

我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗？

中国金融·财政论坛

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

许红伟 陈 欣

摘要：基于双重差分(DID)模型,本文研究了我国融资融券试点对股票定价效率和收益率分布的影响,发现其仅在少数指标上有一定积极作用,总体上效果仍然相当有限,为现有文献争议和后续政策完善提供了新的经验证据。具体来说,融资融券试点1年内:(1)对定价效率的改善仍然较弱,标的股票价格的负面信息含量和对市场向下波动的调整速度变化均不明显;(2)能够显著减少股价暴跌概率,对抑制暴涨却几乎没有影响,最终只起到了“单向缓冲器”作用;(3)仅能显著降低含H股、高市值、低换手率和低市盈率股票的偏度,对改善收益率的尖峰现象则没有起到积极作用。结合市场实际运行情况,本文认为融资融券这一机制创新没有完全发挥功能的主要原因在于诸多交易限制,并提出了相应的政策建议。

关键词：卖空机制 融资融券 定价效率 收益率分布 双重差分模型

一、引言

诺贝尔经济学奖得主 Merton(1990)曾指出：金融系统的核心功能就是在不确定的环境下,从空间和时间两个维度,帮助实现经济资源的配置和发展。随着全球金融市场的发展,在时空两个维度所产生的各种各样的金融创新,愈加丰富了金融系统的功能,深刻改变了传统的财富和风险管理模式。卖空机制作为金融创新的一种,即被普遍认为是市场不可或缺的一种定价手段或组成部分。然而长期以来,由于我国资本市场基本制度建设还不健全,市场投机盛行,同涨共跌、暴涨暴跌等低效现象屡见不鲜,监管层、学界和实务界各方普遍认为其因之一即在于缺乏卖空机制。

但是,关于允许卖空是否能够提高市场定价效率,国际学术界和实务界仍存在广泛争议。学术上,现有文献关于卖空仍未形成统一结论。一方面,绝大部分文献(Miller,1977;Diamond and Verrecchia,1987;Bris et al.,2007;Saffi and Sigurdsson,2011)认为,由于政策限制、搜寻成本等原因,卖空约束使得股价不能及时或充分吸收市场全部(负面)信息,从而导致价格效率较低以及收益率分布不合理。另一方面,也有部分文献(Allen and Gale,1991;Keim and Madhavan,1995;Bai et al.,2006;Charoenruek and Daouk,2005)认为由于政策环境、市场情况和发展阶段不同,允许卖空并不能对定价效率提高产生显著影响,反而在一定情况下,可能因为投资者利用私人信息、杠杆交易、市价委托指令等行为加大市场波动。

实务中,虽然有不少新兴国家根据欧美市场经验纷纷推出卖空机制,但是近年来特别是2008年金融危机后,美、英、德等欧美部分主要市场监管机构相继变更了之前允许市场卖空(特别是裸卖空)的法规,采取了完全或部分限制卖空的措施,如美国证券监督委员会(SEC)于2008年指出：在非常或极端情况下,为了防止证券市场遭遇严重破坏,对投资者没有任何基本面根据地卖空(某类)股票进行限制是十分必要的,这可以有效防止价格大幅波动和市

^{*}本文受国家自然科学基金(项目编号:70802039)资助。

场大幅下跌,从而有助于对投资者进行保护并重建投资者信心和一个有序的市场。

融资融券交易(Margin Trading)又称信用交易,作为卖空手段在国外成熟市场已经发展多年,它是指客户提供担保物向证券公司等中介机构借入资金买入上市证券(融资买入)或者借入上市证券进行卖出(融券卖出),并在约定期限内偿还所借资金或证券及利息、费用的证券交易活动。经过多年的筹备,我国于2010年3月31日正式启动融资融券试点^①,允许投资者向指定券商借入资金或标的股票进行买空卖空交易,结束了我国股票市场发展20多年来没有卖空机制的历史,引起了市场的广泛关注,监管层、学界和实务界各方都对此里程碑式的制度变革寄予厚望。如图1所示,沪深两市融资余额在推出后首日仅为659万元,第2个交易日即突破千万(约1375万元),第8个交易日突破亿元,此后融资融券余额继续呈现平稳增长态势。截至2011年4月底,融资和融券都得到大幅增长,其中融资余额接近250亿元,融券余额达到1.5亿元。但是在发展初期,由于标的股票数量过少(仅为90只)、融资融券费用过高(平均每年约为8.5%)、各大券商可供融券股票余额不多、投资者不清楚复杂的交易规则以及进入门槛高等原因,融资融券交易总量占整个市场非常之少(不到1%),并且其中主要是融资交易,融券交易只占其中1%左右,波动也非常大。

虽然目前我国融资融券交易发展缓慢,但它可以放大资金和证券双向供求关系,为投资者带来了新的投资理念、盈利模式和交易方式,从逻辑推理上来说,一定会或多或少影响标的股票的价格形成

过程。那么,这种影响程度究竟如何?是否能提高我国股票定价效率、缓解同涨同跌和暴涨暴跌等现象?借助于融资融券在我国试点这一难得的“自然实验”,通过严谨的定量方法来进行深入研究,具有十分重要的理论和政策意义,一方面为国际文献争议提供了新的经验证据,另一方面也为监管层完善后续相关政策、特别是进一步深化金融创新提供了理论基础和实证支持。因此,基于以上理论和实践背景,本文主要采用双重差分模型(Difference-in-Differences Model,下称DID模型),对融资融券推出如何影响标的股票价格效率和收益率分布进行了相关实证检验和分析。本文其他部分安排如下:首先,对国内外相关研究进行综述,提出本文研究的意义和创新性;其次,对所采用的模型和数据等研究设计进行说明;再次,对实证结果进行分析;最后,对全文进行总结并提出政策建议。

二、文献综述

传统金融学最初的一个基本假设是资产收益率服从正态分布,许多经典模型如CAPM模型、B-S期权定价模型和VaR风险管理模型等都是建立在此基础上的。但是,后来许多学者观察到收益率分布具有“尖峰厚尾”特征,认为其实际上并不服从正态分布,而这主要是由现实金融市场和传统金融理论的完美市场假设不符所造成(Fama, 1965; Gray and French, 1990; Felipe and Javier, 2001; Kon, 1984)。当市场存在摩擦或限制的情况下,信息没有及时为整个市场所知(比如信息的传递方式不是线性的,而是一簇一簇地到达市场)或者投资者不能对信息及时做出反应(比如受涨跌停限制、卖空约束等),都可能会导致股票价格效率较低、收益率分布偏离正态分布。

卖空约束即是与完美市场假设明显不吻合的现实之一,大量文献针对其如何影响市场定价效率、股票估值水平和波动性等方面进行了研究,但是仍存在广泛争议。一方面,大部分研究认为卖空约束的存在会损害股票定价效率,引发股票定价过高、暴涨暴跌以及同涨共跌等低效现象。

