,融资融券制度最终损害了定价效率。但P. A. C. Saffi等^[10]运用全球数据集对卖空管制如何影响股票定价效率和收益分配进行研究,实证结果表明:放松卖空管制与股票价格不稳定性的增加和极端负回报的出现均无显著关系。还有的研究发现融资融券政策能够影响公司治理与财务决策行为^[11-14]。杜勇等^[11]的研究发现融资融券交易显著提升了企业对金融资产的投资,而这主要源自规模占主导的融资交易导致的管理层短期投机行为。董卉宁等^[12]的研究认为融券交易显著抑制了高管的投机性减持行为。M. Massa等^[13]提出了放松卖空管制政策影响管理层行为的“约束假说”,其认为卖空交易会给股价施加向下的压力,这加大了对大股东和管理层不当行为的惩罚力度,被纳入卖空试点对公司大股东和管理者是一种潜在的威胁,因而能够缓解企业的委托代理问题。黄俊威等^[14]发现:融资融券显著提升了企业资本结构调整的速度,且提升效应主要源自融券卖空。

本文的贡献在于:1)关注融资融券交易的中国式特征,从费用粘性的角度探究中国式融资融券对企业成本控制行为的影响效应,为中国式融资融券与企业成本决策的因果关系提供了一个新兴市场证据。2)深入剖析了中国式融资融券对企业费用粘性的作用渠道,分别从管理层乐观预期、调整成本以及管理层机会主义3个渠道检验中国式融资融券对企业费用粘性的影响机制。3)根据企业要素密集度的不同,探究中国式融资融券对企业费用粘性的异质性影响。本文不仅丰富了中国式融资融券政策的经济效果研究,厘清了融资交易与融券交易对企业费用控制行为的传导路径,而且拓展了企业费用

粘性影响因素的研究,同时为在融资融券交易市场上不同要素密集型企业的成本管理与控制提供思路与依据。

2 理论分析与研究假设

融资融券制度自2010年开始在中国金融市场中实施,中国式融资融券制度的特殊性在于标的股票可以同时进行两融交易,且融资交易规模占据主导地位。由于融资融券交易分别向市场传递企业的利好信息和负面信息,因此,2者对微观企业行为的影响效应往往具有反向作用效果。本文分别对融资、融券交易与标的企业费用粘性的因果作用关系与2者之间可能存在的传导机制展开理论分析,并在此基础上探究要素密集型企业对融资融券政策与费用粘性因果效应的异质性影响,并提出本文的研究假设。

融资交易指的是投资者以资金或证券作为质押,向证券公司借入资金用于证券买入,并在约定的期限内偿还借款本金和利息的行为。投资者只有看好标的企业未来前景才会对其进行融资交易,以赚取标的企业良性成长的市场价差。因此,融资交易主要反映的是标的企业的利好信息。本文认为融资交易主要从3个方面影响企业费用粘性。1)管理层乐观预期。投资者对企业前景的乐观态度在市场中传递将提升企业管理层的乐观预期。当企业营业收入增加时,企业管理者为促进企业的规模经济效应会增加企业投资以扩大企业规模,企业费用支出将显著增加;当企业营业收入下降时,由于融资交易带来的乐观预期,所以企业管理者出于对企业未来经营状况改善的信心不会立刻大幅度下调企业费用支出,从而提升企业费用粘性。2)调整成本。融资交易在一定程度上体现了投资者的投机性,容易引起标的企业股票价格的大幅波动^[15]。由于企业管理层的薪酬大部分与股价挂钩,且出于对自身业绩的考虑,股价在短期内暴涨容易激发标的企业管理层维持股价上涨的动机,因此,融资交易的进行可能会导致企业管理层以牺牲企业长期成长为代价,更注重对企业短期经营情况的改善,减少对企业研发创新和技能劳动力等高资产专用性项目的投入^[16]。企业对高资产专用性项目的支出缩减意味着企业往后进行费用控制的调整成本下降。当企业营业收入降低时,调整成本的降低有利于减少管理者缩减费用支出的难度,抑制企业费用粘性。3)管理

层机会主义。由于管理层和公司股东普遍存在的企业代理问题,所以在融资交易的推动下,管理层容易滋生机会主义动机^[11]。为向市场和投资者继续传达企业的利好信息,企业管理者可能会倾向于迎合市场看涨的投资项目,造成企业投资过度。同时,由于融资交易激发了市场对企业的乐观情绪,市场对企业的监督有所松懈,所以企业管理者为已谋利的行为更易隐蔽,脱离公众监督,扩大在职消费。即使企业营业收入下降,企业管理者也不会及时削减过度投资和在职消费的费用支出,从而提升企业费用粘性。

融券交易指的是投资者向证券公司提供担保物,借入证券并卖出,到期返还相同种类和数量的证券并支付证券公司利息的行为。融券制度与融资交易不同的是:融券做空者只有预期企业股价未来走低才会向证券公司借入证券,在股价高位时卖出,在低位时买入,从而赚取差价。因此,融券交易反映的是企业的负面信息。本文认为融券交易主要从3方面影响企业费用粘性。1)管理层乐观预期。当企业被纳入融券试点时,企业管理者不切实际的乐观预期受挫,受市场悲观情绪的影响,融券交易将降低管理者对企业前景的乐观程度,从而抑制企业费用粘性。2)调整成本。当企业被纳入融券试点时,卖空威胁使公司股东和管理层更注重企业长期成长,以避免企业被融券做空给自身利益带来巨大损失。此时,管理者出于对职业生涯声誉和自身利益的考虑会在企业的成本决策中倾向于向投资者传递企业具有成长性与长期投资价值信息;而公司股东会加强对管理者的监管,并积极推进企业对技术性项目的投资以提高企业的长远盈利能力^[17]。由于技术性项目支出对设备和技术人员具有特定要求,通常具有较高的资产专用性,从而增加了企业的调整成本,因此,当企业的营业收入上升时,企业会相应增加对高资产专用性活动的支出,当企业的营业收入下降时,由于存在较大的调整成本,所以企业不会立刻削减支出,从而增大企业的费用粘性。3)管理层机会主义。在企业被纳入可卖空试点后,企业管理者为已谋利和大股东掏空行为在市场卖空者的监督下有所收敛,一旦企业管理者和股东的不当行为被发现,企业将面临被做空的威胁^[15]。因此,企业管理层的过度投资和在职消费等利己行为在融券压力下得到有效抑制,当企业经营绩效下滑时,企业的费用支出能够得到相应地控制,这抑制了企业费用粘性。

