

# 沪深 300 指数衍生证券的多市场交易与价格发现<sup>①</sup>

陈莹<sup>1</sup>, 武志伟<sup>2</sup>, 王杨<sup>3</sup>

(1. 南京大学工程管理学院, 南京 210093; 2. 南京大学经济学院, 南京 210093;  
3. 深圳证券交易所, 深圳 518010)

**摘要:** 中国正积极开发以沪深 300 指数为标的的多种衍生产品, 希望形成多市场交易格局. 论文采用信息份额模型和共因子模型研究了多市场交易对沪深 300 指数价格发现的影响. 结果显示: 股指期货对价格发现贡献度最高; 与人们的直觉相悖, 允许现金赎回的华泰柏瑞 ETF 基金的价格发现贡献度高于实物赎回的嘉实 ETF 基金. 进一步的证据表明, 股指期货和指数 ETF 基金各自的和相对的波动性是影响其相对价格发现能力的主要因素, 而非流动性. 最后, 根据研究结论提出了进一步完善中国多层次指数衍生证券市场的相关建议.

**关键词:** 股指期货; 指数 ETF; 价格发现; 多市场交易

**中图分类号:** F830.91      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2014)12-0075-10

## 0 引言

近 10 年来, 世界各国证券市场纷纷推出以本国某一主要股票指数为标的的多种衍生产品, 包括多种形式的股指期货和股指期货期权合约, 以及最近备受关注的指数 ETF 基金等. 投资者基于对基础指数价格的预期, 在这些指数衍生品市场上进行交易, 从而形成了所谓的多市场交易 (multi-market trading) 格局<sup>[1]</sup>. 多市场交易如何影响基础指数的价格发现, 是理论和实务界极为关注的问题. 持消极观点的学者认为, 多市场交易不能显著扩大投资者的投资可行集, 会造成指数衍生产品高度冗余、分散市场的流动性, 进而削弱市场的价格发现能力<sup>[2]</sup>. 持积极观点的学者则指出, 指数衍生产品为投资者以较低的成本跟踪和交易指数、实现跨市场套利提供了便利, 可以通过分散公司特质风险吸引非知情交易者的参与, 因而有助于基础指数价格的发现和形成<sup>[3-4]</sup>.

在我国众多的股票指数当中, 沪深 300 指数具有特殊地位, 它被视为反映沪深两市整体走势的“晴雨表”<sup>[5-6]</sup>. 但是在 2010 年股指期货推出之前, 指数价格的生成是由一篮子成分股叠加而成的, 新的信息冲击很难迅速反映到价格中. 股指期货的推出为投资者跟踪和交易指数、进行跨市场套利提供了便利, 从而促进了沪深 300 指数价格的发现和形成<sup>[7]</sup>. 2012 年 5 月, 我国又借鉴成熟市场经验推出了两只沪深 300 指数 ETF 基金——允许现金赎回的华泰柏瑞 ETF 和只能实物赎回的嘉实 ETF. 相比于股指期货, 指数 ETF 的交易成本更低、流动性更好 (投资者可以像买卖股票一样交易指数 ETF), 因此自推出之初就受到投资者欢迎, 各大基金公司甚至将沪深 300ETF 定位为其战略产品. 2012 年底至 2013 年上半年, 我国又先后成立了华夏沪深 300ETF 基金、易方达沪深 300ETF 基金和南方开元沪深 300ETF 基金, 可以预期未来还将产生更多的沪深 300ETF

① 收稿日期: 2014-06-24; 修订日期: 2014-10-29.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71173098; 71203091); 江苏省社科联重点资助项目(14SSL01); 中央高校基本业务费资助项目; 南京大学人文社科资助项目.

作者简介: 陈莹(1977—), 女, 江苏泰州人, 博士, 副教授. Email: njucy@126.com

基金. 在此背景下, 研究多市场交易对沪深 300 指数价格发现和形成的影响具有重要意义, 不仅可以为投资者更有效地实施跨市场套利提供指导, 还可以为监管部门制订相关政策、完善指数衍生证券市场、提升沪深 300 指数定价效率提供参考. 但遗憾的是, 国内尚未见文献对这一重要问题做出回答.

本文试图对上述问题做出严格的实证检验. 更具体地, 本文试图结合我国的沪深 300 指数 ETF 基金热潮, 采用信息份额模型和共因子模型考察基于沪深 300 指数的多只 ETF 基金是否促进了指数价格的发现, 是否在信息传递过程中起到了比股指期货更为重要的作用? 相比于只能实物赎回的 ETF 基金(以嘉实 ETF 为代表), 允许现金赎回的 ETF 基金(以华泰柏瑞 ETF 为代表)是否具有更强的价格发现能力? 影响股指期货和指数 ETF 基金相对价格发现能力的主要因素是什么, 交易成本是否是最重要的因素? 最后为进一步完善我国的多层次指数衍生证券市场提供建议.