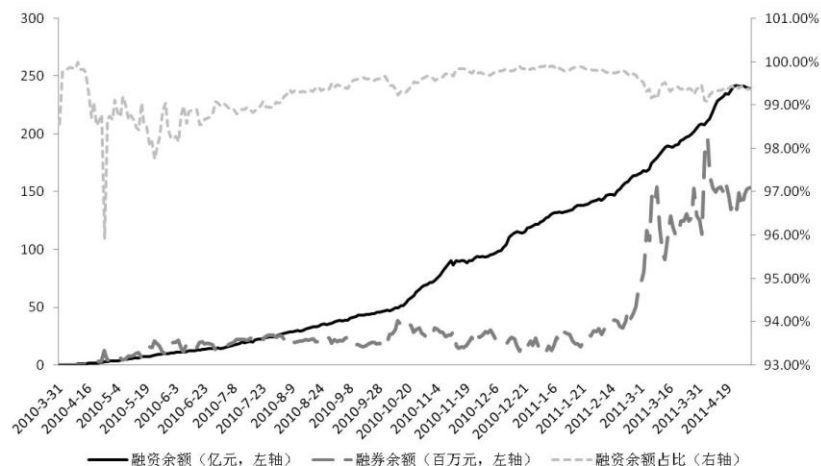


图1 融资融券试点后融资余额和融券余额历史走势

首先,部分研究认为卖空约束的存在会导致股价不能有效反映市场上的负面信息,使得股票定价过高。Miller(1977)指出当投资者对某项风险资产看法存在广泛差异时,卖空约束使得悲观者离开市场,因而市场只反映了乐观投资者的观点,从而使得股价向上偏离。Diamond和Verrecchia(1987)建立了一个卖空约束排除部分信息交易者的模型,证明了卖空约束损害了股票定价效率,因为其削弱了股价对私人信息(尤其是负面消息)的调整速度。随后的一些实证研究为此观点提供了证据,如Charles和Owen(2002)利用1926~1933年美国市场卖空数据进行研究,发现卖空成本很高的股票具有更高的估值水平以及未来更低的收益率。Chang等(2007)对香港市场的研究也发现了类似的证据,他们发现卖空约束使得股价倾向于高估,尤其是对那些投资者之间存在巨大意见分歧的股票而言,而当允许卖空时,股票收益率正偏度得到减小。

其次,一些学者认为卖空约束会导致股市在吸收信息速度上不够快,容易暴涨暴跌甚至崩盘。Hong和Stein(2003)建立了一个将市场崩盘与卖空约束联系起来的异质代理模型,在该模型中,如果投资者不能够卖空,负面信息因平时得不到反映从而逐渐累积,当市场开始大跌时,这些负面信息将集中释放,而这会进一步恶化市场情况最终导致崩盘。Reed(2003)认为卖空约束大的股票吸收信息非常缓慢,并且股价对负面消息的反应更慢,表明卖空约束对市场效率的影响是不对称的。近期的一系列跨国研究对此类理论提供了实证支持,如Hou和Moskowitz(2004)提出价格效率可以用价格对信息的调整延迟程度来衡量,并通过实证发现市场约束越大的股票收益率风险溢价越高,且这种效应不能由规模、流动性和市场微观结构所解释。Bris等(2007)对全球46个市场卖空监管情况进行了对比研究发现,在允许卖空的市场上,股价能够较快吸收负面信息,与监管者所认为的卖空约束能够防止市场恐慌的观点相反,不能卖空导致市场崩盘的概率增大。Saffi和Sigurdsson(2011)根据全球26个国家在2005~2008年期间的股票数据,采用借贷余额作为卖空约束代理变量,发现卖空约束对于股票吸收市场和个股负面信息速度有显著负面影响,并且放松卖空约束与价格不稳定上升、极端负收益率发生并不具有必然联系。

最后,还有些文献发现卖空约束会导致市场中股票特质信息含量减少,从而更倾向于同涨共跌,往往表现为具有更高的 R^2 。Morck等(2000)建立了一个市场效率模型,通过对全球市场的比较研究,发现当市场允许投资者便捷、低成本地获得相关信息并做出反应时,股票具有更多的异质信息(Idiosyncratic Information)。他们的研究显示,在金融系统特别是金融创新不发达和公司治理较差的国家,股票的 R^2 较高,比如1995年中国市场约有80%的股票同涨共跌,并且仅用市场因子即可解释个股收益45%的变动,在所有40个样本国家中高居第二,仅次于波兰。随后,Li和Myers(2006)利用40个股票市场中1990~2001年的数据进行研究,发现当卖空约束使得目标公司经营状况变得不透明时,其股价所反映的特质信息就比较少,从而与大盘之间的 R^2 较高。Bris等(2007)也发现卖空约束降低了股票收益率在横截面上的变化程度,也即股价反映公司自身信息较少,导致 R^2 较高。

另一方面,国际文献中也有部分学者持有不同的观点,认为引入卖空机制并不总是能对定价效率带来益处,有可能无显著效果甚至带来股票波动性加大等负面影响。理论上,如Allen和Gale(1991)构建了一种不完全市场均衡模型,其中企业可以通过发行可供市场进行套利且具有交易成本的证券来参与金融创新。他们指出,当允许卖空时企业将不能参与完全竞争,最终所得到的均衡将是无效的,从而对经济产生不稳定的影响。Bernardo和Welch(2004)根据其所建立的模型,认为金融危机产生的真正原因在于对于金融危机的担忧,而不是流动性冲击,对部分参与者利用信息和技术优势抢先交易进行约束能够有效防止金融危机发生。Bai等(2006)认为在特定情况下,具有私人信息的投资者会利用卖空来进行交易,导致市场大幅波动,从而提升了其他投资者所面临的风险水平。实证中,Keim和Madhavan(1995)则从实际交易的角度进行了研究,认为卖空交易者利用私人信息、杠杆交易、市价委托指令等行为有可能加大市场波动,起到助推器作用。Charoenruek和Daouk(2005)对全球111个市场的研究也没有发现市场允许卖空能显著减轻收益率偏度和市场崩盘概率。这些观点为近年来特别是2008年金融危机后,部分欧美国家

监管机构相继推出完全或部分限制卖空的(特别是裸卖空)措施提供了理论基础。

我国股票市场尚不成熟,定价效率也不高,相关监管部门引入融资融券机制的目的之一就是要增强股票的信息含量、提高股票的定价效率。然而,关于我国引入融资融券机制如何影响股票市场的研究还很少。在融资融券推出之前,廖士光 and 杨朝军(2006)探讨了卖空机制价格发现功能的内在机理以及境外市场的相关实证结果,并建议中国股票市场引入卖空交易机制,发挥其价格发现功能。在融资融券正式推出后,廖士光(2011)又利用沪深证券市场融资融券标的股票确定与调整事件进行实证分析(前后共20个交易日),认为我国融资融券交易业务发展失衡,融资交易有助于提升标的股票的市场价格,融资融券交易的总体价格发现功能则有待进一步发挥。杨德勇和吴琼(2011)也同样利用事件研究法,对试点前后约一年的数据进行了比较研究,发现融资融券机制能够在一定程度上抑制个股波动性,并能提高个股流动性。

