

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

窦泽群 李永建 程富强

内容提要:交易制度是影响股票价格波动的一个重要因素。长期以来,我国证券市场做空机制并不成熟,投资者往往习惯于扩大正面消息对股价的影响,而缩小负面消息对股价的影响,这使得股票估值高于其内在价值,波动也随之增强。为了判断卖空约束与市场波动之间是否有明确的相关性,本文分别采用事件分析法、回归分析法和面板数据模型等方法研究我国卖空约束与股市波动之间的关系。研究发现,从长期来看,卖空约束的放松能有效降低市场的波动性。

关键词:卖空约束 波动性 面板数据模型

一、引言

股市的波动集中体现了一国证券市场动态风险的大小。2015年6月下旬,中国证券市场经历了罕见的千股跌停现象,市场波动急剧上升。这种剧烈波动的证券市场显然不利于资源的有效配置和新常态经济的稳步增长以及中国经济结构的调整与转型。

对于2015年6月发生在中国证券市场的异常波动事件,一些媒体和学者将矛头指向了股指期货和融券业务等卖空制度,监管层也对这些业务进行了较为严格的限制。2015年7月8日至9月7日,中国金融期货交易所先后四次将股指期货交易保证金从10%提升至40%,同时为了限制投机交易,采取了诸如提高交易手续费、减少日内交易次数、降低持仓限制等措施;8月3日上海证券交易所和深圳证券交易所修改了融券规则,将融券T+0改为T+1,限制了利用融券进行日内回转交易。此外,诸多证券公司也先后停止借券或者直接暂停融券业务。然而,从实际效果看,针对卖空制度的约束并没有改变市场运行的趋势,也没有对市场波动率有明显的降低效果。

从理论和实证研究来看,卖空约束与市场波动之间的关系到底如何呢?实际上,学术界关于卖空交易制度对市场波动性的影响存在较大分歧。

一种较为常见的观点认为卖空制度会增强市场的波动性,不利于市场稳定。Allen & Gale(1991)建立了一个不完全市场的一般均衡模型,模型中的企业可以通过任意发行昂贵的证券来创新,在禁止卖空的情况下,企业行为可以在完全竞争下达到均衡;如果卖空约束适度放开,由于企业创新存在外部性,将导致私人收益和社会收益不一致,进而无法达到有效均衡。因此,他们认为允许卖空制度会影响市场的稳定,对卖空进行约束则有助于市场的稳定。Bernardo & Welch(2004)在研究流动性与金融市场运行时发现,投资者对未来流动性的担忧会使他们倾向于尽早卖出股票以规避未来的不利局面,这种模式容易引发恐慌和危机。进行卖空约束有利于阻止恐慌蔓延和金融危机发生,从而有利于金融市场稳定运行。此外,持类似观点的还有Ofek et al(2003)、Henry & McKenzie(2004)、Chang et al(2007)等。他们均从不同角度对不同市场进行实证研究,发现了卖空交易会加大金融市场的波动,对卖空进行约束则有助于市场稳定。

^{*} 窦泽群、程富强,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:doudou6094@163.com;李永建,北京财税研究院。本文为国家自然科学基金“中国证券市场隐性交易成本测算以及市场运行绩效评估研究”(15BJY165)阶段性成果。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

另一种观点则认为卖空制度有利于提高证券的价格发现功能,避免市场过热,进而有助于降低市场波动,提高市场稳定性。Hong & Stein(2003)在投资者异质信念基础上构建了一个股灾模型,研究卖空约束与股市崩盘的关系,认为在市场对卖空制度进行约束的情况下,看空的投资者无法通过做空将股价的负面信息反映至价格上,当累积到看多的投资者大量退出导致市场下跌时,负面消息更容易加剧市场下跌的恐慌气氛,最后形成股价暴跌。因此,卖空约束实际上不利于市场的稳定。与此观点类似,Scheinkman & Xiong(2003)在研究过度自信和投机泡沫的关系时,发现卖空约束的存在更容易让投资者忽视股票的基本面,不断转手推高股价形成泡沫,增加金融危机发生概率。此外,持有类似观点的还有 Pedro & Kari(2011)以及陈森鑫、郑振龙(2008)和陈国进、张贻军(2009)等。

综合来看,无论是实务界,还是学术界,对卖空约束与市场波动之间的关系并没有取得一致的结论。中国卖空制度从放开到收紧也给我们提供了研究卖空约束与市场波动关系的天然实验室。本文以中国证券市场为研究对象,分别从市场和个股的角度实证分析卖空约束对市场波动的影响。

二、实证设计

为了分析市场波动性与卖空约束是否存在相关性,检验卖空约束放松后波动率是否有明显变化,本文主要采用事件分析法、简单回归分析与非平衡面板数据进行分析。

(一)事件分析法

事件分析法主要考虑在事件发生前后相关变量是否会在统计意义上有明显差别。一般来说,其所涉及的步骤主要包括:确定事件发生的时间、确定时间窗口期、确定估计期、确定研究的样本、计算相关变量、进行统计性检验等。

