

股指期货交易提升了股票市场有效性吗^{*}

戴方贤 尹力博

内容提要:股指期货能否显著提升股票现货市场有效性,对于健全完善高效的现代金融市场体系具有重要意义。本文从分析师评级修正是否引起股票收益率漂移的角度,以2010年2月沪深300股指期货发布为前后时间分割点,以分析师评级修正事件为样本,通过自然实验的方法探究股指期货这一市场做空机制推出是否改善了A股市场有效性。研究发现:(1)股指期货的推出在一定程度上降低了分析师评级修正的信息含量,提高了市场有效性;(2)股指期货给市场以重要的做空渠道,改善了A股市场定价过高的状况;(3)在市场释放做空压力的特殊市场状况下,分析师调高评级相对于调低评级的增量效应增强,但这并不与市场有效性改善的结论相悖。这些结论有助于增进人们对股指期货功能、市场微观结构和信息效率的认识,对完善金融市场监管、加强市场风险管理有指导意义。

关键词:股指期货 市场有效性 分析师评级修正 增量效应

作者简介:戴方贤,中央财经大学金融学院,100081;

尹力博,中央财经大学金融学院副教授,100081。

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)08-0036-16

一、引言

2010年2月20日,中国证监会正式批复我国证券市场的第一只股票指数期货——沪深300股指期货相关业务;4月16日,沪深300股指期货在中国金融期货交易所(简称“中金所”)上市。至此,我国证券市场的市场做空机制初步形成。此后,根据《融资融券交易实施细则》,上交所和深交所陆续推出了融资融券(简称“两融”)标的股,这种个股做空机制形成了对市场做空机制的重要补充。

做空机制,尤其是市场做空机制,从理论上讲对于稳定市场、价格发现以及金融资产自主定价权的实现具有重要意义。但从国内外做空工具推出后的市场表现以及监管层为稳定金融市场

^{*} 基金项目:国家自然科学基金青年项目(71401193)、国家自然科学基金面上项目(71671193)和中央财经大学金融学院卓越项目。作者感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

而对做空机制采取的做法来看,做空机制究竟有没有稳定市场,还是引发了许多争议。基于不同的市场环境,部分实证研究认为做空工具推出可以降低整个市场的风险并减小价格波动(比如 Huh 等,2015),但也有实证研究表明做空工具的推出加大了价格波动(Hayali,2014)或者无影响(Chen 等,2013)。从中国股指期货证据来看,一部分学者对股指期货功能发挥持积极观点。陈晓虹(2012)通过 EGARCH 模型研究了沪深 300 股指期货推出前后现货市场的表现,发现股票指数期货能够有效平抑现货市场波动、增强现货市场信息传递效率;郇金梁等(2012)基于 EGARCH 模型发现,股指期货能够通过提升市场流动性和价格发现能力来增强现货市场交易量和价格的稳定性。但是,也有文献指出股指期货对于现货市场造成了负面影响。比如许红伟、吴冲锋(2012)通过联立方程模型检验,指出由于大量具有信息劣势的交易者进入期货市场产生较大程度的信息不对称性,从而带来逆向选择问题,进而增加交易的隐性成本、加剧现货市场日内波动。此外,还有学者认为股指期货对于现货市场异常波动风险具有“双刃剑”作用,比如杨阳、万迪昉(2010)发现结构不完善、投机较多的股指期货市场反而使现货市场波动显著增大,但随着我国机构投资者套期保值账户的获批及市场结构的逐渐完善,股指期货稳定市场的功能会逐渐显现。

关于股指期货价格发现功能的讨论也未能得出一致性的结论。左浩苗等(2012)采用非参数方法估计日度股票指数和股指期货的整体波动、连续性波动和跳跃,发现在日内高频价格之间存在稳定的协整关系,两个市场存在双向的信息传导,股指期货的价格发现功能得到发挥。程展兴(2013)引入“方差互换”跳跃检验详细考察沪深 300 股指期货各品种价格的跳跃行为,揭示各种期货品种之间、现货和期货之间存在的关系,发现沪深 300 股指期货有着更好的价格发现功能。但是,苏治、陈扬龙(2012)采用 Morlet 小波时频互相关分析方法,发现我国股指期货市场的价格发现效率较美国、英国成熟市场仍有较大差距,具体表现为尽管在高频短周期范围内,两者整体具有协同波动特征,但时常出现短暂紊乱的情况,即期货与现货的交错引导现象。李政等(2016)则在静态和动态递归协整分析框架下,综合运用长期弱外生检验、广义方差分解、永久短暂模型和信息份额模型探究了三个股指期货品种,发现股指期货具有更强的价格发现功能,整体上能引导现货市场,但在 2015 年股灾期间现货市场的价格发现贡献却反超期货市场,从而体现出股指期货价格发现功能的动态变化特征。

综上,关于股指期货交易对股票市场影响的研究远远不足,而这一问题却是政策制定者和市场监管者关注的焦点。研究这一问题对于增进人们对股指期货功能、市场微观结构和信息效率的认识,对完善金融市场监管、加强市场风险管理具有重大的理论和现实意义。时至今日,股指期货机制推出业已 7 年,时间范围的增加为研究股指期货对市场的作用提供了更好的样本条件,对于以往文献的相关结论也可以提供新的证据。为此本文尝试提出更基本的学术问题:股指期货的推出真的提升了股票现货市场的有效性吗?

市场完全有效是一个很强的假设,包括交易成本为零以及投资者的完全理性等。传统的资产定价模型正是建立在市场完全有效的基础上的,现实证券市场当中很多异象对此提出了挑战,相关文献也针对这些市场非有效的现象提出了一些较有影响力的理论,例如对传统金融学做出修正的 Miller(1977)提出的意见分歧定价理论,从投资者行为角度出发的 Kahneman(1973)提出的有限关注理论,以及 Barberis 等(1998)等提出的投资者行为偏差理论。与股指期货这一市场做空机制有重要理论关联的是 Miller(1977)提出的意见分歧定价理论,该理论将投资者意见分歧与卖空限制相结合解释了诸如 IPO 溢价、封闭式基金折价以及动量效应等市场异象。该理论认为,在存

在卖空限制的情形下,看多的投资者会买入股票,而看空的投资者因不能卖空而鲜有投资行为,因而市场上股价反映的是乐观投资者的意见,股价就会被高估,并形成相应的做空压力。后续文献在此思路的基础上做出了许多有价值的研究。比如 Hong 和 Sraer(2016)提出在卖空限制的条件下,看空的投资者选择不作为,因而股价尤其是高 beta 值的股票价格会受到乐观投资者的投机,从而导致股价高估和预期收益率的下降,因而出现实际证券市场线的先上升后下降的趋势。再如, Akbas(2016)发现由于卖空限制的存在,有内部信息的代理人无法对掌握的公司负面信息进行有效做空,因而会在盈余公告前减少交易量,从而形成盈余公告后突如其来的股价下跌,与公告前形成巨大反差的现象。国内的相关文献也较为丰富,并有一些从市场做空机制有效性角度进行的探究。李科等(2014)选取了白酒行业“塑化剂事件”的自然实验环境发现不能被卖空的股票存在着严重的价格高估现象;史永东、李凤羽(2012)发现公告前因卖空限制和意见分歧而被过高定价的股票会在公告日附近向基础价值回归;许红伟、陈欣(2012)则运用双重差分模型发现融资融券交易可以部分地实现标的股票的有效定价。

