融券卖空与股价异质性波动

潘凌云[1],董 竹[2]

(吉林大学 商学院,长春130012;2.吉林大学 数量经济研究中心,长春130012)

摘 要:以2010—2018年融资融券标的数据为初始研究样本,考察了卖空交易对股价异质性波动的影响及企业成长性在其中发挥的调节作用。研究结果表明:首先,卖空交易抑制了股价异质性波动,在缓解内生性问题后,该结论依然稳健;其次,卖空交易对股价异质性波动的抑制效应在高成长性企业中表现更加明显;最后,卖空交易主要通过改善企业信息透明度来对股价异质性波动产生抑制效应。上述研究结论意味着,在风险可控的前提下,我国应该进一步降低卖空交易门槛。

关键词:卖空交易;股价异质性波动;企业成长性;信息透明度

中图分类号:F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)07—0113—09

一、引言

有关卖空机制能否抑制股价波动,在很早就引起了学术界的兴趣。多数学者对卖空机制的市场稳定作用持肯定态度。Chang et al(2007)发现,卖空限制的实施加大了股市波动。Bohl et al(2016)也发现,那些被禁止卖空的股票出现了更大幅度的波动。上述结果意味着,卖空机制可以稳定市场,政府对卖空交易的限制很可能对市场波动起到推波助澜的作用,由此违背政策初衷。然而,亦有学者对此持不同观点。例如,Morris和Shin(1998)认为,由于投资者对信息的理解存在差异,很可能导致卖空交易者的错误判断,进而引起市场波动。

自2010年之后,卖空机制对中国股票市场的影响也引起了国内学术界的关注。例如,林炳华和黄小琴(2017)检验融资融券交易对A股市场的影响,结果发现,总体来讲,两融交易抑制了股价波动;李志生等(2015b)考察了卖空交易对股价稳定性的影响,发现卖空机制具有稳定市场的作用;虞文微和赵丽君(2017)在理论上论证了卖空交易是否能够抑制特质波动率水平,并通过倾向得分(PSM)进行实证检验,发现这种抑制效应确实存在。

但就这个问题而言,现有研究有以下不足:首先,卖空和股价波动之间可能存在内生性问题。现有文献一般利用两融标的扩容缓解这一问题,然而,证监会在选择两融标的时,本身会考虑个股股价波动性,这就导致股价波动性与两融标的之间存在互为因果的问题;其次,现有文献在讨论卖空交易时,忽略了企业成长性的调节效应。然而,在成性不同的企业,信息透明度差异非常大,这会在很大程度上影响到卖空投资者的负面信息挖掘空间,进而影响到卖空交易的作用效果;最后,虽然现有研究检验了卖空交易对股价波动性的影响,但卖空交易影响股价波动的内在机制仍处于“黑箱状态”。

考虑到以上问题,本文做了如下几点工作:第一,鉴于卖空与股价波动之间存在的内生性问题,本文利用固定效应模型、工具变量等方法考察二者间的因果关系;第二,考虑到企业成长性对企业信息环境的重要影响,本文考察了企业成长性发挥的调节作用;第三,为了进一步加强基本文问题的逻辑,本文还探讨了卖空交易影响股价异质性波动的作用机制。在对上述问题进行有效处理的基础上,本文得出如下结论:首先,卖空交易抑制了股价异质性波动,在有效缓解内生性问题后,该结论依然保持稳健;其次,卖空交易对股价异质性波动的抑制效应在高成长性企业中表现更加明显;最后,卖空主要通过改善信息透明度来对股价异质性波动产生抑制效应。

区别于已有文献,本文的贡献主要体现在如下几个方面:第一,在很大程度上缓解了卖空交易与股价异

收稿日期:2020—06—09

基金项目:国家社会科学基金“十三五时期我国货币政策规则与货币政策调控机制研究”(15BJY174);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“资本市场的系统性风险测度与防范体系构建研究”(17JZD016)

作者简介:潘凌云,吉林大学商学院博士研究生,研究方向:公司金融,资本市场,企业创新;董竹,博士,吉林大学数量经济研究中心教授,博士研究生导师,研究方向:农村金融;资本市场。

质性波动之间的内生性问题，避免了以融资融券标的作为自然实验的不足，从而使实证结果更加可靠；第二，考虑到在不同成长性的企业中，信息环境存在很大差异，进而导致不同的负面信息挖掘空间。因此，同时分析了企业成长性在二者关系中发挥的调节效应；第三，考察了卖空交易影响股价异质性波动的作用机制，由此形成了完整的逻辑链条，进一步增强我们对二者因果关系的判断；第四，以往对卖空交易市场稳定作用的检验主要基于欧美发达国家的数据，然而，由于发展阶段不同，内生于特定发展阶段的股票市场也存在较大差异，因而发达国家的政策在发展中国家是否适用存在较大疑问。研究结果为“卖空与股价波动”领域带来了来自新兴国家的证据。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