本文首先以沪深300指数为研究对象,判断卖空约束放松后市场波动性的变化。其中,以2010年4月为事件发生的时点,分别向前向后推60、120、180、300和420个交易日,估计期间的波动率,并采用非参数检验进行分析,判断波动率是否发生了明显的变化。

(二)回归分析法

我们采用简单的回归分析,以虚拟变量的形式将卖空约束的放松作为变量,与波动率进行回归,观察系数的显著性,模型为:

$$volatility_t = \alpha + \beta \cdot Event_t + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot C_t + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中, $volatility$ 为衡量波动率的指标; $Event$ 为虚拟变量, $Event=1$ 表示卖空约束取消后, $Event=0$ 表示卖空约束存在前; C 为控制变量向量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项; α 、 β 和 γ 为待估计参数。我们较关注 β , 如果它比较显著, 我们认为卖空约束取消后, 市场的波动性会得到显著改变。

(三)非平衡面板数据模型

我们采用一元固定效应非平衡面板数据对卖空约束取消后的市场波动性进行分析。一元模型中主要把握个体效应, 估计方法采用最小二乘虚拟变量(LSDV)估计法, 模型为:

$$volatility_{i,t} = \alpha + \beta \cdot Margin_{i,t} + \gamma \cdot C_{i,t} + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $volatility$ 为衡量波动率的指标; $Margin$ 为虚拟变量或者是衡量市场卖空程度的期货指标, 如果为虚拟变量, 则 $Margin=1$ 表示该样本是融券标的, 属于融券组, $Margin=0$ 表示该样本不是融券标的, 属于非融券组; C 为控制变量; v_i 表示个体效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。同样, α 、 β 和 γ 为待估计参数, 如果 β 比较显著, 说明卖空约束会对市场波动性有较大影响。我们认为卖空约束越大, 卖空程度越低, 市场波动越大。因此, 期望 β 为负数, 表示卖空约束的放松降低了市场波动性。

(四)控制变量选取

通常认为成交量会造成资产价格波动, 这主要取决于价格对信息的反映程度、价格对信息的调整速度、市场规模以及卖空约束等。价量关系对那些希望能够从价格和交易量数据中找出某些关系的研究意义非凡。例如, Richardson et al(1986)对成交量和资产价格变化进行了实证分析, 以判断红利偏好类型的投资者是否存在。此外, 价量关系对解决投机性价格经验性分布的争论至关重要。

关于价格变化和成交量的关系, 混合分布假说(MDH)给出了解释。MDH有多种模型形式, 如 Epps(1976)、Tauchen & Pitts(1983)、Harris(1986)等。Epps(1976)的模型思想是, 如果成交量是资产价格变动 ΔP 方差的唯一决定因素, 那么价格变化的分布函数就是由多个以成交量为变量的分布组成的; Tauchen & Pitts(1983)和 Harris(1986)以信息为中介, 认为信息的分布特征会影响日内价格变动的特征, 进而决定日间价格的变动。考虑到市场信息与成交量呈正比, 也与日内价格变动成正比, 因此,

价格日内变动的绝对值与成交量正相关。一些实证分析也得出了类似的结论。例如, Crouch(1970)指出, 无论对市场还是个股, 日内成交量和价格变化的绝对值之间都存在正相关关系。

此外, 为了检验收益率与波动性的关系, 我们也将收益率作为波动率的控制变量进行分析, 来判断市场在上涨和下跌过程中波动性是不是有明显差异。

(五) 波动率变量的选取

本文计算两类波动率。一类是历史波动率, 最常见的用于衡量历史波动率的方法为收盘价序列的标准方法。此外, 一些学者也利用不同的价格序列来计算和衡量历史波动率。本文主要选取 Parkinson(1980)估计量(Parkinson)和 Rogers et al(1994)估计量(RSY)。

Parkinson(1980)在计算波动率时并没有采用收盘价, 而是采用了最高价和最低价来对波动率进行估算。他认为这种估价方法涵盖了更多股价波动的信息, 要比仅基于收盘价的估计量能更全面反映资产的波动率。Parkinson 估计量的表达式为:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{4N \ln 2} \sum_{t=1}^N \left(\ln \frac{h_t}{l_t} \right)^2} \quad (3)$$

其中, h_t 是交易时段的最高价格, l_t 是交易时段的最低价格。

童斌等(2013)指出, 使用 Parkinson 估计量的效率要比基于收盘价的估计量高出 5 倍。Parkinson 估计量之所以能够提高估计效率, 是因为该方法依赖于一些并不适用于真实市场的假设, 尤其价格服从不带漂移项的几何布朗运动以及交易是连续的假设。Rogers et al(1994)在一定程度上放宽了这些限制条件, 引入带有漂移项的更优的估计量, Rogers-Satchell-Yoon 估计量的表达式为:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\left(\ln \frac{h_i}{l_i} \right) \left(\ln \frac{h_i}{o_i} \right) + \left(\ln \frac{l_i}{c_i} \right) \left(\ln \frac{l_i}{o_i} \right) \right]} \quad (4)$$

