

# 大陆与台湾股指期货价格 发现功能比较研究\*

郑 鸣 庄金良 王云静

**摘要:**本文利用日内15分钟交易数据,对大陆与台湾股指期货的价格发现功能进行了比较,发现沪深300股指期货和现货间存在双向价格引导关系,但在信息传导效率上,期货领先现货,对台湾市场而言,仅存在期货对现货的单向引导关系;期货市场在长期价格发现功能中占主导地位,但台指期货的主导作用要强于沪深300股指期货。文章从投资者结构、合约设计、交易制度等影响因素分析了两岸股指期货价格发现功能的差异,并提出改善大陆股指期货价格发现功能的建议。

**关键词:**股指期货;价格发现;向量误差修正模型;方差分解

**JEL分类号:**E44,G13,G14

## 一、引言

从金融功能观看,金融市场的重要功能之一是信息提供。股指期货作为现货的衍生产品,由于其交易成本较低,能够更快地反映市场信息,同时股指期货具有做空性质,克服单边市场,在提高市场效率方面具有重要的作用,往往被认为是金融市场完善程度的重要标志。

**作者简介** 郑鸣:厦门大学经济学院金融系教授,博士生导师,研究方向是金融风险与资本市场;

庄金良:厦门大学经济学院金融系博士研究生,研究方向是货币政策与资本市场;

王云静:就职于中国银行深圳分行,研究方向是金融计量与风险管理。

\*本文是福建省社科规划重点项目“福建构建两岸区域性金融服务中心研究”(项目编号:2011A038)、厦门市社会科学调研课题重大项目“厦门开展两岸区域性金融服务中心建设的研究”(厦社科研[2011]3号)的阶段性成果。感谢厦门大学基础创新科研基金研究生项目(项目编号:201122G009)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然,文责自负。

2010年4月16日,沪深300指数期货正式挂牌交易,填补了大陆金融期货的空白,结束了证券市场只能单边交易的历史。在推出之初,监管机构为了风险可控,制定了严格的保证金比例和投资者适当性制度。尽管如此,在推出不久,股指期货的成交金额就远远超过了现货市场<sup>①</sup>,成交持仓比一度高达30余倍。这么频繁的交易,是否是对市场信息的提前反映,我国股指期货的价格发现功能如何?同为新兴金融市场,与大陆一水之隔的台湾在商品期货市场发展方面远远落后于大陆,但在金融期货方面较大陆更早,制度也更为完善。大陆与台湾股指期货的价格发现功能是否存在差异,其影响因素又是哪些,这对大陆市场未来的发展有何启示?这些问题都是本文接下来需要探讨的。

本文后续部分的结构安排如下:第二部分对国内外股指期货价格发现功能的研究进行梳理,并提出文章的研究思路;第三部分是文章研究方法的阐述;第四部分对两岸股指期货价格发现功能进行实证研究,并在此基础上对影响两岸股指期货价格发现功能的因素进行分析;第五部分对文章的研究做一总结并提出政策建议。

## 二、文献综述

作为衍生产品,股指期货天然地与指数现货之间存在着密切的联系。一方面,由于期货市场与现货市场具有等价资产报酬的时间关系,当新信息到达时,两者的市场价格应同时同向变动,“如果没有交易成本且完全有效,那么股指期货市场相对于现货市场并不能反映更有用的信息”<sup>②</sup>。但实际上,由于微观结构的不同,各个市场存在不同的摩擦及交易成本,对信息处理的过程以及对新信息反映的速度都存在差异。当投资者收到重大信息时,需要对投资组合做出调整,但由于冲击成本、市场深度及广度等因素的限制,如果投资者持有大量现货,将难以在短期内迅速调整。股指期货买卖行为直接作用于指数且具备做空功能,低交易成本及高流动性的优势使得期货市场对新的信息冲击的反应更加灵敏。

陈蓉和郑振龙(2008)指出,大多数情况下,当前期货价格不是未来现货价格的无偏估计,但在期货市场较为发达和成熟的情况下,期货市场可能具有引领现货市场价格走势的作用,因此,将期货的“价格发现”功能定义为同期的价格领先和信息传递机制是更为合理的。

除了通过考察股指期货与现货间的价格引导关系,学者们还从波动溢出和价格发现贡献度两个角度对股指期货的价格发现功能进行了研究,大部分的研究都支持股指期货在价格发现过程中居于主导地位。Chan(1992)利用分布滞后模型对S&P500和MMI指数期、现货收益和其20支成份股的日内5分钟数据进行回归分析,结果显示期货价格不仅对指数现货价格有明显的引导作用,而且对单个股票价格也有引导作用,但指数现货价格对期货价格的引导作用不明显。Lihara等(1996)考察了日本股指现货与期货市场间的联系,发现期货的回报领先于现货的时间可达20分钟,而现货的回报只比期货的回报领先最多5分钟。Min和Najand(1999)考察了韩国KOSPI指数及期货市场间报酬及波动率的领先-滞后关系,发现期货市场报酬领先现货市场报酬达30分钟,期货市场波动与现货市场波动间存在双向溢出。So和Tse(2004)利用共同因子模型和M-GARCH模型,研究香港恒生指数现货、期货及ETF三者间的信息传递关系,发现三者的价格间存在相互影响的关系,但期货价格包含最多市场信息。

