

# 台湾股票指数期货的日内价格发现机制研究<sup>①</sup>

熊 熊<sup>1</sup>, 张 维<sup>1,2</sup>, 李 帅<sup>1</sup>, 刘文财<sup>3</sup>

(1. 天津大学管理学院, 天津 300072; 2. 天津财经大学, 天津 300222;  
3. 上海期货交易所, 上海 200122;

**摘要:** 通过使用 Hasbrouck, 以及 Gonzalo 和 Granger 的价格发现模型, 研究了新加坡衍生产品交易所和台湾期货交易所共同上市的台湾股票指数期货在两家交易所的信息传递效率, 分析了上市相似指数期货合约的各个交易所间信息传递的机制. 研究结果表明, 两种台湾股票指数期货和它们的标的资产之间存在着一个共因子, 而且新加坡交易所的摩根台指期货合约在价格发现的过程中起到了主导作用. 究其根本, 新加坡相对宽松的监管制度决定了它能够更有效地进行市场交易制度改革, 从而占据价格发现的主体地位. 对于存在竞争的交易所来讲, 监管环境是决定其价格功能发挥的一个重要的因素.

**关键词:** 价格发现; 共因子; 本国/本地偏好假说; 金融中心假说

**中图分类号:** F830.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2008)02-0091-09

## 0 引言

本文的研究动机是为了更好地揭示世界上各个地区交易所之间的竞争是如何影响期货合约的日内价格发现机制的, 研究对象是台湾股票指数期货, 研究目的是哪个市场承担了价格发现的功能, 哪个市场在价格发现的过程中发挥了主导作用. 如果一个金融交易所不能提供便利和有效率的交易环境, 交易者将会寻找提供类似金融产品的其他更有效率的金融交易所. 更有效率的金融市场往往承担了更多的价格发现过程, 而失去效率的交易所也因此失去了大部分的交易者, 并进一步导致其失去价格发现的作用.

近年来, 新加坡交易所通过不断推出与周边其他交易所相似的金融产品, 并在交易成本和交易制度上取得了竞争优势, 逐步地确立了亚太地区的金融中心的地位. 最著名的一个案例就是它吸引了日经 225 期货合约的很多交易者. 1997 年

1 月 9 日, 新加坡衍生产品交易所 (Singapore Exchange Derivatives Trading Limited; 简称 SGX - DT)<sup>②</sup> 抢先台湾本土市场推出了以台湾股价指数为交易标的的摩根台湾股价指数期货合约 (简称摩台指期货, TiMSCI 期货). 而后, 台湾期货交易所 (Taiwan futures exchange; 简称 TAIFEX) 于 1998 年 7 月 21 日正式挂牌交易同样以台湾股价指数为交易标的的台湾加权股价指数期货 (简称台股指数期货, TAIFEX 期货).

自上市以来, 台湾本土指数期货交易量始终低于摩台指期货的交易量, 直至 2001 年 1 月, 本土台股指数期货交易量才首度超越摩根台指期货交易量, 但是 2005 年摩根台指期货交易量再次反超本土台股指数期货. 目前新加坡摩台指期货中有 1/3 的交易量来自于台湾投资者, 台湾期指市场的价格发现功能在与新加坡摩台指期货密切相关<sup>[1]</sup>.

① 收稿日期: 2007-10-10; 修订日期: 2007-11-15.

基金项目: 国家自然科学基金应急资助项目(70541006); 天津社会科学基金资助项目(TJ05-TJ003); 荣盛基金资助项目.

作者简介: 熊 熊(1972—), 男, 湖南常德人, 博士, 副教授. Email: xxpeter@tju.edu.cn

② SGX-DT: 2000 年 1 月 15 日前, 原名为新加坡国际金融交易所 Singapore International Monetary Exchange Limited; 简称 SIMEX

## 1 文献综述

作为典型的具有相似标的指数的异地上市的股指期货,摩根台指期货对台股指数期货有很大的影响,学者们对于两者及其标的指数之间的相互影响做出了很多的研究.研究方向主要集中于:1)现货市场与期货市场间的信息传递方向和机制,即领先落后关系;2)两期货市场及其标的指数间的波动溢出影响;3)期货市场与现货市场之间的价格发现研究,即信息传递效率的大小比较.本文仅从价格发现和信息传递的角度作简要综述.