## 1 文献综述

学术界很早就开始研究指数衍生产品的价格发现功能, 但多数文献以单一衍生产品作为研究对象<sup>[7-8]</sup>. 近 10 年来, 随着多市场交易逐渐演变为各国证券市场的一个共同趋势, 学者们开始关注以同一股票指数为标的的多种衍生产品如何影响股票指数的价格发现和形成过程. 对此, 持消极观点的学者认为, 多市场交易格局会造成指数衍生产品高度冗余, 会分散市场的流动性, 进而削弱市场的价格发现能力<sup>[2]</sup>. 但从国外成熟市场提供的证据来看, 这一观点没有得到支持, 比如, Hasbrouck<sup>[3]</sup>以 S&P 500 和纳斯达克 100 指数的多种衍生产品为例, Tse 等<sup>[4]</sup>以道琼斯指数的多种衍生产品为例实证发现, 在多市场交易格局下, 股指期货、指数 ETF 基金等指数衍生产品均具有对现货的价格发现功能, 并且不同衍生产品市场的价格相互之间存在长期均衡关系.

于是, 相关文献进而研究哪种类型的指数衍

生产品在指数价格的发现和形成过程中占据主导地位, 尤其是在股指期货和最近备受关注的指数 ETF 基金之间进行比较. Hasbrouck<sup>[3]</sup>研究发现, S&P 400 中小市值企业指数的股指期货和指数 ETF 基金在信息传递过程中发挥了同样重要的作用. 但除此之外, 其他多数证据表明, 相比于指数 ETF 基金, 股指期货的价格发现能力更强. 比如, 对于 S&P 500 和纳斯达克 100 指数而言, 电子化交易、小份额的股指期货合约的价格发现能力强于指数 ETF 基金. 又比如, Tse 等<sup>[4]</sup>和 Schlusche<sup>[1]</sup>分别以道琼斯指数和德国股票市场的蓝筹指数 DAX 为例, 也得到了相同的结论. 然而, 这一结论与市场微观结构理论中著名的交易成本假说不相符. 交易成本假说认为, 现实中不同市场的交易成本不同, 在流动性高、交易频繁、成交量巨大的市场上, 知情交易者可以隐蔽地实现其交易, 同时不必担心大额订单对市场的冲击, 因此知情交易者会首选低成本的市场进行交易, 导致这类市场的信息吸收速度更快、价格发现能力更强. 鉴于此, Schlusche<sup>[1]</sup>对股指期货和 ETF 指数基金相对价格发现能力的影响因素进行了检验, 发现流动性并非影响两种指数衍生产品相对价格发现能力的主要因素, 说明交易成本假说确实没有得到实证支持. Schlusche<sup>[1]</sup>的进一步研究表明, 股指期货和 ETF 指数基金的相对价格发现能力主要是由两个市场各自的波动性和相对的波动性驱动的.

我国的指数衍生产品推出较晚, 2010 年股指期货的推出标志着我国在指数衍生产品创新方面迈进了一大步. 研究股指期货价格发现功能的文献已经比较多<sup>[9-14]</sup>, 这些文献研究发现, 股指期货和现货价格之间存在双向引导关系, 但对于谁的价格发现能力更强, 不同文献的结论不一致. 2012 年华泰柏瑞 ETF 基金和嘉实 ETF 基金的推出, 标志着我国终于具备了与股指期货追踪同一标的指数(沪深 300 指数)的 ETF 基金. 从市场的发展趋势来看, 可以预期未来还将有更多基于沪深 300 指数的衍生产品(尤其是指数 ETF 基金), 然而, 国内尚未有文献对多市场交易如何影响股票指数价格的发现和形成过程做出研究. 本文试

图解答这一问题,并提供政策建议.

## 2 实证模型和数据说明

投资者基于对股票指数价格的预期,在以该指数为标的的多种衍生证券市场上进行交易.这些衍生证券市场的价格存在长期均衡关系,一旦价格偏离长期均衡,套利的力量会修正这种价格偏离.但是,不同市场修正价格偏离的力度不同,如果某个市场对价格偏离的修正力度强于其他市场,则称该市场的价格发现贡献度较高.借鉴 Hasbrouck<sup>[3]</sup> 等既有的研究,本文采用误差修正模型刻画沪深指数 ETF 基金和股指期货的动态价格关系,在此基础上运用信息份额模型和共因子模型来估计每个市场的价格发现贡献度.

### 2.1 误差修正模型:信息份额模型和共因子模型的基础

本文误差修正模型(VECM)的具体形式为

$$\begin{cases} \Delta p_t^E = \mu^E + \sum_1^k \gamma_{1j} \Delta p_{t-j}^E + \sum_1^k \gamma_{2j} \Delta p_{t-j}^F + \\ \alpha^E ECM(-1) + \varepsilon_t^E \\ \Delta p_t^F = \mu^F + \sum_1^k \gamma_{3j} \Delta p_{t-j}^E + \sum_1^k \gamma_{4j} \Delta p_{t-j}^F + \\ \alpha^F ECM(-1) + \varepsilon_t^F \end{cases} \quad (1)$$

式中  $\Delta p_t^E$ 、 $\Delta p_t^F$  为指数 ETF 和股指期货价格的一阶差分(在实证部分,华泰柏瑞 ETF 和嘉实 ETF 的价格序列分别进入模型);  $ECM(-1) = \beta + p_{t-1}^E - \eta p_{t-1}^F$  为指数 ETF 与股指期货的上一期价格偏差;  $\alpha^E$ 、 $\alpha^F$  表示指数 ETF 与股指期货对上一期价格偏差的修正;  $\gamma_{1j}$ 、 $\gamma_{2j}$ 、 $\gamma_{3j}$  和  $\gamma_{4j}$  刻画了指数 ETF 和股指期货价格的相互引导关系;  $\mu = (\mu^E, \mu^F)$  为确定性函数;  $\varepsilon_t^E$ 、 $\varepsilon_t^F$  为随机扰动项.误差修正模型刻画了指数 ETF 和股指期货的价格在时间上的领先—滞后关系.