基于上述分析,本文将借鉴 Altinkilic 等(2016)的研究,创新性地从分析师评级后收益率漂移现象(Post-Revision Return Drift, PRD)入手探究股指期货推出对于我国股票市场有效性的影响。这背后的逻辑在于:分析师作为资本市场重要的信息中介,通过评级预测的发布与修正向资本市场传递了关于公司股票的有价值的信息,其是否会造成评级后股价收益率漂移能够反映市场有效性状况。如果市场处于完全有效的状态,分析师评级预测理论上就不包含有价值信息,不会造成收益率漂移,因为有关公司股票价值的所有信息都能及时地反映在股票价格之中。但如果市场未达到完全有效,则会导致收益率漂移。因此,若随着交易成本不断降低、做空机制等不断完善,信息效率会不断得到改善,分析师评级预测的信息含量会不断降低,那么收益率漂移现象就会减弱。关于这一机理,针对国外资本市场已有文献给出了实证支持。Altinkilic 等(2016)通过研究美国股票市场分析师评级预测后漂移现象(PRD)^①发现,分析师预测的信息含量在美国股票市场引入高频算法交易后有了较大程度的降低,有力支持了资本市场信息效率的改善。国外文献对于分析师评级预测后收益率漂移(PRD)现象的研究较为丰富,主流的有两种解释观点:一种观点认为与投资者对分析师评级信息的反应不足有关,比如 Jegadeesh 等(2004)等;另一种观点认为与市场上存在的真实的交易成本导致投资者无法进行有效套利有关,比如 Barber 等(2001)。Altinkilic 等(2016)从高频算法交易的角度检验并支持了 Barber 等(2001)的交易成本的观点。但无论哪种观点,其研究均印证了分析师评级后收益率漂移与市场有效性的逻辑:随着超级计算机和高频算法交易的普及,交易成本的大幅下降使得分析师评级后收益率漂移减弱甚至消失,也就是说分析师评级预测的信息含量下降,市场有效性得到了增强。与分析师评级预测后收益率漂移(PRD)现象类似,研究更为广泛的是盈余公告后漂移(PEAD)现象。这一长期漂移现象由盈余公告日的未预期盈余产生,即随着正的未预期盈余股价随后正向漂移,随着负的未预期盈余股价随后负向漂移。国内学者如吴世农、吴超鹏(2003)通过构建盈余惯性策略组合发现中国股票市场存在的盈余公告后漂移现象,并支持了行为金融学的反应不足的解释;于李胜、王艳艳(2006)则认为信息的不确定性和非对称性导致了中国 A 股市场的 PEAD 现象。这些文献也说明,在其所研究时点即股指期货市场稳健运行之前,我国 A 股市场并不是有效的。

本文主要内容是:以 2010 年 2 月股指期货这一市场做空机制的发布作为分界点将研究时段划

① 这种漂移现象最为典型的表现是股票价格随着分析师上调评级的修正正向漂移,随着下调评级的修正负向漂移。

分为 pre 时期和 post 时期,通过两个时期的比较,并进一步将 post 时期股票划分为是否融资融券标的的两组,通过自然实验的方法从分析师评级修正事件后的收益率漂移现象入手,探究股指期货推出是否导致了市场卖空限制的改善,进而增强了市场的信息有效性。除了考察主流的分析师评级预测后漂移现象(PRD)外,考虑到由于 PEAD 现象的存在,分析师可以通过将其评级预测与未预期盈余挂钩从而形成 PRD 和 PEAD 的重叠(Altinkilic 等,2016),因此本文把未预期盈余作为模型的控制变量以控制 PEAD 现象对分析师 PRD 现象的影响。本文主要贡献包括:(1)从分析师评级修正后收益率漂移的角度,为探究市场做空机制有效性的研究提供一个新的思路;(2)与已有文献大多考察股指现货本身不同,本文首次从个股角度来探究市场做空机制对于市场有效性的影响;(3)进一步,本文将股指期货推出后的 A 股股票分成两融与非两融标的的进行对比,从个股做空角度为市场做空机制与市场有效性的结论提供进一步支持;(4)在方法上,本文借鉴 Altinkilic 等(2016)等的做法,运用自然实验进行探究,该方法选取较为可信的(Plausibly exogenous)外部冲击事件,能够很大程度上避免模型可能存在的内生性问题。

二、数据及变量设计

(一)数据来源与变量设计

本文的相关数据来源于 Wind 数据库。选取的研究样本为 2005 年 1 月 1 日至 2015 年 12 月 31 日计 11 年中分析师做出的对当年的 EPS 评级预测。选取的研究时段以接近于中间点的 2010 年 2 月 20 日(中国 A 股市场股指期货制度的发布)为界划分为 pre 时期和 post 时期,探究股指期货做空机制推出这一外部冲击事件对于我国股票市场中分析师评级预测信息有效性的影响。

本文的主要解释变量是分析师评级预测的修正。从事件研究法的角度,只有提供了新的信息或者信号的事件才具有分析的价值,所以分析师评级预测的信息性主要体现在评级预测的修正而非评级预测本身。因此,结合此分析师上次对该股票做出的评级预测,如果本次预测等级上调就记 up 变量等于 1,否则为零;如果本次预测等级下调就记 $down$ 变量等于 1,否则为零。然后剔除掉前后评级没有发生变化的样本(因为这些评级样本不具有新信息)。事实上,本文最终得到的样本数据中,评级修正变量非 up 即 $down$,故在回归模型当中,只加入 up 虚拟变量,其系数体现评级上调相对于评级下调的增量效应(Additional effect)。

应该指出的是,在研究 PRD 与 PEAD 效应的相关文献当中,对于样本之间独立性的界定似乎是缺失的,即在计算漂移指标时,每一个分析师评级预测事件之间是会产生叠加影响的。例如在计算国泰君安 2005 年 4 月 27 日对平安银行做出上调评级修正后的 90 天收益率漂移时,由于在事件日至事件日后 90 天内可能会存在其他的对平安银行盈余预测的修正事件,因而有必要把这些其他的评级修正事件剔除,综合剔除后样本量大小的考虑,本文在计算事件日后 30 天漂移时使用的是评级事件间隔大于 30 天的样本,在计算事件日后 60 天漂移时使用的是评级事件间隔大于 60 天的样本,依此类推。这样虽不能完全排除可能存在的评级修正事件间的相互影响,但至少保证了研究样本间的相互独立性。表 1 是对样本量的一个分类统计,其中 Panel A 是对 pre 和 post 时期 up 与 $down$ 评级修正的样本量统计,Panel B 是对 post 时期的评级修正事件的股票按照是否是两融标的股进行的样本量统计, dr 表示两融标的股, non_dr 为非两融标的股。

表 1		样本量分类统计				
时间间隔标准(大于)		30 天	60 天	90 天	120 天	
Panel A						
pre	<i>up</i>	8745	6640	5241	4315	
	<i>down</i>	2072	1568	1204	984	
	小计	10817	8208	6445	5299	
post	<i>up</i>	23148	17800	14097	11802	
	<i>down</i>	2054	1551	1149	928	
	小计	25202	19351	15246	12730	
		总计	36019	27559	21691	18029
Panel B						
pre	<i>dr</i>	6549	4935	3760	3112	
	<i>non_dr</i>	16599	12865	10337	8690	
	小计	23148	17800	14097	11802	
post	<i>dr</i>	670	505	363	282	
	<i>non_dr</i>	1384	1046	786	646	
	小计	2054	1551	1149	928	
		总计	25202	19351	15246	12730

本文的被解释变量是分析师评级预测修正后的收益率漂移,统一记为 PRD。本文设计了三种衡量指标:

1. *prd*,表示市场模型的累计超额收益率,定义为股票在漂移期内的复合收益率减去漂移期内上证指数的复合收益率。计算方法参考 Altinkilic 等(2016)如下:

$$prd_{i,d} = R_{i,d} - R_{m,d} = \prod_{t=3}^{d+3} (1 + r_{i,t}) - \prod_{t=3}^{d+3} (1 + r_{m,t})$$

(1)

其中 $R_{i,d}$ 为第*i*个评级修正事件的股票在漂移期内的复合收益率, $R_{m,d}$ 为市场组合在同一漂移期内的复合收益率, $r_{i,t}$ 为第*i*个评级修正事件的股票在漂移期*d*内的第*t*天的收益率, $r_{m,t}$ 为市场组合在同一漂移期*d*内的第*t*天的收益率。

2. *dprd*,代表基于 Daniel,Grinblatt, Titman 和 Wermers(1997)提出的 DGTW 特征组合模型计算的累计超额收益率,定义为股票在漂移期内的复合收益率减去漂移期内该股票所属特征组合的复合收益率。参照梁珊等(2016)构建特征组合的方法,本文选取每只股票的市值规模、年账面市值比以及上一年的年度收益率三个特征依次进行分组。为保证每一个组合的样本量,本文在分组时使每一个组合内的股票个数大于等于 30 只。例如在 2010 年,中国 A 股市场共有 1631 只上市股票,按照 3 乘 4 乘 4 共分为 48 组,其中首先按照市值规模降序排列分为

三组;然后在每一个组合内按照 BM 值降序排列分为 4 组,得到 12 个分组;最后在 12 个分组内按照上一年的年度收益率降序排列分为 4 组,共计得到 48 个分组。以每只股票的流通市值在所属特征组合的流通市值占比为权重对收益率进行加权计算得到组合的收益率。计算方法类似于 prd :

$$dprd_{i,d} = R_{i,d} - R_{p,d} = \prod_{t=3}^{d+3} (1 + r_{i,t}) - \prod_{t=3}^{d+3} (1 + r_{p,t}) \tag{2}$$

其中 $R_{p,d}$ 为评级修正事件的股票所在特征组合在同一漂移期内的复合收益率, $r_{p,t}$ 为该特征组合在同一漂移期 d 内的第 t 天的收益率。表 2 是对每一年的分组状况的说明。

表 2
 DGTW 特征组合分组说明

年份	市场股票只数	分类标准	分组数
2005	1287	$3 \times 4 \times 3$	36
2006	1287	$3 \times 4 \times 3$	36
2007	1352	$3 \times 4 \times 3$	36
2008	1464	$3 \times 4 \times 4$	48
2009	1527	$3 \times 4 \times 4$	48
2010	1631	$3 \times 4 \times 4$	48
2011	1969	$4 \times 4 \times 4$	64
2012	2254	$4 \times 4 \times 4$	64
2013	2412	$4 \times 5 \times 4$	80
2014	2427	$4 \times 5 \times 4$	80
2015	2547	$4 \times 5 \times 4$	80
2016	2786	$4 \times 5 \times 4$	80

3. α_4 ,是使用四因子模型计算的漂移期超额收益率,用事件日后漂移期股价的收益率数据通过四因子模型回归后的截距项表示,即:

$$R_{i,t_d} - rf_{t_d} = \alpha_4 + \beta_1 (m_{t_d} - rf_{t_d}) + \beta_{SMB} SMB_{t_d} + \beta_{HML} HML_{t_d} + \beta_{UMD} UMD_{t_d} + \epsilon_{i,t_d} \tag{3}$$

其中 t_d 表示漂移期 d 内第 t 天, i 表示第 i 个评级修正事件; rm 是市场收益率,用上证指数收益率替代, SMB 为规模因子, HML 为账面市值比因子, UMD 为动量因子。

本文之所以采用这三种方法度量收益率的漂移,是因为这三种指标有较好的互补性。具体来说, prd 是剔除市场因素后的超额收益率漂移, $dprd$ 本质上是控制市值规模、BM 和惯性因子的超额收益率漂移,而 α_4 是剔除了市场因素、规模因素、BM 和惯性因子后的超额收益率,虽计算方法与前两种有所不同,但可以视为前两个指标的深化,也最能够体现股票真实的收益率的变化。相关结果能够提供互为稳健性的证据。

本文的其他控制变量主要参考 Altinkilic 等(2016),表 3 是对其他控制变量的说明。

表 3 其他变量说明

类别	变量	说明
股票市场状况控制变量	ERr	为事件日前 $[-30,-3]$ 区间内的平均市场超额收益率,用来控制可能存在的收益率惯性
	ERe	为事件日期间 $[-1,1]$ 区间内的平均市场超额收益率,用来区别于事件日后漂移期的市场超额收益率
	TUR	换手率。由事件日前 $[-30,-3]$ 区间内的平均日度换手率计算得到,用来控制低换手率股票可能存在的反应不足
	IO	公司股票机构投资者比例。上一年度公司的机构持股比例,用来控制机构持股导致的信息优势和卖空限制等影响
	$Cover$	分析师评级覆盖。公司股票上一年度的机构评级数量,用来控制分析师覆盖不足引起信息不对称导致的交易成本增加,进而产生反应不足的现象
	$Invol$	交易量。上一年度的交易量取对数,用来控制低交易量股票可能存在的因流动性不足导致的交易成本增加,进而出现反应不足的现象
公司经营状况控制变量	$Deps$	本次评级的预期 EPS 增长率。控制预期 EPS 增长率的量的影响,以排除异常信息对于回归结果的影响
	SUE	事件日标准化未预期盈余。首先计算股票每一个盈余公告日前 $[-360,-3]$ 区间内的分析师平均 EPS 预测,减去公告日当天公布的实际 EPS 作为该公告日的未预期盈余,除以公告日前一天的收益率作为 SUE ;然后如果该分析师评级修正事件恰好是公司的盈余公告日则以当日 SUE 作为事件日 SUE ,否则事件日 SUE 为 0。用来控制可能存在的分析师评级后漂移和盈余公告后漂移的挂钩
	INC	公司上一年度主营业务收入增长率
	NP	公司上一年度净利润增长率
其他	DR	两融标的虚拟变量。用于 post 时期,如果该股票是两融标的则为 1,否则为 0

(二)描述性统计与相关性检验

本文在这一部分对研究中的一些重要变量,按照 pre 和 post 两个时期,分别对样本中评级修正时间前后间隔大于 30、60、90 和 120 天进行描述性统计(见表 4)。横向来看,post 时期 up 变量的均值增加,标准差减小,可以看出分析师在 post 时期更加倾向于发布上调的评级修正。同时,从 up 变量的均值上升中还可以想见,分析师评级修正在 post 时期要么是拥有了更多的内在信息,要么是分析师的评级修正趋于过度乐观,结合预期盈利增长率 $Deps$ 的均值为正以及标准化未预期盈利 SUE 均值为负,可以初步认为分析师评级预测修正总体上准确程度不高,因而可以视为一定程度的过度乐观;从 IO 的变化可见,post 时期相比于 pre 时期,机构投资者比例总体上有一定的提升;换手率 TUR 和分析师评级覆盖 $Cover$ 的平均水平则并没有太大的变化。纵向来看,按照评级修正事件前后之间的不同时间间隔划分后的样本之间基本统计量没有太大的区别,所以这种处理样本内个体独立性的方法是可行的。