综上所述,融资交易和融券交易对标的企业费用粘性的影响可能都通过影响管理层乐观预期、调整成本与管理层机会主义来传导,但 2 者对费用粘性的影响方向和大小并不相同,融资交易和融券交易对费用粘性的单独影响效应依赖于 3 种作用路径之间影响方向和大小的合力。基于此,本文提出了 2 个竞争性假设。

假设 1 融资融券政策提升了试点企业费用粘性。

假设 2 融资融券政策抑制了试点企业费用粘性。

与非技术密集型企业相比,技术密集型企业发展速度较快,盈利能力较强,更容易得到投资者的青睐。此外,技术密集型企业资金多用于投资特定的创新项目和技能劳动力,资产专用性程度较高。因此,当企业营业收入下降时,技术密集型企业对费用的削减相对非技术密集型企业对费用的削减更为困难,企业费用粘性更为显著。

技术密集型企业高风险、高收益的特点也对企业治理提出更高的要求,投资者对企业的监督也在一定程度上抑制了企业管理层机会主义;技术密集型企业内部则更提倡风险共担,管理者薪酬与股价关联性程度更高,股权激励程度更大,而高管股权激励对高技术企业的研发投入更为显著^[18],有利于降低股东和管理者的代理成本。因此,技术密集型企业的管理层机会主义程度往往比非技术密集型企业的管理层机会主义程度更低。但融资交易的火热进行提升了管理层和其他投资者的乐观情绪,导致市场对企业的监督有所松懈,使得企业管理者的机会主义行为更好隐藏,显著提升了技术密集型企业费用粘性。此外,技术密集型企业的盈利更依赖于产品的技术特性,研发投入对于保持公司的产品市场竞争力至关重要。因此,尽管融资交易会加剧管理层短视从而降低企业对创新项目的投入和对技能劳动的需求,使得调整成本下降从而抑制企业费用粘性,但这种抑制效应对技术密集型企业不显著。综上所述,融资交易提升了技术密集型企业的费用粘性。

与融资交易不同,融券交易反映了企业的负面信息。当企业面临卖空威胁时,负面信息在股票市场中的传递会抑制企业管理者对企业前景的乐观预期,使企业管理者在营业收入下降时及时削减企业费用支出以避免企业可能陷入的财务困境,这抑制了企业费用粘性。同时,融券制度作为一种企业

治理机制,能够约束企业管理层权力和机会主义动因,从而抑制管理者的在职消费和其他福利支出,降低了企业费用粘性。与非技术密集型企业相比,技术密集型企业对研发投入的投资更为重视和迫切,通过加大研发投入的力度来不断催生新技术和新产品^[19-20],企业即使未被纳入融券试点,也会将企业大量资源向创新活动倾斜。因此,融券制度对技术密集型企业的创新激励效应相对较弱^[21],导致融券交易对其调整成本的影响较不显著,从而难以通过增加调整成本的路径来促进企业费用粘性的提升。综上所述,融券交易对技术密集型企业的费用粘性具有抑制作用。此外,由于中国股票市场的实际融券规模较小,技术密集型企业又倾向于将资源向保持企业长久竞争力的项目倾斜,相较于非技术密集型企业更容易得到投资者的信任,因此,技术密集型企业的实际融券交易规模比非技术密集型企业的实际融券交易规模更小,融券制度通过事后惩罚效应对技术密集型企业费用粘性的影响可能较为微弱。融券制度的实施还会对企业管理层产生事前震慑效应。潜在的卖空威胁能够对企业产生治理效应^[22],从而对费用粘性产生抑制作用。

基于此,本文提出如下假设:

假设 3 对于技术密集型企业,融资交易加剧其费用粘性,融券交易通过事前震慑效应抑制企业费用粘性。

3 实证分析

3.1 模型设定与变量定义

本文借鉴权小锋等^[23]、M. C. Anderson 等^[1]的研究,建立双重差分模型:

$$\ln F_R = \alpha_0 + \alpha_1 \ln I_R + \alpha_2 D \ln I_R + \alpha_3 DT_r \ln I_R + \alpha_4 Dd_u \ln I_R + \alpha_5 T_r + \alpha_6 d_u + \sum E_V D \ln I_R + \sum E_V + \sum C_V + m_i + \mu_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中 F_R 表示企业的费用变动,为当年销管费用之和与前一年销管费用之和的比值; I_R 表示企业营业收入的变动,为当年营业收入与前一年营业收入的比值; T_r 代表企业当年是否被纳入融资融券试点虚拟变量,定义虚拟变量 d_u :若企业在样本期内被纳入融资融券试点名单,则 $d_u = 1$,否则 $d_u = 0$; D 表示营业收入是否下降的虚拟变量。此外,参照文献^[1]的方式设置了 4 个经济变量,用 E_V 表示,包括营业收入连续 2 年下降虚拟变量 D_w 、经济增长变量 G_h 、人力资本密集度变量 E_l 和固定资本密集度变量 A_l 。

C_v 表示控制变量,根据梁上坤^[24]的相关研究,选取企业规模变量 $\ln a_s$ 、企业上市年龄变量 A_g 、企业盈利水平变量 R_e 、企业资产负债率 L_e 、第 1 大股东持股比例 S_h 作为控制变量。 m_i 表示行业固定效应, μ_i 表示时间固定效应。当企业存在费用粘性时, α_2 应为负值,它表示收入变动一定的比例,但费用变动小于收入变动的比例。 α_3 显著为正说明融资融券政策

对试点企业费用粘性具有抑制作用, α_3 显著为负说明融资融券政策对试点企业费用粘性具有促进作用。此外,为厘清融资交易与融券交易对费用粘性可能存在的不同影响效应,本文在实证分析中进一步探究了融资规模 L_g 与融券规模 S_r 分别对费用粘性的影响效应。