### 2.2 信息份额模型和共因子模型:价格发现贡献度的估计

#### 1) 信息份额模型

首先采用 Hasbrouck<sup>[15]</sup> 的信息份额模型估计价格发现贡献度.根据文献[15]的证明,误差修正模型式(1)可以转化为如下向量移动平均

形式

$$(p_t^E \ p_t^F)' = p_0 + J\varphi(\sum_1^L \varepsilon_i) + \Phi(L)\varepsilon_i \quad (2)$$

式中  $p_0 = (p_0^E \ p_0^F)'$   $J = (1 \ 1)'$  为  $2 \times 1$  单位向量  $\varphi = (\varphi_1 \ \varphi_2)'$  为  $1 \times 2$  系数矩阵  $\Phi(L)$  为滞后算子多项式矩阵  $\varepsilon_i = (\varepsilon_i^E \ \varepsilon_i^F)'$  是随机扰动项.  $\varphi'\varepsilon_i$  是由新信息引起的价格变动的长期作用部分,通过对  $\varphi'\varepsilon_i$  的方差进行分解,可以得到股指 ETF 基金和股指期货的价格发现贡献程度.记  $\varepsilon_i = (\varepsilon_i^E \ \varepsilon_i^F)'$  的方差—协方差矩阵为

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_E^2 & \rho\sigma_E\sigma_F \\ \rho\sigma_E\sigma_F & \sigma_F^2 \end{pmatrix} \quad (3)$$

则  $\text{Var}(\varphi'\varepsilon_i) = \varphi'\Sigma\varphi$ .

由于指数 ETF 与股指期货市场的价格存在很强相关性,造成  $\varepsilon_i^E$  和  $\varepsilon_i^F$  不独立( $\Sigma$  为非对角阵).对  $\Sigma$  进行 Cholesky 分解  $\Sigma = MM'$   $M$  为下三角矩阵,于是  $\text{Var}(\varphi'\varepsilon_i) = (\varphi'M)(\varphi'M)'$ . 市场  $i$  ( $i = E, F$ ) 的信息份额被定义为

$$IS^i = \frac{[\varphi'M]_i^2}{\varphi'\Sigma\varphi} \quad (4)$$

式中,  $[\varphi'M]_i$  表示  $1 \times 2$  行向量  $\varphi'M$  的第  $i$  个分量. Cholesky 分解依赖于价格变量的顺序,变换价格变量的顺序,可以得到指数 ETF 和股指期货的信息份额的上、下限.指数 ETF 的信息份额的上限、下限为

$$\begin{aligned} IS_U^E &= \frac{(\alpha^F\sigma_E - \alpha^E\rho\sigma_F)^2}{\varphi'\Sigma\varphi} \\ IS_L^E &= \frac{(\alpha^F\sigma_E)^2(1 - \rho^2)}{\varphi'\Sigma\varphi} \end{aligned} \quad (5)$$

同理,可以写出股指期货的信息份额的上、下限.指数 ETF 和股指期货的价格发现贡献度采用各自的信息份额的上、下限的均值估计.

#### 2) 共因子模型

除了信息份额模型外,本文还采用 Gonzalo 和 Granger<sup>[16]</sup> 的共因子模型估计价格发现贡献度.共因子模型是基于 Stock 和 Watson<sup>[17]</sup> 提出的公共因子表达式得到的.具体到本文,公共因子表达式的具体形式为

$$(p_t^E \ p_t^F)' = Af_t + G_t \quad (6)$$

式中  $f_t$  为公共因子部分,代表了对  $(p_t^E \ p_t^F)$  的持

久作用部分  $A$  为系数矩阵  $G_t$  为不对  $(p_t^E, p_t^F)$  产生持久性影响的短暂部分. 对应于式 (2)  $\varphi \varepsilon_t$  为公共因子部分  $\Phi(L) \varepsilon_t$  为短暂部分. 公共因子部分  $f_t$  可以分解为  $(p_t^E, p_t^F)$  的线性组合, 即  $f_t = (\lambda^E, \lambda^F) (p_t^E, p_t^F)'$ , 且  $\lambda^E + \lambda^F = 1$  其中  $(\lambda^E, \lambda^F)$  被称为公共因子的权重向量,  $\lambda^E, \lambda^F$  分别测量了指数 ETF 基金和股指期货在价格发现过程中的贡献度, 可以证明  $(\lambda^E, \lambda^F)$  与误差修正模型中向量  $(\alpha^E, \alpha^F)$  正交. 最后将公共因子权重  $(\lambda^E, \lambda^F)$  标准化, 并分别记为  $CFW^E$  和  $CFW^F$ , 有

$$CFW^E = \frac{|\alpha^F|}{|\alpha^F| + |\alpha^E|}, \tag{7}$$

$$CFW^F = \frac{|\alpha^E|}{|\alpha^F| + |\alpha^E|}$$

以  $CFW^F > 0.5$  为例说明式 (4) 的经济含义. 当  $CFW^F > 0.5$  时, 此时股指期货市场对信息的反应, 即股指期货市场主导价格的形成过程更加迅速. 形成过程为当信息产生时, 股指期货价格将首先对信息做出反应, 致使指数 ETF 和股指期货市场出现价格偏离. 然后, 套利行为使得指数 ETF 市场根据价格偏差做出调整, 直至套利机会消失, 二者价格回归均衡水平 ( $\alpha^E, \alpha^F$  表示指数 ETF 与股指期货对上一期价格偏差的修正, 若  $CFW^F > 0.5$  表明  $|\alpha^E| > |\alpha^F|$ , 即指数 ETF 根据价格偏差做出调整的力度大于股指期货的调整力度).