表 5 是变量的方差膨胀因子检验。从检验结果来看,变量之间并不存在多重共线性。

表 4 重要变量的描述性统计

变量	pre 时期					post 时期				
	均值	标准差	最大值	中位数	最小值	均值	标准差	最大值	中位数	最小值
Panel A 大于 30 天										
<i>up</i>	0.809	0.393	1	1	0	0.918	0.274	1	1	0
<i>TUR</i>	3.544	4.677	341.543	2.806	0	3.487	3.020	43.609	2.597	0
<i>IO</i>	0.304	0.227	0.985	0.263	0	0.430	0.244	0.982	0.440	0
<i>Cover</i>	8.526	6.955	42	7	1	8.985	7.235	44	7	1
<i>Deps</i>	1.161	6.237	244.455	0.344	−64.182	0.922	13.302	1565.667	0.253	−112.290
<i>SUE</i>	−0.003	0.013	0.063	0	−0.262	−0.004	0.014	0.094	0	−0.404
Panel B 大于 60 天										
<i>up</i>	0.809	0.393	1	1	0	0.920	0.272	1	1	0
<i>TUR</i>	3.599	5.169	341.543	2.835	0	3.527	3.060	43.609	2.625	0
<i>IO</i>	0.293	0.225	0.985	0.248	0	0.424	0.244	0.982	0.433	0
<i>Cover</i>	8.262	6.970	42	6	1	8.565	7.129	44	7	1
<i>Deps</i>	1.262	6.931	244.455	0.353	−64.182	0.967	14.744	1565.667	0.253	−105.255
<i>SUE</i>	−0.003	0.012	0.063	0	−0.262	−0.004	0.014	0.094	0	−0.404
Panel C 大于 90 天										
<i>up</i>	0.813	0.390	1	1	0	0.925	0.264	1	1	0
<i>TUR</i>	3.676	5.680	341.543	2.877	0	3.586	3.097	43.609	2.680	0
<i>IO</i>	0.285	0.225	0.985	0.237	0	0.417	0.243	0.982	0.425	0
<i>Cover</i>	7.918	6.921	42	6	1	8.114	6.982	44	6	1
<i>Deps</i>	1.320	7.472	244.455	0.357	−64.182	1.008	15.951	1565.667	0.259	−105.2553
<i>SUE</i>	−0.003	0.012	0.063	0	−0.262	−0.004	0.014	0.094	0	−0.404
Panel D 大于 120 天										
<i>up</i>	0.814	0.389	1	1	0	0.927	0.260	1	1	0
<i>TUR</i>	3.680	5.547	341.543	2.895	0	3.626	3.133	43.609	2.713	0
<i>IO</i>	0.277	0.224	0.985	0.228	0	0.411	0.244	0.982	0.418	0
<i>Cover</i>	7.615	6.796	42	5	1	7.855	6.910	44	6	1
<i>Deps</i>	1.387	8.029	244.455	0.359	−64.182	1.074	17.336	1565.667	0.263	−105.255
<i>SUE</i>	−0.003	0.012	0.063	0	−0.262	−0.004	0.015	0.080	0	−0.404

表 5 变量的方差膨胀因子检验

变量	大于 30 天	大于 60 天	大于 90 天	大于 120 天
Cover	1.28	1.27	1.26	1.26
IO	1.22	1.21	1.21	1.21
TUR	1.14	1.14	1.14	1.14
lnvol	1.07	1.07	1.07	1.07
ERr	1.06	1.07	1.06	1.07
up	1.03	1.03	1.03	1.03
ERe	1.02	1.02	1.02	1.02
SUE	1.02	1.02	1.01	1.01
Deps	1	1	1	1
NP	1	1	1	1
INC	1	1	1	1
VIF 均值	1.08	1.08	1.07	1.07

三、典型特征分析

上文已经提及,出于对样本独立性和样本量的考虑,在计算事件日后 30 天漂移时使用的是评级事件间隔大于 30 天的样本,在计算事件日后 60 天漂移时使用的是评级事件间隔大于 60 天的样本,依此类推。在典型特征分析这一部分,本文首先对样本数据按照 pre 和 post 两个时期的 up 和 down 评级修正事件进行分组,统计相关 prd 、 $dprd$ 和 a_4 指标的样本均值,并绘出它们的长期走势(见图 1)。其中,preup 子图为股指期货推出前分析师 up 评级修正后的收益漂移状况,其他三幅子图依此类推。

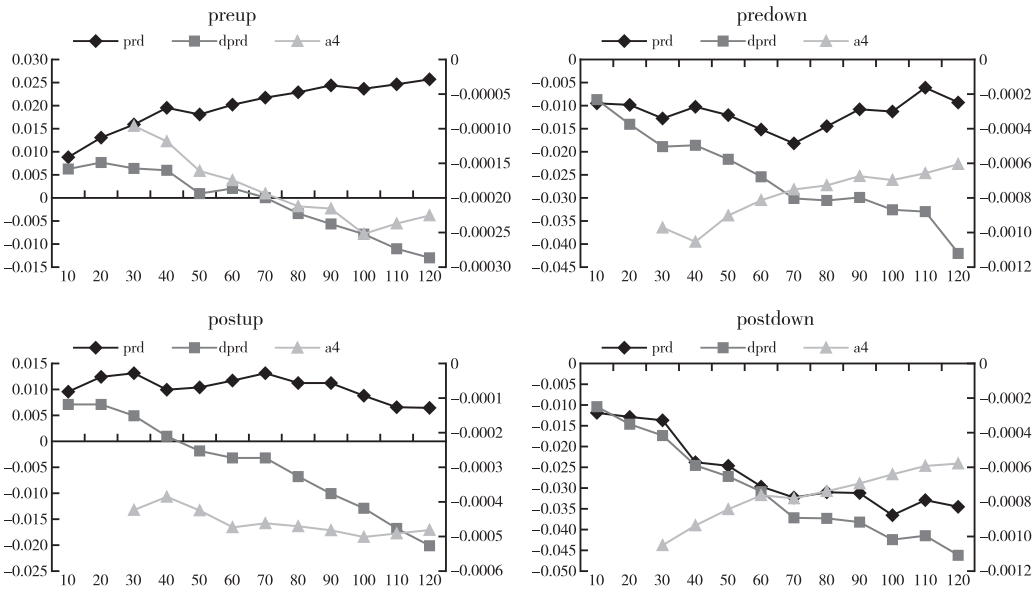


图 1 pre 时期和 post 时期分析师评级修正后收益漂移状况

首先,从 prd 指标来看,如果分析师预测评级的修正确实是具有信息含量的,我们就可以预期 up 评级修正将对应正向漂移,而 down 评级修正将对应负向漂移。图形上,股指期货推出以前 up

评级修正的收益漂移是符合预期的;而 *down* 评级修正的收益漂移在 10 到 70 天内是符合预期的,但 80 到 120 天负向漂移转而上扬。股指期货推出以后,*up* 评级的正向收益漂移减弱了,且在 70 天以后逐步下降向零回归,似乎是市场有效性的增强;而 *down* 评级修正的收益漂移却符合“分析师评级修正具有信息含量”的漂移预期,即负向漂移明显。

其次,从 *dprd* 指标来看,我们发现无论是股指期货推出之前还是推出以后,也无论分析师做出的评级修正是上调还是下调,*dprd* 漂移指标均呈现出一种下降的趋势,且这种下降趋势在 *up* 评级修正和 *down* 评级修正的横向比较中,*down* 评级修正的下降幅度更大;在股指期货推出前后的纵向比较中,股指期货推出以后的下降幅度更大。