本文采用DID模型,利用融资融券推出初期尽可能多的实际交易数据,对我国融资融券试点对个股定价效率和收益率分布特征的影响进行了研究,发现融资融券试点仅在少数指标上有一定积极作用,总体上效果仍然相当有限。本文的贡献主要在于:

(1)为国际文献的争论提供了新的案例和经验证据。与其他文献主要研究国外市场中长期的影响不同,本文研究了在我国这样的特殊市场上,融资融券试点初期对定价效率和收益率分布的影响,发现其作用仍非常有限,与融资融券初期总体规模较小、发展不平衡的现实较好吻合,具有重要的理论和实践意义。因为我国市场总体仍处于新兴转轨阶段,与其他成熟市场相比具有诸多特殊性,国外研究发现的结论在我国市场可能并不适用,而在后续完善融资融券制度的过程中,监管层亟须国内的实证证据来辅助决策。

(2)在研究方法上有所创新。Hou和Moskowitz(2004)等主要从时间序列维度进行纵向比较或用很短的窗口期进行事件研究,Bris等(2007)和Saffi等(2011)等学者主要从横截面维度进行横向比较,但是这两种方法均存在一定程度的不足。前者没有充分考虑同时期其他因素的影响,后者则受到各

个国家或公司本身多种因素影响的制约,从而有可能遗漏某些关键解释变量,最后得到的结论难免有失偏颇。本文基于我国市场实际情况,采用国际经济与金融学界常用的DID研究方法和较长时期的数据样本,在用沪深300成份股中非融资融券标的股票作为控制组合的基础上,对标的股票及其多种分组在事件前后进行对比研究,这样可以同时对时间序列和横截面上的其他因素进行控制,较好地解决了上述困难,因而得到的结论也相对更为可靠。

三、研究设计

(一)实证指标与模型

本文主要研究我国推出融资融券试点对股票定价效率和收益率分布的影响。借鉴Bris等(2007)对Morck等(2000)、Hou和Moskowitz(2004)等模型的改进,股票定价效率主要采用如下两个指标:

$$R_i^{2Diff} = R_i^{2-} - R_i^{2+} \quad (1)$$

其中, R_i^{2+} 、 R_i^{2-} 分别为在某一时间段内,当市场指数上涨或下跌时,将个股*i*日收益率与市场指数日收益率进行回归所得 R^2 ,这两个指标衡量了个股股价吸收好或坏私有信息的不同程度。Bris等(2007)指出,当个股卖空受到限制时,股价只体现了市场因素的作用,无法充分反映私有负面信息,最终导致 R^{2-} 较高,相应地,由于个股一般无买入限制使得 R^{2+} 较低。那么,当允许股票卖空时,买卖之间的不对称限制不复存在,最终 R^{2-} 以及 R^{2Diff} 将显著下降。

$$\rho_i^{Diff} = \rho_i^- - \rho_i^+ \quad (2)$$

其中, ρ_i^+ 、 ρ_i^- 分别为个股*i*周收益率与滞后一期市场周收益率(上涨或下跌)之间的相关系数,表示个股价格随着市场不同方向波动进行调整的延迟程度,或者说对于市场好或坏信息的不同反应速度。Bris等(2007)指出,当个股存在卖空约束时,股价不能对市场向下波动做出及时反应,表现为 ρ^- 较高,反之由于个股基本无买入限制使得 ρ^+ 较低。当允许股票卖空时,买卖之间的不对称限制消失将使得 ρ^+ 以及 ρ^{Diff} 显著下降。

进一步地,为了考虑卖空约束对股票市场中存在的高估值、暴涨暴跌和厚尾性等异常现象的影响,我们采用了标准差、偏度、峰度、正端极值频度($>\mu+2\sigma$)^③以及负端极值频度($<\mu-2\sigma$)等5个主要指标,对股票收益率^④分布特征进行研究。其中,

标准差度量了股票收益率的波动程度,偏度量了股票的高估值程度,峰度则从侧面度量了收益率分布的厚尾性(峰度越高,一般厚尾性越强),正负端极值频度则进一步测量了两端的极值风险概率。

此外,在采用 Wilcoxon 符号秩检验^⑤对标的股票在融资融券推出前后进行简单对比的基础上,为了控制沪深 300 股指期货等其他系统性因素的影响,本文主要采用了近年来被国外学者广泛采用对政策效果进行评估的方法——DID 模型。该模型由 Ashenfelter 和 Card(1985)在研究 CETA 训练项目学员的收入结构的纵向变化时首次提出,并在经济、金融等领域逐步得到广泛应用。Imbens 和 Wooldridge(2007)指出,在自然实验中,由于处理组(Treatment Group,指受到政策影响的样本组合)和控制组(Control Group,指未受到政策影响的样本组合)均来自受到某项具体政策影响与否的特定群体而非随机,DID 模型可以较好地控制处理组和控制组之间的系统性差异,来研究处理组在某项政策实施前后所发生的变化。

本文研究采用的基本模型设定为:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 D_g + \gamma D_t \times D_g + \sum X_{i,t} + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中 $y_{i,t}$ 为第 i 个股票在第 t 期的指标值; D_t 为时间虚拟变量,当融资融券推出后 $D_t=1$,反之推出前 $D_t=0$; D_g 为组间虚拟变量,当 $D_g=1$ 时为融资融券标的股票,即处理组, $D_g=0$ 为沪深 300 成分股中的非融资融券标的股票,即控制组^⑥; $\sum X_{i,t}$ 为一组相关的控制变量,包括是否含有 H 股的虚拟变量、流通市值、换手率、市盈率、市净率和沪深 300 行业虚拟变量等; ε_i 为随机干扰项。

借鉴 Wooldridge(2009)的方法,本文采用融资融券推出前后各一年共两期数据,并用 OLS 方法对模型进行估计^⑦。所要考察的核心内容是 $D_t \times D_g$ 的回归系数 γ ,即双重差分统计量,其度量的就是在考虑控制组的变化后,融资融券推出对标的股票总体净影响。如果该统计量符号符合预期且在一定统计水平下显著,则表明融资融券推出后对标的股票收益率分布特征产生了明显预期效果,反之则不显著或效果相反。

(二)数据来源与处理

本文选取的样本期间为融资融券 2010 年 3 月 31 日正式推出前后各 250 个交易日(约 1 年),即

2009 年 3 月 24 日~2010 年 3 月 30 日为事件前窗口期,2010 年 3 月 31 日~2011 年 4 月 13 日为事件后窗口期,股票、沪深 300 指数和行业指数日度行情数据从国泰安 CSMAR 数据库获得,财务数据则从 Wind 金融资讯获得。数据处理过程如下。