表 1 给出具体的变量定义与说明。

表 1 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量定义与说明
因变量	F_R	企业的费用变动,为当年销管费用之和与前一年销管费用之和的比值
	T_r	企业当年是否被纳入融资融券政策试点虚拟变量,若被纳入,则取 1;否则取 0
	d_u	企业是否在样本期内被纳入过融资融券政策试点,若被纳入,则取 1;否则取 0
自变量	D	企业营业收入是否下降虚拟变量
	I_R	企业营业收入的变动,为当年营业收入与前一年营业收入的比值
	S_r	企业融券规模,用融券卖出额与成交额的比值衡量
	L_g	企业融资规模,用融资买入额与成交额的比值衡量
控制变量	a_s	企业总资产
	A_g	企业上市年龄
	R_e	企业当年净利润与年末净资产之比
	L_e	企业年末负债总额与年末资产总额之比
	S_h	企业最大股东持股比例
	D_w	营业收入是否连续 2 年下降虚拟变量,若是则取 1,否则取 0
	G_h	当年全国 GDP 增长率
	E_l	年末员工人数与当年营业收入(百万元)之比
	A_l	年末资产总额与当年营业收入之比

3.2 数据来源与样本选择

使用中国股票市场的融资融券试点政策作为准自然实验,考察纳入融资融券政策试点对企业费用粘性的影响。中国股票市场于 2010 年起开始开展融资融券试点政策,首期试点公司共有 90 只股票。随后,深圳证券交易所和上海证券交易所又分别对可进行融资融券交易股票的容量进行扩大,从 2010 年的 90 只股票扩大至沪深 2 市的 900 只股票。本文使用 2007—2014 年全部 A 股上市公司为研究对象,使用的上市公司相关信息来自 CSMAR 和 Wind 数据库。本文对样本的处理如下:1)剔除金融保险业上市公司;2)剔除 ST 标记的公司;3)剔除数据大量缺失的样本;4)剔除资产负债率小于 0 或大于 1 的样本,最终得到 13 461 家公司年度观测值。除此之外,本文对所有连续变量进行了上下各 1% 的 winsorize 处理。

3.3 基准回归

3.3.1 描述性统计 表 2 给出变量的描述性统计,用以分析样本数据的统计特征。本文的观测样本数为 13 461 家公司。由表 2 可知, $\ln F_R$ 和 $\ln I_R$ 的均值分别为 0.158 和 0.131,它们的中位数分别为 0.145 和 0.120(均大于 0)。这表明在样本中大部分企业的销管费用之和与营业收入较上年均呈现增长趋势。 T_r 的均值为 0.132,这表明在总样本中有 13.2% 的公司年样本被纳入融资融券试点。企业规模、企业年龄、企业盈利水平、资产负债率和第 1 大股东持股的均值分别为 21.751、8.903、0.079、0.440 和 0.365,其他变量的统计特征均在预期范围之内。

3.3.2 基准回归结果 表 3 中模型 I ~ III 列出基于式(1)的实证结果。为厘清融资交易与融券交易究竟如何影响企业费用粘性的变动,本文还在模型 IV 所在列中汇报了企业融资规模与融券规模对

费用粘性影响的回归结果. 模型 V 则在式 (1) 的基础上纳入融券规模控制变量, 以探究在控制融券交易影响的前提下融资交易对企业费用粘性影响的因果作用效应. 表 3 中模型 I 的 2 项交互项 $D \ln I_R$ 的回归系数估计值为 -0.161 , 在 1% ($t = -6.721$) 的水平上显著为负, 这验证了样本上市公司存在费用粘性. 在模型 II 中 $D \ln I_R$ 的回归系数估计值依然显著为负; $DT_r \ln I_R$ 的回归系数估计值为 -0.188 , 在 1% ($t = -3.150$) 的水平上显著为负, 这说明融资融券政策的实施促进了试点企业费用粘性的提升. 在控制条件最为严格的模型 III 中结果依然支持以上结论. 在模型 IV 中核心解释变量 $DS_r \ln I_R$ 与 $DL_g \ln I_R$ 的系数估计值分别为 0.071 和 -0.010 , 但 $DS_r \ln I_R$ 的回归系数估计值不显著. 这说明融券交易

抑制了企业费用粘性的提升, 但抑制效果不明显, 其原因可能是: 中国融券市场还处于发展初期, 企业的融券实际规模还较小, 难以发挥其对企业费用控制行为的影响效应. 而融资交易则显著促进了企业费用粘性的提升. 在模型 V 中 $DS_r \ln I_R$ 的系数估计值为 0.075 , 在 10% 的水平上显著, 这再次验证了企业实际融券规模对费用粘性的微弱抑制效应. 在控制了融券实际交易规模对费用粘性影响效应的基础上, $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值依然显著为负, 这也验证融资试点政策对企业费用粘性的提升效应. 综合以上回归结果, 验证了假设 1, 即融资融券政策在总体上促进了企业费用粘性的提升. 进一步实证结果还得出: 融券交易对企业费用粘性具有微弱的抑制效应, 融资交易则显著提升企业费用粘性.

