

股灾后股指期货成交量锐减引发的思考

江苏东华期货有限公司

研发部：覃金华

84208666-1549

Tel: 13770602874

E-mail:xue-7810xy@163.com

2015 年大量资金进入股市，沪市和深市日成交量创历史新高，上证指数短时间内快速涨至 5178.19 点，但是同期我国宏观经济增速不断下滑，上市企业营业利润明显回落，没有实体经济支撑而仅靠资金推动的牛市快速步入熊市，股指在 2015 年 6 月和 7 月份期间多个交易日振幅超过 10%，股指短期跌幅更是超过 30%，融资融券、场外配资和投机严重的股指期货形成的多米诺牌效应加剧了股指下跌的破坏力，股灾由此全面爆发。这一期间股指期货合约成交量和持仓量都创历史新高，其交易额更是占到期货市场总成交额的 80% 以上。为了抑制过分投机，维护证券市场稳定，防范金融市场系统性风险爆发，2015 年 9 月 2 日中金所实施了大幅提高保证金和手续费并限制开仓手数等多项严格的股指期货管控措施，这导致下一交易日 9 月 7 日期指的成交量锐减，从 594525 手快速降到 38054 手，降幅高达 93.60%。后期股指期货合约的持仓量虽然也有减少，但是对比 2014 年前的数据并未有明显的变化。虽然股指期货价格的波动率明显降低，但是其价格连续性依旧较好，它与现货的走势仍然保持了一致性。

这不禁让我们想到以下问题：股灾后股指期货合约的成交量锐减，同时其价格振幅也明显降低，那么市场活跃度是否是导致我国股指期货价格振幅增加的主要原因？成交量是信息的载体，它的减少会反映在股指期货价格的变化上，而这是否会影响它与股指现货价格的引导关系？市场容量和活跃度都出现了较大变化，那么股指期货的市场风险是否会因为它们的减少而降低？

一、成交量/持仓量的结构突变点的确定

期货市场上的参与者可以分为投机者、套期保值者和套利者，投机者主要博取价差收益，持有期货合约的时间相对较短，套期保值者主要是对现货价格风险进行对冲，而套利者是获取价差从偏离正常区间到回归平衡区域的收益，后面

两类参与者持有期货合约时间相对较长，所以投机者是期货合约成交量的主要贡献者，套期保值者和套利者则对期货合约持仓量的贡献较大。一般，成交量增加市场的活跃度会增加，而持仓量是成交量的基础，所以持仓量越大成交量也会越大。为了解决持仓量不同带来的成交量不具可比性问题，选择用成交量与持仓量的比值作为对市场活跃度的计量，若该值越来越大，则表明市场活跃度高且投机氛围在增加，相反，则说明市场理性或活跃度不足。

2010年4月16日沪深300指数期货合约正式在我国金融期货交易所上市，考虑到其交易门槛较高，投资者广泛接受需要一定的时间，所以选择1年后即2011年4月18日后的活跃沪深300指数期货合约的持仓量和成交量数据，此时主力合约的持仓量一般维持在2万手左右，市场交投活跃，时间截止至2016年9月12日，数据来源于万得数据库。计算成交量与持仓量的比值，令 $speculate = \text{成交量} / \text{持仓量}$ 。一般成交量与价格日内波动幅度成正相关关系，成交量越大，价格日内振幅越大，而价格振幅扩大也会刺激投资者交易，成交量也会因此扩大。 $\text{振幅} = (\text{最高价} - \text{最低价}) / \text{最低价}$ ，以英文 $swing$ 表示。