其中, h_i 是交易时段的最高价格, l_i 是交易时段的最低价格, c_i 是交易时段的收盘价, o_i 是交易时段的开盘价。

另一类是预测波动率, 通常用动态模型来预测资产的实际波动率。其中, Bollerslev(1986)提出的 GARCH 模型被认为能够较好的描述金融资产收益分布的厚尾性和波动的聚集性, 在金融时间序列的

分析中被广泛使用。

GARCH(p, q)模型的方差方程一般表达式为: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \mu_{t-j}^2$ 。

由于股票收益率对波动率的影响是不一样的, 但在 GARCH 模型中波动率是由历史数据的平方计算得来的, 因此 GARCH 模型并不能解释上述现象。而 Nelson(1991)提出的 EGARCH 模型能很好地刻画这种非对称性, 若指数向下的波动率大于向上的波动率则称为杠杆效应。该模型的方差方程表达式为:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j [\theta z_{t-j} + \gamma (|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)] \quad (5)$$

其中, $z_t = \frac{\mu_t}{\sigma_t}$ 。与 GARCH 不同的是, 条件方差采用对数的形式, 这使条件方差的预测值大于零。我们在对参数进行估计时, 不再需要增加非负数的限制, 只要得出 θ 显著不为零, 则认为冲击的影响存在非对称性。因此, 用 GARCH 和 EGARCH 模型分别估计其波动率。

(六) 卖空约束指标

为了衡量卖空约束程度, 本文使用两类指标。一类是与融资融券相关的指标: 融券余额 (marginamt)、融券余额占流通市值的比重 (marginamtpct)、融券净卖出额 (netmarginale) 以及融券卖出额占成交额 (marginalepct) 的比重。这四个指标分别从融券存量、融券卖出量以及融券净卖出量等三个方面衡量了现券市场中的卖空程度。另一类是与股指期货相关的指标: 期货成交量 (volume_ft)、期货成交额占流通市值比重 (futuretradepct)、期货持仓量 (oi) 以及排名前 20 位会员的净空持仓量 (netshortoi)。

三、数据说明

本文所有的数据均来源于 Wind 资讯的日度数据和部分月度数据, 样本区间为 2008 年 3 月 31 日至 2015 年 12 月 31 日。对于事件分析和回归分析, 我们从市场指数出发, 观察市场指数的时间序列变动; 对于面板数据分析, 我们从个股角度出发, 观察个股的横截面比较。

对于变量的计算, 在事件分析和回归分析中, 我们采用沪深 300 指数日收益率通过 GARCH 计算预测波动率, 通过前 60 个工作日的开盘、收盘、最高和最低价格计算当天的历史波动率, 指数每日成交

量的对数作为成交量,市场收益率采用上证指数和深证指数对数收益率的平均。在面板数据分析中,考虑到两类收益率结果类似,我们仅使用历史波动率作为因变量,个股的市场收益率采用每日对数收益率,成交量选取每日成交量的对数。

表1给出了沪深300指数的日间波动率描述性统计量,考虑到在后续分析中,我们并不需要进行截面比较,只要保证所有交易日的波动率统一即可,因此使用的波动率没有进行年化处理。从表1可知,利用GARCH和EGARCH模型计算出的波动率估计量平均值分别为1.73%和1.72%,相差不大。利用Parkinson和RSY模型计算出的波动率估计量平均值分别1.43%和1.35%,相差不大,但是较之前的GARCH波动率和EGARCH波动率,Parkinson波动率估计量和RSY波动率估计量会低估波动率,这和童斌等(2013)的观点一致。Brandt & Kinlay(2005)也证明了Parkinson和RSY两个估计量存在一定低估,主要原因是它们都依赖于价格极值并且还假设交易连续。

表1 不同波动率的统计量描述

波动率	样本个数	最小值	最大值	均值	标准差
GARCH波动率	1828	0.008893	0.039974	0.017301	0.006232
EGARCH波动率	1828	0.007984	0.041983	0.017209	0.006148
Parkinson波动率	1828	0.0067	0.033143	0.014348	0.005624
RSY波动率	1828	0.006422	0.033544	0.013536	0.005515

表2给出不同波动率之间的相关性,其中,上半部分为Spearman相关系数,左下半部分为Pearson相关系数,每行的下部分为统计量的P值。从表2的结果可知,GARCH波动率、EGARCH波动率、Parkinson波动率和RSY波动率之间的Spearman相关系数在0.8888~0.9883之间,Pearson相关系数在0.8898~0.9928之间,并且所有的P值小于0.01,说明这四个估计量之间存在较高的相关性。