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测数量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
$\ln F_R$	13 461	0.158	0.217	0.145	-0.460	0.935
$\ln I_R$	13 461	0.131	0.294	0.120	-0.823	1.357
T_r	13 461	0.132	0.339	0	0	1.000
d_u	13 461	0.404	0.491	0	0	1.000
D	13 461	0.261	0.439	0	0	1.000
G_h	13 461	0.092	0.019	0.094	0.074	0.142
E_I	13 461	1.746	1.510	1.354	0.060	8.422
A_I	13 461	2.348	2.086	1.758	0.376	13.984
D_w	13 461	0.082	0.275	0	0	1.000
A_g	13 461	8.903	5.983	8.681	0.134	21.132
S_h	13 461	0.365	0.152	0.349	0.090	0.755
R_e	13 461	0.079	0.126	0.079	-0.603	0.432
L_e	13 461	0.440	0.215	0.444	0.040	0.896
$\ln \alpha_s$	13 461	21.751	1.206	21.585	19.435	25.459
S_r	13 461	0.083	0.350	0	0	2.340
L_g	13 461	1.462	4.640	0	0	23.180

3.3.3 附加性检验 1) 平行趋势检验. 为了保证以上双重差分模型政策评估效果的准确性, 接下来对双重差分模型进行平行趋势假说检验, 即处理组和对照组在实施融资融券政策之前的费用粘性应该具有相同的变动趋势. 借鉴文献[25]设定的检验双重差分模型平行趋势假说的方法, 本文在式 (1) 的基础上设定如下所示的回归模型:

$$\ln F_R = \eta_0 + \eta_1 \ln I_R + \eta_2 D \ln I_R + \sum_{j=-3}^3 \alpha_j DT_{ri,t-j} \ln I_R + \sum_{j=-3}^3 \beta_j Dd_{ui,t-j} \ln I_R + \sum_{j=-3}^3 \zeta_j T_{ri,t-j} + \sum_{j=-3}^3 \xi_j d_{ui,t-j} + \sum DE_V \ln I_R +$$

$$\sum E_V + \sum C_V + m_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中 $T_{ri,t-j}$ 是一个虚拟变量, 若在年份 $t-j$ 时公司 i 被纳入融资融券试点名单, 则该变量取 1, 否则取 0. 因此, $\beta_{-3} \sim \beta_{-1}$ 为公司被纳入融资融券名单之前 1~3 期的效果, $\beta_1 \sim \beta_3$ 为公司被纳入融资融券名单之后 1~3 期的效果. 本文以政策实施前 4 年及 4 年以上设为基准组, 不加入回归. 若 β_{-3} 、 β_{-2} 和 β_{-1} 不显著, 则平行趋势检验通过. 其中 C_V 为式 (1) 中的控制变量, ε_{it} 为随机误差项.

表3 基准回归结果

变量名称	$\ln F_R$				
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V
$\ln I_R$	0.357*** (27.149)	0.355*** (26.917)	0.356*** (27.039)	0.357*** (27.135)	0.356*** (27.028)
$D \ln I_R$	-0.161*** (-6.721)	-0.164*** (-5.983)	-0.296** (-2.525)	-0.317*** (-2.725)	-0.300** (-2.561)
$DT_r \ln I_R$		-0.188*** (-3.150)	-0.153** (-2.466)		-0.201*** (-2.720)
$Dd_u \ln I_R$		0.071 (1.579)	0.067 (1.505)		0.067 (1.500)
$D S_r \ln I_R$				0.071 (1.577)	0.075* (1.672)
$D L_g \ln I_R$				-0.010** (-2.213)	
T_r		-0.040*** (-6.594)	-0.032*** (-5.122)		-0.033*** (-4.672)
d_u		0.018*** (3.831)	0.018*** (3.876)		0.018*** (3.820)
S_r				-0.004 (-0.950)	0.001 (0.298)
L_g				-2.213 (-0.001)	
$D G_h \ln I_R$			1.530 (1.189)	1.909 (1.510)	1.554 (1.208)
$D D_w \ln I_R$			0.118** (2.532)	0.117** (2.508)	0.116** (2.478)
$DE_l \ln I_R$			0.008 (0.808)	0.006 (0.671)	0.007 (0.759)
$DA_l \ln I_R$			-0.017*** (-3.458)	-0.017*** (-3.334)	-0.016*** (-3.290)
G_h			-0.476*** (-3.920)	-0.321*** (-2.640)	-0.473*** (-3.898)
E_l			0.002 (1.437)	0.002 (0.206)	0.002 (1.423)
A_l			-0.000 (-0.212)	-0.0003 (-0.198)	-0.0002 (-0.197)
D_w			0.001 (0.151)	0.002 (0.206)	0.001 (0.152)
A_g			-0.006*** (-16.455)	-0.005*** (-16.365)	-0.006*** (-16.427)

表 3(续)

变量名称	$\ln F_R$				
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V
S_h			0.009 (0.775)	0.010 (0.832)	0.009 (0.779)
R_e			-0.044 ** (-2.264)	-0.041 ** (-2.131)	-0.044 ** (-2.269)
L_e			-0.037 *** (-3.136)	-0.040 *** (-3.370)	-0.038 ** (-3.162)
$\ln a_s$			0.012 *** (5.015)	0.013 *** (5.884)	0.012 *** (4.962)
常数项	0.031 (1.492)	0.024 (1.195)	-0.096 * (-1.792)	-0.137 *** (-2.644)	-0.100 * (-1.818)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	13 461	13 461	13 461	13 461	1346 1
调整 R^2	0.229 4	0.231 9	0.256 1	0.255 1	0.256 3

注:实证中所有回归都使用企业聚类调整得到稳健性标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,括号内为 t 值。

图 1 描绘出采用式(2)对双重差分模型进行平行趋势检验的置信区间估计图。图 1 的纵坐标为 $DT_{it,t-j} \ln I_R$ 的回归系数估计值的置信区间。 β_{-1} 、 β_{-2} 和 β_{-3} 的置信区间估计均包含 0, 可以认为与基准组相比较, 政策实施前的实验组与控制组的企业费用粘性没有发生显著性变化, 政策实施当年即 β_0 在 10% 的水平上显著, 这说明融资融券政策的冲击显著提升了企业当年的费用粘性, 为平行趋势假说提供了有效的经验支持。

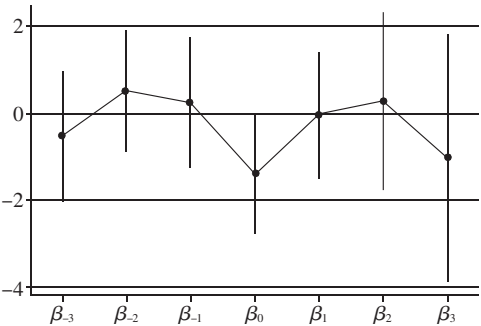


图 1 平行趋势假说检验图

2) 安慰剂检验. 为缓解样本选择性偏误对本文研究结论的干扰, 本文将政策实施年份分别向后倒推 3 年和 2 年、向前推进 3 年和 2 年, 若基准回归结果的显著性是由于处理组和对照组企业之间的固有差异而引起的, 则在不改变政策试点企业, 只是改变政策实施年份的前提下, 固有差异应该依然显