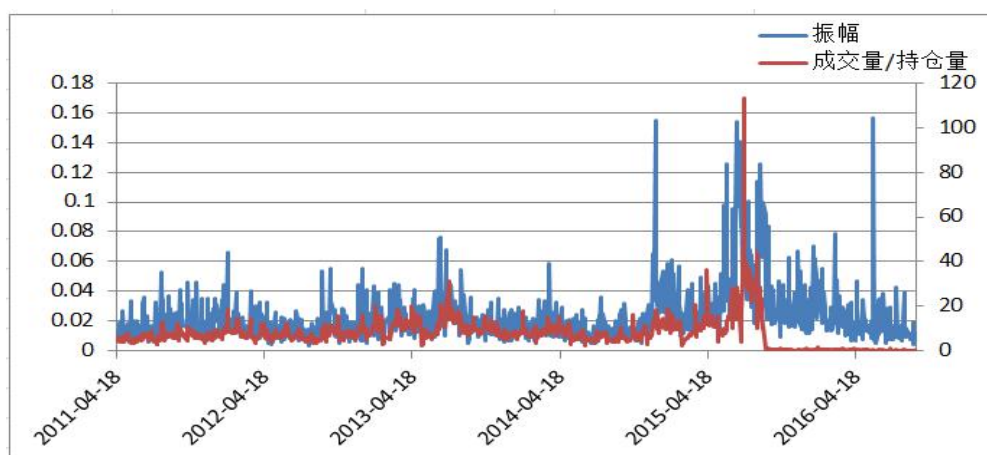


图1 活跃沪深300指数期货的振幅和成交量/持仓量比值走势图

如图1所示，在振幅较大的区域，成交量/持仓量的比值也较大，这种情况在2015年中期特别明显，振幅同期超过10%，而成交量/持仓量的比值也达到了历史最大值，2015年8月18日成交量/持仓量的比值最大为44.31，当日振幅高达11.42%，而从2015年9月7日开始成交量/持仓量的比值快速降低，2015年9月2日该值为11.52，但是下一交易日则降低到0.91，此后该值多数时间在1以下，这说明成交量出现了锐减，持仓量则由于投机者退出需要时间，而套期保值的市场需求并不会有明显变化，所以持仓量减少幅度较为缓慢。由此，提出以下

假设：一是 2015 年 9 月 7 是成交量/持仓量的结构突变断点；二是活跃沪深 300 指数期货合约价格的振幅与成交量/持仓量的比值为正相关关系。

为了分析成交量/持仓量存在结构突变断点，设置虚拟变量 dummy，其中 2011 年 4 月 18 日至 2015 年 9 月 2 日的值设定为 0，2015 年 9 月 7 日至 2016 年 9 月 12 日的值设定为 1。同时，设定时间变量 time，2011 年 4 月 18 日时间变量 time 的值为 1，则 2015 年 9 月 7 日时间变量 time 的值为 1069。通过 EViews 8.0 建立成交量/持仓量的线性模型，得到如下表达式：

$$\text{SPECULATE} = 6.6349 - 0.0691 * \text{DUMMY} * (\text{TIME} - 1069) + 0.0043 * \text{TIME}$$

(18.9126) (-19.6513) (8.1315)

$$R^2 = 0.2372, \text{DW} = 0.4430, F = 205.8985$$

上面的表达式，可以用下面的分段函数来表示：

$$\text{SPECULATE} = 6.6349 + 0.00434 * \text{TIME} \quad (2011/4/18 \leq \text{time} < 2015/9/2)$$

$$\text{SPECULATE} = 80.5028 - 0.0648 * \text{TIME} \quad (2015/9/7 \leq \text{time} < 2016/9/12)$$

由于主要分析结构突变点，因而无需过于关注模型的 R^2 ，分段函数表示了在不同时期成交量/持仓量随时间的变化，前者系数为正，而后者系数为负，这说明 2015 年 9 月 7 日是成交量/持仓量的一个结构突变点，中金所的措施打断了成交量/持仓量随时间增加而增加的趋势，反而使得其随着时间的增加而减少，而这也是导致 R^2 较低的主要原因。

二、市场活跃度对股指期货价格振幅的影响

由于 2015 年 9 月 7 日是市场活跃度（成交量/持仓量）的一个结构突变点，所以需要分段考虑市场活跃度对活跃沪深 300 指数期货价格振幅的影响。首先建立 2011 年 4 月 18 日至 2015 年 9 月 2 日期间两者之间的线性函数，在经过自相关检验和异方差检验后得到下列表达式：

$$\text{SWING} = 0.01585 + 0.0008 * \text{SPECULATE} + [\text{AR}(1) = 0.3549, \text{AR}(2) = 0.1544, \text{AR}(3) = 0.1698, \text{AR}(4) = 0.1352]$$