在台湾股指期货市场的价格发现研究方面,谢文良(2002)选取日内资料为研究对象,对台股现货与期货间的价格联动进行了研究,发现两者存在长期均衡关系,两市场存在互相引导的关系,但期货市场具备

<sup>①</sup>据东兴期货2010年股指期货年报统计,经过半年多的运行,股指期货日均成交额2300多亿,而同期沪深300指数日均成交额为900亿元。

<sup>②</sup>引自Herbst等(1987)。

较明显的价格发现功能。詹锦宏和施介人(2005)运用VAR模型、Granger因果关系及方差分解探讨了台湾加权股价指数现货、期货及选择权价格的关联性,发现台指现货与台指期货间呈现互有领先的关系,但在信息传递效率上,台指期货领先台指现货,在现货、期货和选择权三个市场中,台指期货市场最具价格发现功能。詹司如等(2009)利用2003年6月30日到12月31日日内5分钟资料,以ECM-EGARCH(1,1)模型探讨台指现货、台指期货以及台湾50ETF两两间的价格与波动性的关联性,结果显示,三者价格发现能力的高低依次为台指期货、50ETF以及台股指数,两两之间存在双向的波动性外溢。

对大陆股指期货市场而言,沪深300指数期货刚推出不久,早期关于大陆股指期货价格发现功能的研究主要利用沪深300指数期货仿真交易的数据,且大多研究表明在价格发现的过程中,现货市场的影响占相对主导地位(文先明等,2010;严敏等,2009;郭彦峰等,2009)。与现实交易相比,在仿真交易中,投资者的心理及预期会发生较大变化,且参与者较少、流动性不高、缺乏套利机制。因此,利用仿真交易数据考察期货市场的价格发现功能,所得结论的可信性和说服力相对有限。在沪深300指数期货推出后,部分学者对其价格发现功能进行了研究,但结论并不一致。华仁海和刘庆富(2010)利用1分钟高频数据探寻我国股指期货与现货市场间的价格发现能力,结果表明两者存在协整关系和双向价格引导关系,股指期货对股指现货的引导力度相对较大,沪深300股指期货的价格发现贡献度为71%,股指期货市场在信息传递中居于主导地位。方先明(2010)建立向量自回归模型研究中国资本市场股指期货与现货指数间的领先-滞后关系,结果发现,中国股指期货具有价格发现功能,但现阶段这一功能并不强,股票市场处于下跌态势时,股指期货的价格发现功能要稍强于股票市场呈现上升态势时的情形。邢精平等(2011)应用向量误差修正模型和多元T-GARCH模型考察我国股指期货和现货市场间的信息传递、波动溢出效应,结果表明,两个市场间存在相互引导关系,但无论在短期波动和长期均衡收敛过程中,股票市场都占了主导地位;两市存在显著的双向波动溢出,期货市场的波动溢出效应强于股票市场的波动溢出效应。

本文拟利用大陆与台湾市场日内交易数据,对两岸股指期货价格发现功能进行比较研究。与现有文献单纯研究沪深300指数期货的价格发现功能不同,本文选取台湾股指期货作为参照,一方面能够通过分析价格发现功能的异同来评价沪深300指数期货合约的运行情况,另一方面,台湾股指期货推出较早,其运作模式和监管体系都较为成熟,而且台湾和大陆在投资理念、交易习惯和监管风格等方面有一定的相似度,通过比较大陆和台湾股指期货价格发现功能,总结两者在交易制度设计、风险控制手段等方面的差异,可以使刚刚起步的大陆股指期货借鉴台湾的成熟经验,指导未来的发展方向。

### 三、研究方法

#### (一)样本选取

对于大陆市场而言,2010年5月13日,特殊套期保值账户的引入使市场交易主体更趋多元化。海通证券(2010)也指出,股指期货上市1个月左右是个明显的分水岭,2010年5月中旬之前市场明显不成熟,价差很大。鉴于此,本文选择沪深300股指期货(当月合约<sup>①</sup>)和沪深300股指现货每15分钟的价格<sup>②</sup>作为代表,时间跨度为2010年5月17日至2011年1月20日。为了便于数据处理,剔除两个市场中交易时间不匹配的