表2 不同波动率估计量之间的相关性

波动率	GARCH波动率	EGARCH波动率	Parkinson波动率	RSY波动率
GARCH波动率	1	0.9865	0.9233	0.8991
		<0.0001	<0.0001	<0.0001
EGARCH波动率	0.9928	1	0.912	0.8888
	<0.0001		<0.0001	<0.0001
Parkinson波动率	0.9283	0.9122	1	0.9883
	<0.0001	<0.0001		<0.0001
RSY波动率	0.9093	0.8898	0.988	1
	<0.0001	<0.0001	<0.0001	

注:左下角是Pearson相关系数,右上角是Spearman相关系数。

四、实证分析

(一)事件分析

为了考察股指期货的推出是否会对现货市场波动率产生统计意义上的显著影响,这里采用事件研究的方法。我们以股指期货推出的时间点作为分割点,对股指期货推出前后60、120、180、300和420个交易日的沪深300指数波动率在时间上的分布进行检验,结果如表3和表4所示。

表3给出了股指期货推出前后不同交易日波动率的统计量变化情况。具体来看,在股指期货推出

前60个交易日里,GARCH波动率、EGARCH波动率、Parkinson波动率和RSY波动率的平均值分别为1.44%、1.51%、1.27%和1.22%;而在股指期货推出后60个交易日里,GARCH波动率、EGARCH波动率、Parkinson波动率和RSY波动率的平均值分别为1.80%、1.82%、1.31%和1.18%。对比结果显示,仅RSY波动率估计量较之前小幅回落,其他三个波动率估计量均呈现一定幅度的增大。这说明,在股指期货推出前后60个交易日里,波动率存在明显变化,且波动率在股指期货推出后60个交易日里有所变大。

表3 股指期货推出前后波动率的统计量变化

样本区间	波动率	均值	标准差	偏度	峰度	最大值	最小值
股指期货推出前 60个交易日	GARCH	0.014448	0.001485	0.288445	-1.31517	0.017015	0.012165
	EGARCH	0.015101	0.001606	0.309737	-1.1477	0.018221	0.012688
	Parkinson	0.012717	0.001033	-0.22847	-1.30252	0.014102	0.010696
	RSY	0.012168	0.000772	-0.03493	-0.96035	0.013394	0.01063
股指期货推出后 60个交易日	GARCH	0.018027	0.001957	-0.71333	1.687164	0.021378	0.01192
	EGARCH	0.018197	0.002102	-0.47793	0.365852	0.022035	0.012325
	Parkinson	0.013115	0.001626	-0.21946	-1.4025	0.015481	0.010653
	RSY	0.011822	0.001196	0.192324	-1.32867	0.013869	0.010006
股指期货推出前 120个交易日	GARCH	0.01641	0.002527	0.178125	-0.89016	0.021812	0.012165
	EGARCH	0.016517	0.002214	0.047545	-1.07048	0.0208	0.012688
	Parkinson	0.014737	0.002834	0.87815	-0.276	0.021018	0.010696
	RSY	0.013666	0.002363	1.141384	0.366801	0.019735	0.01063
股指期货推出后 120个交易日	GARCH	0.016578	0.002194	0.208868	-0.43222	0.021378	0.01192
	EGARCH	0.016828	0.00223	0.283539	-0.46307	0.022035	0.012325
	Parkinson	0.013243	0.001526	-0.04744	-1.25594	0.015601	0.010653
	RSY	0.01197	0.001205	0.213176	-1.21343	0.014129	0.010006
股指期货推出前 180个交易日	GARCH	0.018644	0.004625	0.788362	-0.19489	0.030959	0.012165
	EGARCH	0.018718	0.0045	0.941499	0.110695	0.031695	0.012688
	Parkinson	0.015725	0.003162	0.38212	-1.25135	0.021094	0.010696
	RSY	0.014625	0.002769	0.469067	-1.14831	0.019735	0.01063
股指期货推出后 180个交易日	GARCH	0.01677	0.002152	0.416796	-0.1564	0.022077	0.01192
	EGARCH	0.016881	0.002097	0.456026	-0.25636	0.022035	0.012325
	Parkinson	0.013405	0.001401	-0.23938	-1.11594	0.015601	0.010653
	RSY	0.012202	0.001274	0.094807	-1.36146	0.014349	0.010006
股指期货推出前 300个交易日	GARCH	0.019118	0.00437	0.531105	-0.49531	0.030959	0.012165
	EGARCH	0.019099	0.004297	0.683499	-0.24426	0.031695	0.012688
	Parkinson	0.016792	0.003267	-0.05394	-1.47612	0.022766	0.010696
	RSY	0.015554	0.002979	0.011039	-1.60986	0.019735	0.01063
股指期货推出后 300个交易日	GARCH	0.015427	0.002584	0.362668	-0.45946	0.022077	0.01099
	EGARCH	0.015653	0.002473	0.393299	-0.4478	0.022035	0.011346
	Parkinson	0.012466	0.001972	-0.32133	-1.01192	0.015601	0.008807
	RSY	0.011447	0.001798	-0.14968	-1.12459	0.014349	0.0082
股指期货推出前 420个交易日	GARCH	0.022001	0.006176	0.358697	-0.89865	0.037047	0.012165
	EGARCH	0.021985	0.006152	0.427715	-0.86383	0.037148	0.012688
	Parkinson	0.018878	0.004345	-0.11423	-1.26147	0.026191	0.010696
	RSY	0.017241	0.003707	-0.20356	-1.34991	0.023429	0.01063
股指期货推出后 420个交易日	GARCH	0.015131	0.002332	0.584488	0.134914	0.022077	0.01099
	EGARCH	0.015374	0.00229	0.492689	-0.00177	0.022035	0.01102
	Parkinson	0.012097	0.001879	-0.03638	-0.95224	0.015601	0.008807
	RSY	0.011081	0.001723	0.13122	-0.93641	0.014349	0.008135