(7.0569) (7.8461) (11.5886) (4.8085) (5.2823)

(4.3148)

$$R^2 = 0.5544, \text{DW} = 2.0129, F = 265.4994$$

由于 SPECULATE 的系数和滞后一期至滞后四期项的系数都为正，且它们

都是显著的，这说明活跃沪深 300 指数期货价格本期的振幅受成交量/持仓值本期及其滞后四期以及其本身滞后一期至滞后四期的影响，同时滞后期的影响随着滞后期数的增加而减少，它们可以解释振幅 55.44% 的变化。这说明股指期货市场活跃度与价格振幅正相关，随着市场活跃度的增加，价格的振幅将增加，且其记忆性较长，一个大的振幅背后会跟随一个大的振幅，而期货市场的广度也将会延伸，这将有利于其吸纳更多的成交量。

采用同样的方法，建立 2015 年 9 月 7 日至 2016 年 9 月 12 日期间成交量/持仓量与价格振幅之间的线性函数：

$$\text{SWING} = 0.0072 + 0.0290 * \text{SPECULATE} + [\text{AR}(1)=0.1821]$$

(2.3643) (5.7696) (5.9769)

$$R^2=0.1616, \text{DW}=2.0919, \text{F}=25.0067$$

虽然 SPECULATE 和 AR(1) 的系数都为正数且显著，但是模型 R^2 较低，这说明在这段期间成交量/持仓量不再是影响价格振幅的重要原因。

基于上述分析，可以发现在 2015 年 9 月 7 日前股指期货价格振幅与市场活跃度（成交量/持仓量）存在正相关关系，市场活跃度增加，价格振幅也会相应增大，而这又将反过来提升市场活跃度。但是，在成交量/持仓量即市场活跃度快速降低时，它与振幅的正相关关系不再成立，价格振幅并不会受到显著影响。这说明市场活跃度增加会导致股指期货价格振幅的增加，但是当其快速降低至较低值时，股指期货价格振幅并不会也因此快速减少，此时影响其波动的主要是市场行情、投资者情绪、政策消息等其他因素。这说明影响股指期货价格振幅的影响因素较多，市场活跃度只是其中的一个因素，对投机的过分抑制并不能有效降低股指期货价格的振幅。

三、股指期货价格与现货价格引导关系分析

成交量是市场信息的载体，它的减少最终会反映在股指期货价格变化上，而这是否会影响它与股指现货价格的引导关系？下面将对这一问题进行研究。以字母 HS300_P 表示沪深 300 指数现货价格，活跃沪深 300 指数期货合约价格则以字母 HS300_F 表示，时间跨度为 2011 年 4 月 18 日至 2015 年 9 月 2 日，每个变量有 1068 个有效数据。首先对它们进行稳定性检验，如表 1 所示，HS300_P 和 HS300_F 都是一阶平稳时间序列。

表 1 HS300_P 和 HS300_F 的单位根检验结果

变量	ADF 检验值	显著性水平	临界值	P 值
HS300_F	-2.103695	5%	-3.414046	0.5426
D(HS300_F)	-12.95148	5%	-3.414046	0.0000
HS300_P	-2.025632	5%	-3.414062	0.5861
D(HS300_P)	-9.840362	5%	-3.414062	0.0000

下面对它们进行格兰杰因果关系检验，取滞后 2 期至滞后 5 期都得到两者互为格兰杰因果关系，取滞后 2 阶的格兰杰因果关系结果如表 2 所示。

表 2 格兰杰因果检验

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
HS300_P does not Granger Cause HS300_F	1066	220.085	1.E-80
HS300_F does not Granger Cause HS300_P		9.24903	0.0001

为了分析两变量 HS300_P 和 HS300_F 是否有协整关系，对它们进行 Johansen 协整检验，如表 3 所示，原假设 None 表示没有协整关系，该假设下计算的迹统计量对应的 p 值为 0，则可以拒绝该原假设，认为至少存在一个协整关系；下一个原假设 At most 1 表示最多有一个协整关系，由于该假设下计算的迹统计量对应的 p 值大于 5%，所以接受原假设，认为存在一个协整关系。因而，通过迹统计量可以判断 HS300_P 和 HS300_F 之间存在一个协整关系。