最后,从 α_4 指标来看,分析师 *up* 评级修正在股指期货推出以前的 α_4 指标是负的,且表现出负向漂移的趋势,可以认为分析师 *up* 评级修正无效的,且随着时间推移这种无效性会增强;而在股指期货推出以后,虽然 α_4 指标依然为负,但已不再表现出负向漂移的趋势。分析师 *down* 评级修正的 α_4 漂移现象则并没有因股指期货的推出而表现出改变,都呈现出由负 α_4 正向漂移向零回归的趋势,这里我们可以认为 *down* 评级修正导致的这种 α_4 的漂移现象仅仅是一种价值回复的体现。

综上,我们概括出两点结论:(1)股指期货的推出在 *up* 评级修正的 *prd* 指标以及 α_4 指标上能够在一定程度上导致市场有效性的增强;(2)*dprd* 指标以及 *down* 评级修正的 *prd* 指标在股指期货推出前后的变化,可以揭示出中国 A 股市场在股指期货推出之前定价过高的现象,以及随着股指期货推出市场释放做空压力的过程。

以上探究了市场做空机制对于市场定价水平以及整体有效性的影响,为了进一步说明做空机制对市场的影响,不妨加入融资融券这一个股做空机制进行探究,作为佐证。我们将 *post* 时期的股票分为是否两融标的两组绘出图 2,其中 *prd_d* 表示两融标的的 *prd* 漂移状况,*prd_nd* 表示非两融标的的 *prd* 漂移状况,其他两个指标依此类推。可以想见,作为两融标的的股票,由于相对于非两融标的的股票有额外的做空路径,应该具有提前、更快速、幅度更大地释放做空压力的特征,从而为市场有效性的增强做出一定贡献。从图形上来看,两融标的的 *prd* 指标无论在 *up* 还是 *down* 评级修正下,其向零回归的趋势和幅度都要比非两融标的的 *prd* 指标更强。而 *dprd* 指标,在 *up* 评级修正中,两融标的股因具有个股做空的优势而能够在更大程度上释放 *up* 评级修正带来的额外的做空压力;在 *down* 评级修正中,两融标的股则能在 60 天的漂移期内实现更大幅度的做空压力释放,而在 70 至 120 天的漂移期内幅度减弱,从而体现出漂移回归的迹象。

两融、非两融标的的收益漂移指标 α_4 的比较则更加直观:两融标的股的负向 α_4 幅度更小,而非两融标的股的负向 α_4 则更大。这也体现出做空机制在一定程度上增强了市场的有效性。

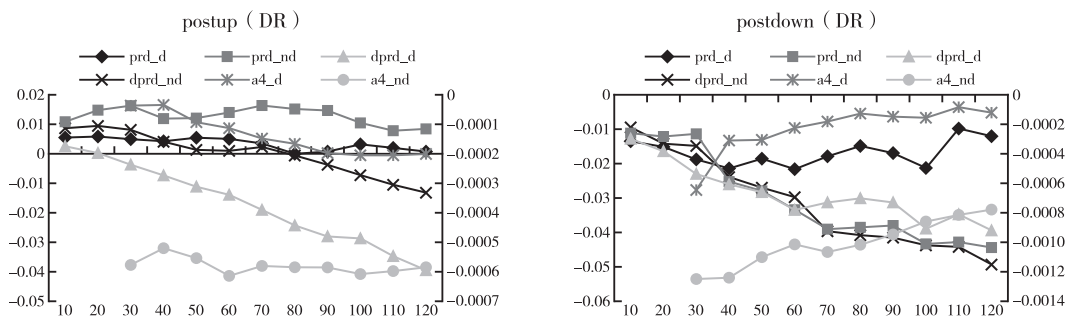


图 2 post 时期分是否两融标的的分析师评级修正后收益漂移状况

四、回归分析及稳健性检验

在回归检验的部分,本文通过 OLS 回归模型检验 *up* 评级修正相对于 *down* 评级修正的增量效应的量以及显著性,并通过股指期货推出前后的对比来探究股指期货推出是否有助于改善市场有效性。

我们以 *up* 虚拟变量作为解释变量,三种收益漂移指标作为被解释变量,加入相关控制变量作为模型 I(方程 4):

$$PRD_{i,d} = \alpha_{i,d} + \beta_{i,d} up_i + \gamma_{1i,d} ERr_i + \gamma_{2i,d} ER e_i + \gamma_{3i,d} TUR_i + \gamma_{4i,d} IO_i + \gamma_{5i,d} Cover_i + \gamma_{6i,d} LNvol_i + \gamma_{7i,d} Deps_i + \gamma_{8i,d} SUE_i + \gamma_{9i,d} INC_i + \gamma_{10i,d} NP_i + \epsilon_{i,d} \quad (4)$$

其中,*i* 表示样本中第 *i* 个评级修正事件,*d* 表示漂移期,*PRD* 代表三种收益漂移指标。与典型特征分析类似,本文对样本数据分 pre 和 post 两个时期分别进行回归分析。^①

表 6 是回归检验的结果。可以发现,股指期货推出前后 *up* 变量都是非常显著的,这说明在股指期货推出 5 年(本文研究时间范围内)的时间内,对于市场有效性的增强并没有达到非常理想的效果。但我们仍可以从表 6 的系数比较中获取一些信息:(1)对于 *prd* 和 *dprd* 指标而言,30 天的 *up* 变量系数在股指期货推出以后变小了,而 60、90 和 120 天的系数则变大了。结合典型特征分析的结论,我们认为这表明股指期货推出后 *prd* 和 *dprd* 指标的 *up* 变量增量效应在短期内减弱,而在其后的漂移期内则由于做空压力释放得到增强。(2)对于 α_i 指标而言,股指期货推出后 *up* 变量系数都有较大程度的降低,可以看做市场有效性得到提升的一个证据。

模型 I 从整体入手,初步得到一些结论,但由于 *up* 系数显著性没有发生改变,因此还不能深入了解背后的机制。为了进一步检验上述结论,同时揭示出股指期货推出对于分析师评级后收益漂移以及市场有效性影响的细节,本文分别按照股票的机构持股比例 *IO*、分析师评级覆盖 *Cover* 以及换手率 *TUR* 进行排序五等分分组回归,设计模型 II(方程 5)。

$$PRD_{i,d} = \alpha_{i,d} + \beta_{i,d} up_i + \sum_{j \neq k} \gamma_{j,i,d} * controls_i + \epsilon_{i,d} \text{(按照变量 } k \text{ 分组)} \quad (5)$$

其中 *j* 表示第 *j* 个控制变量,变量 *k* 为排序五等分的分组变量, $k=1,2,3$ 。

机构投资者比例可以作为卖空限制的代理变量(Akbas,2016)。机构投资者的比例越高,卖空限制也就越大,因此这一类股票相对于其他股票而言对于分析师的评级,尤其是负面评级反应较慢,从而导致收益漂移现象的发生。从检验结果表 7 来看,*prd* 和 *dprd* 指标在 30、60、90 和 120 天的漂移期内分五档共计 40 个系数当中,显著的系数个数相当。从 pre 时期来看,*up* 变量显著的系数主要集中在低机构持股比例的股票当中,而 post 时期低机构持股比例的股票显著系数有所减少,高机构持股比例的股票显著系数则大为增加。这表明,(1)pre 时期机构投资者在 A 股市场尚不活跃,而低机构持股比例的股票因信息不对称的散户较多因而对新信息的反应不足;(2)post 时期随着 A 股市场机构投资者比例提升,高机构持股比例的股票因卖空限制的存在对于分析师评级修正的反应不足。从 α_i 指标的结果来看,post 时期显著个数要远少于 pre 时期,这说明了市场有效性的增强。