继 Gonzala 和 Granger<sup>[2]</sup>与 Hasbrouck<sup>[3]</sup>在价格发现研究的开创性工作以后,两种模型吸引了学术界越来越多的注意. Harries 等<sup>[4]</sup>考察了同时在 NYSE 和地区交易所进行交易的美国股票的价格发现. Booth<sup>[5]</sup>通过采用德国 DAX 指数的证券日内交易数据分析了股指现货,股指期货,股指期货三者之间的价格发现过程,发现价格发现作用的研究体现在3个方面,领先/滞后关系、I-S模型、和P-T模型都是基于 Engle 和 Granger 的误差修正模型的. Darrat 和 Zhong<sup>[6]</sup>利用价格发现模型研究了纽约市场和东京市场对亚太地区11个新兴市场的价格发现的作用.

对股指期货异地上市事件进行的研究有 Booth 等用1990—1994年的收盘价数据研究期间大阪证券交易所(OSE)、新加坡交易所(SGX)和芝加哥商品交易所(CME)在日经225指数期货交易中的信息传递过程,实证结果是这3家交易所在信息传递中的地位相当,没有一家交易所是主要的信息源<sup>[7]</sup>. Coving 等用2000年3~6月的分钟高频数据研究在东京证券交易所(TSE)的日经225指数以及在大阪证券交易所(OSE)、新加坡交易所(SGX)交易的日经225指数期货之间在价格发现上的地位.实证结果是在价格发现上两个期货市场合计贡献比例为75%强,其中大阪证券交易所贡献42%,新加坡交易所贡献33%,表明新加坡交易所在日经225指数的价格发现上也起到不可忽视的作用<sup>[8]</sup>.我国学者余书炜采用事件研究法分析了异地上市的股指期货对本土股票市场的影响,发现本土股票市场先于本土上市

的股指期货异地上市事件多做出负面的评价,对非自愿异地上市事件的评价也多是负面的<sup>[9]</sup>.

最早针对新加坡和我国台湾交易所分别上市的台湾股票指数期货的价格发现研究的是 Roope 和 Zurbruegg<sup>[10]</sup>,他们以1999年1月到3月的日内5分钟数据为研究对象,利用价格发现的P-T模型研究了TAIFEX现货和期货市场,TiMSCI现货和期货市场之间的价格发现过程,发现TiMSCI期货市场在台湾股票指数的价格发现中占据了主导地位.但是对在2000年5月1日TAIFEX期货交易征收率由0.05%调降为0.025%,许多学者纷纷指出,降低期交税有利于加强TAIFEX的信息传递功能,增强TAIFEX指数期货相对于TiMSCI指数期货的竞争力. Chou<sup>[11]</sup>实证表明期交税的降低可以增进价格发现的效率,并将两市场交易成本和信息传递速度的差异归因于市场结构的差别. Chou、Hsieh 亦得出了相同的结论,针对TAIFEX和TiMSCI,集中研究了在两个市场之间的相似的合约之间市场改革对于信息传递的影响,结论支持交易成本假设,进一步指出降低期交税是唯一有效政策,以此加强TAIFEX的信息传递功能<sup>[12]</sup>. 黄玉娟使用ECM模型研究发现,降低期交税后TAIFEX期货对TAIFEX现货、TiMSCI现货与期货3个市场的影响力较期交税降低前有所增强.这就说明,TAIFEX降低期交税后,有效地提高了投资人参与台湾期货市场交易的意愿<sup>[13]</sup>.

Huang<sup>[14]</sup>研究了TAIFEX指数期货和TiMSCI指数期货的日内买卖价差及其构成,发现报价驱动市场与指令驱动市场相比更容易受到指令处理成本的影响,这一关于信息非对称成本的实证结论与其他市场的研究结论不同,该研究将其归咎于台湾市场的集合竞价(call auction),这种市场微观结构的不同部分地解释了为何交易量从新加坡向市场转移.但是2005年7月1日SGX-DT将人工盘全部改为了电子盘,TAIFEX也不再具有这方面的优势.

本文的研究正是基于新加坡衍生产品交易所和台湾期货交易所不断地对市场交易制度进行创新之后,针对2005年11月到2006年1月的日内5分钟交易数据,运用价格发现模型来研究TAIFEX指数期货和TiMSCI指数期货及其对应的

标的指数之间的价格发现机制,从而一方面为交易者提供选择市场的参考,另一方面为我国应对异地上市的股票指数期货提供建议.

## 2 两种价格发现模型比较

Gonzala 和 Granger<sup>[2]</sup> 的永久短暂模型 (permanent transitory, 简称为 P-T) 与 Hasbrouck<sup>[3]</sup> 的价格发现模型 (information share, 简称为 I-S) 均以误差修正模型为基础. 其中 P-T 模型把价格的变化划分为永久冲击和短暂冲击, 通过永久冲击的误差修正系数来研究每个市场对共因子的贡献. I-S 模型按照共因子的信息方差来定义, 它测量了每个市场的信息对共因子方差的贡献, 并把这种贡献的大小定义为价格发现的大小.