1.取得 2010 年 3 月 31~2011 年 4 月 13 日期间的融资融券标的股票列表,剔除掉发生变动的股票^⑧,剩余共 85 只。

2.取得 2009 年 3 月 24 日~2011 年 4 月 13 日样本期间,沪深 300 指数成分股股票(剔除指数成分调整的股票)中的非融资融券股票,共 139 只。

3.将上述融资融券组(处理组)和非融资融券组(控制组)中上市时间晚于 2009 年 3 月 24 日前 1 个月,以及在整个样本期间内停牌天数多于 20 个交易日的股票进行剔除,以减轻股票新上市和停复牌等特殊事件对收益率分布的影响,这样最后得到处理组共 72 只股票,控制组共 120 只股票。

4.提取并计算处理组和控制组所有股票的日对数收益率、日异常收益率以及总市值、流通市值、是否含 H 股标识、换手率、市盈率、市净率、沪深 300 行业等指标^⑨。

5.计算各个股票在事件前后市场效率和收益率分布的上述相关指标以及分组指标。

四、实证结果与分析

(一)变量的统计描述

各主要变量统计描述如表 1 所示,从中我们可以发现,在融资融券推出后,首先 R^2 和 R^{2Diff} 两个指标都有所下降,说明股价对负面信息的含量有所增加。其次 ρ 和 ρ^{Diff} 则变化不一致,前者有所变大、后者则大幅减小,说明尽管股价对市场负向波动调整速度有所减缓,但与对市场正向波动的调整速度相比,则有所提高。再次,就收益率分布来看,收益率标准差、偏度和正负端极值频度都有所下降,表明股票高波动、高估值和暴涨暴跌特征得到改善,但是收益率峰度增加则表明厚尾性变得更为严重。最后,最为关键的是,我们可以发现,处理组和控制组各个指标的变化方向完全一致,意味着这种变化是市场性质的,不仅仅由融资融券试点所产生。

(二)对融资融券标的股票的总体影响

在 Wilcoxon 符号秩检验结果(表 2)中,从简单

变化来看,融资融券标的股票总体定价效率有所改善。首先, R^{2-} 、 R^{2Diff} 这两个信息含量指标分别显著减小-8.46%和-42.57%,表明融资融券标的股票

共跌的程度有所缓解,也即价格对负面私有信息含量增多。其次,虽然 ρ^- 变化不显著,但是 ρ^{Diff} 显著大幅下降,表明正、负面信息之间所产生的价格延迟的相对不对称有所减轻。

此外,融资融券对收益率分布指标的影响则有所混杂,如标准差显著下降15.04%,表明波动性变低;偏度更是大幅下降31.61%,右偏性得到抑制;虽然峰度显著增加了53.6%侧面表明总体厚尾性更为严重,但是同时可观察到负端极值频度则变化不显著、正端极值频度则显著变小。

但是正如表1所显示,沪深300指数成分股中的非融资融券股票组合总体上也发生了类似的积极变化,有些指标甚至比融资融券股票组合变化更为明显,这可能是因为我国市场环境逐步完善、投资者不断成熟所造成,并且2010年4月16日股指期货隆重推出,对市场大部分股票带来了积极影响。因此,股票定价效率的提高和收益率分布的改善很大程度是全市场性质的,我们在表2发现的结果并不一定能简单归功于融资融券的推出。如果仅仅使用包括Wilcoxon符号秩检验在内的前后比较方法,没有将其他系统性因素的影响剔除,有可能使结论有显著偏差,而用DID模型对其他因素进行控制则可较好解决困难。

表3显示了使用DID模型估计所得结果,显然与上述Wilcoxon符号秩检验结果存在很大差异。从双重差分估计量可以发现,在控制其他因素的影响下,融资融券试点推出后:(1)定价效率4个指标

变化都不显著,表明融资融券试点对标的股票价格效率改善尚不明显。(2)有助于显著减小负端极值的频度(-0.0046),但对正端极值的频度却几乎没有影响,表明融资融券机制的引入能够在一定程度上抑制股价大幅下跌,但是对抑制股价大幅上涨却无能为力。这可能是由于融资和融券交易在规模上发展极度不平衡所致,这样的结果无疑是监管层在推出此项制度时所不希望看到的。(3)收益率分布的其他各个指标在10%的水平下均未发生显著变化,说明除了对回报的左端厚尾现象有一定改善外,融资融券试点总体上对标的股票收益率的分布

表1 各主要变量的统计描述

	组别	平均数		中位数		最大值		最小值		标准差	
		事件前	事件后	事件前	事件后	事件前	事件后	事件前	事件后	事件前	事件后
R^{2-}	T	0.4235	0.3876	0.4392	0.4039	0.7046	0.6850	0.0022	0.0459	0.1531	0.1408
	C	0.3911	0.3351	0.3855	0.3268	0.6886	0.6423	0.1033	0.0679	0.1266	0.1409
R^{2Diff}	T	0.1788	0.1027	0.1703	0.0903	0.4398	0.3561	-0.0682	-0.1017	0.1179	0.0987
	C	0.2094	0.1218	0.1994	0.1295	0.4444	0.4244	0.0110	-0.1764	0.0943	0.1177
ρ^-	T	0.0708	0.0839	0.1091	0.0706	0.4128	0.3485	-0.3685	-0.1958	0.1381	0.1455
	C	0.0349	0.0933	0.0331	0.1032	0.2910	0.4954	-0.2745	-0.3863	0.1341	0.1645
ρ^{Diff}	T	0.1994	-0.0064	0.2366	0.0355	0.7451	0.4065	-0.5471	-0.5829	0.2615	0.2146
	C	0.1052	-0.0415	0.1261	-0.0348	0.6244	0.5351	-0.6139	-0.7710	0.2406	0.2214
收益率标准差	T	0.0163	0.0139	0.0160	0.0137	0.0307	0.0228	0.0082	0.0061	0.0048	0.0042
	C	0.0194	0.0181	0.0192	0.0183	0.0277	0.0322	0.0115	0.0078	0.0036	0.0049
收益率偏度	T	0.7117	0.4868	0.7536	0.6249	1.6385	1.8801	-0.3167	-2.7807	0.4223	0.7177
	C	0.8480	0.7319	0.8250	0.7102	2.2024	2.5115	-0.2002	-0.9456	0.4084	0.5676
收益率峰度	T	2.3894	3.6702	2.0995	2.6179	7.4781	41.191	0.2512	0.0773	1.4605	5.0906
	C	2.7010	3.4397	2.3440	2.5673	8.5267	13.513	0.1622	0.4418	1.6316	2.5486
频度(<-2 σ)	T	0.0154	0.0148	0.0161	0.0145	0.0444	0.0325	0.0000	0.0000	0.0081	0.0066
	C	0.0126	0.0167	0.0122	0.0163	0.0286	0.0363	0.0000	0.0040	0.0062	0.0071
频度(>2 σ)	T	0.0393	0.0346	0.0390	0.0352	0.0661	0.0522	0.0162	0.0122	0.0083	0.0093
	C	0.0398	0.0353	0.0403	0.0335	0.0648	0.0571	0.0241	0.0161	0.0076	0.0087