<sup>①</sup>从国内外交易情况看,在同时交易的若干个合约中,通常是近月合约的交易最为活跃,其价格较具市场代表性,本文以当月合约作为实证分析的代表性合约。

<sup>②</sup>数据来源于文华财经软件。

数据<sup>①</sup>,最后得到2672个样本。

在台湾各类股指期货品种中,交易量最大的是台湾加权股指期货(简称台指期货),因此,本文以台指期货为代表,考察台湾股指期货市场的价格发现功能。时间跨度为2010年1月4日至2011年1月28日,同样地,选取日内15分钟交易数据,剔除期货和现货市场交易时间不匹配的数据<sup>②</sup>,共得到4860个样本。

为了消除可能存在的异方差,本文对原始价格数据进行对数化处理。图1绘出了大陆和台湾股指现货和期货价格序列,可以看出,在各自的市场上,期货和现货价格走势基本一致。此外,我们给出了两个市场期货、现货对数价格的基本统计量(如表1所示),可以发现无论是大陆市场,还是台湾市场,期货市场波动程度都比现货市场更大,这可能是由于期货市场对信息反应迅速,且期货杠杆系数高、交易成本低所致。根据JB检验结果,沪深300指数现货、期货和台指现货、期货的对数价格序列均不服从正态分布。

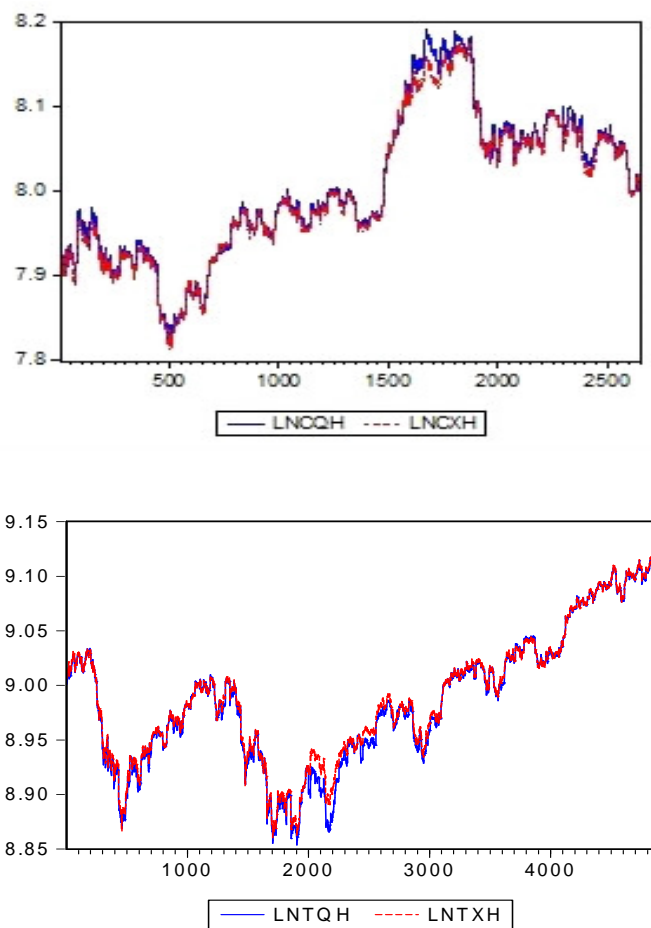


图1 大陆与台湾股指现货与期货价格序列图

注:LNCQH-沪深300指数期货对数价格,LNCXH-沪深300指数现货对数价格;  
LNTQH-台指期货对数价格,LNTXH-台指现货对数价格。

①目前,沪深证券交易所交易时间为周一至周五上午9:30-11:30,下午13:00-15:00;中国金融交易所沪深300股指期货交易时间为上午9:15-11:30,下午13:00-15:15。剔除非匹配数据虽然损失了一些信息,但考虑到数据量减少对研究对象的影响有限,因此,这样的数据处理是可以接受的。

②台指期货与现货皆有交易的交易时间为上午9点至下午13点30分。

表1 指数现货和期货对数价格数据的描述性统计

指标	沪深300指数现货	沪深300指数期货	台指现货	台指期货
样本个数	2672	2672	4860	4860
样本均值	8.0002	8.0056	8.9885	8.9851
样本中值	7.9836	7.9875	8.9837	8.9814
最大值	8.1762	8.1916	9.1217	9.1201
最小值	7.8122	7.8176	8.8602	8.8535
标准差	0.0833	0.0868	0.0596	0.0623
偏度	0.1491	0.2356	0.2416	0.1805
峰度	2.2466	2.3389	2.4414	2.3610
J-B 统计量	72.5770 (0.0000)	72.8587 (0.0000)	110.4575 (0.0000)	109.0862 (0.0000)