Baillie 等<sup>[15]</sup>, De Jong<sup>[16]</sup> 和 Lehmann<sup>[17]</sup> 研究了这两种模型之间的关系, 认为 I-S 模型与 P-T 模型提供了相似的结果, 前提是两个市场的信息项不存在当期相关, 如果这些残差中有强烈的相关, 那么这两个模型得到的结果就会迥异. 因为两个模型都是基于误差修正模型, Richard 等<sup>[18]</sup> 研究了两个模型的相关之处, 并提出了两种模型在  $n$  维变量时的转化关系.

考虑两个一阶协整的价格序列  $Y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ , 其差额  $z_t = \beta' Y_t = y_{1t} - y_{2t}$  为误差修正项,  $\beta = (1, -1)'$  为协整向量. I-S 模型和 P-T 模型均从估计下面的 VEC 模型开始, 即

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Phi_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

其中:  $\alpha$  为误差修正系数向量 (短期调整系数);  $e_t$  为随机扰动项.  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  分别为信息  $e_{1t}, e_{2t}$  的方差,  $\rho$  为相关系数.

Gonzalo 和 Granger<sup>[2]</sup> 将共因子定义为  $Y_t$  的一个组合, 满足  $\alpha_{\perp} = (\gamma_1, \gamma_2)'$ ,  $\Gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$  为共因子系数向量. 通过对误差修正项施加约束 (长期内误差修正项对共因子没有戈兰杰因果关系), 共因子的系数可以被识别. Gonzalo 和 Granger 证明,  $\Gamma$  同误差修正系数向量  $\alpha$  正交, 表示为  $\alpha_{\perp} = (\gamma_1, \gamma_2)'$ . 共因子的设定等价于一种资产组合,  $\Gamma$  为资产组合的权重. 因此, 每个市场对价格发现的贡献就是其在共因子的系数:

$$\text{第 } i \text{ 个市场的价格发现为 } \frac{\gamma_i}{\sum \gamma_i} \quad (2)$$

$$\text{两个市场的相对价格发现为 } \frac{\gamma_i}{\gamma_j} \quad (3)$$

而 Richard<sup>[18]</sup> 提出了  $N$  维情况下 I-S 模型与 P-T 模型之间的关系, 发现当  $N$  个市场的信息项存在当期相关时, 利用乔力斯基分解方法, 得到第 1 和第  $n$  个市场的 I-S 模型的信息份额分别为  $S_1$  和  $S_n$ , 其中  $S_1$  为第 1 个市场的价格发现的上限,  $S_n$  为第  $n$  个市场价格发现的下限.

$$S_1 = \frac{\left[ \sum_{i=1}^n \gamma_i m_{i1} \right]^2}{\left[ \sum_{i=1}^n \gamma_i m_{i1} \right]^2 + \left[ \sum_{i=2}^n \gamma_i m_{i2} \right]^2 + \dots + \left[ \gamma_n m_{nn} \right]^2} \quad (4)$$

$$S_n = \frac{\left[ \gamma_n m_{nn} \right]^2}{\left[ \sum_{i=1}^n \gamma_i m_{i1} \right]^2 + \left[ \sum_{i=2}^n \gamma_i m_{i2} \right]^2 + \dots + \left[ \gamma_n m_{nn} \right]^2} \quad (5)$$

式中,  $m_{jk}$  为乔力斯基矩阵中的各项.

依次改变乔力斯基分解中变量的排序, 就会得到各个市场的信息份额的上限和下限. 并且, 随着市场信息间的相关性越强, 上限越高, 下限越低. 上限和下限有时偏离太远, 这给信息份额的解释带来困难. 但他们证明, 上限和下限的均值可以作为信息份额的解释.

I-S 模型和 P-T 模型的关键在于将冲击的影响分解至每个市场, 分析每个市场对这种冲击所作的贡献. P-T 模型分解的是共因子 (分解为两个市场的价格的组合), 而 Hasbrouck 的 I-S 模型分解的是共因子的方差. 换句话说, 在 I-S 模型中, 一个市场的信息份额是这个市场信息的方差在共因子方差中所占的比重. 但 I-S 模型和 P-T 模型都来源于 VEC 模型, 因此二者存在着直接的联系. 如果 VEC 模型的信息项不相关, 那么 I-S 模型和 P-T 模型的结果是相似的. 如果 VEC 模型的信息项存在显著的相关, 那么 I-S 模型和 P-T 模型的结果会存在较大的差异.

