

卖空机制影响公司税收激进程度吗？*

——基于我国融资融券业务的经验证据

黄超^{1,2}，罗乔丹³

(1.中央国债登记结算有限责任公司 博士后科研工作站，北京 100033；2.中国人民银行金融研究所 博士后科研流动站，北京 100033；3.上海财经大学会计学院，上海 200433)

内容提要：借助2010年中国证监会放松卖空约束这一“自然实验”，本文系统考察了卖空机制的引入对公司税收激进行为的影响。研究发现，卖空机制有助于约束管理层的机会主义行为，在一定程度上发挥外部治理功能，从而有效降低公司的税收激进程度。进一步的研究显示，与税收征管力度较强的地区相比，税收征管力度较弱地区的公司面临的外部监督制约较小，进而有更强的避税动机，因此卖空机制的引入对其税收激进程度的抑制作用更明显；而且，在信息透明度较低的公司，投资者较难了解其真实的经营状况，使公司更有条件和空间进行税收激进行为，因此卖空机制的引入更能降低其税收激进程度。

关键词：卖空机制；税收激进；税收征管；信息透明度

中图分类号： F812.42 **文献标识码：** A

一、引言

在2010年以前，我国的证券市场基本属于单边市场，投资者只能通过买入股票进行做多交易或者“用脚投票”卖出持有的股票。但在2010年3月31日，我国证监会正式放松卖空管制之后，投资者可以对纳入卖空名单的标的股票进行卖空交易。有关研究表明，卖空机制的引入可以有效加快负面消息融入股价的速度，提高市场的流动性和定价效率，改善公司的信息环境^[1-4]。也有学者从公司层面出发，证实了卖空机制可以发挥外部治理功能，包括抑制盈余操纵、提高投资效率、改善并购绩效、增加持有现金价值、促进公司创新等^[5-9]。但截至目前，鲜有文献考察卖空机制对公司税收激进行为的影响机理。

近年来，随着安然公司、泰科国际等国内外有关税收负面事件的陆续曝光，研究人员和社会公众对公司税收激进行为的关注度日益上升。大量公司利用复杂的交易和名目来增加外部审查的难度，降低税务部门监管的有效性，获取税收优惠或逃避纳税。同时，我国上市公司具有股权集中、所有者缺位、治理机制不完善等特点，因此研究卖空机制能否在中国特殊的新兴市场环境发挥治理效应、抑制公司税收激进行为具有重要的理论价值和现实意义。

以我国融资融券业务推出为制度背景，本文利用双重差分模型，检验卖空机制引入能否抑制公司的税收激进行为。本文的主要贡献体现如下。首先，有学者研究证实了卖空机制可以发挥外部治

基金项目：中国博士后科学基金资助项目（2018M631714）

作者简介：黄超（1987-），男，中央国债登记结算有限责任公司博士后科研工作站与中国人民银行金融研究所博士后科研流动站联合培养博士后，研究方向为资本市场会计与金融创新。

理效应、抑制管理层的机会主义行为，但卖空机制能否有效降低公司的税收激进程度？本文的分析对此提供了经验证据，深化了我们对公司税收激进行为影响因素的理解，补充了公司税收激进领域的研究文献。其次，本文将卖空机制的研究扩展至公司避税领域，首次就融资融券业务对公司税收激进程度的影响进行了考察，丰富了资本市场卖空机制的研究文献，也拓展了我们对融资融券业务经济后果的认知。第三，由于我国资本市场税收代理问题较为突出，研究卖空机制对公司税收激进行为的抑制功能对于完善资本市场规则、规范企业纳税行为、提高公司治理水平、促进证券市场健康发展具有重要意义。最后，本文借助我国融资融券业务推出这一外生事件，检验卖空机制对公司税收激进行为的影响，在一定程度上避免了内生性问题，因此研究方法具有一定的引申和借鉴意义。

本文其他部分安排如下：第二部分介绍了研究的制度背景并对相关文献进行了回顾；第三部分在理论分析的基础上提出研究假说；第四部分是研究设计，介绍了样本、数据和模型；第五部分为实证检验与结果分析；第六部分进行了若干稳健性测试；最后对本文进行了总结。

二、制度背景与文献回顾

1. 制度背景

卖空交易最早出现在17世纪的荷兰，其主要动机包括投机、避税等。伴随着全球各证券市场的不断发展和完善，卖空机制开始在越来越多的国家出现，其交易目的也变得更加多元化。2010年3月31日，作为一种金融创新机制，融资融券业务试点在我国正式启动，从而结束了我国长达20多年的单边市场情况。从具体操作手段来看，卖空机制即融券业务，是指投资者向具有融资融券资格的证券公司提供相应的担保物品，借入标的证券并卖出获得收益的行为。由于保证金制度的存在，使得卖空交易具有财务杠杆的效应，因此大部分国家都将保证金比例作为实施监管的主要手段。

我国融资融券业务的推出，标志着我国证券市场的进一步完善和成熟，在多方面对投资者、上市公司、证券公司以及整个证券市场都发挥了重要的作用。首先，卖空机制拓展了投资者及证券公司的盈利模式，并为投资者规避风险提供了新的途径。其次，卖空机制增加了股票的供求弹性，有助于证券价格回归内在价值。第三，由于采取保证金交易的形式，卖空机制在扩大市场交易规模的同时降低了交易成本，提高了证券市场的流动性。

在经历了先试点后推广的过程后，融资融券标的证券数量逐步增多。截至2017年11月底，我国融资融券标的证券的数量已达到971只，其中标的股票为950只，占整个市场的比重超过30%。此外，在经历了2015年的股票牛市之后，我国融资融券交易额和余额不断上升。根据中国证券金融公司披露的数据，截至2017年11月底，融资买入交易额为414.6亿元，融券卖出交易额为28.8亿元，占整个A股市场交易额的比重超过10%。融资融券余额也从2010年3月的582.48万元上升至2017年11月底的10286.6亿元，占A股流通总市值的2.32%。