表 3 协整检验结果

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.085072	96.15936	15.49471	0.0000
At most 1	0.001379	1.470071	3.841466	0.2253

所以建立 VEC 向量误差修正模型来分析这两个变量模型的动态关系，该模型实质上是在差分序列建立的 VAR 模型中加入一个误差修正项，其表达式如下：

$$\Delta Y_t = \alpha ECM_{t-1} + A_1 \Delta Y_{t-1} + A_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + A_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中，ECM 表示根据协整方程计算的误差修正项，它反映了变量之间偏离长期均衡关系的非均衡误差。

通过 VEC 模型的统计结果，得到 HS300_F 和 HS300_P 之间的误差修正项表达式为：

$$\text{Coint EQ1} = \text{HS300_P} - 0.9761 \text{HS300_F} - 35.5091$$

如表 4 所示，VEC 中误差修正项 Coint EQ1 的第一个系数 -0.18 表示在

HS300_F 不变的情况下, HS300_P 在第 t 期的变化可以消除前一期 18% 的非均衡误差; 第二个系数 0.17 表示在 HS300_P 不变的情况下 HS300_F 在第 t 期的变化可以增加前一期 17% 的非均衡误差。两者的系数相差不大, 这说明它们对非均衡误差的影响力相当, 通过此两者可以从非均衡区域回到均衡区域。

表 4 VEC 模型估计结果

Cointegrating Eq:	CointEq1	
HS300_P(-1)	1.000000	
HS300_F(-1)	-0.976108	
	(0.00443)	
	[-220.512]	
C	-35.50909	
Error Correction:	D(HS300_P)	D(HS300_F)
CointEq1	-0.181637	0.172677
	(0.05325)	(0.04225)
	[-3.41077]	[4.08668]
D(HS300_P(-1))	0.231795	0.538762
	(0.05647)	(0.04481)
	[4.10445]	[12.0237]
D(HS300_P(-2))	-0.045534	0.105926
	(0.05297)	(0.04203)
	[-0.85967]	[2.52048]
D(HS300_F(-1))	-0.074424	-0.256117
	(0.06089)	(0.04831)
	[-1.22220]	[-5.30104]
D(HS300_F(-2))	-0.125067	-0.175131
	(0.04528)	(0.03593)
	[-2.76210]	[-4.87471]
C	0.012245	-0.238437
	(1.61960)	(1.28504)
	[0.00756]	[-0.18555]
R-squared	0.049227	0.324639
Adj. R-squared	0.044738	0.321450
Sum sq. resids	2957950.	1862141.
S.E. equation	52.85030	41.93323
F-statistic	10.96615	101.8101
Log likelihood	-5733.510	-5487.085
Akaike AIC	10.77842	10.31565
Schwarz SC	10.80643	10.34366
Mean dependent	0.065793	-0.119812
S.D. dependent	54.07372	50.90583

Determinant resid covariance (dof adj.)	2406340.
Determinant resid covariance	2379302.
Log likelihood	-10840.67
Akaike information criterion	20.38436
Schwarz criterion	20.44971

采用同样的方法，分析 2015 年 9 月 7 日后股指期货价格与现货价格间的引导关系。令 HS300_P1 和 HS300_F1 分别表示这一期间活跃沪深 300 指数现货价格和期货价格，每个变量各有 251 个有效数据。对它们进行 ADF 检验，发现它们都是一阶平稳时间序列。Granger 检验表明 HS300_F1 是 HS300_P1 的格兰杰因果原因，而 HS300_P1 不是 HS300_F1 的格兰杰因果原因。协整检验表明 HS300_P1 和 HS300_F1 之间存在 1 个协整关系，VEC 中误差修正项 Coint EQ1 中第一个系数为-0.11，第二个系数为 0.13。

结果对比表明，成交量锐减后股指期货价格变动成为影响股指现货价格波动的 Granger 原因，而后者不再是前者的 Granger 原因，原因在于大量的投机者被挤出股指期货市场后，现有的持仓更多是以机构投资者为主的套利者和套保者，他们较为理性并是市场波动的主要推动力量，因而导致期货价格对现货价格具有相对较强的引导作用。VEC 中误差修正项系数有一定的减少，这说明前期股指期现价格从非均衡回到均衡的时间相对更短。