难于分辨这两个模型在价格发现的研究中孰优孰劣. 这取决于把价格发现的研究仅仅看成是误差修正过程, 还是与市场信息方差大小的比较过程. 但是因为 Hasbrouck 的 I-S 模型充分考虑

了信息方差项的相关性,因而具有更为普遍的经济意义和解释力.有鉴于此,本文分别采用了P-T模型和I-S模型研究TAIFEX指数期货和TIMSCI指数期货及其对应的标的指数之间的关系,并与Roope和Zurbrugg<sup>[10]</sup>的P-T模型的研究结果作对比,以此来揭示I-S模型的合理性.

### 3 基本数据

本文以TAIFEX指数现货和期货、TIMSCI指数现货和期货日内5分钟中数据为样本,研究期间为2005年10月28日至2006年1月14日,样本区间的选择充分考虑了新加坡衍生产品交易所在2005年7月1日将人工盘交易改为电子盘交易,大大提高了交易指令的发生速度,使得2005年度TIMSCI期货的交易量再次反超TAIFEX期货的交易量.本文选取的时间段充分反映了新加坡衍生产品交易所交易制度上的这种变化.所有数据均取自Bloomberg数据库.

TIMSCI指数期货的标的指数包括了77支股票,这些股票的市值占到了台湾股票市场65%的市值.而TAIFEX指数期货的标的指数是台湾证券交易所编制的发行量加权股价指数,它包括了在台湾股票交易所上市的400余支股票.然而,这两个股票指数具有很强的相关性,其5分钟收益率的相关系数达到了86%.因为这两个现货指数都在台湾股票交易所交易,交易日期和时间都是相同的,而期货市场的交易时间则略微有所不同.两个交易所与现货市场都早开盘15分钟,台湾期货交易所要比现货市场晚收盘15分钟,新加坡衍生品交易所的TIMSCI期货的电子盘则要晚收盘1小时,并且设有晚盘交易.两个期货合约的细节和交易时间详见附表1.本文采用的每日5分钟价格序列从9:05—13:30(我国台湾地区时间),各序列共有2642个观察值.对期货市场的开盘和收盘时间与台湾股票交易所不同的问题,本文将两个期货市场每天真实的开盘和收盘价格作为研究中5分钟价格序列的每日开盘和收盘价格来处理.虽然这种数据处理方式是否合理还值得探讨,但是因为本文研究的重点是4个市场间日内的信息传递,这样的简化方法可以最大程度地削弱股票市场开盘前和收盘后期期货市场交易行为对

价格发现研究的影响.

由于每个期货合约都将在一定时间到期,因此,不同于股票价格,期货价格具有不连续的特点,任一交割月份的期货合约在合约到期以后,该合约将不复存在.另外,在同一交易日,同时有若干个不同交割月份的期货合约在进行交易,因此,同一期货品种在同一交易日会同时有若干个不同交割月份的期货数据存在.为研究需要,克服期货价格不连续的缺点,必须产生连续的期货价格序列,本文选取最近期月份的期货合约作为代表,在最近期期货合约进入交割月后,选取下一个最近期期货合约,这样就得到连续的期货合约序列.这样的数据处理方式,一方面确保了期货价格来自于流动性最好的合约,另一方面也最大程度地消除了到期日效应.而且,日内的5分钟收益率受期货合约改变的影响并不大.

分析数据采用了上述指数的日收盘价格的对数序列和对数收益率序列.同时,以TIMSCI指数期货价格乘以对应的转换比例并按照对应日期的汇率转换为台币,这样使得TiMSCI指数期货与其他3种指数都以同一种计量单位进行比较,消除了汇率波动对分析结果的影响.另外,在研究期间,TiMSCI指数波动的平均水平是260点,而TAIFEX指数在6100点上下波动.根据Roope和Zurbrugg<sup>[10]</sup>的研究,为了保证几个存在协整关系的价格序列在价格水平上的大致相等,从而便于研究价格发现,可按照初始值为1000的原则对原价格序列分别进行同比例转换.本文参照了上述思路,把TiMSCI和TAIFEX指数的现货和期货的初值转换为1000点.下面表1列出了原始对数收益率序列的描述性统计量,表2列出了指数标准化后的对数收益率序列的描述性统计量,表3是指数标准化后的对数收益率序列的相关系数表.表3中未进行汇率调整的收益率序列与进行汇率调整的收益率序列间的相关系数达到了96.99%,这就说明,尽管台湾市场实行的是浮动利率制度,但汇率没有对期货市场的日内收益率产生明显的影响.从投资者的角度来说,在研究的样本期间内汇率因素并不是投资者选择购买两种期货合约的考虑的主要因素.值得注意的是,这两种期货合约收益率间的相关性要比它们与自身现货的收益率的相关性还要大.本文下面的分析都