表 1 融资融券标的数量变化一览

扩容时间	新增标的数量	剔除标的数量	标的股票总数	A股上市公司总数	标的股票占比(%)
正式启动(2010.3.31)	90	/	90	1,627	5.53

第一次扩容（2011.12.5）	189	1	278	1,935	14.37
第二次扩容（2013.1.31）	222	0	500	2,048	24.41
第三次扩容（2013.9.16）	206	6	700	2,468	28.36
第四次扩容（2014.9.22）	205	5	900	2,559	35.17
第五次扩容（2016.12.2）	50	0	950	3,218	30.37

数据来源：中国证券金融公司

2. 文献回顾

（1）卖空机制的治理效应

大量研究表明，卖空机制有利于约束管理人员的机会主义行为，改善公司信息环境，发挥外部治理效应。卖空机制引入之后，投资者更加有动机通过挖掘公司财务操纵信息进行交易并获利。有研究发现，在公司的财务违规行为被揭露之前，卖空交易量就会出现显著的上漲，这表明卖空交易者有能力提前识别公司的违规行为^[10]。在股票成为融资融券业务标的之后，上市公司的盈余管理行为得到显著的抑制，这表明公司卖空机制可以有效地发挥外部治理功能^[5,11,12]。在企业实物期权的视角下，靳庆鲁等（2015）^[6]创新性地发现卖空机制能够影响公司投资决策，在一定程度上提高企业对投资机会的敏感度，进而改善企业执行清算期权的价值。张璇等（2016）^[13]通过对比可卖空标的股票和非标的股票，发现纳入卖空标的股票的公司发生财务重述的可能性有所降低，表明我国卖空机制可以有效改善上市公司的信息披露质量及公司治理水平。侯青川等（2017）^[8]更为深入地从第二类代理问题出发，认为卖空机制的引入提高了大股东的掏空成本，从而发挥了保护中小股东利益的作用。此外，也有学者从企业融资行为的角度出发，发现卖空机制降低了公司融资需求，且对债务融资需求的抑制比权益融资更为显著，从而降低了公司杠杆水平^[14]。权小锋和尹洪英（2017）^[9]从公司创新的视角切入，证实卖空机制在我国发挥了较为显著的创新激励效应。

（2）公司税收激进的影响因素

在公司避税或税收激进领域，大量学者从理论和实证方面进行了研究。Desai et al.（2007）^[15]认为，作为理性经济人，公司管理层会通过构造复杂的组织结构或者交易，在减少税收的同时转移公司财产，而较高的税收征管强度可以发挥外部治理作用，减少管理层的财产转移。从税收激进程度的影响因素出发，已有的文献主要是从公司特征、管理层薪酬、税收征管等视角展开研究。有学者研究发现，公司的跨国业务规模越大、杠杆水平越高、诉讼损失越大，公司的实际税率越低，表明其税收激进程度越高^[16,17]。Chen et al.（2010）^[18]研究发现，对于股权集中度较高的家族企业，虽然可以通过避税活动获取一定收益，但会承担声誉受损、股价下跌的后果，因此相较于非家族企业，家族企业的税收激进行为会相对保守一些。在管理层薪酬的影响方面，Phillips（2003）^[19]发现管理层薪酬与公司的税后收入相关性越高，管理层利益和股东利益结合越紧密，公司的税收激进程度越高，表明避税活动能够增加公司价值。然而，Desai et al.（2007）^[15]使用异常的会计税收差异作为税收激进衡量指标却得出了相反的结果，假如管理层在公司避税活动中存在私人利益转移，那么管理层的利益和股东利益结合越紧密，公司避税激进程度越低。Francis et al.（2014）^[20]检验了CFO性别

对公司避税行为的影响，由于女性的性格特征可能相对保守，因此对于CFO为女性的公司，其税收激进程度相对较低。从税收监管与税收激进程度关系的角度出发，有学者研究发现，有效的税收监管可以抑制公司的盈余管理行为，降低公司的关联交易，改善公司的治理环境^[21,22]。此外，还有学者证实，高质量的外部审计服务、完善的内部控制制度以及机构投资者监督也可以有效遏制企业的避税行为，从而提高公司价值^[23-25]。

三、理论分析与假说发展

与传统观点认为企业避税行为可以节省现金流出从而增加公司价值不同，基于税收代理观的相关文献发现，即使只从企业微观视角考虑，税收激进行为也不一定能够提高公司价值^[15]。在进行税收激进行为时，为规避税务机关的稽查，公司往往需要构造一些复杂的交易，从而降低了公司的信息环境，而且公司内部人和股东的利益往往并不一致，因此税收激进为公司内部人谋取私人利益提供了机会^[26]。Chen et al. (2010)^[18]认为，虽然家族企业通过税收激进行为可以享受一定的掏空便利和现金流收益，但同时也要承担外部投资者对公司股票估值下降以及声誉受损的代价。Kim et al. (2011)^[27]以美国的公司为研究样本，发现税收激进行为有利于管理层通过机会主义行为掩藏公司负面消息，增加了未来股价崩盘的风险。此外，公司的避税行为还降低了业绩对薪酬的敏感性，提高了代理成本，并使投资效率下降^[26,28]。