著引起费用粘性的提升, 但在表 4 的回归结果中 3 项交互项的系数估计值均不显著, 这说明通过了安慰剂检验, 即确实是由于政策试点的冲击而引致企业费用粘性的提升。

3) 其他稳健性检验. (a) 排除其他政策的干扰. 沪深 300 股指期货由 2010 年 4 月 16 日正式开始上市交易, 为排除此项政策对融资融券与试点企业费用粘性提升之间因果关系的干扰, 在回归模型中纳入变量 H_{S300} , 若某只股票当年属于 H_{S300} 成分股则取 1, 否则取 0. 回归结果如表 5 第 2 列所示. $DT_t \ln I_R$ 的回归系数估计值为 -0.147, 在 5% 的水平上显著, 这说明股指期货政策并未对企业费用粘性提升产生干扰. (b) 更换费用粘性衡量方式. 借鉴文献[3]的研究, 测算出企业的费用粘性水平 S_y . 回归结果如表 5 第 3 列所示. 在第 3 列中融资融券政策 T_t 的回归系数估计值为 0.039, 在 5% ($t = 2.560$) 水平下通过显著性检验, 这表明在融资融券放松后试点企业的费用粘性显著提高了 36.11% (0.039/0.108) (在文献[3]的模型样本中, T_t 的均值为 0.108, 限于篇幅, 此处未给出描述性统计结果). 以上结果再次验证了假设 1. (c) 纳入更多控制变量. 在基准回归模型中虽然考虑了融券规模和融资规模对费用粘性的影响效应, 但融券交易作为一种企业治理机制, 对于企业费用控制行为的事前震慑作

用不可忽视.表5第4列汇报了潜在卖空压力(S_{rqz})对费用粘性影响效应的回归结果.在第4列中 $DT_r \ln I_R$ 的回归系数估计值在1%(t 值为 -3.075)的水平上显著为负, $DS_{rqz} \ln I_R$ 的回归系数估计值在

10%的水平上显著为正,这说明潜在卖空压力对企业费用粘性存在抑制效应,但并不十分显著,在控制了潜在卖空压力的影响下,融资融券政策试点依然显著提升企业费用粘性,与基准回归结果一致.

表4 安慰剂检验

变量名称	$\ln F_R$			
	模型1	模型2	模型3	模型4
$D T_{r-3} \ln I_R$	-0.055(-0.998)			
$D T_{r-2} \ln I_R$		-0.038(-0.745)		
$D T_{r3} \ln I_R$			-0.103(-1.044)	
$D T_{r2} \ln I_R$				-0.074(-0.933)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	13 461	13 461	13 461	13 461
调整 R^2	0.249 2	0.249 1	0.249 1	0.254 6

表5 其他稳健性检验

变量名称	因变量 $\ln F_R$	因变量 S_y	因变量 $\ln F_R$
$DT_r \ln I_R$	-0.147**(-2.170)		-0.360***(-3.075)
$DH_{S300} \ln I_R$	-0.022(-0.289)		
T_r		0.039**(2.560)	
$DS_{rqz} \ln I_R$			0.848*(1.904)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.147***(-2.579)	0.653(1.511)	-0.096*(-1.780)
时间固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
观测值	13 461	12 246	13 461
调整 R^2	0.256 8	0.132 9	0.256 2

4 渠道检验

前文已证实融资融券会提升试点企业费用粘性,那么2者之间发生因果效应的作用渠道是什么?本部分将深入剖析融资融券政策通过何种路径提升试点企业费用粘性.

1)管理层乐观预期.在表6中模型5和模型6所在列汇报了融资融券政策通过影响企业管理层乐观预期进而作用于试点企业费用粘性的回归结果.模型7和模型8在模型5和模型6的基础上分离出融券交易与融资交易的单独影响效应.由于宏观经济增长率显著影响企业未来运营的市场环境,所以在宏观经济增长率提升时管理层出于对总体

经济向好的预期,对企业的发展前景也较为乐观,从而促进企业费用粘性^[1].因此,本文选取企业注册地所在的地方经济增长率(P_{gh})作为企业管理层乐观预期的替代变量,以 P_{gh} 的中位数作为分组变量,回归结果如表6所示.模型5为 P_{gh} 较大的组,模型6为 P_{gh} 较小的组.在模型6中 $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值为 -0.227 ,通过1%的显著性水平检验;在模型5中核心解释变量 $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值不显著,这在一定程度上说明融资融券试点政策的开展通过显著提升管理层乐观预期促进了企业费用粘性的提高.此外,本文采用Bootstrap方法对模型5和模型6的 $DT_r \ln I_R$ 系数估计值进行了组间系数差异 P 值检验, P 值为0.002,其在1%的水平上通过显著性检验.因此,分组回归的结果具有统计学意

义上的显著性. 模型 7 为 P_{ch} 高于中位数且在模型 5 基础上控制融券交易规模的组, 模型 8 为 P_{ch} 低于中位数且在模型 6 基础上控制融券交易规模的组. 在模型 8 中, $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值显著为负, $DS_r \ln I_R$ 的系数估计值为 0.096, 其在 10% 的水平上显著; 在模型 7 中核心 3 项交互项 $DT_r \ln I_R$ 不显著. 这再次说明: 融资融券试点政策通过提升企业管理层对企业前景的信心和乐观预期显著提升了试点企业费用粘性; 融券交易规模则抑制了企业费用粘性, 但这种抑制效应较为微弱. 因此, 以管理层乐观预期为渠道的融资融券政策对费用粘性的影响效应主要动力来自融资交易.