1. 卖空机制与股价信息含量

卖空机制到底如何影响股价信息含量？他们带来了更多信息还是更多噪声？从国外的文献来看，Miller（1977）在其关于卖空机制的开创性文献中发现，卖空限制可能导致资本市场错误定价，该文的基本经济学直觉是：由于卖空限制的存在，持悲观信念者被迫退出市场交易，从而导致股价高估。Diamond和Verrecchia（1987）发现卖空约束限制了股价对于负面信息的敏感程度。无论是Miller（1977）的模型还是Diamond和Verrechia（1987）的模型，都证明卖空交易会改进资本市场的定价效率，但也有学者提出卖空交易可能会降低股价信息含量，例如在Goldstein和Guembel（2010）的理论模型中，卖空交易者的操纵行为给资本市场带来更多噪声，因而阻碍了资本市场定价效率的提升。除了上述理论模型以外，学者也对卖空机制影响股价信息含量做出了众多经验研究。

总的来看，多数经验研究支持Miller（1977）、Diamond和Verrechia（1987）的理论假说，即卖空约束放松有利于改善股价信息含量。例如，Chang et al（2007）的文章指出，卖空限制导致了股价高估。Bris et al（2007）利用46个股票市场的数据对存在卖空限制的市场和允许卖空的市场进行对比，发现在那些允许卖空的股票市场里，负面信息以更快的速度融入股价中。Saffi和Sigurdsson（2011）在对26个国家的12600支股票的分析中发现，卖空限制越高，股票的定价效率就越低。Boehmer和Wu（2013）利用高频的日度数据，发现卖空交易越活跃，股票价格就越精确。从国内的研究成果来看，大多数文献也都支持Miller（1977）、Diamond和Verrechia（1987）提出的假说，例如，李科等（2014）发现不能被卖空的股票，其价格被严重高估。李志生等（2015b）研究发现，融券制度的推出改善了定价效率。孟庆斌和黄清华（2018）的研究表明，卖空机制通过向资本市场传递负面信息及悲观情绪抑制了股价高估。

2. 卖空机制与股价稳定性

从国外的文献来看，Chang et al（2007）发现卖空限制的实施加大了股市波动。Bohl et al（2012）发现那些被禁止卖空的股票出现了更大幅度的波动。以上研究都支持卖空机制能起到稳定市场的作用。然而，Allen和Gale（1991）认为，在不存在卖空限制时，卖空交易反而可能使市场环境恶化，加大股市崩盘风险。Morris和Shin（1998）认为，由于投资者对信息的理解存在差异，很可能导致卖空交易者的错误判断，进而导致市场波动。国内的文献在这个层次的研究中也存在分歧。李志生等（2015a）研究发现，融资融券制度的推出提高了股票价格的稳定性，这一结论获得了一定的经验数据支持（窦泽群等，2016；唐松等，2016）。但也有学者针对融资融券制度得出了相反的结论，陈海强和范云菲（2015）指出，融券交易加剧了股市波动。

3. 现有文献的不足之处

从国外的文献来看，其一，有关卖空机制的相关文献通常以发达国家为研究样本，然而，由于发展阶段不同，内生于特定发展阶段的股票市场也存在较大差异，来自发达国家的结论在发展中国家是否适用存在较大疑问。因此，有关新兴国家卖空机制的相关文献亟待补充；其二，国外关于卖空机制的研究，大多选择原本可以自由卖空但忽然被实施卖空限制的市场，这样的研究存在两点不足：一方面，实施卖空限制通常伴随着其他因素，如市场总体的萧条和交易的不活跃等；另一方面，卖空限制严格的国家或地区通常要么资本市场并不发达，要么整体经济处于低谷，这些外在的因素容易造成选择偏差。

从国内文献来看，首先，现有在中国背景下讨论“卖空与定价效率”的文献一般利用融资融券制度下两融标的扩容这一事件缓解可能存在的内生性问题。具体而言，监管部门选择两融标的时，通常以波动性等指标

为决策依据,导致两融标的与波动性之间存在内生性问题。其次,虽然现有研究检验了卖空机制对定价效率的影响,但卖空机制影响定价效率的内在机制仍处于“黑箱状态”;最后,卖空约束放松对于企业定价效率的影响并非是“一刀切”的,任何政策实施都有其约束条件(如企业特性),并在不同约束条件下表现出不同的效果。然而,现有研究忽视了卖空机制作用效果在不同约束条件下的差异。