① 应该指出的是,本文这里并不采用 DID(Difference in differences)方法进行研究,原因在于 DID 方法中实验组的政策属性在政策颁布之后才获得,而本文研究的 *up* 变量与政策并没有关联,因而采用分组对照的方法。具体参考 Altinkilic 等(2016)。

模型 I 回归方程 (4) 检验结果

表 6

变量	$prd30$	$prd60$	$prd90$	$prd120$	$dprd30$	$dprd60$	$dprd90$	$dprd120$	$\alpha_1 30$	$\alpha_1 60$	$\alpha_1 90$	$\alpha_1 120$
pre 时期												
up	24.2017***	27.9794***	30.3814***	24.6851***	22.3984***	21.2200***	19.2471***	18.2309**	0.7849***	0.5147***	0.4123***	0.3421***
ERr	-699.9674**	-1982.0640***	-4081.0260***	-5148.2270**	-1603.8500***	-3251.3560***	-4718.0960***	-5099.8440***	-44.0181***	-40.1064***	-17.4438**	-18.4291***
ERe	729.7563***	791.0801***	817.9255***	848.1746***	553.6375***	540.4154***	427.1195***	404.9117***	16.9103***	8.8574***	7.0100***	5.5224***
Dep_s	0.0005	-0.0027	-0.0028	-0.0033	-0.0032	-0.0066*	-0.0082*	-0.0111**	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
SUE	-320.4216***	-105.7555	-597.7791***	-1134.7750***	-85.9426	74.1804	-280.6630	-444.0996*	2.1778	-3.5964	-3.6884	-3.4046*
TUR	-0.6529	-1.9085**	-1.6210	-2.9322***	-1.3037**	-2.9416***	-3.1628***	-4.0371***	-0.0907***	-0.0777***	-0.0518**	-0.0304***
IO	-6.1956	-23.0858*	-42.7021***	-46.0571***	-28.2841***	-54.0912***	-75.9226***	-91.8259***	-0.3979	-0.2326	-0.2055	-0.1074
INC	0.0299*	0.0320	0.0519	0.0511	0.0175	0.0220	0.0094	0.0011	0.0012*	0.0009*	0.0005	0.0006**
NP	0.2497	0.4446	0.4688	0.6618*	0.0899	0.1694	0.0384	0.1554	0.0079	0.0083*	0.0058	0.0056*
$Cover$	-0.5974**	-0.8512**	-0.9305*	-1.5908***	-0.4333*	-0.7401**	-1.1379**	-1.7176***	0.0019	-0.0023	0.0033	0.0088*
$Invol$	3.1146**	7.1458***	12.4129***	17.0504***	1.6303	5.3098***	11.3626***	16.9050***	0.1967***	0.2272***	0.2146***	0.2086***
$cons$	-59.7099**	-122.1435***	-207.9196**	-270.4183*	-30.5028	-84.6542**	-187.6500***	-280.2981*	-4.0691***	-4.5102***	-4.3346***	-4.3144***
R^2	0.0231	0.0172	0.0183	0.0216	0.0213	0.0198	0.0194	0.0186	0.0141	0.0215	0.0205	0.0241

post 时期

up	20.3503***	31.8891***	33.1666***	35.0084***	17.4139***	21.8295***	22.4115***	24.6225***	0.5183***	0.2999***	0.2094***	0.1554***
ERr	-3546.0940**	-4925.7240**	-5858.6800**	-6646.2820**	-3114.2160***	-4458.8210**	-5354.8930**	-5520.1830**	-98.1855**	-61.6653**	-29.1253**	-17.3134**
ERe	826.3725***	700.0291***	701.5065***	672.7308***	660.4997***	547.8614**	499.6446***	460.9135***	20.4595***	11.3870***	7.1715***	5.0636***
Dep_s	0.0002	0.0012	0.0009	0.0003	0.0000	0.0004	-0.0001	-0.0004	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SUE	94.1142	28.3456	-24.0485	-166.6876	46.9530	-72.7622	-189.5796*	-349.7082**	-2.6677	-6.4290***	-7.4505***	-6.7908***
TUR	-1.8108***	-1.5264***	-0.4576	0.1446	-3.1912***	-4.4970***	-3.7518***	-4.6952**	-0.1588***	-0.1001***	-0.0892***	-0.0790***
IO	-14.8218***	-13.0010**	-17.5058**	-15.9589**	-14.8389***	-13.6953**	-17.8693**	-18.0631**	0.4413**	0.4568**	0.4141**	0.3926***
INC	0.0017*	0.0009	0.0008	0.0007	0.0016**	0.0008	0.0009	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
NP	-0.0082	-0.0301	-0.0691	-0.0207	0.0215	-0.0198	-0.0547	-0.0446	0.0003	-0.0006	-0.0002	0.0006
$Cover$	-1.1996***	-1.8425***	-2.4309***	-2.5636***	-1.3298***	-2.2275***	-2.8139***	-3.2447***	-0.0347***	-0.0234***	-0.0173***	-0.0118***
$Invol$	0.1182	4.7542**	6.3061***	6.0689***	1.8288**	7.4738***	10.9321***	11.1275***	0.4067***	0.3707***	0.3111**	0.2786***
$cons$	12.3793	-85.6509***	-115.1273***	-115.8460***	-18.2258	-125.1252***	-193.6035***	-201.6075***	-7.8579***	-7.3304***	-6.1970***	-5.5856***
R^2	0.0327	0.0240	0.0250	0.0219	0.0332	0.0298	0.0290	0.0258	0.0263	0.0368	0.0364	0.0381

注：(1)由于一些变量的系数数量级较小，本表回归系数统一千分化并展示千分号前的数据，下同；(2)限于篇幅，本文不展示 t 值，以星号表示显著程度。“*”代表 $\alpha=0.1$ 的显著性水平，相应 t 值在 1.66 至 2 之间；“**”代表 $\alpha=0.05$ 的显著性水平，相应 t 值在 2 至 2.66 之间；“***”代表 $\alpha=0.01$ 的显著性水平，相应 t 值在 2.66 以上。下同。如有数据需求，欢迎联系作者索取。

表 7 按照机构持股比例 IO 分组模型 II 方程(5)回归结果(up 变量系数)

漂移指标	IO	pre 时期				post 时期			
		30	60	90	120	30	60	90	120
prd	1	0.03055***	0.02275**	0.04002***	0.02656	0.02550 *	0.04862**	0.03503	0.03423
	2	0.02002***	0.03716***	0.01956	0.00876	0.02014**	0.03934***	0.03743**	0.02555
	3	0.02790***	0.03156**	0.04805***	0.06219***	0.01316	0.01979	0.02758**	0.02944 *
	4	0.01400	0.01202	0.01261	0.00360	0.00484	0.02569**	0.02818**	0.03220**
	5	0.01738	0.03158 *	0.01235	0.01335	0.02786***	0.02571***	0.02802***	0.03840***
dprd	1	0.03216***	0.02354**	0.03668***	0.03755**	0.02565**	0.03887**	0.02808	0.03092
	2	0.01815**	0.02548**	0.00881	−0.00139	0.02011**	0.02427**	0.02100	0.01285
	3	0.02095**	0.01782	0.02374	0.03833**	0.01080	0.01454	0.01650	0.02318 *
	4	0.01496 *	0.01233	0.00906	0.00048	0.00274	0.01542	0.01806	0.01612
	5	0.01423	0.02286	−0.00291	0.00037	0.02203***	0.01685**	0.02009**	0.02907***
α_1	1	0.00077***	0.00047**	0.00032**	0.00035***	0.00097**	0.00030	0.00020	0.00014
	2	0.00096***	0.00046**	0.00034**	0.00022 *	0.00045	0.00030	0.00010	0.00003
	3	0.00103***	0.00088***	0.00081***	0.00062***	0.00043	0.00041 *	0.00033**	0.00026**
	4	−0.00005	0.00031	0.00029	0.00035**	0.00023	0.00020	0.00005	0.00010
	5	0.00096**	0.00026	0.00019	0.00004	0.00049**	0.00019	0.00023 *	0.00015