2) 调整成本. 在表 7 中模型 9 和模型 10 所在列汇报了融资融券政策通过影响企业调整成本进而作用于试点企业费用粘性的回归结果. 模型 11 和模型 12 在模型 9 和模型 10 的基础上分离出融券交易与融资交易的单独影响效应. 由于企业资产专用性程度与调整成本息息相关, 所以资产专用性越强, 企业的调整成本通常越高. 因此, 本文借鉴赵璨等^[26]的研究, 选取资产专用性(A_s)作为企业调整成本的替代变量, 以 A_s 的中位数作为分组变量, 回归结果如表 7 所示. 模型 9 为 A_s 较大的组, 模型 10 为 A_s 较小的组. 在模型 10 中 $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值不显著; 在模型 9 中 $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值在 5% 的水平上显著, 但为负值. 这说明调整成本不是融资融券政策与费用粘性之间因果影响的作用渠道. 其理

由如下: 若融资融券试点的开展通过增大企业调整成本进而提升企业费用粘性, 则在资产专用性较小的组中, $DT_r \ln I_R$ 的回归系数估计值应该显著为负; 反之, 若融资融券试点通过降低企业调整成本进而抑制费用粘性, 则在资产专用性较大的组中, $DT_r \ln I_R$ 的回归系数估计值应该显著为正. 模型 11 和模型 12 的结果再次验证了以上结论, 且实证结果发现融券交易规模对费用粘性的抑制效应不显著.

3) 管理层机会主义. 在表 8 中模型 13 和模型 14 所在列汇报了融资融券政策通过影响企业管理层机会主义进而作用于试点企业费用粘性的回归结果. 模型 15 和模型 16 在模型 13 和模型 14 的基础上分离出融券交易与融资交易的单独影响效应. 借鉴权小锋等^[23]的研究, 选取管理层权力(P_w)作为企业管理层机会主义的替代变量, 回归结果如表 8 所示. 模型 13 为 P_w 较大的组, 模型 14 为 P_w 较小的组. 在模型 13 中 $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值不显著; 在模型 14 中 $DT_r \ln I_R$ 的系数估计值为 -0.149, 其在 5% 的水平上显著. 这在一定程度上说明融资融券试点通过提升管理层机会主义动机促进了企业费用粘性. 模型 15 和模型 16 的结果再次验证了以上结论, 且实证结果发现融券交易规模对费用粘性的抑制效应不显著. 运用 Bootstrap 法进行组间系数差异检验, P 值均在 10% 的水平上显著, 这可认为分组回归结果具有在统计学意义上的显著性.

表 6 Panel A: 管理层乐观预期的渠道检验

变量名称	$\ln F_R$			
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
$DT_r \ln I_R$	-0.000 3 (-0.003)	-0.227*** (-3.040)	0.001 (0.010)	-0.296*** (-3.395)
$DS_r \ln I_R$			-0.004 (-0.043)	0.096* (1.888)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.091 (-1.049)	-0.228** (-2.500)	-0.093 (-1.063)	-0.220** (-2.357)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	7 235	6 226	7 235	6 226
调整 R^2	0.253 7	0.268 9	0.253 7	0.269 6

5 进一步拓展

前文的实证结果提炼了融资融券政策冲击对试点企业费用粘性的影响效应, 但未考虑企业的异质性对 2 者之间作用效果的影响. 不同要素密集度

的企业由于成本结构不同, 所以在业务量变化时企业的成本控制行为有所不同, 从而影响企业费用粘性. 因此, 有必要考虑企业要素密集度的异质性对 2 者之间因果关系的影响, 从而在不同成本结构的行业中, 准确提炼融资融券政策对企业费用控制行为影响的政策处理效应, 为优化和完善金融市场中各

行业企业的费用控制提供思路 and 对策. 将样本上市公司按照要素密集度划分为技术密集型企业 and 非技术密集型企业, 并对其进行分组回归, 回归结果如表 9 所示.

表 7 Panel B:调整成本的渠道检验

变量名称	$\ln F_R$			
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
$DT_r \ln I_R$	-0.219^{**} (-2.539)	-0.113 (-1.317)	-0.287^{***} (-2.693)	-0.144 (-1.443)
$DS_r \ln I_R$			0.079 (1.424)	0.065 (0.832)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.036 (-0.479)	-0.142^{*} (-1.927)	-0.042 (-0.548)	-0.142^{*} (-1.857)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	6 731	6 730	6 731	6 730
调整 R^2	0.241 8	0.282 9	0.242 2	0.283 0

表 8 Panel C:管理层机会主义的渠道检验

变量名称	$\ln F_R$			
	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
$DT_r \ln I_R$	-0.097 (-0.698)	-0.149^{**} (-2.185)	-0.141 (-0.885)	-0.201^{**} (-2.470)
$DS_r \ln I_R$			0.095 (0.917)	0.078 (1.596)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.111 (0.862)	-0.131^{**} (-2.178)	0.077 (0.579)	-0.131^{**} (-2.142)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3 029	10 432	3 029	10 432
调整 R^2	0.274 0	0.254 5	0.274 5	0.254 7

表 9 的第 2 列为技术密集型企业的回归结果, 第 3 列为非技术密集型企业的回归结果. 在第 3 列中 $D \ln I_R$ 的回归系数估计值为 -0.451, 且其在 5% 的水平上显著, 这说明技术密集型企业样本具有费用粘性, 但 $DT_r \ln I_R$ 的回归系数估计值为 -0.109, 未通过显著性检验, 这表明融资融券政策对技术密集型企业的费用粘性具有促进作用, 但促进效果不显著; 在第 3 列中 $D \ln I_R$ 的回归系数估计值为负但不显著, 这说明非技术密集型企业不存在显著的费用粘性. 值得深思的是, 技术密集型企业由于其高风险、高收益的特性而相比资本密集型和劳动密集型企业更提倡风险共担, 对股价和企业价值也更为重视, 为何企业的费用控制行为却不受股票市场政策实施的影响? 本文认为这可能是由融资、融券交易对费用粘性的反向作用效应相互抵消所致. 因此, 本文针对技术密集型企业, 分离融资交易与融券交易对其费用粘性的影响效应. 结果如表 10 所示.