表1 对数价格序列的基本统计特征

Table 1 Descriptive statistics of logarithmic price series

统计指标	TiMSCI 指数期货	TiMSCI 指数现货	TAIFEX 指数期货	TAIFEX 指数现货	经汇率调整的 TiMSCI 指数期货
Mean	5.558 471	5.593 539	8.756 944	8.756 496	6.932 954
Median	5.551 563	5.593 205	8.755 501	8.753 637	6.931 245
Std. Dev.	0.021 392	0.020 513	0.023 659	0.021 625	0.014 838
Skewness	0.491 140	0.134 264	0.192 582	0.187 916	0.101 615
Kurtosis	2.248 589	1.734 310	1.721 478	1.685 943	1.876 450
Jarque-Bera	96.230 58	105.327 4	112.178 4	117.528 0	82.022 46

表2 指数标准化的对数收益率序列的统计特征

Table 2 Descriptive statistics of index-standardized logarithmic returns series

统计指标	TiMSCI 指数期货	TiMSCI 指数现货	TAIFEX 指数期货	TAIFEX 指数现货	经汇率调整的 TiMSCI 指数期货
Mean	$1.91 \times 10^{-5}$	$4.42 \times 10^{-5}$	$5.29 \times 10^{-5}$	$4.58 \times 10^{-5}$	$2.34 \times 10^{-5}$
Median	0.000 000	0.000 000	0.000 000	1.53E -05	0.000 000
Std. Dev.	0.001 105	0.001 197	0.001 178	0.001 164	0.001 252
Skewness	-0.949 430	1.526 780	-0.451 671	0.233 181	-0.881 378
Kurtosis	15.416 31	31.69 468	53.703 10	59.471 79	58.057 21
Jarque-Bera	9 919.810	52 356.56	161 690.7	200 526.0	190 788.1

表3 指数标准化后的对数收益率序列的相关系数表

Table 3 correlation coefficient of index-standardized logarithmic returns series

	TiMSCI 指数期货	TiMSCI 指数现货	TAIFEX 指数期货	TAIFEX 指数现货	经汇率调整的 TiMSCI 指数期货
TiMSCI 指数期货	1.000 000				
TiMSCI 指数现货	0.703 605	1.000 000			
TAIFEX 指数期货	0.781 680	0.865 311	1.000 000		
TAIFEX 指数现货	0.935 736	0.866 982	0.730 872	1.000 000	
经汇率调整的 TiMSCI 指数期货	0.969 892	0.879 204	0.786 172	0.892 369	1.000 000

是基于 TiMSCI 期货合约进行汇率调整过的序列。

## 4 实证分析结果

### 4.1 单整与协整检验

模型估计之前,首先需要对变量进行单整检

验和协整检验.单整检验是检验变量是否平稳,协整检验是检验变量之间是否存在长期均衡关系.表4的单整检验结果发现,4个市场的价格序列均是非平稳的,但是收益率序列在1%的显著性水平下平稳.

表4 指数标准化后的对数价格和收益率序列的单整检验

Table 4 Integration test results for index-standardized logarithmic price and returns series

	TiMSCI 指数期货	TiMSCI 指数现货	TAIFEX 指数期货	TAIFEX 指数现货
ADF(对数价格序列)	-0.712 748	-1.140 597	-0.929 734	-0.820 048
ADF(收益率序列)	-22.459 90	-29.014 29	-38.722 80	-22.859 98

注:1%的显著性水平,-3.433 986;5%的显著性水平,-2.863 033;10%的显著性水平,-2.567 612.

Granger 因果关系的检验分析和价格发现模型分析都是基于 4 个市场间存在长期均衡关系。因为这 4 个价格序列来源于相似的金融产品,它们应当存在着共因子。除非台湾/新加坡市场的期货与现货价格之间的均衡关系被打破,或者是由于市场微观结构的限制,期货市场的价格发现功能无从发挥。本文采用 Johansen 和 Juselius<sup>[19]</sup> 提出的迹统计量来检验 4 个价格序列间的协整关

系。检验形式为:协整空间中仅包括常量项,因为这几个市场的价格序列仅仅有微小的差异。表 5 的协整检验结果发现,4 个对数价格序列在 5% 的显著性水平下存在 3 个协整向量。根据 Stock 和 Watson<sup>[20]</sup> 的研究,说明只有 1 个共同的随机过程驱动着 4 个指数价格的变化,4 个价格序列间存在长期的均衡趋势。根据此协整结果,接下来本文将进行 4 维的价格发现研究。