卖空机制的引入加快了股票对于负面消息的吸收速度，增加了公司股价的下跌压力^[29,30]。大量研究表明，卖空机制可以降低盈余管理程度、规范公司融资行为、抑制大股东掏空行为，从而有效发挥外部治理功能^[11,14]。卖空机制可以从以下方面抑制公司的税收激进行为。首先，作为一种特殊的盈余操纵手段，企业税收激进行为的一个重要表现就是税收利润与会计收益之间的差异^[23]。而以往研究证实，卖空机制可以有效抑制盈余管理活动，因此也可以在一定程度上降低公司税收激进程度。其次，公司的税收激进行为意味着留存更多的税收资源，但这会增加税收征管部门、卖空交易者、新闻媒体等相关主体发现不当行为的可能性，从而面临相应惩罚和法律风险。一旦公司的税收激进行为被市场识别出来，卖空投资者就会利用负面信息进行卖空交易，从而使公司股票价格快速下跌。第三，公司在进行税收激进行为时构造的复杂且隐蔽的交易为管理层隐藏公司负面消息、进行机会主义行为提供了条件和机会。有研究证实，卖空投资者有很强的信息挖掘能力，会投入大量时间搜集并分析公司信息，并在负面信息曝光之前发现公司的财务舞弊等不当行为并进行卖空交易，从而改善公司的信息环境，降低公司税收激进程度^[31,32]。

综上所述，随着卖空机制的引入，卖空投资者挖掘公司负面消息的动机增强，使股价面临更大的下跌压力，抑制了管理层的机会主义行为，降低了公司的税收激进程度。基于以上分析，提出本文的研究假说1。

假说1：卖空机制的引入显著降低公司税收激进程度。

在税收征管的过程中，相关部门通过检查公司的财务账目，可以抑制公司关联交易、转移定价等税收激进行为^[21]。较强的税收征管力度可以发挥外部治理作用，减轻大股东的侵占行为，抑制管理层的机会主义行为，缓解公司避税行为中的代理问题，降低企业激进税收程度，提高公司价值^[15]。叶康涛和刘行（2011）^[22]发现，税收征管力度越强，公司向上的盈余管理行为越能够得到抑制。孙刚（2012）^[33]发现，我国的家族企业有较高的避税倾向，而且这种现象在税收征管强度较差的地方

更加显著。

作为公司税收激进的重要手段，经营性关联交易和盈余管理活动一直受到税收征管部门的重点关注^[34]。加强税收征管可以提高公司对关联交易以及会计盈余的披露质量，有助于抑制管理层通过关联交易转移资源，约束管理层的机会主义倾向^[35]。在税收征管力度较弱的地区，公司的经营性关联交易、盈余管理等税收激进手段受到来自监管部门的约束较少，具有较强的税收激进动机，此时卖空机制更能有效发挥治理功能，对其税收激进程度的降低作用也更为明显；而在税收征管力度较强的地区，公司进行关联交易、盈余管理等税收激进行为的动机本身相对较弱，相应的税收激进程度也会较低，因此卖空机制对其税收激进行为的抑制效应也相对不明显。因此，卖空机制的引入对税收征管力度较弱地区的公司税收激进行为的抑制作用更明显。据此，我们提出本文的研究假说 2。

假说 2：相对于税收征管力度较强地区的公司，卖空机制对税收征管力度较弱地区公司的税收激进程度降低更明显。

公司在进行税收激进行为时，往往会采取一些复杂的、不透明的交易手段，为大股东或管理层转移公司资源提供一定的便利。公司信息透明度越低、组织结构越复杂、业务经营多元化程度越高，那么其进行税收激进行为的可能性与操纵性空间就越大^[23]。但是，一旦这些税收激进行为被税务机关、投资者等主体识别出来，管理层不仅面临经济处罚，还会承担失业、声誉受损等严重后果。尤其是在证券市场引入卖空机制的情况下，公司的负面信息在市场传播的速度加快，股价面临的下跌压力更大。因此，公司的信息透明度越高，管理层寻租的空间就越小，其利用复杂的避税技术等手段隐藏坏消息、进行机会主义行为的可能性也越低，此时卖空机制对公司税收激进行为的抑制作用越不明显。而当公司的信息透明度较低时，管理层有动机通过构造复杂的关联交易和隐蔽的盈余管理手段来进行税收激进行为从而实现转移公司资源的私有目标，此时卖空机制更能发挥外部治理效应，更明显地降低公司税收激进程度。据此，我们提出本文的研究假说 3。

假说 3：相对于信息透明度较高的公司，卖空机制对信息透明度较低公司的税收激进程度降低更明显。

四、研究设计

1. 样本与数据

本文以深沪两市所有A股上市公司为研究对象，样本期间为2008-2016年。本文对样本公司的筛选标准如下：（1）剔除金融行业公司；（2）剔除特别处理（ST）公司；（3）剔除应纳税所得额数据缺失样本；（4）剔除其他相关变量缺失样本。最后，本文得到14,303个样本观测值。本研究使用的融资融券数据和公司名义所得税率数据来自Wind数据库，并经手工整理；各地区税收收入、产业生产总值、进出口总额及国内生产总值数据均来自《中国统计年鉴》；其他财务数据来自CSMAR数据库。回归分析时，为剔除极端值的影响，我们对所有连续变量进行了头尾1%的缩尾处理。

2. 检验模型

为检验本文的研究假说，借鉴陈晖丽和刘峰（2014）^[5]的研究，我们构造了如下回归模型：

$$\begin{aligned} Taxagg_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Short_{i,t} + \beta_2 Growth_{i,t} + \beta_3 PPE_{i,t} + \beta_4 Intang_{i,t} \\ & + \beta_5 Cur_{i,t} + \beta_6 Big4_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 Size_{i,t} \\ & + \beta_{10} SOE_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