表 10 中第 2 列和第 3 列汇报了在技术密集型企业样本中控制实际融券规模和潜在融券规模影响的回归结果. 从表 10 的第 2 列可以看到, $DT_r \ln I_R$ 和 $DS_r \ln I_R$ 的回归系数估计值均不显著. 而在第 3 列中, $DT_r \ln I_R$ 和 $DS_{rqz} \ln I_R$ 的回归系数估计值分别为 -2.425 和 9.234, 且它们都在 1% 的水平上显著, 这说明: 在技术密集型企业样本中, 实际融券交易规模对企业费用粘性的影响不显著, 但潜在融券压力对费用粘性具有显著的抑制作用, 在控制潜在融券压力对费用粘性影响时, 融资融券政策对费用粘性开始呈现出显著的提升效应. 这可能原因是: 中国融券交易仍处于发展阶段, 融券交易规模较小, 其对企业费用粘性的影响效应不显著. 但融券政策对企业具有事前震慑效应, 从而影响企业费用控制行为, 而融资交易对企业费用粘性具有显著的促进效应. 这验证了本文的假设 3.

表 10 第 4 ~ 9 列汇报了在控制潜在融券压力影响时融资融券政策对技术密集型企业费用粘性之

间因果关系的作用渠道检验结果. 由 $D \ln I_R$ 和 $DT_r \ln I_R$ 的回归系数估计值可知:在技术密集型企业中,在剔除潜在卖空压力影响时,融资融券政策通过激发企业管理层机会主义动机来提升企业费用粘性,且分组回归结果通过组间系数差异检验,调整成本和管理层乐观预期都不是 2 者之间因果作用效应的影响渠道. 这可能原因是:技术密集型企业通常受研发创新的需要,具有较高的资产专用性,而其高风险、高收益的特征又使得企业管理更注重风险共担,管理层具有更高的股权激励,与非技术密集型企业相比较,公司股东和管理者更倾向于向企业的成长性投资,注重企业发展的可持续性和长期性. 因此,技术密集型企业的管理层机会主义动机相对较低. 但融资交易带来的股价暴涨,一方面导致管理层为维持股价而迎合投资者看好的项目,

进行过度投资;另一方面,在股价上升时投资者对企业管理的监督放松,管理层机会主义行为更容易隐蔽进行,从而促进了管理层机会主义,致使企业费用粘性显著提升.

表 9 要素密集度的异质性检验

变量名称	$\ln F_R$	
	技术密集型	非技术密集型
$D \ln I_R$	-0.451 ** (-2.448)	-0.242 (-1.589)
$DT_r \ln I_R$	-0.109 (-0.898)	-0.151 ** (-2.039)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.101 (-1.303)	-0.071 (-1.031)
时间固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
观测值	5513	7949
调整 R^2	0.3113	0.2188

表 10 融资融券影响技术密集型企业费用粘性的渠道检验

变量名称	技术密集型企业							
	实际融资融券规模	潜在融资融券规模	$P_w = 1$	$P_w = 0$	A_s 较大	A_s 较小	P_{Ch} 较大	P_{Ch} 较小
$D \ln I_R$	-0.454 ** (-2.465)	-0.452 ** (-2.454)	-0.008 (-0.025)	-0.601 *** (-2.708)	-0.473 * (-1.738)	-0.551 ** (-2.265)	-0.056 (-0.228)	-0.422 (-0.781)
$DT_r \ln I_R$	-0.136 (-0.788)	-2.425 *** (-21.362)	244.495 (0.992)	-2.483 *** (-19.601)	9.088 (0.186)	14.581 (0.192)	124.646 (0.670)	-2.461 *** (-14.640)
$DS_r \ln I_R$	0.044 (0.339)							
$DS_{rqz} \ln I_R$		9.234 *** (17.950)	-978.433 (-0.992)	9.298 *** (15.835)	-37.258 (-0.191)	-57.996 (-0.191)	-499.333 (-0.670)	9.306 *** (14.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.080 (-1.007)	-0.099 (-1.276)	-0.217 (-1.247)	-0.074 (-0.862)	0.035 (0.294)	-0.245 ** (-2.411)	-0.088 (-0.732)	-0.173 (-1.352)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5 513	5 513	1 600	3 913	2 756	2 756	2 956	2 557
调整 R^2	0.311 6	0.312 1	0.285 9	0.326 6	0.339 9	0.216 1	0.329 4	0.310 2

6 结论与建议

本文将中国 2010 年开始实施的融资融券政策作为外生冲击,以 2007—2014 年中国上市公司数据为研究样本,构造双重差分模型,通过捕捉融资融券政策实施之后试点企业费用粘性的变化,把融资

融券政策与试点企业费用粘性提升的影响效应从其他不可观测因素的影响中分离出来. 研究结果表明:

- 1) 对于标的企业而言,融资融券政策能够显著提升企业费用粘性,其提升作用来自融资交易,融券交易则抑制了费用粘性,但抑制效果微弱.
- 2) 渠道检验结果表明,融资融券政策的实施主

要通过提升管理层乐观预期和管理层机会主义动机促进企业费用粘性的提升,而调整成本不是影响融资融券试点与费用粘性之间因果效应的作用渠道。

3)对于技术密集型企业,融资融券政策对费用粘性的影响效应不显著,这主要是由于融资交易与潜在融券压力对企业费用粘性的反向作用效应相互抵消所致。具体而言,融资交易促进了技术密集型企业费用粘性的提升,实际融券规模对费用粘性的影响效应不显著,但融券的潜在卖空压力显著抑制了企业费用粘性。进一步进行渠道检验发现,在控制潜在融券压力时,融资融券政策通过激发技术密集型企业的管理层机会主义动机促进了试点企业费用粘性的提升。

结合以上结论,本研究具有一定的政策启示:

1)融资融券政策对企业微观行为可能具有截然不同的影响效应,融资交易对管理层机会主义和管理层乐观预期具有显著的促进效应,融券交易虽然具有一定的公司治理效应,但受限于当前较小的融券交易规模。此外,融券的事前震慑效应不容忽视。因此,政府部门可适当扩大允许卖空股票的种类和范围,完善转融券相关制度,丰富可卖空股票的券源渠道,继续减少市场卖空限制,扩大融券业务的市场份额。

2)技术密集型企业的成本管理要着重完善企业内部的公司治理制度,减少企业管理层为己谋利的机会,充分发挥融券交易试点的事前震慑效应,在融资交易规模扩大时,加强对企业管理层的监督,避免为迎合投资者而进行的过度投资和风险投资。

3)企业管理层应该合理控制企业费用粘性,加快云计算等数字技术与企业费用管理的结合运用,实现企业费用支出弹性化,避免出现费用粘性高的现象,降低企业运行风险。同时,保持适当的费用粘性有助于企业对剩余资源重新配置提供缓冲,提升企业配置效率。

7 参考文献

[1] ANDERSON M C, BANKER R D, JANAKIRAMAN S N. Are selling, general, and administrative costs “sticky”?

