

# 国内外股指期货与股票指数之间的 关联性研究

## ——基于日经225指数期现货市场的实证分析

浙江永安期货经纪有限公司 夏天

### 一、引言

国内外股指期货市场与股票指数之间的关联性问题学术界与投资者所共同关心的话题。一方面，它在一定程度上反映了股指期货市场的运行效率问题。当市场间具有了良好的关联性时，可以认为期货市场具备了价格发现功能，K. Lai and M. Lai (1991)<sup>[1]</sup>研究得出“存在协整关系是市场有效率的一个必要条件”的结论；另一方面，如果三者之间具有了关联性与互动关系，投资者就可以通过发现它们之间的价差变化选择各种类型的套利投资策略从而获得利润，也可以通过掌握期现货市场间基差变化规律来有效地进行套期保值策略以规避现货市场的风险。因而，研究三者间的关联性具有十分重大意义。

国内外学者进行了大量深入的研究。Bigman, Goldfrab与Schechtman (1983)<sup>[2]</sup>运用线性回归方法检验了美国芝加哥期货交易所小麦、玉米与大豆期货价格与其现货价格的关系问题。Booth, So与Tse (1999)<sup>[3]</sup>运用协整技术与误差修正模型对德国DAX指数现货、期货与期权的价格发现功能进行研究，发现期货具备了价格发现功能，并且在该功能上还要明显好于期权。Kim, Szakmary与Schwarz (1999)<sup>[4]</sup>应用向量自回归(VAR)模型对S&P500、MMI及NYSE综合指数三个市场的期货与现货关系进行了检验，研究发现在期货市场中以S&P500领先，而现货市场则是以MMI指数为主导。Reappraised (2001)<sup>[5]</sup>运用双变量EGARCH模型对期货市场与现货市场之间的相互关系进行了深入的研究。Zhong M., Darrat A F., Otero R. (2004)<sup>[6]</sup>采用EGARCH模型与协整模型分析了墨西哥股票指数期货市场的价格发现功能与相互作用影响的关系。相对比国外十分丰富的研究成果，国内学者也展开了较为深入的研究。华仁海与陈百助(2004)<sup>[7]</sup>、华仁海(2005)<sup>[8]</sup>运用EG两步法以及Granger因果关系对当时国内上市的主要商品期货品种的国内外期货市场关联性与期现货市场动态关系进行了研究。夏天与程细玉(2006)<sup>[9]</sup>利用向量自回归模型，Johansen协整检验等技术从整体的角度检验了国内外大豆期货价格与国产大豆现货价格三者间的动态关系，研究发现三者间存在长期协整关系，短期内的价格偏离可以通过自身价格约束机制予以纠正。肖辉、鲍建平与吴冲锋等(2006)<sup>[10]</sup>使用脉冲响应与一般因子分解模型对国际五种主要的股指期货期现货市场间价格发现过程进行了研究，他们发现期货市场在价格发现过程中占据了主导地位，起到了信息定价中心的功能。

总结以上的研究发现：首先，国内外期货市场与现货市场三者本身就是一个密切联系并相互影响的复杂金融系统，因此本文考虑同时对三个市场的关联性与相互影响关系进行分析；其次，从方法论来看，主要有线性回归方法、EG两步法检验、基于向量自回归模型的分析方法以及多元GARCH模型等方法。基于VAR模型与VEC模型还可以进一步运

用协整分析、长短期因果关系检验与方差分解分析等等诸多现代计量分析工具对所研究的问题进行更为深入的研究。因而本文运用该类模型与方法来对日经指数（NIKKEI 225）的国内外期货市场与股指三者整体关联性及其互动关系进行系统的考察。

## 二、 变量与数据

本文以日本东京股票交易所推出的日经225（NIKKEI 225）股票指数、日本大阪证券交易所推出的日经225指数期货与美国芝加哥商业交易所（CME）推出的日经225指数期货作为研究对象。日经225股指不仅是最能够代表日本股票市场的股指指数，更是全世界国际金融市场的指标之一<sup>[2]</sup>。从以往的研究来看，股指期货的研究往往对时间进行划分来分别研究。对于日经指数而言，日本经济从2005年以来正在走出低迷状态，同时日经股指表现为十分强劲的上升势头，特别重要的一个标志就是从2005年以来的日元对美元汇率与日经指数两者表现为显著反方向运行<sup>[12]</sup>。因此本文对三者的研究时间跨度是选择了2005年1月至2006年11月这段时间，为了保持数据配对，删除了三个市场间非配对的数据，最后得到共计470个日数据。为研究需要，本文以S、A和J分别表示东京日经225指数、大阪日经225指数期货与CME日经225指数期货连续合约的期货价格时间序列（见图1），并对S、A与J实施对数化处理得到LGS、LGA与LGJ三个变量。