本文被解释变量*Taxagg_{i,t}*代表公司*i*在第*t*年的税收激进程度。参考Desai and Dharmapala (2006)^[31]、金鑫和雷光勇 (2011)^[23]、蔡宏标和饶品贵 (2015)^[25]的做法，本文用会计税收差异作为公司税收激进程度衡量标准，具体计算方法为： $Taxagg = (\text{税前会计利润} - \text{应纳税所得额}) / \text{期末总资产}$ ，其中应纳税所得额为所得税费用与递延所得税费用之差再除以名义所得税率。中国上市公司的会计税收差异越高，被审计部门出具税务审计调整额越大，那么企业税收激进程度的可能性就越高（刘行和叶康涛，2013）。

模型（1）解释变量为卖空变量*Short_{i,t}*，衡量上市公司的股票是否可以卖空。借鉴靳庆鲁等（2015）^[6]、黄超和黄俊（2016）^[36]的做法，本文将*Short_{i,t}*定义为：如果上市公司*i*的股票在第*t*年可以卖空且可卖空时间不短于三个月，取值为1，否则为0。参考吴联生（2009）^[37]、Chen et al. (2010)^[18]、叶康涛和刘行（2014）^[26]等的做法，本文的控制变量包括：*Growth_{i,t}*衡量公司的成长能力，用营业收入的增长率表示；*PPE_{i,t}*代表资本密集度，用期末固定资产与期末总资产的比值来表示；*Intang_{i,t}*代表无形资产比，用期末无形资产与期末总资产的比值来表示；*Cur_{i,t}*代表存货密集度，用期末存货净值与期末总资产的比值来表示；*Big4_{i,t}*衡量上市公司的财务报告是否经国际四大会计师事务所审计，如果上市公司*i*的财务报告在第*t*年经国际“四大”会计师事务所审计，取值为1，否则为0；*Lev_{i,t}*衡量公司的负债水平，用公司负债率表示；*ROA_{i,t}*衡量公司经营业绩，等于净利润与利息支出之和与总资产的比值；*Size_{i,t}*是公司规模变量，用期末总资产的自然对数衡量；*Age_{i,t}*衡量公司上市年龄；*SOE_{i,t}*为公司产权性质变量，如果上市公司为国有公司，取值为1，否则为0；最后，本文控制了行业固定效应和年份固定效应。

为检验研究假说2，参考曾亚敏和张俊生（2009）^[21]、叶康涛和刘行（2011）^[22]等的做法，本文首先拟合出地区*j*第*t*年的预期可获取的税收收入，计算过程如模型（2）所示：

$$\frac{T_{j,t}}{GDP_{j,t}} = \lambda_0 + \lambda_1 \frac{IND_1_{j,t}}{GDP_{j,t}} + \lambda_2 \frac{IND_2_{j,t}}{GDP_{j,t}} + \lambda_3 \frac{OPEN_{j,t}}{GDP_{j,t}} + \phi_{j,t} \quad (2)$$

其中， $T_{j,t}$ 为地区*j*第*t*年的税收收入； $IND_1_{j,t}$ 和 $IND_2_{j,t}$ 分别代表地区*j*第*t*年的第一产业和第二产业的产值； $OPEN_{j,t}$ 代表地区*j*第*t*年的进出口总额； $GDP_{j,t}$ 为地区*j*第*t*年的国内生产总值。通过模型（2），我们拟合出地区*j*第*t*年的预测值 $(T_{j,t}/GDP_{j,t})_{est}$ 。

接着，本文用各地区实际 $(T_{j,t}/GDP_{j,t})$ 和拟合出的 $(T_{j,t}/GDP_{j,t})_{est}$ 之比衡量该地区的税收征管力度，并用指标 $TAXE_{j,t}$ 来表示，计算过程如公式（3）所示：

$$TAXE_{j,t} = \left(\frac{T_{j,t}}{GDP_{j,t}} \right) / \left(\frac{T_{j,t}}{GDP_{j,t}} \right)_{est} \quad (3)$$

指标 $TAXE_{j,t}$ 数值越大，代表该地区的税收部门执法强度越高，税收征管力度越强。进一步地，我们构造税收征管力度哑变量指标 $TE_{j,t}$ ，如果地区*j*第*t*年的税收征管力度 $TAXE_{j,t}$ 大于样本中位数， $TE_{j,t}$ 取值为1，否则取值为0。

五、实证结果

1.描述性统计

表2是各变量的描述性统计。其中显示，避税指标会计税收差异变量Taxagg的均值为-0.0100，中位数为-0.0040，说明我国税法对应纳税所得额核算的规定较为严格，使得大部分公司的应纳税所得额超过了会计利润，这与蔡宏标和饶品贵（2015）^[25]、孙刚（2012）^[33]的研究结论是一致的。样本公司的成长性指标Growth的均值为19.90%，而期末固定资产、无形资产、存货占期末总资产的比值分别为23.70%、4.80%和16.60%，这反映出我国上市公司对无形资产的投入普遍较少。样本公司中，大约有5.60%的年度财务报告被国际“四大”会计师事务所审计，平均的资产负债率为45.60%，总资产收益率的均值为4.20%，表明我国上市公司盈利能力总体偏低。样本公司规模Size的均值为21.88，样本中有44.80%的产权性质为国有，平均的上市年龄为9年左右。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观察值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Taxagg	14,303	-0.0100	-0.0040	0.0440	-0.2700	0.1140
Short	14,303	0.1760	0.00	0.3810	0.00	1.00
Growth	14,303	0.1990	0.1060	0.5820	-0.6590	4.5190
PPE	14,303	0.2370	0.2030	0.1720	0.0020	0.7560
Intang	14,303	0.0480	0.0340	0.0530	0.00	0.3120
Cur	14,303	0.1660	0.1260	0.1560	0.00	0.7480
Big4	14,303	0.0560	0.00	0.2290	0.00	1.00
Lev	14,303	0.4560	0.4510	0.2240	0.0530	1.1500
ROA	14,303	0.0420	0.0380	0.0610	-0.2200	0.2280
Size	14,303	21.880	21.720	1.2540	19.080	25.600
SOE	14,303	0.4480	0.00	0.4970	0.00	1.00
Age	14,303	9.3900	9.00	6.1210	0.00	22.00