四、市场活跃度和持仓量对股指期货价格波动率的影响

令活跃沪深 300 指数期货合约每日交易日 t 结束时收盘价为 $HS300_{Ft}$ ，那么 $t-1$ 日交易日收盘价为 $HS300_{Ft-1}$ ，那么其收益率为 $r = \ln(HS300_{Ft}) - \ln(HS300_{Ft-1})$ ，时间区间为 2011 年 4 月 18 日至 2015 年 9 月 2 日。对活跃沪深 300 指数期货合约收盘价收益率进行描述性统计分析，如图 2 所示，收益率 (r) 的 JB 值较大，且相应的 p 值等于 0，即该收益率时间序列不服从正态分布。另外，由于 Skewness 为负，且 Kurtosis 为正并大于 3，这说明收益率 (r) 时间序列存在较长的左尾，且分布有厚尾特征。收益率 (r) 的走势表明，在 2011 年波动率明显较小，在 2013 年初期有明显扩大的趋势，而进入 2015 年收益率的波峰和波谷明显变大，这与当时的行情一致，这也说明收益率 (r) 具有集聚现象。

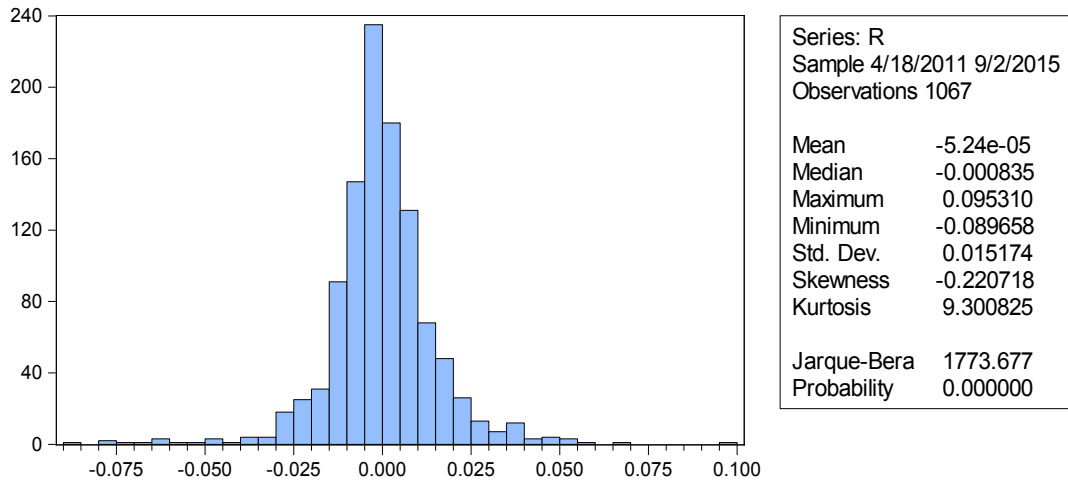


图 2 收益率 (r) 的直方图和统计分析值

对收益率 (r) 进行 ADF 分析, 发现收益率 (r) 原序列是稳定时间序列。为了建立合理的均值模型, 下面对收益率 (r) 进行偏相关和自相关处理, 如图 3 所示, 图中的 PACF 从第 1 期开始没有“截尾”, 之后在第 2 期和第 4 期 PACF 也出现大于零置信区间的情况, 根据简约原则, 可以将滞后期选择为 1。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.129	0.129	17.800	0.000
		2 -0.071	-0.090	23.258	0.000
		3 -0.013	0.008	23.451	0.000
		4 0.178	0.177	57.592	0.000
		5 0.022	-0.030	58.108	0.000
		6 -0.029	-0.003	59.032	0.000
		7 -0.028	-0.019	59.887	0.000
		8 0.106	0.083	72.016	0.000
		9 0.068	0.041	76.993	0.000
		10 -0.014	-0.013	77.214	0.000
		11 -0.054	-0.034	80.419	0.000
		12 -0.023	-0.046	81.003	0.000
		13 0.030	0.017	81.946	0.000
		14 0.002	-0.003	81.952	0.000
		15 -0.008	0.014	82.022	0.000
		16 0.043	0.051	84.049	0.000
		17 0.078	0.051	90.699	0.000
		18 0.048	0.036	93.220	0.000
		19 -0.022	-0.019	93.756	0.000
		20 0.033	0.045	94.918	0.000