分析师评级覆盖主要是投资者关注的范畴。有文献发现,高分析师覆盖的股票,其信息流在投资者之间传递得越快,信息有效性也就越好(Brennan 等,1993)。从检验结果表 8 来看,post 时期相比于 pre 时期,prd 和 dprd 指标的 up 变量显著系数整体有一个向较低分析师覆盖水平集中的分布状况,这印证了相关文献的结论。同时,prd 和 dprd 指标中 up 变量显著的系数在股指期货推出之后有所增加,尤其是 prd 指标较为明显。这种增加集中在 60 天至 120 天漂移中,这印证了模型 I 的相关发现,即股指期货推出后市场由于有了做空工具进行做空压力释放从而导致 up 评级修正增量效应增强。当然,从 α_1 指标的结果来看,市场有效性增强的结论是稳健的。

有文献指出,低换手率的股票往往对新信息反应较慢,而高换手率的股票反应较快(Barber 和 Odean,2008)。Altinkilic 等(2016)认为,低换手率的股票因存在反应不足,up 系数仍是会显著的,而在高换手率的股票当中,up 系数就应该是不显著的。从检验结果表 9 来看,(1)与分析师评级覆盖的结果类似,prd 和 dprd 指标中 up 变量显著的系数在股指期货推出之后有所增加,尤其是 prd 指标较为明显;(2)prd 和 dprd 指标在最低的换手率等级以及最高的换手率等级中 up 变量系数都是长期显著的,说明 Altinkilic 等(2016)的看法并不能完全适用于中国 A 股市场。这也从侧面印证 A 股市场在股指期货推出后市场做空压力释放是较为明显的:高换手率的股票反应较快,做空压力释放也更快,从而导致分析师 up 评级修正的增量效应的增强。显然,现阶段中国 A 股市场中股价高估以及较高的做空压力是区别于美国等拥有发达完善的金融市场的国家的重要特征。

五、结论与启示

我国 A 股市场于 2010 年 2 月至 4 月初步建立起了股指期货的交易机制,这为股指期货交易与 A 股市场有效性的研究提供了很好的自然实验环境。本文选取分析师评级数据作为研究样本,

从分析师评级修正后收益率漂移 (PRD) 的角度, 探究了股指期货这一市场做空机制的推出是否改善了市场有效性的问题。

表 8

按照分析师评级覆盖 *Cover* 分组模型 II 方程 (5) 回归结果 (*up* 变量系数)

漂移指标	<i>Cover</i>	pre 时期				post 时期			
		30	60	90	120	30	60	90	120
<i>prd</i>	1	0.03357***	0.01481	0.01295	−0.01126	0.02529 *	0.06285***	0.06773***	0.06518**
	2	0.02722***	0.03272**	0.02864 *	0.03502 *	0.01619	0.03868***	0.05475***	0.05712***
	3	0.01356 *	0.02100 *	0.03147**	0.02115	0.02075**	0.03592***	0.04433***	0.03834***
	4	0.01992**	0.02972**	0.03568**	0.02910	0.01684***	0.02606***	0.02061 *	0.02464 *
	5	0.02547***	0.03729***	0.02261	0.02355	0.01772***	0.01581 *	0.01202	0.01845
<i>dprd</i>	1	0.03875***	0.01644	0.00743	0.00430	0.02819**	0.05439***	0.05530***	0.04819**
	2	0.02629***	0.03719***	0.02989**	0.03780**	0.01712 *	0.02742**	0.04174***	0.04324**
	3	0.01320 *	0.01688	0.02018	0.01005	0.01912**	0.02533**	0.03534***	0.03143**
	4	0.01521 *	0.01041	0.01226	0.01109	0.01281**	0.01635**	0.00920	0.01536
	5	0.01804**	0.02395**	0.01071	0.00993	0.01270**	0.00856	0.00383	0.00959
α_1	1	0.00082**	0.00038	0.00009	0.00016	0.00086 *	0.00061 *	0.00027	0.00015
	2	0.00095***	0.00055**	0.00053***	0.00047***	0.00042	0.00026	0.00025	0.00017
	3	0.00057 *	0.00054***	0.00043***	0.00036***	0.00056	0.00056***	0.00037**	0.00022
	4	0.00080**	0.00052**	0.00051***	0.00036**	0.00043	0.00007	0.00015	0.00019 *
	5	0.00052 *	0.00032	0.00011	0.00016	0.00040	0.00020	0.00006	0.00002

表 9

按照换手率 *TUR* 分组模型 II 方程 (5) 回归结果 (*up* 变量系数)

漂移指标	<i>TUR</i>	pre 时期				post 时期			
		30	60	90	120	30	60	90	120
<i>prd</i>	1	0.02577***	0.02459**	0.04133***	0.03294 *	0.03006***	0.03544***	0.02960**	0.03358***
	2	0.01959**	0.02577**	0.01363	0.00053	0.00375	0.01874**	0.02177**	0.02873**
	3	0.01066	0.01478	0.01799	0.00133	0.01037	0.01982 *	0.03013**	0.04023**
	4	0.01601 *	0.02649**	0.02009	0.01594	0.02103**	0.02989**	0.03797**	0.04750**
	5	0.04040***	0.03827***	0.04597**	0.05906***	0.03551***	0.06049***	0.05339***	0.02983
<i>dprd</i>	1	0.02096***	0.01601	0.02891**	0.02265	0.02700***	0.03131***	0.02730**	0.03278***
	2	0.01621**	0.01074	−0.00488	−0.01720	0.00241	0.00871	0.00670	0.01328
	3	0.00961	0.01153	0.01729	0.01368	0.00963	0.01150	0.02266 *	0.03113**
	4	0.01285	0.02049	0.01417	0.01957	0.01816**	0.02146 *	0.02356	0.02977 *
	5	0.04905***	0.04881***	0.04099**	0.05466***	0.03138***	0.04053***	0.03826**	0.01877
α_1	1	0.00070**	0.00059***	0.00043**	0.00030**	0.00073**	0.00038**	0.00029**	0.00028***
	2	0.00061 *	0.00019	0.00025	0.00013	0.00001	0.00008	0.00004	0.00006
	3	0.00016	0.00046**	0.00037**	0.00032**	0.00036	0.00018	0.00025	0.00011
	4	0.00071**	0.00046**	0.00039**	0.00036**	0.00067 *	0.00043 *	0.00030	0.00020
	5	0.00174***	0.00084***	0.00063***	0.00059***	0.00089**	0.00054 *	0.00022	0.00014