(二)卖空机制与股价异质性波动:基础假说

对于中国上市公司而言,卖空机制的引入结束了长期以来中国资本市场只能“买涨”不能“买跌”的单边市局面。总体而言,经过对相关文献的梳理与分析,我们认为,卖空机制的引入将会有利于提高企业信息披露质量,从而降低股价异质性波动。

首先,卖空约束放松以后,更多掌握企业负面信息的投资者参与到市场中,进而提升了A股市场的信息需求,从而促进企业改善信息透明度。李春涛等(2017)发现,卖空约束放松以后,企业信息环境得到明显改善,这一结论得到众多文献的支持(顾琪和陆蓉,2016;李丹等,2016);同时,现有研究还进一步发现,卖空机制能够提高管理层信息披露的主动性(李杰生等,2017)。上述针对“中国式卖空”的研究结论意味着,随着卖空约束的不断放松,上市公司的信息环境将会不断得到优化。

其次,卖空投资者还可以充分发挥外部监督作用,从而改善企业的公司治理水平(Massa et al,2015)。结合大股东掏空理论,已有研究验证了卖空投资者对上市公司的治理效应(侯青川等,2017);李志生等(2015a)则结合股价波动,分析发现卖空机制的治理效应能够起到稳定市场的作用,说明卖空投资者的参与提高了企业隐藏负面信息的成本。

再次,与普通投资者相比,卖空投资者更加专业,可以更全面地从宏观经济环境、行业发展、企业等各个角度提炼出有价值的信息,同时,随着卖空交易的活跃,这些与目标企业相关的信息会源源不断地融入股价中。熊熊等(2017)的研究发现,融券制度引入中国以后,卖空投资者的异质信念增加了股价信息含量;同时,李志生等(2015b)的研究也表明,卖空投资者的交易活动能够改善资本市场定价效率。定价效率的提高使得股价信息成为投资者决策的更可靠依据,这无疑会有效抑制投资者情绪,避免股价的过度波动。

最后,从中国资本市场的实际情况来看,长期以来,我国股票市场的股价同步性居高不下,甚至经常出现暴涨暴跌的现象。此外,中国的股票市场通常被称为“政策市”,经济政策在股价涨跌中扮演着重要角色,进而使投资者过分关注宏观经济形势,而忽视了对企业特质信息的深入挖掘,投机性非常强。总之,相对于成熟的资本市场,中国股票市场的波动更加剧烈,股价包含的特质信息较少,这也同时意味着,在中国上市公司中,隐藏于企业内部的负面信息会更多,因而更加有利于卖空投资者信息挖掘能力的发挥。因此,较之发达国家,卖空机制对中国股市波动的抑制效应会更强。

从以上分析可以看出,卖空约束放松引入了拥有异质信念的卖空投资者,有助于发挥卖空投资者的信息挖掘能力和治理效应,进一步扩大企业信息透明度,从而稳定股票市场,降低股价异质性波动。同时,中国资本市场的实际情况也为卖空交易市场稳定作用的发挥提供了较为有利的条件。基于以上分析,本文提出如下假设:

在中国背景下,卖空机制降低了股价异质性波动(H1)。

进一步,如果H1成立,那么这一作用效果应该在信息环境较差的企业中表现更加明显。现有研究表明,高成长性企业具有更高的代理成本和更差的信息环境(Hutchison和Gul, 2004),原因是,在那些成长性更高的企业中,融资约束更强,因而在这类企业中,管理层更可能为了获取资金而降低主动披露负面信息的积极性,甚至可能进行盈余管理,这无疑为卖空投资者挖掘企业负面信息创造了巨大空间。因此,在卖空约束放松以后,较之低成长性企业,高成长性企业可能更有利于提高卖空交易对股价异质性波动的抑制效应。基于以上分析,本文提出如下假设:

在高成长性企业中,卖空机制对股价异质性波动的抑制效应更加明显(H2)。

三、计量模型与数据

(一)模型设定

为了检验假设1,即卖空交易是否真的抑制了股价异质性波动,设定如下回归模型:

$$Volatility_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SSR_{i,t} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \eta_{in} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中：$Volatility_{i,t}$表示上市公司i在年份t的异质性波动率；α_0表示方程截距项；$SSR_{i,t}$表示卖空交易量；$\sum controls_{i,t-1}$表示模型的控制变量的加和，具体包括股票流动性（$liquidity_{i,t}$）、股票收益率（$return_{i,t}$）、企业规模（$totalassets_{i,t}$）、负债率（$leverage_{i,t}$）、市值账面比（$MB_{i,t}$）、资产收益率（$ROA_{i,t}$）；η_{in}表示行业虚拟变量；μ_t表示年度虚拟变量；$\varepsilon_{i,t}$表示残差。本文预期，α_1将显著为负。