在股指期货推出前 120 个交易日里, GARCH 波动率、EGARCH 波动率、Parkinson 波动率和 RSY 波动率的平均值分别为 1.64%、1.65%、1.47% 和 1.37%; 而在股指期货推出后 120 个交易日里, GARCH 波动率、EGARCH 波动率、Parkinson 波动率和 RSY 波动率的平均值分别为 1.66%、1.68%、1.32% 和 1.20%。对比结果显示, GARCH 波动率和 EGARCH 波动率的变化并不明显, 而 Parkinson 波动率和 RSY 波动率较之前均出现显著回落。这说明, 在股指期货推出前后 120 个交易日里, 波动率存在明显变化, 且波动率在股指期货推出后 120 个交易日里有所减小, 这与前后 60 个交易日

的结论并不一致。

伴随着时间窗口期的拉长, 我们发现股指期货推出后现货波动率水平有明显降低。以 420 个交易日为例, 在股指期货推出前 420 个交易日里, GARCH 波动率、EGARCH 波动率、Parkinson 波动率和 RSY 波动率的平均值分别为 2.20%、2.20%、1.89% 和 1.72%; 而在股指期货推出后 420 个交易日里, GARCH 波动率、EGARCH 波动率、Parkinson 波动率和 RSY 波动率的平均值分别为 1.51%、1.54%、1.21% 和 1.11%, 四个波动率统计量较股指期货推出前均呈现明显下降。

表 4 股指期货推出前后现货波动率的非参数检验

窗口期	波动率	Wilcoxon 统计量	P 值	KW 统计量	P 值
60 个交易日	GARCH	-8.0225	<0.0001	64.4033	<0.0001
	EGARCH	-7.1828	<0.0001	51.6298	<0.0001
	Parkinson	-1.6402	0.101	2.6989	0.1004
	RSY	1.7714	0.0765	3.1472	0.0761
120 个交易日	GARCH	-0.6183	0.5364	0.3834	0.5358
	EGARCH	-0.8805	0.3786	0.7769	0.3781
	Parkinson	3.4131	0.0006	11.6559	0.0006
	RSY	5.9849	<0.0001	35.8297	<0.0001
180 个交易日	GARCH	3.183	0.0015	10.1349	0.0015
	EGARCH	3.0605	0.0022	9.3695	0.0022
	Parkinson	6.3524	<0.0001	40.3591	<0.0001
	RSY	8.5504	<0.0001	73.1172	<0.0001
300 个交易日	GARCH	10.6936	<0.0001	114.3587	<0.0001
	EGARCH	10.3065	<0.0001	106.2278	<0.0001
	Parkinson	14.4278	<0.0001	208.1685	<0.0001
	RSY	15.2266	<0.0001	231.8579	<0.0001
420 个交易日	GARCH	17.1159	<0.0001	292.9581	<0.0001
	EGARCH	16.7186	<0.0001	279.5149	<0.0001
	Parkinson	20.6098	<0.0001	424.7714	<0.0001
	RSY	21.3513	<0.0001	455.8839	<0.0001

为了考察股指期货推出前后现货市场的波动率水平是否是显著降低的, 我们对波动率进行非参数检验, 结果见表 4。从表 4 可知, 沪深 300 股指期货推出前后, 现货波动率水平是显著降低的, 尽管在 60 和 120 个交易日的窗口下, 部分波动率统计量并不显著, 但是随着窗口期的拉长, 在股指期货推出前后 180、300 和 420 个交易日里, 波动率下降的事实, 在 1% 的显著性水平上得到证实。