注：括号内为p值。

## (二)模型与方法

本文首先对所有时间序列进行平稳性检验,然后借助 Johansen 协整检验考察期货价格与现货价格间是否存在协整关系,在此基础上,如果存在协整关系,利用误差修正模型研究期货与现货市场间的长短期均衡价格关系。将误差修正模型设定为如下形式:

$$\Delta F_t = \mu_f + \gamma_f Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{fi} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \epsilon_{ft}$$

$$\Delta S_t = \mu_s + \gamma_s Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{si} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \epsilon_{st}$$

其中,  $\Delta F_t$ 、 $\Delta S_t$  分别为期货与现货对数价格序列的一阶差分,代表了期货市场与现货市场在时间  $t$  的连续复利收益率,  $\alpha_{fi}$ 、 $\alpha_{si}$ 、 $\beta_{fi}$ 、 $\beta_{si}$  为短期调整系数。  $Z_{t-1}$  为期货与现货价格协整关系中的误差修正项,代表上一期价格关系偏离长期均衡关系的程度,  $\gamma_f$  和  $\gamma_s$  为误差修正项系数。如果  $\gamma_f$  相对较小,代表当价格关系偏离长期均衡时,期货市场对偏离进行调整的倾向较小,也就是说大部分的调整是由现货市场进行,因此,期货市场扮演较重要的价格发现功能。反之,若  $\gamma_s$  相对较小,则现货市场扮演较重要的价格发现功能。另外,当  $Z_{t-1}$  是由  $F_{t-1} - (\alpha + \beta S_{t-1})$  计算得到时,若  $Z_{t-1} > 0$  时,期货价格应该下降,而现货价格应该上升,才能使价格关系回复到长期均衡,因此,理论上来说,  $\gamma_f$  应当为负数,  $\gamma_s$  应当为正数。

通过误差修正模型可以分别考察大陆与台湾市场期货与现货价格间的引导关系,为了进一步讨论期货市场与现货市场在价格发现功能中作用的大小,本文基于向量误差修正模型进行了 Granger 因果检验和方差分解。

## 四、实证结果与分析

### (一) ADF 单位根检验

在协整关系检验前,本文采用 ADF 检验方法对大陆、台湾共四组价格序列的平稳性进行检验。分别以 LNQH、LNXH 代表期货和现货的对数价格序列。如表 2 所示,在 1% 的显著性水平下,无论是大陆市场还是台湾市场,ADF 检验的三个模型均不能拒绝期货和现货对数价格序列存在单位根的原假设,而取差分后的序列都拒绝了存在单位根的原假设,说明期货和现货对数价格序列均为 I(1) 过程,满足了协整检验的条件。

表 2 期货、现货对数价格序列的 ADF 检验

	LNQH	D(LNQH)	LNXH	D(LNXH)
大陆市场:				
有截距项无趋势项	-1.243041	-49.12372**	-1.243881	-50.35024**
有截距项和趋势项	-1.110675	-49.12278**	-1.149965	-50.34819**
无截距项和趋势项	0.201603	-49.13214**	0.238724	-50.35871**
台湾市场:				
有截距项无趋势项	-0.628067	-67.68376**	-0.520438	-69.60379**
有截距项和趋势项	-2.200962	-67.61082**	-2.197439	-69.63727**
无截距项和趋势项	0.607373	-67.58572**	0.647816	-69.60516**

注: D 表示一阶差分, \*\* 表示在 1% 显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。

### (二) 协整关系检验与向量误差修正模型估计

协整关系检验可以判断变量之间是否存在长期稳定的均衡关系。检验方法通常有两种:一种是基于回归残差的 EG 两步法,另一种是基于 VAR 系统的极大似然估计法(即 Johansen 协整检验法)。EG 两步法只适用单一协整关系的估计与检验,且在小样本下容易产生估计误差。本文只有二元变量,且样本数量较大,所以 EG 两步法和 Johansen 协整检验并没有太大差异,笔者选择 Johansen 协整检验。

Johansen 协整检验是基于 VAR 模型的。首先对大陆市场和台湾市场的对数价格序列分别建立二元向量自回归模型。鉴于 SC 准则在大样本时具有渐进一致性,是较佳准则,本文依据 SC 准则,大陆市场的最优滞后阶数为 4,而台湾市场的最优滞后阶数为 3。然后基于样本序列的特征,大陆市场选择协整检验中包含常数而不含时间趋势,而台湾市场选择协整检验中包含常数和线性趋势。由于 Johansen 协整检验是对原序列的一阶差分进行检验,因此滞后阶数比 VAR 模型少一阶,这里大陆市场选取 3 阶滞后,台湾市场选取 2 阶滞后。