为了验证假说2，本文将研究样本按照企业成长性的中位数划分为低成长性企业样本与高成长性企业样本两部分进行分组回归，同时，本文做出如下预期：模型（1）中$SSR_{i,t}$的系数α_1将在高成长性企业的样本中显著为负，在低成长性企业的样本中为正，或者为负但不显著，或者为负显著但绝对值显著更小。

（二）变量定义

解释变量：融券卖空（$SSR_{i,t}$）。本文利用两个指标度量融券卖空，分别是年度融券卖出量与流通股股本之比（$SSR1_{i,t}$）、融券余量与流通股股本之比（$SSR2_{i,t}$）。以上两个指标越大，意味着卖空交易越活跃。

被解释变量：异质性波动（$Volatility_{i,t}$）。股价异质性波动是资本市场领域的核心问题之一。本文借鉴钟凯等（2018）的方法，利用周股价回报率计算年度异质性波动，具体方法如下：首先，利用周股票回报数据，得到Fama-French三因子模型回归结果的残差；其次，利用这一残差计算月个股残差的方差；最后，利用这一残差的方差，计算出t年5月至t+1年4月份的月平均值，即为第t年异质性波动。

调节变量：企业成长性（$growth_{i,t}$）。利用托宾Q值衡量企业成长性。

控制变量：股票流动性（$liquidity_{i,t}$）用本年度的月均换手率表示；股票收益率（$return_{i,t}$）用年个股收益率表示；企业规模（$totalassets_{i,t}$）用总资产的自然对数表示；负债率（$leverage_{i,t}$）用长、短期负债之和与总资产的比值表示；市值账面比（$MB_{i,t}$）的衡量方法利用如下公式衡量：（股票价格×流通股数量+每股净资产×非流通股数量）/正面权益价值；资产收益率（$ROA_{i,t}$）用净利润与总资产之比表示；此外，考虑到行业不可观测因素及宏观经济环境会对本文的估计结果产生重要影响，我们还控制了行业虚拟变量（η_{in}）与年份虚拟变量（μ_t）。

（三）数据来源

本文使用的数据样本来源于国泰安数据库，数据的时间跨度为2010—2018年。同时，本文对数据做了如下处理：首先，删除有数据缺失的企业；其次，删除金融类上市企业；最后，对连续变量在1%与99%分位数进行了缩尾处理。

四、实证结果

（一）基础回归结果

1. 卖空交易与股价异质性波动：对假设1的检验

表1的第（1）、（2）列为双变量的回归结果，发现$SSR1$、$SSR2$的系数均在1%统计水平下显著为负；第（3）、（4）列进一步增加企业层面的财务变量，结果发现$SSR1$、$SSR2$的系数分别在5%、1%统计水平下显著为负。上述4列回归结果初步表明，卖空机制对股价异质性波动产生了显著的抑制效应。结合理论分析与实证结果，可以看出，卖空投资者具有非常强的负面信息挖掘能力，因而，在卖空约束放松以后，他们的加入提高了企业的治理水平，大大增加了企业隐藏负面信息的成本，进而导致股价异质性波动降低。从某种意义上来讲，本文的这一回归结果与Chang et al（2007）、Bohl et al（2012）的研究具有一致性。

表1　融券卖空与股价异质性波动：对假设H1的检验

变量	双变量回归结果		多变量回归结果	
	（1）	（2）	（3）	（4）
SSR1	−0.9066***（−10.75）		−0.1893**（−2.37）	
SSR2		−8.4055***（−11.07）		−3.0351***（−4.22）
liquidity			0.0092***（39.08）	0.0092***（38.78）
return			0.0604***（17.55）	0.0605***（17.62）
totalassets			0.0000（1.56）	0.0000*（1.70）
leverage			0.0270***（11.77）	0.0272***（11.85）
MB			−0.0083***（−15.41）	−0.0083***（−15.52）
ROA			−0.0020***（−5.14）	−0.0020***（−4.94）
截距项	0.1436***（44.32）	0.1438***（44.37）	0.0733***（20.13）	0.0738***（20.26）
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.084	0.085	0.262	0.263

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著；括号内为t值。

2. 卖空交易与股价异质性波动:假设2的检验

假设2探讨了企业成长性对卖空交易与股价异质性波动关系的影响。表2是具体的回归结果。其中,第(1)、(2)列为低成长企业组的估计结果。由表中可见,两个卖空交易指标的系数不显著,即在低成长企业组中,卖空交易对股价异质性波动不存在明显的抑制效应。第(3)、(4)列针对高成长企业组进行测试,发现*SSR*1、*SSR*2的系数均显著为负,即在高成长企业组中,卖空交易对股价异质性波动存在明显的抑制效应。上述结果表明,卖空交易对股价异质性波动的抑制效应受到企业成长性的影响,在高成长企业组中,卖空交易对股价异质性波动体现了更强的抑制效应。