2. 卖空机制与税收激进程度

表3为上述模型（1）的回归结果。第（1）列回归仅纳入相关控制变量，结果显示：成长性越高的公司，税收激进程度越小；公司无形资产占比越高，税收激进程度越低；随着公司固定资产和存货占比的增加，公司税收激进程度降低；公司规模越大，公司税收激进程度越高；最后，总资产收益率与公司税收激进程度正相关。

在第（2）列，我们同时纳入卖空变量Short和相关控制变量。其中显示，Short的回归系数为-0.0046，在1%水平上显著，表明当公司股票可进行卖空交易之后，公司税收激进程度显著降低。在第（3）列，我们进一步控制行业和年份固定效应。其中显示，Short的回归系数为-0.007，在1%水平上显著。回归结果验证了本文的研究假说1，即卖空机制的引入抑制了公司管理层的盈余管理等机会主义动机，提高了公司的信息透明度，降低了公司税收激进程度。

表3 卖空机制与公司税收激进程度的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
----	-----	-----	-----

Short		-0.0046***	-0.0066***
		(-5.36)	(-6.88)
Growth	-0.0038***	-0.0039***	-0.0041***
	(-5.16)	(-5.55)	(-5.53)
PPE	0.0182***	0.0149***	0.0176***
	(7.65)	(7.61)	(7.42)
Intang	-0.0292***	-0.0360***	-0.0281***
	(-4.27)	(-5.69)	(-4.13)
Cur	0.0078**	-0.0025	0.0077**
	(2.47)	(-1.03)	(2.46)
Big4	-0.0005	0.0008	-0.0004
	(-0.37)	(0.62)	(-0.30)
Lev	-0.0062**	-0.0032	-0.0070***
	(-2.52)	(-1.36)	(-2.84)
ROA	0.4753***	0.3309***	0.4777***
	(42.04)	(28.57)	(42.30)
Size	0.0011***	0.0011***	0.0020***
	(2.83)	(2.66)	(4.67)
SOE	0.0013*	0.0008	0.0013*
	(1.76)	(1.16)	(1.76)
Age	0.0006***	0.0007***	0.0006***
	(9.84)	(12.52)	(10.72)
Constant	-0.0416***	-0.0473***	-0.0604***
	(-4.95)	(-5.88)	(-6.56)
Industry	Yes	NO	Yes
Year	Yes	NO	Yes
Observations	14,303	14,303	14,303
R-squared	0.411	0.461	0.413

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为t值。

3. 税收征管力度和信息透明度的影响

为考察税收征管力度对卖空机制与税收激进程度间关系的影响，我们在模型（1）中引入卖空变量 Short 与 TE 的交乘项，回归结果如表 4 第（1）列所示。回归结果显示，交乘项 Short×TE 的系数为 0.0056，在 1%水平上显著，表明在税收征管力度较弱的地区，由于公司的税收激进行为受到的约束较小，卖空机制的引入对公司税收激进程度的抑制作用更加明显，从而验证了研究假说 2。

为考察信息透明度对卖空机制与税收激进程度间关系的影响，我们在模型（1）中引入卖空变量 Short 与 Clarity 的交乘项，回归结果如表 4 第（2）列所示。其中，变量 Clarity 衡量公司的信息透明度，当第 t 年跟踪公司股票 i 的分析师研究报告数量超过中位数时，Clarity 取值为 1，否则取值为 0。回归结果显示，交乘项 Short×Clarity 的系数为 0.0001，在 5%水平上显著，表明公司信息透明度越低，税收激进行为越严重，卖空机制的引入对公司税收激进程度的抑制作用就越明显，从而验证了研究假说 3。

表 4 第（3）列同时纳入交乘项 Short×TE 和交乘项 Short×Clarity，考察税收征管力度和信息

透明度的影响。其中显示，交乘项 Short×TE 的回归系数为 0.0059，在 1%水平上显著；交乘项 Short×Clarity 的回归系数为 0.0001，在 10%水平上显著。回归结果进一步验证了本文的研究假说 2 和研究假说 3，表明随着卖空机制对公司税收激进程度的抑制作用在税收征管力度较弱地区和信息透明度较差的公司更明显。

表 4 税收征管力度和管理层持股影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Short	-0.0096*** (-7.21)	-0.0045*** (-4.02)	-0.0074*** (-5.35)
Short×TE	0.0056*** (3.72)		0.0059*** (4.04)
Short×Clarity		0.0001** (2.01)	0.0001* (1.78)
TE	-0.0019*** (-2.89)		-0.0019*** (-2.90)
Clarity		-0.0005*** (-22.57)	-0.0005*** (-22.50)
Growth	-0.0042*** (-5.61)	-0.0047*** (-6.35)	-0.0048*** (-6.43)
PPE	0.0172*** (7.25)	0.0174*** (7.61)	0.0171*** (7.46)
Intang	-0.0285*** (-4.17)	-0.0274*** (-4.19)	-0.0278*** (-4.23)
Cur	0.0075** (2.40)	0.0042 (1.42)	0.0040 (1.36)
Big4	-0.0004 (-0.31)	0.0026* (1.94)	0.0026* (1.94)
Lev	-0.0073*** (-2.97)	-0.0069*** (-2.95)	-0.0072*** (-3.06)
ROA	0.4777*** (42.34)	0.5351*** (46.48)	0.5351*** (46.53)
Size	0.0020*** (4.68)	0.0055*** (12.35)	0.0055*** (12.34)
SOE	0.0012 (1.62)	0.0001 (0.11)	-0.0000 (-0.02)
Age	0.0006*** (10.82)	0.0003*** (6.11)	0.0004*** (6.23)
Constant	-0.0594*** (-6.46)	-0.1256*** (-13.14)	-0.1245*** (-13.04)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observations	14,303	14,303	14,303
R-squared	0.414	0.450	0.451