### 2.3 数据说明

沪深 300 的指数衍生产品包括股指期货和多

只 ETF 基金, 其中华泰柏瑞 ETF 是允许现金赎回 ETF 的代表, 嘉实 ETF 是只允许实物赎回 ETF 的代表. 选取华泰柏瑞 ETF、嘉实 ETF 和股指期货的 1 min 高频数据作为研究对象. 样本区间为 2012—05—28 ~ 2013—04—12<sup>②</sup>, 共计 214 天 51 360 条记录. 所有数据来自天软数据库.

对数据进行如下处理: 1) 股指期货合约分为当月、下月、下季和隔季 4 种, 参照同类文献选取当月合约作为研究对象. 这是因为, 当月合约代表了市场的主力合约, 成交量和流动性方面都要优于其他到期月份合约; 2) 股指期货每日交易时间与股票市场存在差异 (非到期日合约的交易时间为每日 9:15—11:30、13:00—15:15, 到期日合约的交易时间为每日 9:15—11:30、13:00—15:00), 剔除股指期货开盘后 15 min 以及收盘前 15 min 的数据 (只选取交易日 9:00—11:30 以及 13:00—15:00 之间的价格数据); 3) 对价格进行取对数处理, 即  $p_t = \ln P_t$  (其中  $P_t$  为原始价格序列)  $r_t = p_t - p_{t-1}$ .

图 1 为沪深 300 指数衍生品的价格走势. 可以看出, 华泰柏瑞 ETF、嘉实 ETF 和股指期货的价格序列表现出强烈的共变特征, 其走势基本相同. 表 1 为收益率的描述性统计. 沪深 300 股指期货每分钟的平均收益率为 -0.000 09%, 华泰柏瑞和嘉实 ETF 每分钟平均收益率分别为 -0.000 08% 以及 -0.000 05%. 由于当市场处在下跌过程时, ETF 需要保留一定比例的现金及其他资产 (比例通常小于 5%), 这使其收益率略高于股指期货.



图 1 沪深 300 指数衍生品的价格走势

Fig. 1 Pricing trends of HS300 Index derivatives

② 华泰柏瑞 ETF 和嘉实 ETF 分别于 2012 年 5 月 28 日在上交所和深交所上市交易.

表 1 沪深 300 指数衍生品收益率的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of return on HS300 Index derivatives

衍生品	样本数	均值(%)	最大值(%)	最小值(%)	标准差
华泰柏瑞 ETF	51 360	-0.000 08	1.416 2	-2.398 4	0.000 73
嘉实 ETF	51 120	-0.000 05	1.142 9	-2.022 5	0.000 88
股指期货	51 360	-0.000 09	1.345 1	-2.216 1	0.000 73

注: 嘉实 ETF 于 2012 年 11 月 30 日进行份额折算, 当日暂停交易, 下一交易日 2012 年 12 月 3 日恢复正常。

### 3 实证结果

#### 3.1 误差修正模型的实证结果

表 2 是沪深 300 指数衍生品价格序列的平稳性检验。ADF 检验和 PP 检验的结果均显示, 华泰柏瑞 ETF、嘉实 ETF 和股指期货的价格均为一阶单整序列, 而其一阶差分为平稳过程, 符合协整分析的条件。论文将进一步对华泰柏瑞 ETF 和股指期货、嘉实 ETF 和股指期货进行 Johansen 协整检验。Johansen 协整检验有 5 种对时间序列建模的

方法: 模型 1, 序列无确定趋势项, 协整方程不含截距项; 模型 2, 序列无确定趋势项, 协整方程含截距项; 模型 3, 序列有线性确定趋势项, 协整方程只含截距项; 模型 4, 序列和协整方程均含线性确定趋势; 模型 5, 序列有二次趋势项, 协整方程仅含线性趋势。根据图 1 可以断定沪深 300 指数衍生品价格序列存在截距项, 故不需对模型 1 进行检验。

表 3 是模型 2-5 的检验结果。结果显示, 华泰柏瑞 ETF 和股指期货之间、嘉实 ETF 和股指期货之间均存在协整关系。

表 2 沪深 300 指数衍生品价格的平稳性检验

Table 2 Stationary test of HS300 Index derivatives' price

衍生品	检验类型	ADF 值	检验类型	PP 值
华泰柏瑞 ETF	(c, t, 1)	-1.650 9	(c, t, 0)	-1.665 1
嘉实 ETF	(c, t, 2)	-1.611 7	(c, t, 0)	-1.620 8
股指期货	(c, t, 0)	-1.656 3	(c, t, 0)	-1.657 2
$\Delta$ 华泰柏瑞 ETF	(0, 0, 0)	-231.241 9***	(0, 0, 0)	-231.203 3***
$\Delta$ 嘉实 ETF	(0, 0, 1)	-174.514 7***	(0, 0, 0)	-257.959 4***
$\Delta$ 股指期货	(0, 0, 0)	-225.130 1***	(0, 0, 0)	-225.125 2***