表2　融券卖空与股价异质性波动:对假设2的检验

变量	低成长性企业		高成长性企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
*SSR*1	−0.1008(−0.60)		−0.2223**(−2.45)	
*SSR*2		−2.2330(−1.09)		−3.2765***(−4.26)
liquidity	0.0090***(18.42)	0.0090***(18.31)	0.0093***(34.35)	0.0092***(34.06)
return	0.0659***(8.98)	0.0658***(8.96)	0.0583***(14.97)	0.0586***(15.05)
totalassets	0.0000**(1.97)	0.0000**(2.08)	0.0000(0.63)	0.0000(0.72)
leverage	0.0213***(4.52)	0.0213***(4.53)	0.0282***(10.67)	0.0284***(10.75)
MB	−0.0108***(−8.90)	−0.0108***(−8.90)	−0.0076***(−12.77)	−0.0077***(−12.91)
ROA	−0.0039***(−4.60)	−0.0039***(−4.55)	−0.0015***(−3.40)	−0.0014***(−3.21)
截距项	0.0815***(11.60)	0.0817***(11.63)	0.0697***(16.32)	0.0702***(16.46)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.257	0.258	0.267	0.268

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著;括号内为*t*值。

(二)内生性问题

表1、表2对卖空交易与股价异质性波动的关系及企业成长性在二者关系中的调节作用进行了实证检验,发现卖空交易抑制了股价异质性波动,并且这种抑制效应在高成长性企业中表现更加明显。然而,卖空交易与股价异质性波动之间还可能存在特定的内生性关系。首先,是否存在某些遗漏变量同时影响卖空交易与股价异质性波动?其次,股价异质性波动更高的企业是否更容易被卖空?这两个问题都可能导致内生性问题。对于可能存在的遗漏变量问题,在基础回归中,本文已经做了比较细致的处理。一方面,控制了一系列可能影响股价波动的财务变量。同时,为了尽量剥离行业不可观测因素及宏观经济环境的影响,本文还加入了行业与年份虚拟变量。然而,遗漏变量的问题依然可能存在于本文的估计结果中。例如,高涨的投资者情绪既可能引发卖空交易,又可能助长股价波动,进而导致本文的回归结果不一致。此外,反向因果问题也可能存在于本文的估计结果中,那些股价波动较大的企业往往信息透明度较低,因而可能更容易被卖空投资者盯上。有鉴于此,本文将采用固定效应模型、工具变量两种方法缓解可能存在的内生性问题。

表3　融券卖空与股价异质性波动:固定效应模型检验

变量	固定效应模型估计	
	(1)	(2)
*SSR*1	−0.7905***(−7.99)	
*SSR*2		−6.4956***(−7.41)
liquidity	0.0105***(30.87)	0.0105***(30.68)
return	0.0550***(15.70)	0.0567***(16.22)
totalassets	0.0000***(5.95)	0.0000***(5.04)
leverage	0.0355***(7.10)	0.0362***(7.25)
MB	−0.0183***(−21.12)	−0.0185***(−21.34)
ROA	−0.0022***(−3.84)	−0.0021***(−3.62)
Constant	0.0753***(22.90)	0.0758***(23.07)
年份	控制	控制
企业	控制	控制
R-squared	0.256	0.255

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著;括号内为*t*值。

1. 固定效应模型

固定效应模型可以有效缓解企业层面遗漏变量(如企业经理人的个人特征、企业文化、企业家精神等)对估计结果的潜在影响。因而,在这一部分利用固定效应模型对二者关系重新进行回归检验。表3的第(1)、(2)列的回归结果表明,*SSR*1、*SSR*2的系数均显著为负,意味着在缓解企业层面的遗漏变量之后,卖空交易对股价异质性波动仍存在明显的抑制作用。这一结果进一步支持了之前的发现。

2. 工具变量法

本文选择同行业同年度其他企业的融券交易量的均值(*SSRd*)作为融券交易量*SSR*1的工具变量。从相关性角度来看,在同一年度中,同行业的企业面临相同的政策环境与宏观经济环境,因而投资者对同行业企业可能存在相似的观点,进而导致卖空交易量高度相关;从排他性约束来看,我们查阅现有文献,没发现同行业同年度其他企业的融券交易量会通过该企业融券交易量以外的渠道对股价波动产生影响。因而,这一工具变量的选择应该是合理的。基于同样的理由,我们选择同行业同年度其他企业的融券余量的均值(*SSRf*)作为*SSR*2的工具变量。不过,一个工具变量是否合适,除了要满足逻辑上的合理性,也要通过统计测算检验。接下来从统计测算的角度检验我们选择的工具变量是否合适。