通过收益率漂移指标的典型特征图形分析,本文得到了如下结论:(1)股指期货的推出有助于增强市场有效性,体现在 up 评级修正的 prd 指标、 α_1 指标以及股指期货推出后两融标的股与非两融标的股 prd 和 α_1 指标的对比上;(2)股指期货的推出改善了股票市场做空压力较大的状况,体现在 $dprd$ 指标、 $down$ 评级修正的 prd 指标在股指期货推出前后的变化以及股指期货推出后两融标的股与非两融标的股 $dprd$ 指标的对比上。

本文的回归以及稳健性检验验证了图形分析的结论,并从股票的机构持股比例、分析师评级覆盖以及换手率三个角度对上述结论进行了深入讨论。具体而言:(1)分析师评级修正在股指期货推出前主要影响的是低机构持股比例的股票,而在推出后主要影响高机构持股比例的股票。前者是由于信息不充分的散户投资者的反应不足,后者是由于机构投资者的卖空限制。(2)由于低分析师覆盖的股票反应不足,股指期货推出后分析师评级修正对高分析师覆盖股票的收益漂移的影响减弱,而主要集中于低分析师覆盖的股票。(3)中国股票市场同时存在着低换手率股票反应不足以及高换手率股票释放做空压力反应过快的现象。

受以上结论的启发,本文认为金融市场的发展应该符合客观规律,人为计划的制度安排可能会造成效率的扭曲。具体而言,金融市场的发展首先应该从交易的根本需求出发,以市场为导向自发地进行制度建设;金融监管则应该以适度为原则,渐进式地放开市场规制,以风险管理、调节波动为主要方法引导市场稳定持续的发展。

参考文献:

- 陈晓虹:《沪深 300 股指期货上市前后股市波动的实证分析》,《管理世界》2012 年第 3 期。
- 程展兴:《跳跃、流动性变化与价格发现能力研究——基于沪深 300 股指期货的分析》,《财贸研究》2013 年第 3 期。
- 卞金梁、雷曜、李树憬:《市场深度、流动性和波动率——沪深 300 股票指数期货启动对现货市场的影响》,《金融研究》2012 年第 6 期。
- 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》,《经济研究》2014 年第 10 期。
- 李政、卜林、郝毅:《我国股指期货价格发现功能的再探讨——来自三个上市品种的经验证据》,《财贸经济》2016 年第 7 期。
- 梁珊、王正刚、郭葆春:《基金规模与业绩关系的再检验——基于 DGTW 方法的业绩评价》,《投资研究》2016 年第 3 期。
- 史永东、李凤羽:《卖空限制、意见分歧收敛与信息披露的股价效应——来自 A 股市场的经验证据》,《金融研究》2012 年第 8 期。
- 苏治、陈杨龙:《基于 Morlet 小波时频互相关的股指期货价格发现效率研究》,《数量经济技术经济研究》2012 年第 6 期。
- 吴世农、吴超鹏:《我国股票市场“价格惯性策略”和“盈余惯性策略”的实证研究》,《经济科学》2003 年第 4 期。
- 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》,《管理世界》2012 年第 5 期。
- 许红伟、吴冲锋:《沪深 300 股指期货推出改善了我国股票市场质量吗——基于联立方程模型的实证研究》,《南开管理评论》2012 年第 4 期。
- 杨阳、万迪昉:《股指期货真的能稳定市场吗?》,《金融研究》2010 年第 12 期。
- 于李胜、王艳艳:《信息不确定性与盈余公告后漂移现象(PEAD)——来自中国上市公司的经验证据》,《管理科学》2006 年第 3 期。
- 左浩苗、刘振涛、曾海为:《基于高频数据的股指期货与现货市场波动溢出和信息传导研究》,《金融研究》2012 年第 4 期。
- Akbas, F., The Calm before the Storm. *The Journal of Finance*, Vol. 71, No. 1, 2016, pp. 225—266.
- Altinkilic, Q., Hansen, R. S., & Ye, L. Y., Can Analysts Pick Stocks for the Long-run? *Journal of Financial Economics*, Vol. 119, No. 2, 2016, pp. 371—398.
- Barber, B., Lehavy, R., McNichols, M., & Trueman, B., Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, 2001, pp. 531—563.
- Barber, B. M., & Odean, T., All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and

Institutional Investors. *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 2, 2008, pp. 785—818.

19. Barberis, N. , Shleifer, A. , & Vishny, R. , A Model of Investor Sentiment. *Journal of Financial Economics* , Vol. 49, No. 3, 1998, pp. 307—343.

20. Brennan, M. J. , Jegadeesh, N. , & Swaminathan, B. , Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information. *The Review of Financial Studies* , Vol. 6, No. 4, 1993, pp. 799—824.

21. Chen, Y. , Koutsantony, C. , Truong, C. , & Veeraraghavana, M. , Stock Price Response to S&P 500 Index Inclusions: Do Options Listings and Options Trading Volume Matter? *International Review on Modeling and Simulations* , Vol. 23, No. 8, 2013, pp. 379—401.

22. Daniel, K. , Grinblatt, M. , Titman, S. , & Wermers, R. , Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic Based Benchmarks. *The Journal of Finance* , Vol. 52, No. 3, 1997, pp. 1035—1058.

23. Hayali, A. S. , A Time Series Cross Section Analysis of the Role of Financial Derivatives in the Emerging Market Financial Crises of the 1990s. *Ataturk University Journal of Economics and Administrative Sciences* , Vol. 28, No. 4, 2014, pp. 21—54.

24. Hong, H. , & Sraer, D. A. , Speculative Betas. *The Journal of Finance* , Vol. 71, No. 5, 2016, pp. 2095—2144.

25. Huh, S. W. , Lin, H. , & Mello, A. S. , Options Market Makers' Hedging and Informed Trading: Theory and Evidence. *Journal of Financial Markets* , Vol. 23, 2015, pp. 26—58.

26. Jegadeesh, N. , Kim, J. , Krische, S. D. , & Lee, C. M. C. , Analyzing the Analysts: When do Recommendations Add Value? *The Journal of Finance* , Vol. 59, No. 3, 2004, pp. 1083—1124.

27. Kahneman, D. , *Attention and Effort*. Englewood Cliffs, N. J: Prentice-Hall, 1973.

28. Miller, E. M. , Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion. *The Journal of Finance* , Vol. 32, No. 4, 1977, pp. 1151—1168.

Can Stock Index Futures Improve the Market Efficiency?

DAI Fangxian, YIN Libo (Central University of Finance and Economics, 100081)

Abstract: Whether the implement of the stock index futures can significantly improve the efficiency of the spot stock market has good significance on the improvement of modern effective financial market system. This article chooses the date February 2010 when Hushen 300 stock index futures released as the break point, comparing the drift of stock yield rate triggered by the analysts' rating revisions before and after the break point, to research whether the stock index futures as a selling-short mechanism improve the market efficiency. The main conclusions of this article are as follows: (1) the implement of the stock index futures reduced the information content of analysts' rating revisions at certain degree, resulting in improving the market efficiency; (2) stock index futures provided an important approach to selling short, improving the over-valued situation of domestic stock market; (3) under the special circumstance when the market was releasing selling-short pressure, compared with the down revisions the incremental effects of the up revisions of analysts were stronger, but it didn't make a contradiction with the conclusion that the market efficiency had improved. The results of this article can help have a better idea of the stock index futures' function, the micro-structure of the stock market and the information efficiency, and it also shed a light on the improvement of the risk management and financial regulation.

Keywords: Stock Index Futures, Market Efficiency, Analysts' Rating Revision, Incremental Effects

JEL: G13, G14

责任编辑:康 邑