表 5 指数标准化后的对数价格序列的协整检验

Table 5 Cointegration test results for index-standardized logarithmic price series

零假设	特征值	极大似然统计量	5%临界值	p
None *	0.088 926	140.441 8	24.159 21	0.000 1
At most 1 *	0.021 075	32.121 02	17.797 30	0.000 2
At most 2 *	0.006 496	11.827 384	11.224 80	0.047 2
At most 3	$2.30 \times 10^{-6}$	0.003 471	4.129 906	0.960 6

注:滞后两阶。

#### 4.2 价格发现模型

Roope 和 Zurbruegg<sup>[10]</sup> 曾经对这 4 个市场进行过 2 维和 3 维的 P-T 模型的价格发现分析,本文直接对研究样本区间内的价格数据进行 4 维的价格发现分析,结果见表 6。分析结果表明,TiMSCI 期货市场占据了价格发现的主体地位,它的信息份额差不多是 TAIFEX 期货市场信息份额的 3 倍;而 TiMSCI 现货市场的信息份额也达到了 29.22%,超过了 TAIFEX 现货市场的 22.34%。新加坡市场在价格发现中的总份额达到了 63.83%,

大大超过了台湾市场的 36.17%,这就说明了新加坡市场在台湾股票指数的价格发现中占据了绝对的主导地位。比较 Roope 和 Zurbruegg<sup>[10]</sup> 的研究结论发现,虽然 TiMSCI 期货市场的信息份额有所下降,但是信息的变化融入价格的过程首先发生在新加坡,新加坡期货市场依然是最有效率的市场。由于新加坡期货市场在 2005 年 7 月全部采用电子盘交易,TAIFEX 期货交易大受影响,它在信息发现中的份额最低,只有 13.83%,甚至要低于 TAIFEX 现货市场的信息份额。

表 6 P-T 模型的研究结果

Table 6 Results of permanent transitory model

信息份额	TAIFEX 指数现货	TAIFEX 指数期货	TiMSCI 指数期货	TiMSCI 指数现货
	22.34%	13.83%	34.61%	29.22%

由于 I-S 模型相对比较复杂,国内尚未有人进行 I-S 模型多维情形下的价格发现研究。Roope 和 Zurbruegg<sup>[10]</sup> 也仅对 4 个市场的 2 维情形进行了价格发现分析。本文提出了 4 个市场的 4 维 I-S 模型价格发现分析结果,如表 7。第 3 行的括号中列出了 I-S 模型的各个市场信息份额的上限和下限。值得注意的是,I-S 模型中 4 个市场间的上限和下限差异很大,这反映了 4 个市

场间价格变化具有较高的相关性。为了保证信息项相关时各市场信息份额的总和为 1,本文将 Cholesky 分解中 4 种不同变量排序下得到的信息份额平均值作为信息份额的解释,这与 Baillie<sup>[18]</sup> 提出的以上限和下限的均值作为信息份额的解释差不多。可以发现,I-S 模型的分析结果与 P-T 模型的分析结果基本一致。TiMSCI 期货市场依然在 4 个市场的价格发现中占据着主导地位,它要

比 TAIFEX 的期货市场的 22.44% 的信息份额大得多。而新加坡市场共 53.91% 的信息份额也要明显超过台湾市场 46.09% 的信息份额,新加坡市场已经成为价格发现过程的主要市场。而两个

期货市场共约 51.76% 的信息份额略微大于两个现货市场 48.24% 的,体现了期货市场的价格发现功能。

表 7 I-S 模型的研究结果

Table 7 Results of information share model

信息份额	TAIFEX 指数现货	TAIFEX 指数期货	TiMSCI 指数期货	TiMSCI 指数现货
	23.65% (0.5%, 57.73%)	22.44% (0.4%, 51.05%)	29.32% (1.15%, 69.34%)	24.59% (3.84%, 56.54%)

根据以上结果可见, TiMSCI 和 TAIFEX 两个期货市场都发挥着价格发现的作用。尽管两个模型的研究,均发现新加坡市场处理新信息的速度更快,价格发现的效率越高,但是台湾期货市场在价格发现的过程中也起着不可忽略的作用。从交易者的视角来看,在新加坡衍生产品交易所和台湾期货交易所不断地对市场交易制度进行创新之后,新加坡市场依然保持了价格发现的主要来源,而台湾期货市场对价格发现的贡献也是不可或缺的。