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 3 沪深 300 指数衍生品价格的 Johansen 协整检验

Table 3 Johansen cointegration test of HS300 Index derivatives' price

模型	$H_0: Rank(r)$	华泰柏瑞 ETF 与股指期货			嘉实 ETF 与股指期货		
		迹统计量	5% 分位数	是否拒绝 $H_0$	迹统计量	5% 分位数	是否拒绝 $H_0$
2	$r = 0$	28.56	20.26	是	26.37	15.89	是
	$r = 1$	2.19	9.16	否	2.05	8.86	否
3	$r = 0$	28.50	15.49	是	26.37	14.26	是
	$r = 1$	2.14	3.84	否	1.98	3.92	否
4	$r = 0$	48.83	25.87	是	45.40	19.39	是
	$r = 1$	3.43	12.52	否	3.22	10.35	否
5	$r = 0$	48.35	18.40	是	45.38	17.15	是
	$r = 1$	2.97	3.84	否	2.88	3.95	否

表4为沪深300指数衍生品的VECM回归结果,选取华泰柏瑞ETF作为允许现金赎回的沪深300ETF的代表,选取嘉实ETF作为只允许实物赎回的沪深300ETF的代表,分别和股指期货进行回归,共得到1和2两组结果.第1组结果显示,华泰柏瑞ETF的误差调整系数( $ECM(-1)$ 的系数)为 $-0.0023$ ,股指期货的误差调整系数为 $-0.0014$ ,前者的绝对值大于后者的绝对值,说明当市场偏离均衡价格时,主要调整由华泰柏瑞ETF完成,股指期货在价格发现过程中起主导作用.进一步,股指期货对指数ETF至少存在滞后

12阶的影响,而华泰柏瑞ETF对股指期货只存在约滞后2阶的影响,说明股指期货对华泰柏瑞ETF的价格发现至少提前12min,而华泰柏瑞ETF对股指期货的价格发现不早于2min.对第2组结果进行分析可以得到类似的结论.综上,从VECM的回归结果来看,相比于允许现金赎回的华泰柏瑞ETF和只允许实物赎回的嘉实ETF,股指期货在价格发现过程中起主导作用.但VECM只能考察3个市场的价格发现速度,后面进一步在VECM的基础上,考察3个市场对价格发现的贡献程度.

表4 沪深300指数衍生品的VECM回归结果

Table 4 VECM regression results of HS300 Index derivatives

解释变量	滞后阶数	1		2	
		$\Delta$ 华泰柏瑞ETF	$\Delta$ 股指期货	$\Delta$ 嘉实ETF	$\Delta$ 股指期货
$\Delta p_{t-i}^E$	1	-0.5028***(-68.81)	0.0569*** (7.30)	-0.5370*** (98.96)	0.0249*** (4.88)
	2	-0.3336***(-40.11)	0.0326*** (3.67)	-0.4152*** (-67.30)	0.0072(1.24)
	3	-0.2518***(-28.91)	0.0069 (0.75)	-0.3392*** (-51.83)	0.0044(0.72)
	4	-0.1771***(-19.91)	0.0153 (1.62)	-0.2920*** (-43.18)	-0.0043(-0.68)
	5	-0.1270***(-14.14)	0.0133 (1.38)	-0.2476*** (-35.91)	-0.0101(-1.56)
	6	-0.0957***(-10.62)	0.0197** (2.04)	-0.2057*** (-29.62)	0.0015(0.23)
	7	-0.0673***(-7.48)	0.0191** (1.98)	-0.1612*** (-23.28)	0.0032(0.49)
	8	-0.0547***(-6.12)	0.0122 (1.28)	-0.1294*** (-18.94)	-0.0017(-0.26)
	9	-0.0410***(-4.65)	0.0156* (1.65)	-0.1044*** (-15.69)	0.0066(1.06)
	10	-0.0365***(-4.24)	0.0055 (0.60)	-0.0817*** (-12.84)	0.0001(0.008)
	11	-0.0145*(-1.78)	0.0176** (2.02)	-0.0641*** (-10.86)	-0.0087(-1.56)
	12	-0.0062(-0.89)	0.0025 (0.34)	-0.0333*** (-6.65)	-0.0031(-0.66)
$\Delta p_{t-i}^F$	1	0.5500*** (80.33)	-0.0364*** (-4.98)	0.5845*** (101.35)	-0.0084(-1.54)
	2	0.3459*** (43.06)	-0.0316*** (-3.68)	0.4531*** (68.97)	-0.0081(-1.30)
	3	0.2611*** (30.84)	-0.0094 (-1.04)	0.3760*** (53.72)	-0.0039(-0.58)
	4	0.1877*** (21.63)	-0.0182** (-1.96)	0.3168*** (43.62)	-0.0042(-0.62)
	5	0.1350*** (15.37)	-0.0288*** (-3.07)	0.2681*** (36.08)	-0.0089(-1.28)
	6	0.1075*** (12.16)	-0.0236*** (-2.51)	0.2254*** (29.97)	-0.0039(-0.55)
	7	0.0720*** (8.14)	-0.0239*** (-2.53)	0.1811*** (24.01)	-0.0070(-0.98)
	8	0.0628*** (7.14)	-0.0120 (-1.27)	0.1456*** (19.42)	0.0012(0.17)
	9	0.0535*** (6.14)	-0.0055 (-0.59)	0.1244*** (16.85)	0.0056(0.80)
	10	0.0509*** (5.97)	-0.0009 (-0.10)	0.0959*** (13.35)	0.0055(0.81)
	11	0.0241*** (2.95)	-0.0102 (-1.18)	0.0687*** (10.00)	0.0097(1.50)
	12	0.0131** (1.81)	-0.0106 (-1.37)	0.0428*** (6.79)	-0.0013(-0.23)
$\mu$		-0.0415E-5(-0.14)	-0.0727 $\times 10^{-5}$ (-0.22)	0.1010 $\times 10^{-5}$ (0.29)	-0.0085 $\times 10^{-5}$ (-0.26)
$ECM(-1)$		-0.0023*** (-3.55)	-0.0014** (-1.94)	-0.0062*** (-5.54)	0.0004(0.35)
$R^2$		0.1161	0.0019	0.2198	0.0014
F统计量		269.55***	3.82***	575.58***	2.86***