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为t值。

六、稳健性检验

1. 卖空机制变量的定义

前述卖空变量Short只有在上市公司股票本年度可以卖空且可卖空时间大于三个月时才取值为1。但只要上市公司的股票在本年度可以进行卖空交易，就会对公司税收激进行为产生一定的影响。因此，我们尝试用变量Short1衡量卖空机制，即如果一家上市公司的股票在本年度可以进行卖空交易，则Short1取值为1，否则取值为0。然后，本文重新对模型（1）进行了回归，结果验证了本文的研究假说。如表5所示，卖空机制的引入降低了公司的税收激进程度；对于税收征管力度较弱的地区，卖空机制更好地发挥了外部治理作用，对公司激进程度的抑制作用更明显；对于信息环境较差的公司，由于税收激进行为受到的外部约束往往较小，卖空机制更显著地降低了其税收激进程度。

表5 改变卖空变量定义的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Short1	-0.0059*** (-6.18)	-0.0083*** (-6.45)	-0.0042*** (-3.74)
Short1×TE		0.0046*** (3.05)	
Short1×Clarity			0.0001*** (2.78)
TE		-0.0017** (-2.57)	
Clarity			-0.0005*** (-22.99)
Growth	-0.0040*** (-5.46)	-0.0041*** (-5.53)	-0.0047*** (-6.30)
PPE	0.0176*** (7.43)	0.0172*** (7.25)	0.0175*** (7.66)
Intang	-0.0282*** (-4.13)	-0.0286*** (-4.18)	-0.0274*** (-4.18)
Cur	0.0077** (2.46)	0.0075** (2.39)	0.0043 (1.43)
Big4	-0.0005 (-0.34)	-0.0004 (-0.30)	0.0025* (1.88)
Lev	-0.0069*** (-2.79)	-0.0072*** (-2.90)	-0.0068*** (-2.92)
ROA	0.4771*** (42.19)	0.4770*** (42.21)	0.5353*** (46.54)
Size	0.0018*** (4.29)	0.0018*** (4.31)	0.0054*** (12.26)
SOE	0.0013* (1.76)	0.0012* (1.65)	0.0001 (0.12)
Age	0.0006*** (10.55)	0.0006*** (10.60)	0.0003*** (5.92)
Constant	-0.0566***	-0.0558***	-0.1233***

	(-6.19)	(-6.12)	(-13.02)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observations	14,303	14,303	14,303
R-squared	0.413	0.413	0.450

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为t值。

2. 税收激进程度变量的定义

有学者认为，会计税收差异不仅可以用来衡量公司的税收激进程度，而且在一定程度上反映了公司的盈余质量^[38,39]。因此，为了在一定程度上去除公司盈余管理带来的影响，本文借鉴 Desai and Dharmapala (2009)^[40]、江轩宇 (2013)^[41]等人的做法，采用固定效应残差法计算的账面与实际税收差异 $DDBTD_{i,t}$ 来衡量税收激进程度。具体计算模型如下：

$$BTD_{i,t} = \alpha_1 \times TACC_{i,t} + \mu_i + \xi_{i,t} \quad (4)$$

其中，变量 $BTD_{i,t}$ 代表整体账面与实际税负差异，用[利润总额-(所得税费用-递延所得税费用)/年末所得税率]/上一年末总资产来表示；变量 $TACC_{i,t}$ 表示为公司当年应计项目总额占上一年末总资产总额的比例，其等于(当年净利润-当年经营活动的净现金流)/上年末总资产。 μ_i 代表公司税负差异不随时间变化的固有特征部分，用公司 i 在样本期间内残差的平均值来度量； $\xi_{i,t}$ 代表公司税负差异的变动特征部分，用公司 i 在第 t 年的总残差与样本期间平均残差 μ_i 的偏离度来衡量。最后，税收激进程度变量 $DDBTD_{i,t}$ 等于 μ_i 与 $\xi_{i,t}$ 之和。然后，我们用变量 $DDBTD_{i,t}$ 表示税收激进程度，并重新对上述模型进行了回归，结果如表 6 所示。其中显示，公司税收激进程度因卖空机制的引入而降低，且对于税收征管力度较弱地区和信息透明度较低的公司更为明显，从而进一步验证了本文的研究假说。

表 6 改变税收激进程度定义的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Short	-0.0056*** (-5.92)	-0.0066*** (-5.28)	-0.0040*** (-3.59)
Short × TE		0.0048*** (3.35)	
Short × Clarity			0.0001** (2.02)
TE		-0.0012* (-1.81)	
Clarity			-0.0005*** (-19.98)
Growth	-0.0046*** (-6.36)	-0.0045*** (-6.39)	-0.0051*** (-7.11)
PPE	0.0395*** (16.83)	0.0399*** (17.50)	0.0393*** (17.20)
Intang	-0.0095 (-1.45)	-0.0088 (-1.39)	-0.0088 (-1.40)