(二) 回归分析

虽然, 我们得出在股指期货推出后的 420 个交易日里, 现货指数的波动率较股指期货推出前明显下降, 但是我们不能确定波动率下降的直接原因是否是股指期货的推出引起的。因此, 我们在构建模型时加入股指期货虚拟变量, 并定义当虚拟变量为 0 时表示股指期货推出前, 当虚拟变量为 1 时表示股指期货推出后。同时我们将现货沪深 300 成交量

和沪深 300 指数收益率作为控制变量,分析它们对现货波动率的影响,结果见表 5。

模型 1 未考虑虚拟变量股指期货,仅将波动率与现货成交量和市场收益率进行回归;模型 2 未考虑市场收益率,仅将波动率与现货成交量和虚拟变量股指期货进行回归;模型 3 则考虑所有变量。从模型 2 和模型 3 回归结果来看,现货成交量对波动率的回归系数都为负,这点与观察到的现象似乎不太一样,我们认为这可能跟模型设定有关。同时,虚拟变量股指期货对波动率的回归系数也是显著为负,这说明沪深 300 股指期货的推出在一定程度上削弱了沪深 300 现货指数的波动性。

鉴于成交量和价格的波动具有较高的相关性,而在上述的模型检验只是从卖空交易的角度来考察卖空对现货波动率的影响,并没有考虑卖空成交量是否对波动率有显著性影响,为此,我们将回归模型中的虚拟变量替换为能够反映卖空成交量的相关变

量。一是与股指期货有关的,包括股指期货成交量、股指期货持仓量、股指期货前 20 席位净空持仓以及股指期货成交量占现货成交量的比例;另一类是与融券交易有关的,包括融券卖出额占成交量的比例、净卖出额、融券余额以及融券余额占流通市值的比例,检验结果见表 6 和表 7。

表 6 的结果显示,现货成交量对波动率的回归系数是显著为正的,表明现货成交量越大,指数的波动性越大。同时,现货市场的收益率对波动率的回归系数是显著为负的,表明当市场上涨时,指数的波动率下降,当市场下跌时,指数的波动率上升。最后,与卖空交易有关的四个变量,即股指期货成交量、股指期货持仓量、前 20 净空以及股指期货成交量占现货成交量的比例,对波动率的回归系数都是显著为负的,这说明它们越大,指数的波动性就越小,这也意味着股指期货交易在一定程度上能够减小现货市场的波动。

表 5 股指期货虚拟变量对波动率的模型检验

	波动率	成交量	市场收益率	期货虚拟变量
模型 1	GARCH	-0.0008*	0.0044	
	EGARCH	-0.0013**	0.0064	
	Parkinson	0	0.0053	
	RSY	0.0002	0.0032	
模型 2	GARCH	-0.0023**		-0.0073**
	EGARCH	-0.0028**		-0.0071**
	Parkinson	-0.0014**		-0.007**
	RSY	-0.0012**		-0.0064**
模型 3	GARCH	-0.0024**	0.0032	-0.0073**
	EGARCH	-0.0028**	0.0052	-0.0071**
	Parkinson	-0.0015**	0.0041	-0.007**
	RSY	-0.0012**	0.0021	-0.0064**

注:**表示在 5%水平下显著,*表示在 10%水平下显著。

表 6 股指期货成交量对波动率的模型检验

	波动率	成交量	市场收益率	期货成交量	期货持仓量	前 20 净空	期货成交量占现货成交量比例
模型 1	GARCH	0.0039**	-0.0201**				
	EGARCH	0.0035**	-0.018**				
	Parkinson	0.0037**	-0.0213**				
	RSY	0.0041**	-0.0231**				
模型 2	GARCH	0.0042**	-0.0208**	-0.0009**			
	EGARCH	0.0038**	-0.0186**	-0.0008**			
	Parkinson	0.0042**	-0.0223**	-0.0014**			
	RSY	0.0046**	-0.0241**	-0.0013**			

续表 6

	波动率	成交量	市场收益率	期货成交量	期货持仓量	前 20 净空	期货成交量占 现货成交量比例
模型 3	GARCH	0.005**	-0.0165**		-0.0027**		
	EGARCH	0.0046**	-0.0143**		-0.0028**		
	Parkinson	0.0047**	-0.0178**		-0.0027**		
	RSY	0.005**	-0.02**		-0.0023**		
模型 4	GARCH	0.0043**	-0.0224**			-0.00000015**	
	EGARCH	0.004**	-0.0204**			-0.000000156**	
	Parkinson	0.0041**	-0.0235**			-0.000000148**	
	RSY	0.0045**	-0.025**			-0.000000124**	
模型 5	GARCH	0.0037**	-0.0203**				-0.011**
	EGARCH	0.0033**	-0.0182**				-0.013**
	Parkinson	0.0034**	-0.0215**				-0.0179**
	RSY	0.0039**	-0.0233**				-0.0114**
模型 6	GARCH	0.005**	-0.0152**	0.0006**	-0.0034**	-0.0000000108	
	EGARCH	0.0047**	-0.0124*	0.0009**	-0.0038**	-0.00000000565	
	Parkinson	0.0046**	-0.0202**	-0.0005**	-0.0016**	-0.0000000374**	
	RSY	0.005**	-0.0219**	-0.0006**	-0.0015**	-0.0000000178	