分别以 LNCQH、LNCXH 代表沪深 300 指数期货和现货对数价格序列,以 LNTQH、LNTXH 代表台指

期货和现货对数价格序列。如表3所示,无论是迹检验还是最大特征根检验,在5%的显著性水平下,两组数据都拒绝了0个协整向量的原假设,而不能拒绝至多存在1个协整向量的原假设。因此可以认为,在我们的样本期内,沪深300指数期货和现货之间,以及台指现货和期货之间都存在长期的均衡关系,且协整关系是唯一的。

表3 期货市场与现货市场间的协整检验

	原假设	特征根	迹统计量	最大特征根统计量
LNCQH,	0个协整向量	0.015121	42.19722*	40.36089*
LNCXH	1个协整向量	0.000693	1.836327	1.836327
LNTQH,	0个协整向量	0.009187	52.21589*	44.82855*
LNTXH	1个协整向量	0.001520	7.387340	7.387340

注:\*表示在5%显著性水平下拒绝原假设。

将两组数据经过标准化的协整关系写成数学表达式,并求出误差修正项  $vecm$ :

$$vecm_{c,t} = LNCQH_t - 1.039792LNCXH_t + 0.312903$$

$$vecm_{t,t} = LNTQH_t - 1.062577LNTXH_t + 1.43E(-6)@TREND(1) + 0.562302$$

分别对  $vecm_{c,t}$  和  $vecm_{t,t}$  进行单位根检验,得到平稳序列,这验证了上述的协整关系确实成立。在此基础上建立误差修正模型,模型的设定与 Johansen 协整检验相同。表4分别给出了沪深300期货和现货、台指期货和现货的误差修正模型实证结果。

首先,从滞后项的系数来看,在沪深300期货公式中,沪深300现货落后1至2期的系数是显著的,显示沪深300期货的短期价格变动受到现货滞后项变动的影 响,而在沪深300现货公式中,期货落后1至3期的系数都是显著的,因此,沪深300期货和现货间存在双向引导的关系,但指数期货有较强的领先关系,从系数的绝对值可以看出期货对现货的引导力度也更大。对于台湾市场而言,台指期货对现货一期滞后项的变动有微弱的负向变化,而台指现货对于期货最近两期滞后项的变动有强烈的正向反应,表明台指期货对现货有一定的价格引导作用,但现货对期货的引导作用不明显。

其次,从误差修正项的系数来观察期货与现货间的长期均衡关系。无论对大陆市场还是台湾市场而言,指数期货和指数现货的误差修正项符号都和预期相符,但只有指数现货的误差修正项系数显著,表明当受到经济因素干扰使期货与现货市场间的长期均衡关系受到影响时,主要依赖指数现货的调整以回到长期均衡关系,因此与现货市场相比,大陆与台湾股指期货的价格发现功能都较强。

表4 向量误差修正模型的估计结果

大陆市场	D(LNCQH)	D(LNCXH)	台湾市场	D(LNTQH)	D(LNTXH)
VECM	-0.0224 (-1.7066)	0.0295* (2.4145)	VECM	-0.0025 (-0.2825)	0.0214* (2.6678)
D(LNCQH(-1))	-0.0341 (-1.0525)	0.3422* (11.3672)	D(LNTQH(-1))	0.0952* (2.8828)	0.3742* (12.3724)
D(LNCQH(-2))	-0.0480 (-1.4074)	0.1085* (3.4296)	D(LNTQH(-2))	0.0449 (1.3529)	0.1579* (5.1902)
D(LNCQH(-3))	-0.0777* (-2.4178)	0.0679* (2.2741)			
D(LNCXH(-1))	0.1101* (3.1713)	-0.2634* (-8.1677)	D(LNTXH(-1))	-0.0784* (-2.187)	-0.3697* (-11.2609)
D(LNCXH(-2))	0.1041* (2.8918)	-0.0763* (-2.2818)	D(LNTXH(-2))	-0.0433 (-1.2247)	-0.1521* (-4.6965)
D(LNCXH(-3))	0.06145 (1.8541)	-0.0729* (-2.3686)	C	2.21E-05 (0.6074)	2.16E-05 (0.6477)

注: 括号中为 t 统计值, \*表示在 5% 的显著性水平下拒绝系数为 0 的原假设。

### (三) Granger 因果检验

本文进一步以 Granger 因果关系检验期货市场与现货市场间的关联性, Feldstein 和 Stock(1993) 认为, 非平稳变量间如果存在协整关系, 应考虑运用 VEC 模型进行因果检验。如表 5 所示, 在我们的样本期内, 在 5% 的显著性水平下, “沪深 300 股指现货不是期货的 Granger 原因”和“沪深 300 股指期货不是现货的 Granger 原因”的原假设都被拒绝, 说明两者存在相互引导关系, 这与向量误差修正模型结果相符。在 5% 的显著性水平下, 台指现货不是台指期货的 Granger 原因, 进一步验证了台指期货市场对现货市场的单向引导关系。