注:T代表处理组(Treat Group),C代表控制组(Control Group)。处理组中共有72只样本股,其中有26只含有H股上市;控制组中共有120只样本股,其中有9只含有H股上市。

表2 融资融券标的股票相关指标的符号秩检验结果

	R^{2-}	R^{2Diff}	ρ^-	ρ^{Diff}	标准差	偏度	峰度	频度(<-2 σ)	频度(>2 σ)
事件前均值	0.4235	0.1788	0.0708	0.1994	0.0163	0.7117	2.3894	0.0154	0.0393
事件后均值	0.3876	0.1027	0.0839	-0.0064	0.0139	0.4868	3.6702	0.0148	0.0346
变化比例	-8.46%	-42.57%	18.49%	-103.22%	-15.04%	-31.61%	53.6%	-3.78%	-11.97%
正负秩和差	-758	-1434	249	-1932	-1909	-828	836	14	-1187
W统计量	935	597	1189.5	348	323.5	900	896	1166	649
P_w 值	0.0334	0.0001	0.4848	0.0000	0.0000	0.0202	0.0190	0.9659	0.0005

注:检验样本共有72对,事件前均值指所有标的股票在事件前(融资融券试点前一年)的某个变量的平均值;同样,事件后均值为所有标的股票在事件后(融资融券试点后一年)某个变量的平均值;变化比例=(事件后均值-事件前均值)/事件前均值 $\times 100\%$;正负秩和差=正秩和-负秩和,若为正,表明指标增加,反之表明指标下降;W统计量为符号秩检验的统计量; P_w 值为W统计量所相对的显著水平。

表3 融资融券标的股票相关指标的DID检验结果

	R^{2-}	R^{2Diff}	ρ^-	ρ^{Diff}	标准差	偏度	峰度	频度(<-2 σ)	频度(>2 σ)
C	0.5204 *** (19.266)	0.2633 *** (10.798)	-0.0122 (-0.359)	0.1432 *** (2.813)	0.0141 *** (16.774)	0.9401 *** (7.915)	2.9733 *** (4.959)	0.0124 *** (7.724)	0.0365 *** (18.470)
D_t	-0.0637 *** (-4.227)	-0.0915 *** (-6.719)	0.0728 *** (3.849)	-0.1233 *** (-4.339)	-0.0004 (-0.852)	-0.1178 * (-1.777)	0.8499 *** (2.540)	0.0043 *** (4.736)	-0.0039 *** (-3.544)
D_{ε}	0.0300 * (1.673)	-0.0330 ** (-2.042)	0.0335 (1.491)	0.0558 * (1.651)	-0.0026 *** (-4.691)	-0.0499 (-0.633)	-1.0321 *** (-2.596)	0.0026 ** (2.405)	0.0006 (0.464)
$D_t \times D_{\varepsilon}$	0.0057 (0.240)	0.0014 (0.065)	-0.0409 (-1.372)	-0.0529 (-1.179)	-0.0005 (-0.664)	-0.0868 (-0.831)	0.0708 (0.134)	-0.0046 *** (-3.236)	0.0001 (0.062)
Adj-R ²	0.151	0.142	0.127	0.133	0.491	0.217	0.288	0.155	0.151

注:(1)处理组股票共有72只,控制组股票共有120只;(2)回归方程中加入了是否有H股上市、流通市值、换手率、PE、PB和沪深300十大行业等控制变量,由于文章篇幅限制,这些系数的估计结果未在表中报告;(3)表中括号内为各个系数的T统计量,下同;(4)*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下显著,下同。

的作用并不明显。

总之,我们发现(至少初期来看),虽然融资融券机制的引入有助于显著减小股票暴跌的概率,但对抑制股票暴涨却几乎没起到作用,部分支持Bris等(2007)等学者的观点,但是对标的股票定价效率和收益率分布的影响总体上基本不显著。我们认为,这主要是因为这一机制处于试点期间,受到标的股票种类和数量、交易成本和进入门槛等众多限制,导致融资融券规模非常小,且融资与融券之间发展极度不平衡,从而所产生的积极影响总体上较弱。

(三)对融资融券不同类别标的股票的影响

上文研究的是融资融券交易对所有标的股票的影响,下面我们对不同类别标的股票进一步进行研究,因为虽然融资融券试点在总体上影响有限,但是它可能对其中某些类别股票的作用比较明显。因此,我们从卖空约束情况、风险水平和估值水平等方面,选取了4个分组指标:是否含有H股上市、流通市值高低、换手率高低、市盈率高低。对于每一个指标,我们将融资融券标的股票分成两组,并使用DID模型进行对比分析。

对于同时在香港上市的股票来说,由于A、H股存在差价(往往是A股股价高于H股),在理想情况下,投资者可以卖空A股买入H股进行套利交易,但由于A股卖空约束的存在,这样的交易很难实行。融资融券的推出,使投资者对含有H股的标的股票进行套利交易成为可能,因此这些标的股票理论上会受到更大程度的影响。从表4中可以看到,对是否含有H股的两类分组股票来说,融资融券推出对定价效率4个指标仍然都没有显著影响。而就偏度来看,含有H股的标的股票右偏性减弱更多

(在10%显著性水平下减小0.3201),与我们的预期一致。但同时含有H股的标的股票的峰度也显著增加,说明我国融资融券的推出对于改善该组尖峰厚尾现象并不突出,这一点也可在极值概率指标看出,虽然两组股票正端极值频度减少都不明显,但是对于负端极值,含有H股的标的股票减少相对更小。

对于流通市值高、低两组标的

股票来说,通常市值高的股票基本面不确定和流动性风险较小,投资者参与融资融券交易的意愿比较高,券商能够提供的融资融券余额也较多,因此卖空约束的放松对其影响应该更明显。从表5中可以看到,对流通市值高、低两类股票来说,融资融券推出对前者总体影响更大,与我们的预期一致。具体来说,在4个价格效率指标中,只有高流通市值股票的 ρ 指标有显著减少,表明该组股票价格对市场向下波动调整速度有一定增强。而在收益率分布中,对前者右偏性下降的影响也相对更大(在5%水平下显著减小0.3048),表明有助于降低该组估值水平。虽然该组峰度有所增加意味着厚尾性没有得到更多改善,但是负端极值频度指标显示对暴跌控制效果更好(在1%水平下显著减小0.005)。