注: 1. 滞后阶数根据AIC和SC准则选择第12阶; 2. \*\*\*, \*\*, \* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为t值.

### 3.2 价格发现贡献度的估计结果

本文采用信息份额模型和共因子模型两种方法对指数 ETF 和股指期货的价格发现贡献度进行度量,表 5 是估计结果。从表 5 第 1 组结果可以看到,对于华泰柏瑞 ETF(允许现金赎回的沪深 300ETF)与股指期货而言,前者的信息份额为 44.07%,小于后者的信息份额(55.93%),前者的共因子权重为 36.85%,小于后者的共因子权重(63.15%),说明不论是采用信息份额模型还是采用共因子模型进行估计,华泰柏瑞 ETF 的价格发现贡献度都低于股指期货。表 5 第 2 组结果显示,嘉实 ETF(只允许实物赎回的沪深 300ETF)的信息份额和共因子权重也低于股指期货,并且差距更加明显。

表 5 沪深 300 指数衍生品的价格发现贡献度估计结果

Table 5 Estimation results on price discovery contribution on HS300 index derivatives

	1		2	
	华泰柏瑞 ETF(%)	股指期货(%)	嘉实 ETF(%)	股指期货(%)
信息份额	44.07	55.93	18.33	81.67
上限	83.09	16.91	36.41	63.59
下限	5.05	94.95	0.26	99.74
共因子权重	36.85	63.15	5.65	94.35

## 4 进一步的研究

Schlusche<sup>[1]</sup>首次对股指期货的价格发现能力强于 ETF 指数基金的原因做出专门地检验,他发现影响股指期货相对价格发现能力的因素,主要是两个市场的相对波动性,而非相对流动性。本文借鉴 Schlusche<sup>[1]</sup>的研究建立多元线性回归模型,如表 6 所示。被解释变量是股指期货的价格发现贡献程度(用公因子权重  $CFW_t^F$  衡量,采用  $t$  日内 1 min 高频数据逐日估计得到);解释变量中,流动性的代理变量是相对成交量( $RTV_t =$  股指期货成交量 / 指数 ETF 成交量),用以表征股指期货和指数 ETF 两个市场间流动性的对比关系,波动性的代理变量是相对波动率( $RRV_t =$  股指期货已实现波动率 / 指数 ETF 已实现波动率),用以表征股指期货和指数 ETF 两个市场间波动性的对比关系。同时,还参照 Barndorff-Nielsen 和

Shephar<sup>[18]</sup>的研究进一步对两个市场的整体波动率( $RV^F, RV^E$ , 用两个市场各自的已实现波动率衡量)、连续波动率( $BV^F, BV^E$ , 用两个市场各自的已实现双幂次变差衡量)和价格跳跃( $RJ^F, RJ^E$ )进行了区分。需要说明的是,为了消除异方差,上面的绝对指标  $RV^F, RV^E, RJ^F, RJ^E$  需要先开根号,然后才能进入回归模型。回归结果见表 6。

综上所述,股指期货的价格发现贡献度最高,其次是允许现金赎回的华泰柏瑞 ETF,最后才是只允许实物赎回的嘉实 ETF。对于这一结论,值得说明的是:1) 虽然华泰柏瑞 ETF 和嘉实 ETF 都采取完全复制指数技术并追求最小化的跟踪误差,但二者的价格发现能力却不同,主要原因是华泰柏瑞 300 ETF 允许现金赎回,与股指期货的对冲交易更加频繁,对股指期货的价格发现能力更强;2) 相比于股指期货,指数 ETF 基金的交易成本更低,但本文发现对于沪深 300 指数而言,股指期货的价格发现贡献度高于指数 ETF 基金。这一结论与市场微观结构理论中著名的交易成本假说不符<sup>[1]</sup>,但与美国 S&P 500 指数和纳斯达克 100 指数的结论一致。后面将进一步对这一现象背后的原因加以解释。