图 3 收益率 (r) 的偏相关图和自相关图

所以, 建立收益率 (r) 与其滞后一期的均值方程, 由于 R(-1)对应的 t 值大于 2, 相应的 p 值为 0.0000, 这说明它是显著的, 因而收益率 (r) 的均值方程建立是合理的。

$$R = -3.24E-05 + 0.1232 * R(-1)$$

(-0.0702) (4.2470)

对上述收益率 (r) 均值方程的残差进行 ARCH 效应分析, 将滞后期数确定为 1, 如表 5 所示, F 统计量和卡方统计量的概率 P 值都小于 0.05, 所以 收益率 (r) 原序列存在 ARCH 效应。

表 5 收益率 (r) 均值方程的残差的 ARCH 检验结果

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	47.40413	Prob. F(1,1063)	0.0000
Obs*R-squared	45.46579	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

根据上述统计分析拟建议 GARCH (1,1) 模型,发现在 GED 分布条件下统计效果最好, R(-1)和常数在 5%的水平下是显著的,且 AIC 和 SC 值都较小。另外 GARCH 模型的 α_1 和 β_1 都显著,且两者之和即衰减系数接近于 1,这说明估计的模型参数是稳定的,且冲击对变量的波动性具有持续性。最终得到的表达式如下:

$$R_t = -0.0007 + 0.0526R_t(-1) + \varepsilon_t, u_t \sim N(0, \delta_t^2)$$

$$\delta_t^2 = 2.84e - 06 + 0.0585u_{t-1}^2 + 0.9302\delta_{t-1}^2$$

进入 2014 年下半年股指期货价格的条件方差明显走高,在 2015 年更是快速上升,这说明这段期间股指期货的市场风险快速增加。为了研究市场活跃度(成交量/持仓量)对波动率的影响,依据 MDH 理论,拟在 GARCH—M 模型的方差方程中加入成交量/持仓量这一变量。Clark (1973)、Cornell (1981) 和 Karpoff (1987) 都证明了成交量与波动率之间存在正向关系。令 $r_sp = \ln(\text{speculatet}) - \ln(\text{speculatet}-1)$ 。如表 6 所示,在 GED 分布下,各个参数的系数在 5%的水平下显著, AIC 和 SC 值都较小, $\alpha_1 + \beta_1$ 的值小于 1, r_sp 的系数为正,这说明市场活跃度对股指期货价格的波动率有解释力。但是引入市场活跃度后, GARCH 效应并未完全消失,这意味着成交量中并不包含所有的新信息。

表 6 加入活跃度后收益率 r 的波动率的 GARCH 模型估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000959	0.000306	-3.137142	0.0017
R(-1)	0.058210	0.026799	2.172124	0.0298
Variance Equation				
C	3.47E-06	1.19E-06	2.925094	0.0034
RESID(-1)^2	0.050389	0.013695	3.679459	0.0002
GARCH(-1)	0.931748	0.016656	55.94090	0.0000
R_SP	7.38E-05	1.54E-05	4.795460	0.0000
GED PARAMETER	1.173957	0.071149	16.49996	0.0000
R-squared	0.007944	Mean dependent var		-4.15E-05
Adjusted R-squared	0.007011	S.D. dependent var		0.015177
S.E. of regression	0.015124	Akaike info criterion		-5.942129
Sum squared resid	0.243363	Schwarz criterion		-5.909482
Log likelihood	3174.155	Hannan-Quinn criter.		-5.929760

Durbin-Watson stat	1.839136			
--------------------	----------	--	--	--

以 position 表示活跃沪深 300 股指期货活跃的日持仓量，令 $r_pos = \ln(\text{position}) - \ln(\text{position} - 1)$ 。如表 7 所示，在 GED 分布下，各个参数的系数在 10% 的水平下显著， $\alpha_1 + \beta_1$ 的值小于 1， r_pos 的系数为正，这说明持仓量对股指期货价格的波动率有解释力，且为正向影响，但是 GARCH 效应也并未完全消失。