表5 基于 VEC 模型的 Granger 因果关系检验结果

原假设	卡方统计值	P 值
沪深 300 股指现货不是期货的 Granger 原因	14.24991	0.0026
沪深 300 股指期货不是现货的 Granger 原因	130.3358	0.0000
台指现货不是台指期货的 Granger 原因	5.167232	0.0755
台指期货不是台指现货的 Granger 原因	157.0153	0.0000

### (四) 方差分解

从 VEC 模型估计结果和 Granger 因果检验可知, 与现货市场相比, 沪深 300 股指期货与台指期货具有较强的价格发现功能。进一步地, 本文基于向量误差修正模型, 利用方差分解技术对两岸股指期货的价格发现功能进行量化比较。



方差分解通过分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度,评价每个随机扰动对模型内生变量的相对重要性。如果一个市场所占的信息份额相对较大,则说明这个市场吸收了更多的信息,即在价格发现中发挥了更重要的作用。模型中变量排序的不同会影响方差分解的结果,排序在前的变量会影响同期排序在后的变量,而排序在后的变量却无法影响同期排序在前的变量。本文参考VEC模型实证的结果,选择以指数期货收益率、指数现货收益率为排序方式,将影响期货和现货价格变动长期作用部分的方差进行分解,具体结果如下。

表6 沪深300指数期货与现货的方差分解

期数	沪深300指数期货市场		沪深300指数现货市场	
	沪深300指数期货	沪深300指数现货	沪深300指数期货	沪深300指数现货
1	100.0000	0.000000	65.47105	34.52895
2	99.32737	0.672626	64.04674	35.95326
3	99.10646	0.893537	64.08840	35.91160
4	99.09541	0.904590	64.00551	35.99449
5	98.93600	1.063999	63.92721	36.07279
6	98.86511	1.134887	63.94773	36.05227
7	98.76281	1.237191	63.81091	36.18909
8	98.72487	1.275126	63.79176	36.20824
9	98.72490	1.275100	63.79070	36.20930
10	98.72486	1.275136	63.78884	36.21116

表7 台指期货与现货的方差分解

期数	台指期货市场		台指现货市场	
	台指期货	台指现货	台指期货	台指现货
1	100.0000	0.000000	81.34295	18.65705
2	99.93453	0.065471	79.28447	20.71553
3	99.93206	0.067943	79.27066	20.72934
4	99.92989	0.070111	79.22140	20.77860
5	99.92982	0.070184	79.21837	20.78163
6	99.92981	0.070194	79.21827	20.78173
7	99.92980	0.070198	79.21816	20.78184
8	99.92980	0.070198	79.21816	20.78184
9	99.92980	0.070198	79.21816	20.78184
10	99.92980	0.070198	79.21816	20.78184

借鉴华仁海(2005)的办法,分别求出期货价格和现货价格变动长期作用部分的方差来自于期货市场和现货市场的比重,再计算期货市场和现货市场信息份额的平均数,以此作为期货市场和现货市场在价格发现功能中作用的大小。从表6和表7中,可知在股指期货报酬的波动中,由本身的冲击解释的比重远大于来自现货市场的冲击,到第10期时比重就趋于稳定。而在现货报酬的波动中,虽然总方差中来自期货市场的部分呈下降趋势,但在稳定时仍都超过了60%。平均而言,对于大陆市场,来自于期货市场的方差为81.26%<sup>①</sup>,来自于现货市场的方差为18.74%;对于台湾市场,来自于期货市场的方差为89.57%,来自于现货市场的方差为10.43%。无论对于大陆市场还是台湾市场,来自于期货市场的平均方差明显大于来自现货市场的方差。因此,长期来说,期货市场在价格发现功能中都占主导地位,但相比较而言,台指期货的主导作用要强于大陆股指期货。

#### (五)大陆与台湾股指期货价格发现功能差异的影响因素分析

沪深300股指期货上市以来,其发展的速度远远超过市场之前的预测。从市场规模看,大陆用很短的时间就走完了台湾股指期货市场几年才走完的路,其名义成交金额已跃居全球第二位。但在交易机制和监管制度的完善等方面,与起步较早、发展较为成熟的台指期货市场相比,还有很长的路要走。