融资融券试点时期,由于专业性和种种限制,大部分为机构投资者,偏好短线投机炒作的个人投资者仍基本被排除在外,而机构投资者在进行买空卖空交易时主要根据长期走势来决策,并且非常注意控制风险,所以更加偏好投机性较低的股票^⑩,因此融资融券试点对于低换手率的股票带来的影响应该较大。从表6中我们也可发现,虽然融资融券试点的对换手率高、低两组股票影响仍然有限。但是相对来说对低换手率的股票组积极影响更大,具体来说,低换手率组股票 ρ 在5%的显著性下降低

表4 按是否包含H股进行分组的DID检验结果

	R^2	R^{2diff}	ρ^-	ρ^{Diff}	标准差	偏度	峰度	频度(<-2 σ)	频度(>2 σ)
G^A	0.0239	0.0035	-0.0369	-0.0337	-0.0017	0.0105	-0.1324	-0.0054***	0.0011
	(0.700)	(0.134)	(-1.010)	(-0.586)	(-1.595)	(0.087)	(-0.268)	(-3.212)	(0.527)
G^{AH}	0.0133	0.0253	-0.0602	-0.1041	-0.0004	-0.3201*	1.7355*	-0.0035*	-0.0025
	(0.323)	(0.779)	(-1.333)	(-1.468)	(-0.313)	(-1.922)	(1.853)	(-1.694)	(-1.037)

注:(1)将融资融券标的股票按照是否含有H股分成两组,不含H股上市的股票共有26只,含有H股上市的股票共有46只;(2) G^A 为融资融券标的不含H股的股票组合相对于控制组的双重差分估计量, G^{AH} 为融资融券标的中同时含有A、H股的股票组合相对于控制组的双重差分估计量。

表5 按流通市值高低进行分组的DID检验结果

	R^2	R^{2diff}	ρ^-	ρ^{Diff}	标准差	偏度	峰度	频度(<-2 σ)	频度(>2 σ)
G_{MV}^H	0.0322	0.0466	-0.0790**	-0.0709	-0.0008	-0.3048**	1.4638*	-0.0050***	-0.0011
	(0.916)	(1.646)	(-1.977)	(-1.145)	(-0.669)	(-2.102)	(1.793)	(-2.720)	(-0.497)
G_{MV}^L	0.0079	-0.0238	-0.0117	-0.0474	-0.0017	0.0871	-0.3796	-0.0044**	0.0007
	(0.207)	(-0.817)	(-0.294)	(-0.749)	(-1.471)	(0.666)	(-0.693)	(-2.419)	(0.302)

注:(1)将融资融券标的股票按照流通市值高低分成两组,各有36只;(2) G_{MV}^H 、 G_{MV}^L 分别为融资融券标的股票中流通市值高、低的股票组合相对于控制组的双重差分估计量。

表6 按换手率高低进行分组的DID检验结果

	R^2	R^{2diff}	ρ^-	ρ^{Diff}	标准差	偏度	峰度	频度(<-2 σ)	频度(>2 σ)
G_{TO}^H	-0.0036	-0.0178	-0.0018	-0.0619	-0.0012	0.1524	0.2169	-0.0051***	-0.0010
	(-0.095)	(-0.616)	(-0.046)	(-1.016)	(-1.082)	(1.140)	(0.391)	(-2.738)	(-0.436)
G_{TO}^L	0.0438	0.0406	-0.0889**	-0.0564	-0.0012	-0.3702***	0.8673	-0.0043**	0.0006
	(1.227)	(1.419)	(-2.187)	(-0.878)	(-1.026)	(-2.623)	(1.061)	(-2.395)	(0.249)

注:(1)将融资融券标的股票按照换手率高低分成两组,各有36只;(2) G_{TO}^H 、 G_{TO}^L 分别为融资融券标的股票中换手率高、低的股票组合相对于控制组的双重差分估计量。

0.0889,显示个股对市场负面波动的调整延迟有所减轻;右偏性则在1%的显著性水平下降低0.3702,表明低换手率股票的高估值水平有所抑制;而两类股票左端极值频度分别显著下降0.0051和0.0043,表明标的股票的负端极值发生的概率得到显著控制,这是因为,融资融券一方面增加了股价平时对信息的反应效率,减少了风险集中释放,另一方面当股价大幅下跌时,投资者大量使用杠杆进行反向交易,会造成股价单日暴跌的概率得到较大程度上的减少。

通常在没有卖空机制的市场中,投资者只能通过股价上升来获利,股价往往具有一定的泡沫成分,一个体现就是市盈率相对较高,所以在推出融资融券后,理论上对市盈率高的股票组的积极作用更大。而从表7的结果可以看到,虽然高市盈率组的负端极值频度相比显著减少0.0068,在其他指标上则变化不显著,反而低市盈率股票总体上定价效率得到更明显的改善,其中 ρ^- 和 ρ^{Diff} 分别在5%和10%的水平下显著减小0.0889和0.1212,右偏性则在5%的水平下显著下降0.3064。这些结果与我们的预期并不一致,说明当前我国融资融券试点对高估值股票并未能起到提高定价效率的作用,尤其是没有达到监管层引入该机制来抑制股票泡沫的目的。

总之,在分组样本的分析中,我们发现,融资融券机制引入对于控制股价暴跌风险的作用仍然十分稳健,在绝大部分子样本中结果均很显著。但是该机制的影响总体上仍然较弱,仅能够显著降低含H股、高市值、低换手率和低市盈率股票的偏度,对尖峰现象则没有积极作用,这表明短期内融资融券试点虽然具有一定积极作用,但总体上还十分有限。

(四)稳健性检验

有研究指出,政策推出前市场可能会由于预期做出提前反应,而在政策推出后又可能因为信息不对称等出现反应过度,从而导致对政策推出进行事件研究得出的结论受到样本选择的影响。为了解

决这个问题,笔者按照相关文献的通常做法,将事件前后各一个月的样本期去掉,重新进行了检验,发现结果也与上文类似。

此外,除了应用融资融券标的股票的异常收益率分布特征进行研究以外,本文还用原始收益率(Raw Return)和超额收益率(Excess Return)的分布特征进行了研究。结果发现,所得结果与用异常收益率的研究结果基本类似,表明本文的检验结果是比较稳健的。

五、结论和政策建议

融资融券交易具有卖空机制和杠杆交易等特征,各界普遍认为其对完善证券交易机制、提高价格发现效率具有十分重要的意义。本文基于DID模型,研究了我国融资融券推出对标的股票定价效率和收益率分布特征的影响,主要有以下3点发现。

(1)总体上,标的股票价格对负面私有信息的含量以及对市场向下波动的调整速度变化均不明显,融资融券试点对定价效率的影响总体上仍十分有限,这主要是由于这一机制试点期间受到诸多限制,导致融资融券总体规模过小所致。

(2)融资融券总体上有有助于显著减小股价暴跌的概率,在分组样本分析中,这种作用同样十分稳健。但对抑制股价暴涨和同涨共跌却几乎没有影响,最终只起到了单向缓冲器作用。