表 7 加入持仓量后收益率 r 的波动率的 GARCH 模型估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000715	0.000301	-2.374998	0.0175
R(-1)	0.052354	0.026944	1.943089	0.0520
Variance Equation				
C	2.46E-06	1.29E-06	1.906344	0.0566
RESID(-1)^2	0.056048	0.013899	4.032550	0.0001
GARCH(-1)	0.934299	0.016767	55.72210	0.0000
R_POS	4.51E-05	2.51E-05	1.795804	0.0725
GED PARAMETER	1.141421	0.064422	17.71787	0.0000
R-squared	0.008781	Mean dependent var	-4.15E-05	
Adjusted R-squared	0.007849	S.D. dependent var	0.015177	
S.E. of regression	0.015117	Akaike info criterion	-5.928491	
Sum squared resid	0.243158	Schwarz criterion	-5.895844	
Log likelihood	3166.886	Hannan-Quinn criter.	-5.916122	
Durbin-Watson stat	1.831656			

采用同样的方法，分析 2015 年 9 月 7 日至 2016 年 9 月 12 日期间市场活跃度和持仓量对股指期货价格波动率的影响，令 $r1$ 为这一时期的波动率， r_sp1 和 r_pos1 分别为对应的市场活跃度和持仓量两个变量的波动率，研究发现无论在何种分布或 GARCH 族模型下，都无法满足各个系数都显著，因而未能建立此阶段的市场活跃度波动率与收益率波动率之间的 GARCH 模型。在学生 t 分布下，建立了 r_pos1 与收益率 $r1$ 波动率的 GARCH 模型，所有参数都显著，持仓量的波动对股指期货价格的波动率为负向关系，这意味着持仓量增加将导致股指期货价格波动性减小，而持仓量减少股指期货价格波动率会增加。即持仓量增加，进行日内交易的投资者减少，股指期货的波动率会因此减少。

上述研究表明，在 2015 年 9 月 7 日前市场活跃度波动率和持仓量波动率对股指期货价格波动率都有一定的正向影响，而之后市场活跃度波动率与股指期货价格波动率的正向关系消失，这与市场活跃度与价格振幅的实证研究结果相一

致，然而持仓量波动率与股指期货价格波动率却为负向关系。这说明市场容量扩大将导致日内投机交易减少，进而导致推动股指期货价格波动的成交量载体减少，期货 T+0 的交易机制未能充分发挥。

五、总结

2015 年 9 月 7 日中金所股指期货管控措施实施日为市场活跃度（成交量/持仓量）的结构突变点，以此为分界点分段分析的实证结果表明，市场活跃度增加会导致股指期货价格振幅扩大，但是其并不是影响价格振幅的唯一因素，也不是最重要的因素，当市场活跃度降低到很低值时，价格振幅将主要受其他因素影响，因而将过多投机挤出市场并不能降低股指期货价格的振幅。在成交量锐减后，股指期货现货价格之间的引导关系有明显变化，而在 2015 年 9 月 7 日之后对于套利者和套保者而言等待股指期货现货价格从非均衡区域回到均衡区域的时间延长了。GARCH—M 模型结果对比表明，2015 年 9 月 7 日前市场活跃度波动率和持仓量波动率对股指期货价格波动率都存在一定的正向影响，但是之后这种关系在实证中并未再次被证明，而持仓量的波动对股指期货价格的波动率表现出负向关系，主要原因在于市场流动性不足以及期货 T+0 交易机制的限制。

现在影响股指期货价格振幅大幅波动的外在因素并不存在，所以现阶段放松对股指期货的管制，有利于增加市场流动性，实现市场活跃度对价格振幅的正向作用，进而有效实现股指期货套期保值和套利交易的完成及其占比的增加，而大量机构投资者的入场将更好地发挥期货价格对现货价格的引导功能，价格振幅的适度增加，也有利于吸纳更多的成交量，进而增强股指期货市场的广度和有效性，这些最终将有利于股指期货市场价格发现功能和资源配置功能的发挥。