- [J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41 (1): 47-63.
- [2] 孙铮,刘浩.中国上市公司费用“粘性”行为研究[J].*经济研究*,2004,39(12):26-34,84.
- [3] WEISS D. Cost behavior and analysts' earnings forecasts [J]. *Accounting Review*, 2010, 85(4): 1441-1471.
- [4] 孙林杰,彭丽霞,孙万君.研发成本粘性与技术创新绩效的关联性研究[J].*科学学研究*, 2022, 40(4): 695-703.
- [5] KAMA I, WEISS D. Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51(1): 201-224.
- [6] 葛永盛,宋晓芳,雷英.国有企业混合所有制改革能降低费用粘性吗? [J]. *财贸研究*, 2022, 33(2): 97-110.
- [7] 刘媛媛,刘斌.劳动保护、成本粘性与企业应对[J].*经济研究*, 2014, 49(5): 63-76.
- [8] 陶长琪,丁煜.卖空压力与企业费用粘性:一项准自然实验[J].*管理学报*, 2021, 34(5): 1-23.
- [9] 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[J].*管理世界*, 2019, 35(1): 151-166, 228.
- [10] SAFFI P A C, SIGURDSSON K. Price efficiency and short selling [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(3): 821-852.
- [11] 杜勇,邓旭.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[J].*财贸经济*, 2020, 41(2): 69-83.
- [12] 董卉宁,刘琦,阮宏勋.中国式卖空机制与高管减持:基于融资融券分步扩容的准自然实验[J].*金融研究*, 2022(1): 167-184.
- [13] MASSA M, ZHANG Bohui, ZHANG Hong. The invisible hand of short selling: does short selling discipline earnings management? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(6): 1701-1736.
- [14] 黄俊威,龚光明.融资融券制度与公司资本结构动态调整:基于“准自然实验”的经验证据[J].*管理世界*, 2019, 35(10): 64-81.
- [15] 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[J].*经济研究*, 2016, 51(5): 143-158.
- [16] 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[J].*经济评论*, 2019(1): 106-120.
- [17] 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[J].*经济研究*, 2018, 53(6): 127-141.
- [18] 王燕妮.高管激励对研发投入的影响研究:基于我国制

- 制造业上市公司的实证检验 [J]. 科学学研究, 2011, 29(7):1071-1078.
- [19] 周润辉,陶长琪. 省际 R&D 溢出如何促进本地产业结构升级?:基于 2 阶段创新价值链的中介分析 [J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2020, 44(2):127-135.
- [20] 陶长琪,冷琴. 以创新驱动促进江西省制造业高质量发展的实证研究 [J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2021, 45(1):1-9.
- [21] 刘惠好,冯永佳. 卖空机制对公司创新投入的影响研究:基于高技术公司和非高技术公司异质性视角 [J]. 预测, 2020, 39(2):70-75.
- [22] 佟爱琴,马惠娟. 卖空的事前威慑、公司治理与高管隐性腐败 [J]. 财贸经济, 2019, 40(6):85-100.
- [23] 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 [J]. 管理世界, 2017, 33(1):128-144, 187-188.
- [24] 梁上坤. 媒体关注、信息环境与公司费用粘性 [J]. 中国工业经济, 2017(2):154-173.
- [25] SERFLING M. Firing costs and capital structure decisions [J]. Journal of Finance, 2016, 71(5):2239-2285.
- [26] 赵璨,曹伟,姚振晔,等. “互联网+”有利于降低企业成本粘性吗? [J]. 财经研究, 2020, 46(4):33-47.

Does Chinese Style Margin Trading and Short Selling Enhance the Stickiness of Enterprise Cost?

DING Yu^{1,2}, TAO Changqi^{2*}, LIAO Jun³

(1. Post-Doctoral Scientific Research Workstation, China Merchants Bank, Shenzhen Guangdong 518040, China;

2. School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China;

3. Heyao Middle School, Xiangdong District, Pingxiang Jiangxi 337017, China)

Abstract: Using the data of listed companies from 2007 to 2014, the difference-in-difference model is established to explore the policy processing effect of the margin trading and short selling pilot policy on corporate cost stickiness. On this basis, the different effects of margin trading and short selling are clarified. A series of robustness tests are carried out, from the three perspectives of optimistic expectations of corporate management, adjustment costs and management opportunism, the channel of the effect of margin trading and short selling pilot policy on the causal effect of the cost stickiness of the pilot enterprises is further verified, and from the perspective of enterprise factor intensity, the heterogeneous impact of margin trading and short selling pilot policy is explored on the stickiness of corporate cost. The results of the study show that after the implementation of the margin trading and short selling pilot policy, the pilot companies' cost stickiness has increased significantly, and the effect of the increase comes from margin trading, the short selling has suppressed the corporate cost stickiness, but the suppression effect is weak. Corporate management's optimistic expected increase and opportunistic motivation promotion is an important channel for margin trading and short selling pilot policy to promote enterprise cost stickiness. Margin trading and short selling pilot policy have not significantly affected the cost stickiness of technology-intensive enterprises, but this is because the reverse effect of margin trading and potential short selling pressure on cost stickiness are offset.

Key word: Chinese style margin trading and short selling; cost stickiness; optimistic expectations of management; adjustment cost; management's opportunism

(责任编辑:曾剑锋)