(3)仅能显著降低含H股、高市值、低换手率和低市盈率股票的偏度,且对改善收益率的尖峰现象并没有起到积极作用。这表明短期内融资融券试点虽然对某些股票具有一定积极作用,但总体上还非常有限。

本文的结果部分支持Bris等(2007)学者的观点,一定程度上找到了融资融券交易能减缓股票市场暴跌、防止市场恐慌的证据。但同时也发现,在新兴市场相关机制尚不完善的情况下,引入受限制的卖空交易并不总能有效提高股票定价效率、改善

收益率分布,与监管层引入融资融券这一卖空机制的预期目标并不相符。Saffi和Sigurdsson(2011)指出,可供卖空证券的供应量不足和卖空费用高,作为卖空约束的其中两种表现形式,会增加卖空者的搜寻成本和利润,从而影响其参与

表7 按市盈率高低进行分组的DID检验结果

	R^2	R^{Diff}	ρ^-	ρ^{Diff}	标准差	偏度	峰度	频度(<-2 σ)	频度(>2 σ)
G_{PE}^H	0.0051 (0.133)	-0.0011 (-0.037)	-0.0018 (-0.045)	0.0030 (0.048)	-0.0016 (-1.411)	0.0887 (0.665)	-0.2237 (-0.406)	-0.0068*** (-3.702)	0.0017 (0.734)
G_{PE}^L	0.0351 (1.001)	0.0239 (0.850)	-0.0889** (-2.242)	-0.1212* (-1.904)	-0.0008 (-0.727)	-0.3064** (-2.143)	1.3079 (1.601)	-0.0026 (-1.425)	-0.0021 (-0.939)

注:(1)将融资融券标的股票按照市盈率高低分成两组,各有36只;(2) G_{PE}^H 、 G_{PE}^L 分别为融资融券标的股票中市盈率高、低的股票组合相对于控制组的双重差分估计量。

的积极性。虽然监管层在2011年下半年对融资融券限制做了一定程度的放松,为了进一步发挥融资融券的价格发现和稳定市场的功能,我国必须更多地降低限制,提高投资者的交易意愿,增加融资融券交易规模。为此,本文提出如下几点建议。

(1)尽快推出市场化的转融通机制,增加资金和股票来源。融资融券推出以来,投资者只能向指定券商借入其自有的少量资金或股票,远远不能满足需要。

(2)扩大融资融券标的股票范围,建议将标的股票范围扩展至沪深300指数成分股或相应的指数产品。沪深300指数作为股指期货标的的指数,其成分股都经过了严格筛选,在流动性、波动性等方面完全能够满足作为标的股票的要求。

(3)借鉴国外经验,考虑对不同种类股票实行不同程度的买空卖空标准。例如为了降低估值泡沫,可以对高估值股票降低卖空限制;为了抑制部分高波动性股票的异常波动,可以降低这类股票的买空卖空费用等限制。

(作者单位:上海交通大学安泰经济与管理学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①我国融资融券试点初期,首批试点券商包括国泰君安、中信证券等6家,标的股票则包括工商银行、万科等90只股票,主要为上证50指数和深证成指成分股,其共同特征是市值规模大、业绩良好、流动性高,从行业集中度来看,大多为金融地产股。投资者可以向指定券商借入资金或股票进行买空卖空交易,维持担保比例140%~160%,借贷最长期限6个月,平均每年费用约为8.5%。

②Roll(1988)、French和Roll(1986)等用 R^2 度量股价所含个股特质信息的含量,一般来说,股票的 R^2 越大,表明股价所含个股相关信息越少,与市场同涨共跌的程度越严重,定价效率越低。

③ μ 和 σ 分别为股票在事件前或后窗口期内的异常收益率的均值和标准差。

④采用的是股票的异常收益率,这是因为我国股市受宏观经济、政策调控和行业基本面等因素的影响和冲击较大,而异常收益率基本剔除了市场总体和行业因素所带来的影响,度量了股票在个体层面上的影响因素,若一个公司基本面未发生大变化,则主要度量了市场的交易行为,这才是本文的研究重点。并且用股票原始收益率(Raw Return)或超额收益率(Excess Return)进行稳健性检验时,结果类似,具体参见本文稳健性检验部分。

⑤该方法由F. Wilcoxon于1945年提出,主要用于配对资料差异的比较和单一样本与总体中位数之间的比较。之所以采用符号秩检验,是因为与Student-T检验方法相比,其不依赖于总体分布服从正态分布的假设,条件更放松,而且本文中两种方法的检验结论也基本相同。

⑥之所以这样选择控制组,是因为它们都属于沪深300指数成分股,在市值规模、估值、业绩、流动性等属性上最为接近,并且同时处于股指期货上市的影响下,这样可以尽可能起到控制除融资融券以外其他因素影响的作用。

⑦本文没有考虑误差项的聚集性,因为处理组和控制组在横截面上是在同一时刻受到或未受到政策影响,而在时间序列上,本文模型采用的数据只有两期,因而误差项受到聚集性影响较小。

⑧虽然沪深交易所公布的标的有90只股票,但是随着2010年7月1日指数成分股调整而调整了其中的5只,包括调出上港集团、南方航空、振华重工、北大荒和华菱钢铁,调进中国中冶、潞安环能、光大证券、中信银行和国元证券。2010年12月31日,沪深证券交易所同时发出通知,决定融资融券标的证券范围的调整暂时不与上证50和深证成指样本股调整同步。

⑨令 P_{it} 分别为股票 i 在第 t 个交易日的收盘价, $LRET_{it}$ 为股票 i 在第 t 个交易日的原始对数收益率, $LRET_{it}^{30}$ 为沪深300指数第 t 日的对数收益率, $LRET_{it}^{30}$ 为第 i 个股票所在沪深300行业指数在第 t 日的对数收益率, $LRET_{it}^i$ 为股票 i 在第 t 个交易日的超额对数收益率,则日对数收益率为 $LRET_{it}=\ln(P/P_{i,t-1})$,超额收益率 $LRET_{it}=LRET_{it}-LRET_{it}^{30}$,日异常收益率(Abnormal Return)为如下回归方程所得的残差: $LRET_{it}=\alpha_i+\beta_1 LRET_{it}^{30}+\beta_2 LRET_{it}^{30}+\varepsilon_{it}$ 。

⑩这点从实际交易数据中也可以验证,融资融券试点一年内,换手率高、低的两类标的股票融资融券交易总金额分别共约6920亿元、8314亿元,其中后者比前者高出约20%,表明机构投资者进行融资融券交易时更加偏好投机性低的或者风险较小的股票。

参考文献

(1)廖士光、杨朝军:《证券市场卖空交易机制的价格发现功能探讨》,《上海立信会计学院学报》,2006年第1期。

(2)廖士光:《融资融券交易价格发现功能研究——基于标的股票确定与调整的视角》,《上海立信会计学院学报》,2011年第1期。

(3)杨德勇、吴琼:《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》,2011年第5期。

(4)Allen F. and Gale D., 1991, Arbitrage, Short Sales and Financial Innovation, *Econometrica*, Vol.59, pp.1041~1068.