表4第(1)列的第一阶段回归结果显示,*SSRd*的系数为正,并且在1%统计水平下显著,表明*SSRd*与融券交易量高度相关。表4第(2)列的第二阶段回归显示,*SSR*1对股价异质性波动的影响在1%的统计水平下显著为负,说明在利用工具变量法缓解内生性问题后,卖空交易依然对股价异质性波动之间产生了显著的抑制效应。

同样地,表4的第(3)、(4)列为同年度同行业其他企业融券交易量的均值(*SYNR*)作为工具变量,以*SSR*2作为内生变量的估计结果。由表中可知,工具变量与*SSR*2高度相关。同时,在第二阶段回归中,*SSR*2的系数显著为负。这一结果也与之前的发现基本一致。

表4　融券卖空与股价异质性波动:工具变量法检验

变量	工具变量估计			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	*SSR*1	*Volatility*	*SSR*2	*Volatility*
SSRd	0.8447***(14.62)			
SSRf			0.7112***(8.21)	
*SSR*1		−0.9243***(−5.02)		
*SSR*2				−44.5560***(−4.18)
liquidity	−0.0004***(−14.01)	0.0102***(31.77)	−0.0000***(−15.46)	0.0111***(20.34)
return	0.0008**(2.21)	0.0606***(18.76)	0.0002***(3.76)	0.0566***(14.71)
totalassets	0.0002***(20.02)	−0.0001***(−3.41)	0.0002***(14.75)	−0.0001***(−3.10)
leverage	0.0003(1.30)	0.0218***(9.59)	0.0000(1.51)	0.0212***(8.33)
MB	0.0004***(7.12)	−0.0083***(−14.34)	0.0000***(3.48)	−0.0081***(−12.89)
ROA	0.0003***(7.18)	−0.0030***(−6.48)	0.0000***(8.70)	−0.0040***(−5.94)
Constant	0.0016***(8.55)	0.0795***(36.58)	0.0002***(11.68)	0.0731***(19.20)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
第一阶段*F*值	209.7		127.0	
R-squared	0.117	0.128	0.074	0.106

注:*、**、***分别表示1%、5%、10%水平上显著;括号内为*t*值。

值得特别注意的是,表4的回归结果和表1的基准回归结果形成了鲜明的对照。在表1第(3)、(4)列的OLS回归中,*SSR*1、*SSR*2的系数分别为−0.1893和−3.0351,而在表4的工具变量回归中,*SSR*1、*SSR*2的系数分别为−2.9243和−44.5560,也即控制了内生性之后,在显著性没有发生改变的前提下,卖空交易对股价波动的抑制效应明显上升。由此可知,控制卖空交易与股价异质性波动的内生性与否,回归结果差异明显。

(三)机制检验

前文的实证结果表明,卖空交易抑制了股价异质性波动,且这种影响存在因果性特征。除此之外,我们还有兴趣知道,卖空交易究竟通过何种机制对股价波动产生抑制效应?现有研究为这一问题提供了重要线索:首先,卖空交易增加了投资者的信息需求,从而促进企业优化信息环境;其次,卖空投资者的威慑作用改善了企业的治理水平,进而提高了企业隐藏负面信息的机会成本;最后,随着卖空交易的活跃,这些与目标企业相关的信息会源源不断地融入股价中,由此进一步优化企业的信息环境。以上分析意味着,卖空交易主要通过改善企业信息透明度来对股价波动产生抑制效应。接下来,本文将检验上述机制是否真的成立。其中,关于企业信息透明度指标(*DA*1),借鉴Dechow et al.(1995),利用盈余管理程度的绝对值乘以(−1)来衡量,该值越大,意味着信息透明度越高。

表5第(1)、(2)列为卖空交易与企业信息透明度二者关系的回归结果。由表5中可知,卖空交易指标*SSR*1、*SSR*2的系数均显著为正,表明卖空交易扩大了企业信息透明度。由第(2)、(3)列可知,*SSR*1×*DA*1、*SSR*2×*DA*1系数显著为负,说明信息透明度更高的企业,往往更能促进卖空交易对股价波动的抑制效应。