注:**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著。

表 7 融券交易对波动率的模型检验

	波动率	成交量	市场收益率	融券卖出额 占成交量比例	净卖出额	融券余额	融券余额占 流通市值比例
模型 1	GARCH	0.0047**	-0.0166**	-0.0024**			
	EGARCH	0.0044**	-0.0144**	-0.0024**			
	Parkinson	0.0045**	-0.0175**	-0.0025**			
	RSY	0.0049**	-0.0198**	-0.0022**			
模型 2	GARCH	0.0039**	-0.0203**		4.58E-06		
	EGARCH	0.0035**	-0.0178**		-5.65E-06		
	Parkinson	0.0037**	-0.0206**		-2.00E-05		
	RSY	0.0041**	-0.0226**		-1.00E-05		
模型 3	GARCH	0.0043**	-0.0188**			-0.0004**	
	EGARCH	0.004**	-0.0164**			-0.0004**	
	Parkinson	0.004**	-0.0202**			-0.0003**	
	RSY	0.0043**	-0.0224**			-0.0002**	
模型 4	GARCH	0.0046**	-0.0141**				-0.194**
	EGARCH	0.0044**	-0.0112				-0.2188**
	Parkinson	0.0044**	-0.0154**				-0.1861**
	RSY	0.0047**	-0.0182**				-0.1556**
模型 5	GARCH	0.0043**	-0.019**		4.74E-06	-0.0004**	
	EGARCH	0.004**	-0.0162**		-5.46E-06	-0.0004**	
	Parkinson	0.004**	-0.0195**		-2.00E-05	-0.0003**	
	RSY	0.0043**	-0.0219**		-1.00E-05	-0.0002**	

	波动率	成交量	市场收益率	融券卖出额 占成交量比例	净卖出额	融券余额	融券余额占 流通市值比例
模型 6	GARCH	0.0047**	-0.0156**	-0.0019**			-0.0565**
	EGARCH	0.0044**	-0.0122*	-0.0013**			-0.1225**
	Parkinson	0.0045**	-0.0175**	-0.0025**			-0.0021
	RSY	0.0048**	-0.0201**	-0.0024**			0.0205

注:**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著。

表 8 非平衡面板数据模型估计

变量	标准模型	稳健性分析			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
截距	-0.0727**	-0.0159**	-0.0084**	-0.0734**	-0.0578**
交易量	0.0053**	0.0053**	0.0056**	0.0055**	0.0047**
市场收益率	-0.0257**	-0.025**	-0.0206**	-0.0237**	-0.0281**
融券虚拟变量	-0.0006**				
期货成交量		-0.0222**			
期货持仓量			-0.0288**		
前 20 净空				-2.2E-07	
期货成交量占比					-0.0006**
截面效应检验	27.9018**	31.8745**	33.2711**	33.9051**	28.4606**

注:**表示在 1%水平上显著。波动性变量选取了 Parkinson 波动率。

表 7 的结果显示,除了现货成交量和现货市场的收益率对波动率有显著影响外,融券卖出额占成交量的比例、融券余额以及融券余额占流通市值的比例对波动率的回归系数也都是显著为负的,这说明它们越大,指数的波动率越小,而净卖出额的显著性不明显。这意味着融券交易在一定程度上也能够降低现货市场的波动。

此外,从变量的比较看,与期货相关的变量中,成交量、持仓量对市场波动率的影响较大,而净空量的变化对波动的影响非常小,不如其他变量明显,可以忽略不计;在与融券相关的变量中,融券余额以及卖出额对市场波动的影响较大,而每日净卖出额对市场波动的影响较小。

(三)非平衡面板数据分析

依据模型 2 的构造,表 8 的第二列给出了标准模型(即 Margin 变量为融券的虚拟变量)的估计结果。从结果看,融券组比非融券组的波动小 0.0006,并且在 1%的显著水平上显著。这也意味着融券的推出实际上有利于降低市场的波动。市场交易量与波动率存在显著的正相关,而市场收益率与波动率则存在显著的负相关,这与上面模型的结果类似,说明市场活跃度越高,交易量越大,市场波动会相应提高,同时

市场如果处于上涨的情况,波动率相对较小,而当处于下跌的情况,则市场波动率则上升。

我们还对该模型进行了稳健性分析,选取了期货市场衡量卖空的四个变量作为卖空程度的代理变量。从结果看,除了净空指标以外,其他指标均对降低市场波动有显著影响。其中,期货成交量、持仓量和期货成交量占比估计的参数分别为-0.0222、-0.0288 和-0.0006,这说明卖空约束的放松有助于熨平市场整体波动。