(5)Ashenfelter O. and Card D., 1985, Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs, *Review of Economics and Statistics*, Vol.67(4), pp.648~660.

(6)Bai Y., Chang E. C. and Wang J., 2006, Asset Prices under Short-sale Constraints, Working paper, Hong Kong Institute of Economics and Business Strategy.

(7)Bernardo A. and Welch I., 2004, Liquidity and Financial Market Runs, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119, pp. 135~158.

(8)Bris A., W. N. Goetzmann and N. Zhu, 2007, Efficiency and the Bear: Short Sales and Market Around the World, *The Journal of Finance*, Vol.62(3), pp.1029~1079.

(9)Chang E. C., Cheng J. W. and Yu Y., 2007, Short Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market, *The Journal of Finance*, Vol.62(5), pp.2097~2121.

(10) Charles M. J. and Owen A. L., 2002, Short Sale Constraints and Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, Vol.66, pp.207~239.

(11) Charoenruek A. and Daouk H., 2005, The World Price Of Short Selling, Working Paper, Cornell University.

(12) Diamond D. W. and Verrecchia R. E., 1987, Constraints on Short Selling and Asset Price Adjustment to Private Information, *Journal of Financial Economics*, Vol.18, pp.277~311.

(13) Fama, 1965, The Behavior of Stock-Market Price, *Journal of Business*, Vol.38, pp.34~105.

(14) Felipe M. A. and Javier E., 2001, Empirical Distributions of Stock Returns: European Securities Market 1990~1995, *European Journal of Finance*, Vol.3, pp.1~21.

(15) Gray B. and French D., 1990, Empirical Comparisons of Distributional Models for Stock Index Returns, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.17, pp.451~459.

(16) Hong H. and Stein J. C., 2003, Differences of Opinion, Short Sales Constraints and Market Crashes, *Review of Financial Studies*, Vol.16, pp.487~525.

(17) Imbens and Wooldridge J., 2007, Difference-in-Differences Estimation, NBER Summer Institute Lecture.

(18) Keim D. B. and Madhavan A., 1995, Anatomy of the Trading Process: Empirical Evidence on The Behavior of Institutional Traders, *Journal of Financial Economics*, Vol.37, pp.371~398.

pp.371~398.

(19) Kon S.J., 1984, Models of Stock Returns—A Comparison, *The Journal of Finance*, Vol.39, pp.147~165.

(20) Li J. and Myers S. C., 2006, R2 Around the World: New Theory and New Tests, *Journal of Financial Economics*, Vol.79 (2), pp.257~292.

(21) Merton R. C., 1990, The Financial System and Economic Performance, *Journal of Financial Services Research*, Vol.4, pp.263~300.

(22) Miller E. M., 1977, Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion, *The Journal of Finance*, Vol.32, pp.1151~1168.

(23) Morck R., Yeung B. and Yu W., 2000, The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?, *Journal of Financial Economics*, Vol.58(1-2), pp.215~260.

(24) Reed A., 2003, Costly Short-selling and Stock Price Adjustment to Earnings Announcement, Working paper, University of North Carolina.

(25) Saffi P. A. C. and Sigurdsson K., 2011, Price Efficiency and Short Selling, *The Review of Financial Studies*, Vol.24(3), pp.821~852.

(26) Wooldridge J. M., 2009, Introductory Econometrics: A Modern Approach (Fourth Edition), South-Western Cengage Learning.

=====

(上接第7页)同与组织公民行为——基于中国科技制造企业的实证研究》,《南开管理评论》,2010年第1期。

(29) Riketta, M., 2005, Organizational Identification: A Meta-Analysis, *Journal of Vocational Behavior*, 66(2), pp.358~384.

(30) Aryee S. and Chen Z. X., 2006, Leader-Member Exchange in a Chinese Context: Antecedents, The Mediating Role of Psychological Empowerment and Outcomes, *Journal of Business Research*, 59(7), pp.793~801.

(31) Jeanquart-Barone S., 1996, Examination of Supervisor Satisfaction in Traditional and Nontraditional Gender-Based Reporting Relationships, *Sex Roles*, 34, pp.717~728.

(32) Gomez, C. and Rosen, B., 2001, The Leader-Member Exchange as a Link between Managerial Trust and Employee Empowerment, *Group and Organizational Management*, 26(1), pp.53~69.

(33) 郑伯壖:《华人文化与组织领导:由现象描述到理论验证》,《本土心理学研究》,2004年第22期。

(34) Phillips, J. M., Douthitt, E. A. and Hyland, M. H., 2001, The Role of Justice in Team Member Satisfaction with the Leader and Attachment to the Team, *Journal of Applied Psychology*, 86(2), pp.316~325.

(35) Scarpello, V. and Vandenberg, R. J., 1987, The Satisfaction with My Supervisor Scale: Its Utility for Research and Practical Applications, *Journal of Management*, 13, pp.447~466.

(36) Blau, P., 1964, *Exchange and Power in Social Life*, New York: Wiley.

(37) Graen, G. B. and Uhl-Bien, M., 1995, Relationship-Based Approach To Leadership: Development Of Leader-Member Exchange (LMX) Theory of Leadership Over 25

Years—Applying A Multi-Level Multi-Domain Perspective, *Leadership Quarterly*, 6, pp.219~247.

(38) Caldwell, S. D., Herold, D. M. and Fedor, D. B., 2004, Toward an Understanding of the Relationships among Organizational Change, Individual Differences and Changes in Person-Environment Fit: A Cross-Level Study, *Journal of Applied Psychology*, 89(5), 868~882.

(39) Farh, J. L., Hackett, R. D. and Liang, J., 2007, Individual-Level Cultural Values as Moderators of Perceived Organizational Support-Employee Outcomes Relationship in China: Comparing the Effects of Power Distance and Traditionality, *Academy of Management Journal*, 50, pp.715~729.

(40) Mathieu, J. E. and Farr, J. L., 1991, Further Evidence for the Discriminant Validity of Measures of Organizational Commitment, Job Involvement, and Job Satisfaction, *Journal of Applied Psychology*, 76, pp.127~133.

(41) 柳恒超、许燕、王力:《结构方程模型应用中模型选择的原理和方法》,《心理学探新》,2007年第1期。

(42) Preacher, K. J. and Hayes, A. F., 2004, SPSS and SAS Procedures For Estimating Indirect Effects In Simple Mediation Models, *Behavior Research Methods, Instruments & Computers*, 36, pp.717~731.

(43) Preacher, K. J. and Hayes, A. F., 2008, A Symptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models, *Behavior Research Methods*, 40, pp.879~891.

(44) Chen, Z. X., Tsui, A. S. and Farh, J. L., 2002, Loyalty to supervisors vs. Organizational Commitment: Relationships to Employee Performance in China, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 75(3), pp.339~356.