## 5 结 论

本文深刻反映了新加坡衍生品交易所与台湾期货交易所之间的这种竞争。市场效率,地理位置以及金融中心的交易优势是决定信息流动和价格发现的主要因素。按照母国偏好假说,这种假说认为公司的特定信息,比如收益、红利等信息首先发生在国内,因此国内市场信息流动应该会引导国外市场,国内市场在信息传递中起着主导作用<sup>[21]</sup>。台湾期货交易所也具备着这样的本土优势,国内的新信息首先进入台湾市场,本土投资者因为没有语言障碍也更偏好于投资本土市场。

而新加坡市场也具备着价格发现的众多优势。除了新加坡衍生产品交易所建立起来的良好信誉,交易成本的低廉税收优惠,以及持仓量限制远远大于台湾市场的限制等优势之外,交易者可以方便地在新加坡市场中交易数十种其他合约,这些丰富的产品大大吸引了国际投资者。另一方

面,尽管本样本期内汇率没有发生波动,但是国际投资者为规避汇率风险而更愿意以美元交易。总之,新加坡市场作为自由化程度很高的地区金融中心的地位已经毋庸置疑,而按照金融中心假说,信息由金融中心流向其他金融市场,也许这正是新加坡市场的价格发现功能超过台湾市场的原因所在。

本文对于两个市场价格发现的研究表明期货市场间的信息流动是动态、双向的。Roope 和 Zurbrugg<sup>[10]</sup>把新加坡衍生品交易所价格发现的主体地位归功于先发优势和交易成本优势,而本文认为其持续的制度创新是多年来新加坡交易所的核心竞争力所在。尽管台湾期货交易所也一直在进行交易制度改革,但总是落后一步,究其原因,对于两个竞争性的交易所来讲,监管环境是决定其价格功能发挥的一个重要的因素。新加坡相对宽松的监管制度决定了它能够更有效地进行交易制度改革,决定了它在交易台湾股票指数过程中价格发现的主体地位。

本文的这个结论对于我国当前的金融衍生品市场面临的挑战有很强的启示意义。新加坡衍生品交易所已经在今年 9 月上市了我国的股票指数期货,而我国的金融期货交易所的也刚刚建立。面对交易制度更为灵活的新加坡市场带来的威胁,我国的监管层如何设计合约和交易制度以最大限度地发挥本土优势,从而使得我国的期货合约在价格发现中占据主导地位。然而,一方面是为取得市场主导地位而放松监管,另一方面是为保证市场稳定而需要更多地有效监管,如何平衡这两极将会是我国监管层面临的重要选择。

附表1 台股指数期货与摩台指期货合约比较表  
Appendix 1 Comparison of TAIEX Futures & MSCI Taiwan Futures

合约种类	台湾发行量加权股价指数期货	摩根台湾股价指数期货
推出日	1998年7月21日	1997年1月9日
交易所	台湾期货交易所(TAIFEX)	新加坡衍生性商品交易所(SGX-DT)
标的指数	台湾证券交易所编制的发行量加权股价指数(Taiwan Weighted Index, TAIEX)	摩根史坦利编制的包括77支股票的台湾股价指数(MSCI Taiwan Index)
保证金	原始保证金: 9万台币 维持保证金: 6.9万台币	原始保证金: 1250美元 维持保证金: 1000美元
合约价值	台湾发行量加权股价指数 × 200元台币	摩根台湾股价指数 × 100美元
最小报价单位	发行量加权指数1点, 相当于200元台币	摩根台湾股价指数0.1点, 相当于10美元
涨跌幅限制	每日最大涨跌幅限制为前一营业日结算价的7%	1、第一个涨跌幅为前一营业日结算价的7%, 若涨跌持续10分钟, 则涨跌幅进一步放宽至10%, 若再度出现停板10分钟, 则再放宽至15%, 此即当日最大涨跌幅; 2、合约月份的最后交易日则不设涨跌幅限制, ETS涨跌幅为7%.
交易时间	周一~周五 8:45~13:45	周一~周五 8:45—13:45(人工喊价) 08:45—14:45(电子系统) 14:00—19:00(电子交易; 列入下一个营业日结算)
合约月份	3、6、9、12月, 另加上两个最近连续月份	3、6、9、12月, 另加上两个最近连续月份
最后交易日	合约月份第3个星期三	合约月份倒数第2个营业日, 若遇星期六则提前1日
最后结算价	以最后交易日次一营业日第1次揭示的发行量加权股价指数计算	以最后交易日的收盘摩根台湾股价指数计算
计价基础及结算日	以现金结算, 以最后交易日该指数各成份股开盘15分钟价格为基础, 来计算最后计算价	以现金结算(美元), 以最后交易日当天的现货指数的收盘价为最终结算价.
交易方式	电子撮合	2005年7月起, 由人工喊价(open-out-cry), 改为电子撮合