表5　融券卖空与股价异质性波动:机制检验

变量	机制检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)
*SSR*1	0.6891**(2.42)		−0.1231*(−1.73)	
*SSR*2		5.7416**(2.39)		−2.4582***(−4.00)
*DA*1			0.0072(1.26)	0.0072(1.28)
*SSR*1×*DA*1			−1.8446***(−3.13)	
*SSR*2×*DA*1				−15.9490***(−3.01)
liquidity	0.0022***(2.67)	0.0038***(4.28)	0.0112***(27.31)	0.0111***(27.05)
return	−0.0804***(−7.09)	−0.0299**(−2.33)	0.0609***(12.34)	0.0612***(12.41)
totalassets	−0.0002**(−2.50)	−0.0002**(−2.56)	0.0001**(2.12)	0.0001**(2.19)
leverage	0.0073(0.92)	0.0082(0.99)	0.0205***(7.75)	0.0206***(7.80)
MB	0.0044**(2.32)	0.0043**(2.19)	−0.0068***(−11.82)	−0.0068***(−11.63)
ROA	0.0211***(14.44)	0.0204***(13.96)	−0.0024***(−5.38)	−0.0023***(−5.18)
Constant	0.0976***(18.03)	0.0648***(7.86)	0.0829***(48.22)	0.0835***(48.59)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.026	0.034	0.219	0.219

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著;括号内为*t*值。

五、稳健性检验

(一)变量替换

在本小节中,按照现有文献的惯用做法,利用融资融券标的作为解释变量(若企业在某一年份加入融资融券名单,则取值为1,否则取值为0,并用*short*表示),对两个假设做出检验。结果见表6。第(1)列为假设1的检验结果,由表中可知,*short*的系数在1%统计水平下显著为负,表明卖空机制抑制了股价波动。第(2)、(3)列为假设2的检验结果,其中,在低成长企业组的第(2)列中,*short*的系数不显著;在高成长企业组的第(3)列中,*short*的系数在1%统计水平下显著为负。两组结果的差异表明,卖空机制对股价异质性波动的抑制效应在高成长性企业中表现更加明显。

表6　融券卖空与股价异质性波动:变量替换

变量	变量替换		
	(1)	(2)	(3)
short	−0.0046***(−3.41)	−0.0033(−1.49)	−0.0042***(−2.67)
liquidity	0.0102***(39.91)	0.0090***(14.10)	0.0100***(34.40)
return	0.0499***(13.65)	0.0662***(8.06)	0.0478***(11.56)
totalassets	0.0000**(2.01)	0.0000(1.19)	0.0000(0.97)
leverage	0.0267***(10.98)	0.0219***(3.78)	0.0277***(9.91)
MB	−0.0077***(−14.10)	−0.0108***(−9.37)	−0.0073***(−11.91)
ROA	−0.0021***−4.93)	−0.0037***(−4.44)	−0.0016***(−3.40)
Constant	0.0760***(20.60)	0.0821***(8.97)	0.0724***(16.48)
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
R-squared	0.249	0.258	0.250

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著;括号内为t值。

(二)交乘项法检验假设2

本节中将利用交乘项法对假设2做出检验。由表7的第(1)、(2)列可知,*SSR*1×*growth*、*SSR*2×*growth*的系数均在1%统计水平下显著为负,再一次表明假设2的估计是稳健的。

表7　融券卖空与股价异质性波动:变量替换

变量	变量替换		变量	变量替换	
	(1)	(2)		(1)	(2)
*SSR*1	0.0166(0.12)		*leverage*	0.0213***(5.72)	0.0212***(5.71)
*SSR*2		−1.2609**(−2.05)	*MB*	−0.0074***(−9.07)	−0.0074***(−9.08)
growth	0.0002(1.22)	0.0002(1.22)	*ROA*	−0.0017***(−2.82)	−0.0020***(−2.95)
*SSR*1×*growth*	−0.9311***(−2.69)		*Constant*	0.0839***(15.41)	0.0842***(15.41)
*SSR*2×*growth*		−4.6701***(−3.27)	年份	控制	控制
liquidity	0.0109***(22.12)	0.0109***(22.07)	行业	控制	控制
return	0.0556***(11.07)	0.0550***(10.98)	*R*-squared	0.255	0.256
totalassets	0.0000**(2.05)	0.0000**(2.12)			

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%水平上显著;括号内为*t*值。

六、结论

卖空机制是否起到稳定市场的作用,一直是学术界的兴趣所在。本文利用2010—2018年中国上市公司融券标的数据,对卖空交易与股价异质性波动的关系做出了检验,结果表明:首先,卖空交易抑制了股价异质性波动;其次,卖空交易对股价异质性波动的抑制效应在高成长性企业中表现更加明显;最后,在对作用机制的考察中发现,卖空交易主要通过扩大企业信息透明度来对股价异质性波动产生抑制效应。

本文的研究有助于拓展股价异质性波动的研究视角,亦可丰富卖空机制相关文献。同时,本文的研究还具有如下政策内涵:首先,应该继续扩大融券标的名单,使卖空交易的股票市场稳定作用得到更有效的发挥;其次,应该尽量选择信息透明度较低的企业作为融券标的。

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] 窦泽群,李永建,程富强,2016.卖空约束对市场波动性的影响研究——来自中国沪深300指数的经验证据[J].经济学动态,(10):76-85.