上述的实证研究结果显示,在价格发现过程中,大陆与台湾股指期货在各自的市场中都居于主导地位,但台指期货的价格发现功能要强于沪深300期货。

过去学者提出了交易成本假说、卖空限制假说、杠杆假说以及市场资讯假说作为可能影响金融商品价格发现功能的原因。Chan(1992)认为卖空限制、交易活跃程度、信息类型等会影响股指期货的价格发现能力。Min和Najand(1999)认为交易成本或者资本市场微观结构效应(如产品设计、交易制度)等市场摩擦是导致期现货市场价格存在领先滞后关系的主要原因。蔡向辉(2010)提出产品设计、交易机制和投资者群体是影响股指期货价格发现功能的主要因素。因此,本文从投资者结构、合约设计、交易制度等方面对大陆和台湾的股指期货进行比较分析,发掘影响两岸股指期货价格发现功能差异的主要因素。

首先,从投资者结构来看,台湾期货市场发展初期以自然人投资者为主,如台指期货刚上市时,散户交易量占比高达94%。随着市场的发展,机构法人的投资比重开始上升,截至2011年1月,台湾期货市场中一般法人及机构投资者交易占比达55.01%。目前,沪深300指数期货的投资者结构与台指期货推出初期类似,以自然人为主体,截至2011年2月,机构投资账户仅占总开户数的1.67%,各类机构投资者持仓量约占市场总持仓量的30%,这与现货市场上机构投资者持股市值占市场流通市值比重高达70%不相匹配。普遍认为,机构投资者对信息的理解和挖掘更为充分,通过他们的交易能够引导市场价格的变化,在大陆股指期货市场上,机构投资者的参与程度仍然较低,限制了期货市场价格发现功能的发挥。

其次,依交易成本假说,市场的交易成本越低,其对新信息的反应越快(Chung, 1991; Abhyankar, 1995)。一方面,从手续费来看,大陆沪深300指数期货的手续费为万分之零点五,而台指期货每手单边交易手续费为14.4元新台币,但还需缴纳万分之零点四的交易税。以样本期间沪深300指数和台指现货指数均值为例计算,买卖一手沪深300指数期货的交易成本<sup>②</sup>是合约最小变动价值(60元人民币)的1.5倍,而买卖一手台指期货的交易成本<sup>③</sup>是合约最小变动价值(200元新台币)的0.78倍。另一方面,从保证金制度看,大陆最低保证金按照固定比例收取,而台湾则按照市场行情的波动情况灵活收取。如表8所示,大陆沪深300指数期货的最低保证金比例为12%,而历史数据显示,台指期货的保证金比例约在9.375%-10%之间<sup>④</sup>。台指期货较低的保证金降低了投资者的交易成本,提高了交易热情,使得股指期货价格对信息的反

①计算公式:(98.72586%+63.7884%)/2=81.26%。

②样本期沪深300指数均值为3000点,买卖一手沪深300期货的费用=3000×300×0.005%×2=90。

③样本期台指现货均值为8000点,买卖一手台指期货的费用=(8000×200×0.004%+14.4)×2=156.8。

④据统计,台股指数10000点时,保证金最高为16万新台币/手;台股指数跌破4000点时,保证金为7.5万新台币/手。

应更加灵敏,而灵活收取保证金也可以在行情波动不大时降低交易者的交易成本、提高资金使用效率,吸引更多的投资者入场。

表8 两岸股指期货合约设计和保证金制度比较

	沪深300指数期货	台指期货
合约标的	沪深300指数	台湾发行量加权股价指数
合约设计		
合约乘数	每点300元人民币	每点200元新台币
最小变动价位	0.2点	1点
保证金	合约价值的12%	合约价值乘以风险价格系数,该风险系数随行情波动调整

资料来源:根据中金所、台湾期交所网站资料整理。

## 五、结论与启示

考察股指期货市场的价格发现功能,对于投资者而言,能够更好地把握资产价格变动规律,利用信息传导关系制定合理的套保策略,从而提高市场风险的管理能力;对于管理层而言,有助于检验市场套利机制是否完善,制定更加完善的法规和跨市监管政策,从而提高市场效率。

本文利用日内15分钟交易数据,基于向量误差修正模型和方差分解等技术,对大陆和台湾股指期货的价格发现功能进行了比较。研究结果表明:

第一,无论是大陆市场还是台湾市场,期货价格和现货价格间都存在长期的均衡关系,这与前人的研究结论是一致的。

第二,从价格引导关系上看,沪深300股指期货和现货间存在双向价格引导关系,但指数期货有较强的领先关系,引导力度也更大,而台指期货和现货间仅存在期货市场对现货市场的单向引导。