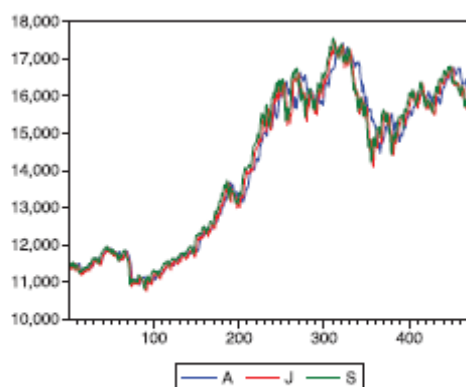


图 1

对多个时间序列进行协整分析的第一步就是确定每个时间序列是否平稳，判断序列平稳特性通常是借助单位根检验方法。本文运用ADF(Augmented Dickey-Fuller)单位根检验方法与PP(Phillips-Peron)单位根检验方法对三个期货市场时间序列LGS、LGJ与LGA进行平稳性检验，具体检验结果见下面的表1：

表 1 单位根检验表

序列名称	ADF检验值	PP检验值	1%显著水平临界值	10%显著水平临界值
LGS	-1.0762	-1.0604	-3.444	-2.57
$\Delta$ LGS	-22.06	-22.08	-3.444	-2.57
LGJ	-1.07	-1.0352	-3.444	-2.57
$\Delta$ LGJ	-22.81	-22.86	-3.444	-2.57
LGA	-0.8726	-0.8906	-3.444	-2.57
$\Delta$ LGA	-20.905	-20.919	-3.444	-2.57

从表1中发现它们三者水平值均为非平稳序列，经过一阶差分（以  $\Delta$  表示）以后平稳，因此它们都是  $I(1)$  序列（一阶单整）。因此三者可以进一步进行协整关系的分析。

### 三、实证分析

进行协整关系的检验通常采用Engle-Granger两步法与Johansen检验法，但是如Kremers等人（1992）所指出的情况，尽管EG两步法使用方便，但是在小样本下OLS协整估计具有实质性偏差。此外EG两步法只适用单一协整关系的估计与检验。如本文三个变量的协整关系检验还是以Johansen极大似然检验法最为合适。并且在基于VAR模型的Johansen协整检验法中，由于不存在内生变量与外生变量的区别，所有变量都被视为内生变量，他们是彼此动态影响的联合系统。

#### （一）VAR模型的确定

Johansen检验基于VAR模型进行。VAR模型采用了多方程联立的形式，在模型的每一个方程中，内生变量对模型的全部内生变量的滞后值进行回归，从而估计出全部内生变量的动态关系。对于VAR(k)模型来说，在建立模型过程中首先要确定最为合适的滞后期k，k值的选择一方面不能太小，太小则模型不能够反映变量间相互影响的绝大部分，另一方面也不宜过大，否则会导致自由度大量减少，直接影响模型参数估计量的有效性。为了选择最为合适的k值，本文依据了LR统计量（5%的置信水平下）、FPE（最终预测误差）、SC信息准则、AIC信息准则与HQ（Hannan-Quinn）信息准则五个指标来进行判断。判断结果如表2：

从表2中我们可以看到除去SC准则是选择了k为2外，其余所有的指标都选择了滞后期k为5的结果。所以本文选择建立VAR(5)模型。

#### （二）协整检验分析

协整检验模型实际上是对无约束VAR模型进行协整约束后得到的VAR模型，该模型的滞后期是无约束VAR模型一阶差分变量的滞后期。由于本文VAR模型选择的最优滞后期为5，所以协整检验的VAR模型滞后期确定为4。进一步通过模型选择的联合检验，确定常数项约束在协整空间内且协整方程有截距的模型作为最适合的协整检验模型。协整检验从检验不存在协整关系这个零建设开始逐步展开，具体的Johansen协整检验具体结果见表3：

在表3看出，在5%的显著水平下三者之间是存在两个长期稳定的协整关系，即三者之间存在较为良好的关联性，日经股指期货市场运行是有效率的。更进一步估计出VAR系统中的协整关系式表示如下：

$$LGS=1.02045LGJ - 0.024499LGA - 0.043984 (1)$$

将协整关系等于VECM，进而对VECM时间序列进行单位根检验得到表4：

表 2 VAR 模型滞后值选择表

滞后值k	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2620.077	NA	2.59e-09	-11.25624	-11.22952	-11.24573
1	4695.660	4115.458	3.59e-13	-20.14477	-20.03768	-20.10270
2	5221.392	1035.635	3.86e-14	-22.36728	-22.18022*	-22.29365
3	5232.335	21.41488	3.85e-14	-22.37563	-22.10840	-22.27045
4	5265.076	63.65314	3.47e-14	-22.47775	-22.13035	-22.34101
5	5283.202	35.00337*	3.34e-14*	-22.51700*	-22.08943	-22.34671*