五、结束语

2010 年以来,中国股票市场先后推出了融资融券和股指期货业务,为我们研究卖空约束对股票市场影响提供了天然的实验室。本文主要分析卖空对中国股票市场波动性的影响,发现长期来看,卖空约束的放松可以有效降低市场的波动性。具体而言,在股指期货推出后,在市场没有适应的情况下,波动率有短暂提升,但随着时间的推移,市场波动率逐渐下降。

在指标方面,我们分离了股指期货和融券业务的影响后发现,无论是融券业务的相关变量,还是股指期货的相关指标,都对市场波动率有负面影响,即

随着市场允许卖空程度的提升,市场波动率有明显下降,这也说明无论是融券业务还是股指期货均对降低市场波动率有较大的作用。对波动率影响较为明显的指标包括:期货成交量、期货持仓量、融券余额以及融券卖出额占成交额的比例四个指标。需要说明的是,卖空约束放松无论是对融券组还是非融券组的个股波动性也同样具有类似的效果。此外,市场波动率与市场成交量和市场收益率有明显的相关性,其中市场成交量越大,市场波动性越大,而在市场下跌的情况下,市场波动率明显高于市场上涨的情况。

中国股票市场相对年轻,其大幅波动时期占比较高,当市场发生一致预期时容易产生系统性风险,在卖空条件不能得到满足前,投资者可供选择的避险方式不足,导致市场方向性明显。因此,为了减轻市场大幅波动,有必要提供多方向的交易品种,改变投资策略单一、市场预期单一的现状。同时,丰富衍生品市场亦能作为资本市场的“自动稳定器”,从而吸引更多长期投资机构入市。在投资策略方面,当衍生工具丰富后,市场将会出现多种多样的对冲及套利策略,我们应该正视这类中性策略所带来的益处。

参考文献:

- 陈国进 张贻军,2009:《异质信念、卖空约束与中国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》第4期。
- 陈森鑫 郑振龙,2008:《卖空机制对证券市场的影响:基于全球市场的经验研究》,《世界经济》第12期。
- 廖士光 杨朝军,2005a:《卖空交易机制对股价的影响——来自台湾股市的经验证据》,《金融研究》第10期。
- 廖士光 杨朝军,2005b:《卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究》,《管理世界》第12期。
- 童斌 张川 肖路远,2013:《波动率交易》,上海交通大学出版社。
- Allen, F. & D. Gale(1991), “Arbitrage, short sales, and financial innovation”, *Econometrica* 59(4):1041—1068.
- Bernardo, A. E. & I. Welch(2004), “Liquidity and financial market runs”, *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 135—158.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31 (3):307—327.
- Brandt, M. W. & J. Kinlay(2005), “Estimating historical volatility”, *Research Article*.
- Chang, E. C. et al(2007), “Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market”, *Journal of Finance* 62(5):2097—2121.
- Crouch, L. R. (1970), “The volume of transactions and price changes on the New York Stock Exchange”, *Financial Analysts Journal* 26(4):104—109.
- Epps, T. W. & M. L. Epps(1976), “The stochastic dependence of security price changes and transactions volumes”, *Econometrica* 44(2):305—21.
- Harris, L. (1986), “A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns”, *Journal of Financial Economics* 16(1):99—117.
- Henry, T. & M. McKenzie(2004), “The impact of short selling on the price-volume relationship: Evidence from Hong Kong”, *Journal of Business* 79(2):671—692.
- Hong, H. & J. C. Stein(2003), “Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes”, *Review of Financial Studies* 16(2):487—525.
- Nelson, D. B. (1991), “Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach”, *Econometrica* 59(2):347—370.
- Ofek, E., M. Richardson & D. C. Mania(2003), “The rise and fall of internet stock prices”, *Journal of Finance* 58 (3):1113—1137.
- Parkinson, M. (1980), “The extreme value method for estimating the variance of the rate of return”, *Journal of Business* 53(1):61—65.
- Pedro, A. C. S. & S. Kari(2011), “Price efficiency and short selling”, *Review of Financial Studies* 24(3):821—852.
- Richardson, G. et al(1986), “A test of dividend irrelevance using volume reactions to a change in dividend policy”, *Journal of Financial Economics* 17(2):313—333.
- Rogers, L. C. G. et al(1994), “Estimating the volatility of stock prices: A comparison of methods that use high and low prices”, *Applied Financial Economics* 4(3):241—247.
- Scheinkman, J. & W. Xiong(2003), “Overconfidence and speculative bubbles”, *Journal of Political Economy* 116 (6):1183—1219.
- Tauchen, G. E. & M. Pitts(1983), “The price variability-volume relationship on speculative markets”, *Econometrica* 51(2):485—505.

(责任编辑:陈建青)