### 参考文献:

- [1] 台湾期货交易所[DB/OL]. <http://www.taifex.com.tw/>, 2006.  
Taiwan Futures Exchange[DB/OL]. <http://www.taifex.com.tw/>, 2006.
- [2] Gonzalo J, Granger C W J. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13(1): 27—35.
- [3] Hasbrouck J. One security, many markets: Determining the contributions to price discovery[J]. *Journal of Finance*, 1995, 50(4): 1175—1199.
- [4] Harris F H deB, McNish T H, Shoesmith G L, et al. Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1995, 30(4): 563—579.
- [5] Booth G G, Raymond W S, Tse Y. Price discovery in the german equity index derivatives markets[J]. *The Journal of Futures Markets*, 1999, 19(6): 619—643.
- [6] Darrat A F, Zhong Maosen. Permanent and transitory driving forces in the Asian pacific stock markets[J]. *The Financial Review*, 2002, 37(1): 35—52.



- [7] Booth G, Lee Tae-Hwy, Tse Y. International linkages in Nikkei Stock Index futures markets[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 1996, 4(1): 59—76.
- [8] Coving V, Ding D K, Low B S. Price Discovery in Informationally-Linked[C]. *Markets: A Microstructure Analysis of Nikkei 225 Futures*, Working Paper. 2003.
- [9] 余书炜. 本土市场对股指期货异地上市事件的反应[R]. 上海期货交易所博士后工作站报告. 2006.  
Yu Shuwei. The Reactions of Local Stock Markets Towards Overseas Listing of their Index Futures Around the World[R]. Report of Post-Doctoral Work Station in Shanghai Futures Exchange, 2006. (in Chinese)
- [10] Roope M, Zurbrugg R. The intra-day price discovery process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange[J]. *Journal of Futures Markets*, 2002, 22(3): 219—240.
- [11] Chou K R, Lee J. The relative efficiencies of price execution between the Singapore Exchange and the Taiwan Futures Exchange[J]. *The Journal of Futures Markets*, 2002, 22(2): 173—196.
- [12] Hsieh G W. Regulatory changes and information competition: The case of Taiwan index futures[J]. *The Journal of Futures Markets*, 2004, 24(4): 399—412.
- [13] 黄玉娟, 黄佩铃, 梁心怡, 等. 台湾股价指数现货与期货价格领先落后关系之探讨——以 TAIEX 与 SGX-DT 为例[J]. *辅仁管理论坛*, 2004, 11(1): 125—152.  
Huang Yujuan, Huang Peiling, Liang Xinyi, *et al.* The lead-lag relationship between spot index and index futures price—some evidence from TAIEX and SGX-DT[J]. *The Review of Fu Ren Management*, 2004, 11(1): 125—152. (in Chinese)
- [14] Huang Y C. The components of bid-ask spread and their determinants: TAIEX versus SGX-DT[J]. *The Journal of Futures Markets*, 2004, 24(9): 835—860.
- [15] Baillie R T, Booth G G, Tse Y, *et al.* Price discovery and common factor models[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 309—321.
- [16] De Jong F. Measures of contribution to price discovery: A comparison[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 323—327.
- [17] Lehmann B N. Some desiderata for the measurement of price discovery across markets[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 259—276.
- [18] Baillie R T, Booth G G, Tse Y, *et al.* Price discovery and common factor models[J]. *Journal of Financial Markets*, Elsevier, 2002, 5(3): 309—321.
- [19] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration - with applications to the demand for money[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52(2): 169—210.
- [20] Stock J H, Watson M W. Testing for common trends[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1988. 83: 1097—1107.

## Intra-day price discovery process of Taiwan stock index futures

XIONG Xiong<sup>1</sup>, ZHANG Wei<sup>1,2</sup>, LI Shuai<sup>1</sup>, LIU Wen-cai<sup>3</sup>

1. Management School of Tianjin University, Tianjin 300072, China;
2. Tianjin University of Finance And Economic, Tianjin 300222, China;
3. Shanghai Futures Exchange, Shanghai 200122, China

**Abstract:** This paper examined compared the information efficiencies between the Singapore Exchange and the Taiwan Futures Exchange for Taiwan Index Futures listed in both markets by using of the Hasbrouck and Gonzalo-Granger methodologies. The results not only a common stochastic trend between index futures and their underlying indices, but also provided strong evidence that price discovery primarily originates from the Singapore futures market. Relative loose governance environment of Singapore Market guaranteed that it's exchange regime can more effectively reformed and new information can be more quickly reflected in prices. Governance environment is an important factor to maintain an reputation as an information center for these similarly traded financial instruments.

**Key Words:** price discovery; common factor; home bias hypothesis; financial center hypothesis