表 6 第 1 组回归结果显示,相对成交量的系数不显著,说明流动性不是驱动股指期货相对价格发现能力的因素,证实交易成本假说确实得不到实证支持;相对波动率的系数为 -0.33,且在 1% 的显著性水平上异于 0,说明股指期货与指数 ETF 的相对波动率越大,股指期货的价格发现贡献度越低,这一结论与 Schlusche<sup>[1]</sup>针对德国蓝筹指数 DAX 的指数 ETF 和股指期货的研究结论一致,这是因为,波动率越高则价格越易变,越不利于价格发现能力的发挥<sup>[1]</sup>。序列自相关 LM 检验的两个统计量—— $F$  统计量和  $Obs * R^2$  统计量均

小于 90% 置信水平下的临界值,表明第 1 组回归不存在序列自相关问题; ARCH 异方差检验的两个统计量—— $F$  统计量和  $\text{Obs}^* R^2$  统计量也都小于 90% 置信水平下的临界值,表明第 1 组回归不存在异方差问题. 表 6 第 2 组回归进一步考察了股指期货和指数 ETF 各自的整体波动率对股指期货相对价格发现能力的影响. 股指期货与指数 ETF 各自的整体波动率的回归系数分别为 -26.05 和 24.52,说明股指期货市场自身的波动率越大,其价格发现能力越弱,对方市场的波动率越大,其价格发现能力越

强,这与第 1 组结论保持一致. 表 6 第 3 组回归考察股指期货和指数 ETF 各自的连续波动率和价格跳跃对股指期货相对价格发现能力的影响. 与整体波动率类似,股指期货和指数 ETF 的连续波动率回归系数分别为 -35.25 和 38.61,说明股指期货市场自身的连续波动率越大,会使得其价格发现能力减弱,而对方市场的连续波动率越大,其价格发现能力越强. 股指期货和指数 ETF 价格跳跃的回归系数全都不显著,说明价格跳跃对市场的价格发现能力没有影响.

表 6 沪深 300 指数衍生品市场相对价格发现能力的影响因素检验

Table 6 Influence factor test of price discovery contribution on HS300 Index derivatives

解释变量		1	2	3
相对成交量		36.62 (1.46)	35.05 (1.40)	36.59 (1.45)
相对已实现波动率		-0.33 (-2.71) ***		
股指期货整体波动率			-26.05 (-2.55) **	
指数 ETF 整体波动率			24.52 (2.41) **	
股指期货连续波动率				-35.25 (-2.35) **
指数 ETF 连续波动率				38.61 (2.42) **
股指期货价格跳跃				-10.45 (-1.65)
指数 ETF 价格跳跃				4.25 (0.68)
常数项		0.88 (7.03) ***	0.56 (8.54) ***	0.54 (7.77) ***
$R^2$		0.04	0.04	0.05
$F$ 统计量		4.23 **	2.58 *	2.05 *
序列自相关	$F$ - 统计量	0.098 6	0.060 6	0.044 8
LM 检验	$\text{Obs}^* R^2$	0.201 8	0.124 6	0.093 0
异方差	$F$ - 统计量	2.552 6	2.616 3	1.995 9
ARCH 检验	$\text{Obs}^* R^2$	2.546 0	2.608 8	1.995 9

注: 1. \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号内为  $t$  值;

2. 根据前面的实证, 嘉实 ETF 的价格发现能力较弱, 所以这里的  $RV^E$ 、 $BV^E$ 、 $RJ^E$  仅以华泰柏瑞 ETF 为例进行计算.

## 5 结束语

在众多的股票指数当中, 沪深 300 指数在反映沪深两市整体走势方面具有特殊地位. 我国正借鉴国外经验, 积极开发以沪深 300 指数为标的的多种衍生产品, 包括股指期货和目前迅速增长的指数 ETF 基金, 希望形成多市场交易格局. 本文采用信息份额模型和共因子模型研究多市场交易对沪深 300 指数价格发现的影响. 实证发现: 价格发现贡献度最高的是股指期货, 其次是允许现

金赎回的 ETF 基金(以华泰柏瑞 ETF 为代表), 最后才是只能实物赎回的 ETF 基金(以嘉实 ETF 为代表). 这一结论与直觉相反, 因为理论上 ETF 的交易成本低于股指期货, 前者对信息的反应应当更加迅速. 进一步的证据表明, 影响股指期货和指数 ETF 基金相对价格发现能力的主要因素是两个市场各自和相对的波动性, 而非流动性, 不支持交易成本假说.

针对当前的沪深 300 指数 ETF 基金热潮, 为进一步完善我国的多层次指数衍生证券市场提供如下建议:



1) 指数 ETF 基金的交易成本比股指期货低, 但其价格发现贡献度弱于股指期货, 说明前者尚未充分发挥价格发现功能. 现阶段, 我国证券监管部门应把握指数 ETF 基金的增长速度, 若增长过快则有可能造成指数衍生产品高度冗余、分散市场的流动性, 进而削弱市场的价格发现能力<sup>[2]</sup>.

2) 指数 ETF 基金有允许现金赎回(以华泰柏瑞 ETF 为代表)和只允许实物赎回(以嘉实 ETF

为代表)之分, 虽然两者都采取完全复制指数技术并追求最小化的跟踪误差, 但二者的价格发现能力却不同, 主要原因是前者与股指期货的对冲交易更加频繁, 对股指期货的价格发现能力更强. 因此, 我国未来在开发指数 ETF 基金产品时, 应该注意到不同类型产品价格发现能力的差别, 采取有针对性的开发策略, 适当提高允许现金赎回基金的开发比例, 以提升市场的价格发现功能.