Cur	-0.0072** (-2.26)	-0.0131*** (-4.27)	-0.0101*** (-3.31)
Big4	0.0025* (1.80)	0.0036*** (2.76)	0.0050*** (3.76)
Lev	-0.0064*** (-2.62)	-0.0041* (-1.73)	-0.0063*** (-2.68)
ROA	0.3723*** (36.19)	0.2511*** (23.20)	0.4217*** (39.87)
Size	0.0022*** (5.23)	0.0012*** (3.04)	0.0052*** (11.84)
SOE	0.0012 (1.63)	0.0007 (1.02)	0.0002 (0.22)
Age	0.0007*** (12.28)	0.0008*** (13.61)	0.0005*** (8.32)
Constant	-0.0598*** (-6.53)	-0.0284*** (-3.19)	-0.1160*** (-12.19)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observations	14,303	14,303	14,303
R-squared	0.293	0.346	0.326

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为t值。

3. 改变样本期间

借鉴黄超和黄俊（2016）^[36]的做法，为解决可卖空公司样本占比不高的问题，我们改变样本期间，将2008年的公司样本剔除，并重新对上述模型（1）进行了回归，结果如表7所示。其中显示，本文的研究结论没有发生实质性改变，从而进一步验证了本文的研究假说。

表7 改变样本期间的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Short	-0.0063*** (-6.46)	-0.0092*** (-6.84)	-0.0043*** (-3.88)
Short×TE		0.0054*** (3.62)	
Short×Clarity			0.0001** (2.26)
TE		-0.0017** (-2.53)	
Clarity			-0.0005*** (-20.99)
Growth	-0.0036*** (-4.82)	-0.0037*** (-4.89)	-0.0043*** (-5.64)
PPE	0.0172*** (7.01)	0.0169*** (6.89)	0.0169*** (7.17)
Intang	-0.0295*** (-4.11)	-0.0297*** (-4.12)	-0.0279*** (-4.05)

Cur	0.0066** (2.06)	0.0064** (2.01)	0.0035 (1.15)
Big4	-0.0004 (-0.27)	-0.0005 (-0.33)	0.0022 (1.59)
Lev	-0.0076*** (-2.93)	-0.0078*** (-3.02)	-0.0073*** (-2.99)
ROA	0.4534*** (37.13)	0.4535*** (37.18)	0.5116*** (40.76)
Size	0.0019*** (4.32)	0.0019*** (4.30)	0.0052*** (11.15)
SOE	0.0009 (1.26)	0.0008 (1.14)	-0.0002 (-0.33)
Age	0.0006*** (11.00)	0.0007*** (11.10)	0.0004*** (6.58)
Constant	-0.0551*** (-5.63)	-0.0539*** (-5.52)	-0.1143*** (-11.29)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observations	13,108	13,108	13,108
R-squared	0.390	0.391	0.428

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著，括号内为t值。

七、结论与启示

以我国证券市场在2010年推出融资融券业务这一准自然实验为背景，本文运用双重差分方法，研究了卖空机制的引入对公司税收激进行为的影响机制。文章考察发现，卖空机制发挥了外部治理效应，显著降低了公司税收激进程度。进一步的研究发现，在税收征管力度较弱的地区，公司受到的外部约束较小，更有动机通过复杂隐蔽的关联交易、盈余管理等手段进行税收激进行为，因此卖空机制更能显著降低税收征管力度较弱地区公司的税收激进程度；相对于信息透明度较高的公司，信息透明度较低的公司更加有条件和空间通过隐蔽手段进行税收激进活动，因此卖空机制的引入对其税收激进程度的降低也更为明显。

作为一种交易机制，融资融券业务之前的相关研究大多从促进市场价格发现、提高市场效率、外部治理功能等角度出发，鲜有文献考察卖空机制对于公司税收激进行为的影响机理。本文在较好控制内生性的基础上，从代理理论角度分析卖空机制对公司税收激进行为的抑制作用，为卖空机制发挥外部治理作用提供了进一步的经验证据，丰富了卖空机制相关的研究文献。其次，本文将融资融券的研究拓展至公司税收领域，为公司税收激进相关的研究提供了有益的补充，拓展了我们对公司税收激进行为影响因素的认知。最后，在政策实践层面，本文的研究结论为政策制定者检验我国融资融券机制的实施效果提供了一定的经验证据，对于进一步发展和完善我国融资融券制度建设、减少国家财税资源流失、发挥卖空机制和税收征管的治理作用、促进资本市场健康发展具有重要的理论参考和现实意义。