第三,长期来说,期货市场在价格发现功能中都占主导地位,但相比较而言,台指期货的主导作用要强于沪深300股指期货。

总体来看,沪深300股指期货的价格发现功能已初步显现,具有较高的定价效率,但与台指期货相比还有一定差距。借鉴台湾市场的发展经验,大陆股指期货市场可以从以下几个方面着力,完善股指期货的价格发现功能。第一,优化期货市场投资者结构。政府监管部门应积极鼓励法人投资者,尤其是特殊法人机构进入股指期货市场,在推动《合格境外机构投资者参与股指期货交易指引》、《信托公司参与股指期货交易业务指引》实施的同时,积极鼓励和引导保险公司有序参与股指期货交易,在风险可控的前提下逐步放宽交易类型。另外,从台湾股指期货发展经验可以看出,期货自营商在交易比重中占有绝对地位,是否应拓展大陆期货商的经营范围应成为监管部门的一项议题。第二,适当降低沪深300股指期货的手续费和保证金水平。交易成本的降低有利于股指期货更好地发挥其杠杆交易和双向操作的特点,促进期现货市场套利机制更加有效,提高期货市场的定价效率。

## 参考文献

- [1] 蔡向辉, 2010,《股指期货价格发现功能研究》,《价格理论与实践》第2期, 56-57。
- [2] 陈蓉和郑振龙, 2008,《无偏估计、价格发现与期货市场效率》,《系统工程理论与实践》第8期, 2-11。
- [3] 方先明, 2010,《中国股指期货具有价格发现功能吗?》,《经济管理》第6期, 17-22。
- [4] 郭彦峰、黄登仕、魏宇, 2009,《我国指数期货与现货之间的价格发现和波动性外溢》,《管理评论》第8期, 13-21。
- [5] 海通证券, 2010,《衍生品市场年度报告》,《海通证券研究报告》, 7月。
- [6] 华仁海, 2005,《现货价格和期货价格之间的动态关系: 基于上海期货交易所的经验研究》,《世界经济》第8期, 32-39。
- [7] 华仁海和刘庆富, 2010,《股指期货与股指现货市场间的价格发现能力探究》,《数量经济技术经济研究》第10期, 90-100。
- [8] 文先明、梁琳、黄亚雄, 2010,《股指期货仿真交易与现货相互引导关系》,《系统工程》第3期, 13-18。
- [9] 严敏、巴曙松、吴博, 2009,《我国股指期货市场的价格发现与波动溢出效应》,《系统工程》第10期, 32-38。
- [10] 谢文良, 2002,《价格发现、资讯传递与市场整合》,《财务金融研究季刊》第3期, 1-31。
- [11] 邢精平、周伍阳、季峰, 2011,《我国股指期货与现货市场信息传递与波动溢出关系研究》,《证券市场导报》第2期, 13-19。
- [12] 詹锦宏和施介人, 2005,《台股指数现货、期货与选择权价格发现之研究》,《台湾金融财务季刊》第1期, 31-51。
- [13] 詹司如、许溪南、林靖中、陈怡伶, 2009,《台指现货、台指期货以及台湾50ETF间的关联性研究》,《台湾银行季刊》第1期, 286-300。
- [14] Abhyankar A.H., 1995, "Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, 15(4), pp. 457-488.
- [15] Chan K., 1992, "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market", *Review of Financial Studies*, 5(1), pp. 123-152.
- [16] Chung P.Y., 1991, "A Transactions Data Test of Stock Index Futures Market Efficiency and Index Arbitrage Profitability", *Journal of Finance*, 46(5), pp. 1791-1809.
- [17] Feldstein M.S. and J.H. Stock, 1993, "The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP", NBER Working Paper, No. 4304.
- [18] Herbst A.F., J.P. McCormack, and E.N. West, 1987, "Investigation of a Lead-Lag Relationship between Spot Stock Indices and Their Futures Contracts", *Journal of Futures Markets*, 7(4), pp. 373-381.
- [19] Lihara Y., K. Kato, and T. Tokunaga, 1996, "Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan", *Journal of Futures Markets*, 16(2), pp. 147-162.
- [20] Min J.H. and M. Najand, 1999, "A Further Investigation of the Lead-Lag Relationship between the Spot Market and Stock Index Futures: Early Evidence from Korea", *Journal of Futures Markets*, 19(2), pp. 217-232.
- [21] So R.W. and Y. Tse, 2004, "Pricing Discovery in the Hang Seng Index Markets: Index, Futures, and the Tracker Fund", *Journal of Futures markets*, 24(9), pp. 887-907.

**Abstract:** This paper compares the function of price discovery of stock index futures between Mainland and Taiwan using every 15 minutes' transaction data. The results show that, there are bi-directional price lead relationships between Hushen 300 index futures and Hushen 300 index, while index futures lead index spot in the efficiency of information transmission. As for the Taiwan market, unidirectional price lead from index futures to index spot market is found. In the long term, futures markets play dominant role in price discovery, while Taiwan weighted stock index futures is comparatively stronger. The paper also investigates the differences of price discovery from investor structure, contract design and trading system to give some suggestions to improve the price discovery function of stock index futures in Mainland.

**Key Words:** Stock index futures; Price discovery; Vector error correction Model; Variance decomposition