[3] 顾琪,陆蓉,2016.金融市场的"劣汰"机制——基于卖空机制与盈余管理的研究[J].财贸经济(5):60-75.

[4] 侯青川,靳庆鲁,苏玲,等,2017.放松卖空管制与大股东"掏空"[J].经济学(季刊)(3):1143-1172.

[5] 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):134-149.

[6] 李丹,袁淳,廖冠民,2016.卖空机制与分析师乐观性偏差——基于双重差分模型的检验[J].会计研究(9):25-31.

[7] 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[J].经济研究(10):165-178.

[8] 李志生,杜爽,林秉旋,2015.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[J].金融研究(6):173-188.

[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] 林炳华,黄小琴,2017.融资融券是否平抑了中国股市的异质性波动性?[J].科研管理(11):150-163.

[12] 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[J].管理科学学报,166(4):48-71.

[13] 唐松,吴秋君,温德尔,等,2016.卖空机制、股价信息含量与暴跌风险——基于融资融券交易的经验证据[J].财经研究,2016(8):74-84.

[14] 熊熊,高雅,冯绪,2017.卖空交易与异质信念:基于中国股票市场的证据[J].系统工程理论与实践(8):1143-1172.

[15] 虞文微,赵丽君.异质信念、卖空机制与"特质波动率之谜"——基于2698家中国A股上市公司的证据[J].财经科学,2017(2):38-50.

[16] 钟凯,孙昌玲,王永妍,等,2018.资本市场对外开放与股价异质性波动——来自"沪港通"的经验证据[J].金融研究(7):174-192.

[17] ALLEN F, GALE D, 1991. Arbitrage, short sales, and financial innovation [J]. Econometrica, 59(4): 1041-1068.

[18] BOEHMER E, JONES C M, ZHANG X, 2008. Which shorts are informed?[J]. Journal of Finance, 63(2): 491-527.

[19] BOHL M T, REHER G , WILFLING B, 2016. Short selling constraints and stock returns volatility: Empirical evidence from the German stock market[J]. Economic Modelling, 58(11): 159-166.

[20] BRIS A, GOETZMANN W, ZHU N, 2007. Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world[J]. The Journal of Finance, 62(3): 1029-1079.

[21] CHANG E C, CHENG J W, YINGHUI Y U, 2007. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market[J]. The Journal of Finance, 62(5): 2097-2121.

[22] DIAMOND D W, VERRECCHIA R E, 1987. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information[J]. Journal of Financial Economics, 18(2): 277-311.

[23] DECHOW P M, SLOAN R G, HUTTON A P, 1995. Detecting earnings management[J]. Accounting Review, 70(2): 193-225.

[24] GOLDSTEIN I, GUEMBEL A, 2010. Manipulation and the allocational role of prices[J]. Review of Economic Studies, 75(1): 133-164.

[25] HUTCHISON M, GUL F A, 2004. Investment opportunity set, corporate governance practices and firm performance[J]. Journal of Corporate Finance, 10(4): 595-614.

[26] MASSA M, ZHANG B, ZHANG H, 2015. The invisible hand of short selling: Does short selling discipline earnings management ? [J]. Review of Financial Studies, 28(6): 1701-1736.

[27] MILLER E M, 1977. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. Journal of Finance, 32(4): 1151-1168.
[28] MORRIS S, SHIN H S, 1998. Unique equilibrium in a model of self-fulfilling currency attacks[J]. American Economic Review, 88(3): 587-597.
[29] SAFFI P A C, SIGURDSSON S K, 2011. Price efficiency and short selling[J]. Review of Financial Studies, 24(3): 821-852.

Short Selling and Idiosyncratic Return Volatility

Pan Lingyun[1], Dong Zhu[2]
(1. Business School of Jilin University, Changchun 130012, China; 2. Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: It examines the impact of short-selling on idiosyncratic return volatility and the moderating role played by firm growth by using the 2010-2018 China A-share market securities index data. The results show as follows. Firstly, short selling effectively inhibited idiosyncratic return volatility. After using the instrumental variable method and the "transfer of securities" system as a natural experiment to alleviate the endogeneity problem, the conclusion is still stable. Secondly, the inhibitory effect of short-selling on idiosyncratic return volatility is more obvious in firms with higher growth. Finally, in the investigation of the mechanism, it is found that the short selling is mainly to suppress idiosyncratic return volatility by improving the transparency of corporate information. The above research conclusions mean that China should strengthen the role of short selling in the stabilization of the capital market.
Keywords: short selling; idiosyncratic return volatility; firm growth; corporate information transparency