参考文献

- [1] Bris A, Goetzmann W N, Zhu N. Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World[J]. The Journal of Finance. 2007, 62(03): 1029-1079.
- [2] Saffi P A C, Sigurdsson K. Price Efficiency and Short Selling[J]. The Review of Financial Studies. 2011, 23(03): 821-852.
- [3] 许红伟, 陈欣. 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[J]. 管理世界. 2012(05): 52-61.
- [4] 李志生, 陈晨, 林乘旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率么? ——基于自然实验的证据[J]. 经济研究. 2015(04): 165-177.
- [5] 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[J]. 会计研究. 2014(09): 45-52.
- [6] 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[J]. 经济研究. 2015(10): 76-88.
- [7] 陈胜蓝, 马慧. 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[J]. 管理世界. 2017(07): 142-156.
- [8] 侯青川, 靳庆鲁, 苏玲, 于潇潇. 放松卖空管制与大股东“掏空”[J]. 经济学(季刊). 2017, 16(03): 1143-1172.
- [9] 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(01): 128-144.
- [10] Karpoff J M, Lou X. Short Sellers and Financial Misconduct [J]. The Journal of Finance. 2010, 65(05): 1879-1913.
- [11] Massa M, Zhang B, Zhang H. The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management?[J]. Review of Financial Studies. 2015, 28(06): 1701-1736.
- [12] Fang V W, Huang A H, Karpoff J M. Short Selling and Earnings Management: A Controlled Experiment[J]. The Journal of Finance. 2016, 71(03): 1251-1294.
- [13] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据[J]. 金融研究. 2016(08): 175-190.
- [14] 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[J]. 管理世界. 2017(02): 120-134.
- [15] Desai M A, Dyck A, Zingales L. Theft and taxes[J]. Journal of Financial Economics. 2007, 84(03): 591-623.
- [16] Rego S O. Tax avoidance activities of U.S. multinational corporations[J]. Contemporary Accounting Research. 2003, 20(04): 805-833.
- [17] Wilson R J. Corporate tax avoidance and high-powered incentives[J]. The Accounting Review. 2009, 84(03): 969-999.
- [18] Chen S, Chen X, Cheng Q, et al. Are family firms more tax aggressive than non-family firms?[J]. Journal of Financial Economics. 2010, 95(01): 41-61.
- [19] Phillips J D. Corporate tax-planning effectiveness: the role of compensation-based incentives[J]. The Accounting Review. 2003, 78(03): 847-874.
- [20] Francis B B, Hasan I, Wu Q, et al. Are Female CFOs Less Tax Aggressive? Evidence from Tax Aggressiveness[J]. American Accounting Association. 2014, 36(02): 171-202.
- [21] 曾亚敏, 张俊生. 税收征管能够发挥公司治理功用吗?[J]. 管理世界. 2009(03): 143-151.

- [22] 叶康涛, 刘行. 税收征管、所得税成本与盈余管理[J]. 管理世界. 2011(05): 140-148.
- [23] 金鑫, 雷光勇. 审计监督、最终控制人性与税收激进度[J]. 审计研究. 2011(05): 98-106.
- [24] 陈骏, 徐玉德. 内部控制与企业避税行为[J]. 审计研究. 2015(03): 100-107.
- [25] 蔡宏标, 饶品贵. 机构投资者、税收征管与企业避税[J]. 会计研究. 2015(10): 59-65.
- [26] 叶康涛, 刘行. 公司避税活动与内部代理成本[J]. 金融研究. 2014(09): 158-176.
- [27] Kim J, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis[J]. Journal of Financial Economics. 2011, 100(03): 639-662.
- [28] 刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗?[J]. 会计研究. 2013(06): 47-53.
- [29] 肖浩, 孔爱国. 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. 2014(08): 30-43.
- [30] 李科, 徐龙炳, 朱伟骅. 卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据[J]. 经济研究. 2014(10): 165-178.
- [31] Desai H, Krishnamurthy S, Venkataraman K. Do Short Sellers Target Firms with Poor Earnings Quality? Evidence from Earnings Restatements[J]. Review of Accounting Studies. 2006, 11(01): 71-90.
- [32] Cassell C A, Drake M S, Rasmussen S J. Short interest as a signal of audit risk [J]. Contemporary Accounting Research. 2011, 28(04): 1278-1297.
- [33] 孙刚. 家族企业、税收稽查治理与企业避税行为[J]. 税务与经济. 2012(03): 67-75.
- [34] Gramlich J D, Limpaphayom P, Rhee S G. Taxes, keiretsu affiliation, and income shifting [J]. Journal of Accounting and Economics. 2004, 37(02): 203-228.
- [35] 朱凯, 孙红. 税收监管、经营性关联交易与公司价值[J]. 财经研究. 2014(07): 77-85.
- [36] 黄超, 黄俊. 卖空机制、诉讼风险与审计收费[J]. 财经研究. 2016(05): 77-87.
- [37] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. 经济研究. 2009(10): 109-120.
- [38] Mills L F, Newberry K J. The influence of tax and non-tax costs on book-tax reporting differences: Public and private firms[J]. The Journal of the American Taxation Association. 2001, 23(01): 1-19.
- [39] Hanlon M, Shevlin T. Book-Tax Conformity for Corporate Income: An Introduction to the Issues[J]. Tax Policy and the Economy. 2005, 19(01): 101-134.
- [40] Desai M A, Dharmapala D. Corporate tax avoidance and firm value[J]. The Review of Economics and Statistics. 2009, 91(03): 537-546.
- [41] 江轩宇. 税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J]. 南开管理评论. 2013, 16(05): 152-160.

Does Short Selling Mechanism Affect Aggressive Tax Aggressiveness? ——Evidence from China's Securities Margin Trading

Abstract Based on the event that China Securities Regulatory Commission (CSRC) relaxed short selling restrictions in 2010, this paper examines the impact of short selling on tax incentives of listed companies in China.

The empirical result indicates that the short selling mechanism helps to constrain the opportunistic behavior of management and, to a certain extent, exert external governance functions, thus effectively reducing the company's aggressive tax behaviors. Moreover, compared with the regions with strong tax regulations, companies in weaker tax regulations areas face less external supervision, thus have stronger tax avoidance motives. Therefore, the introduction of short selling mechanism has more restraining effect on their aggressive tax incentives. Besides, in companies with low information transparency, it is difficult for investors to know the true operating conditions of the company, resulting in more space and conditions for companies to conduct tax aggressive behaviors, so the introduction of short selling mechanisms can reduce their aggressive tax incentives more.

Key Words Short Selling; Tax aggressive; Tax Enforcement; Information transparency

基金项目：中国博士后科学基金资助项目（2018M631714）

作者简介：黄超（1987-），男，中央国债登记结算有限责任公司博士后科研工作站与中国人民银行金融研究所博士后科研流动站联合培养博士后，研究方向为资本市场会计与金融创新。