#### 参考文献:

- [1] Schlusche B. Price formation in spot and futures markets: Exchange traded funds vs. index futures [J]. *Journal of Derivatives*, 2009, 17(2): 26–40.
- [2] Huang R. The quality of ECN and Nasdaq market maker quotes [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(3): 1285–1320.
- [3] Hasbrouck J. Intraday price formation in U. S. equity index markets [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2375–2399.
- [4] Tse Y, Bandyopadhyay P, Shen Y. Intraday price discovery in the DJIA index markets [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2006, 33(9): 1572–1585.
- [5] 魏宇, 赖晓东, 余江. 沪深 300 股指期货日内避险模型及效率研究 [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(3): 29–40.  
Wei Yu, Lai Xiaodong, Yu Jiang. Intra-day hedging models and hedging effectiveness of CSI300 index futures [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(3): 29–40. (in Chinese)
- [6] 王安, 左浩苗. 沪深 300 股指期货合约交易活跃程度影响因素分析 [J]. *现代财经*, 2013, (7): 51–60.  
Wang An, Zuo Haomiao. Trading activity and analysis of its determinants of CSI 300 Index futures contract [J]. *Modern Finance and Economics*, 2013, (7): 51–60. (in Chinese).
- [7] Kawaller I, Koch P, Koch T. The temporal price relationship between S&P500 futures and the S&P500 index [J]. *Journal of Finance*, 1987, 42(5): 1309–1329.
- [8] Covrig V, Ding D, Low B. The contribution of a satellite market to price discovery: Evidence from the Singapore exchange [J]. *Journal of Futures Markets*, 2004, 24(10): 981–1004.
- [9] 熊熊, 张维, 李帅, 等. 台湾股票指数期货的日内价格发现机制研究 [J]. *管理科学学报*, 2008, 11(4): 91–99.  
Xiong Xiong, Zhang Wei, Li Shuai, et al. Intra-day price discovery process of Taiwan stock index futures [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2008, 11(4): 91–99. (in Chinese)
- [10] 方先明. 中国股指期货具有价格发现功能吗 [J]. *经济管理*, 2010, 32(6): 17–22.  
Fang Xianming. On the price discovery of stock index future in China [J]. *Economic Management*, 2010, 32(6): 17–22. (in Chinese).
- [11] 邢精平, 周伍阳, 季峰. 我国股指期货与现货市场信息传递与波动溢出关系研究 [J]. *证券市场导报*, 2011, (2): 13–19.  
Xing Jingping, Zhou Wuyang, Ji Feng. Information transmission and volatility spillover in China's stock index futures market and spot market [J]. *Securities Market Herald*, 2011, (2): 13–19. (in Chinese)
- [12] 方匡南, 蔡振忠. 我国股指期货价格发现功能研究 [J]. *统计研究*, 2012, 29(5): 73–78.  
Fang Kuangnan, Cai Zhenzhong. Research on price discovery function of stock index futures in Chinese emerging market [J]. *Statistical Research*, 2012, 29(5): 73–78. (in Chinese).
- [13] 刘岚, 马超群. 中国股指期货市场期现套利及定价效率研究 [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(3): 41–52.  
Liu Lan, Ma Chaoqun. Transaction data test of HS300 index futures pricing efficiency and index arbitrage profitability [J].

- Journal of Management Sciences in China ,2013 ,16(3) : 41 – 52. ( in Chinese)
- [14] 聂晓军, 李 焰, 张肖飞. 股价特有风险与信息效率[J]. 管理科学学报, 2014, 17(5) : 84 – 94.  
Nie Xiaojun, Li Yan, Zhang Xiaofei. Idiosyncratic risk and information efficiency [J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(5) : 84 – 94. ( in Chinese)
- [15] Hasbrouck J. One security, many markets: Determining the contributions to price discovery [J]. Journal of Finance, 1995, 50(4) : 1175 – 1199.
- [16] Gonzalo J, Granger C. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1995, (13) : 27 – 35.
- [17] Stock J, Watson M. Testing for common trends [J]. Journal of the American Statistical Association, 1988, 83(404) : 1097 – 1107.
- [18] Barndorff-Nielsen O, Shephard N. Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation [J]. Journal of Financial Econometrics, 2006, 4(1) : 1 – 30.

## Multi-market trading of HS300 index derivatives and price discovery of stock market index

*CHEN Ying*<sup>1</sup>, *WU Zhi-wei*<sup>2</sup>, *WANG Yang*<sup>3</sup>

1. School of Management and Engineering, Nanjing University, Nanjing 210093, China;
2. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;
3. Shenzhen Stock Exchange, Shenzhen 518010, China

**Abstract:** The market for HS300 equity index comprises index futures and various ETFs which are growing rapidly. This paper explores the impact of multi-market trading on the price discovery process of HS300 index. We find that: The index futures contribute the most to price discovery, followed by the Huatai Bairui ETF which allows a cash redemption. Jiashi ETF (which allows in-kind redemption only) contributes the least to price discovery, which is not consistent with our intuition. Furthermore, we show that volatility, instead of liquidity, as would be conjectured by the transaction-costs hypothesis, is the driving factor for relative price leadership between the index futures market and ETF markets. Finally, some advice which helps improve the multi-level index in China Securities Market has been suggested according to the research conclusion.

**Key words:** stock index futures; index ETF; price discovery; multi-market trading