表 3 Johansen 协整检验与最大值检验结果

零假设	特征根	迹统计量 $\lambda_{max}$	5%临界值	最大值统计量 $\lambda_{max}$	5%临界值
$\gamma \leq 0$	0.4906	507.92	35.192	313.69	22.299
$\gamma \leq 1$	0.3371	194.23	20.261	191.16	15.892
$\gamma \leq 2$	0.0066	3.0724	9.1645	3.0724	9.1645

表 4 VECM 单位根检验

序列名称	ADF检验值	PP检验值	1%显著水平临界值	10%显著水平临界值
VECM	-12.704	-71.86	-3.444	-2.57

从表4中可以看到VECM序列已经是平稳时间序列了，这也验证了三个市场的时间序列的长期协整关系是成立的。再从公式（1）的三者的回归系数可以看出，从长期看，日经指数与本土日经股指期货是正相关关系，而与CME推出的日经股指期货呈负相关关系。由于对数据采用了对数化的处理，因此各变量前的参数即为市场间的价格弹性，从公式（1）中我们看到OSE日经股指期货价格上升（下降）1%，则日经股指会上升（下降）变化1.02045%，但是CME推出的日经股指期货价格上升（下降）1%，日经指数则是会下降（上升）0.024499%。这就表明了股指期货市场对股票指数会造成较大的波动性，特别是国内股指期货对它的的作用与影响更为巨大与直接，特别是国内外期货市场对现货市场的影响力还具有相互抵消的效果，这也体现了进行三者整体性关系研究的复杂性与价值。公式（1）给出的协整关系还只能说明各个变量之间长期的关系与趋势。我们进一步考虑建立起将它们的短期波动与长期均衡联系起来的向量误差修正模型来做进一步的研究。

### （三）VECM的确定与分析

由于VECM的滞后期是无约束VAR模型一阶差分变量的滞后期，前文已经确定了VAR模型滞后期为5，所以对应的VECM滞后期应该选择为4，序列仍然采用协整方程有截距但是没有确定趋势的形式。具体估计结果见如下表达式：

$$\begin{pmatrix} \Delta LGS_t \\ \Delta LGJ_t \\ \Delta LGA_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.0269 & -0.0436 & 0.0467 \\ 0.0465 & -0.0311 & 0.0226 \\ 0.153 & -0.0639 & 0.0477 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta LGS_{t-4} \\ \Delta LGJ_{t-4} \\ \Delta LGA_{t-4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.03 \\ 0.511 \\ -0.043 \end{pmatrix} vecm_{t-1} \quad (2)$$

公式（2）中各个方程的检验结果表明在5%的显著水平上，各个方程回归残差序列均满足正态性，无异方差与自相关，这验证了VEC模型的有效性。并且模型对数似然函数值为4618.18，AIC值为 - 19.79，SC值为 - 19.65，这些都说明了模型的解释力是很强的。

公式(2)中的 $vecm_{t-1}$ 项更是向量误差修正模型的核心部分,它表示对变量长期均衡关系在短期内的偏离可以起到纠正调节作用。而它前面的调整系数估计值反映了三个市场受短期冲击后向长期均衡值调整的速度,其绝对值越大,则调整的速度越快。因此我们可以看到OSE推出的日经股指期货 LGJ(估计系数0.511)对股票指数 LGS具有十分良好的反应能力,具备了良好的价格发现能力,其次是CME推出的日经股指期货 LGJ(估计系数0.043)。 $vecm_{t-1}$ 的具体表达形式如图2。

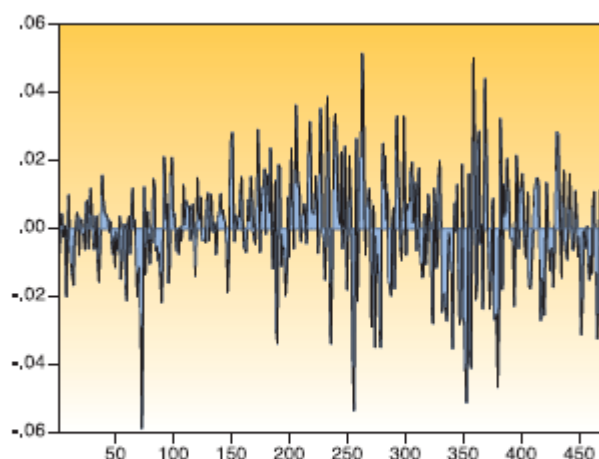


图 2

从图2还可以表明误差修正项序列具有持续地在零之上或之下变动的特点,且并不是在零附近任意地波动,这说明当系统从非均衡状态调整到均衡状态时,需要一定的时间,但总是均值回复的。这从经济意义上也说明国内外日经股指期货市场与日经股指之间应该是统一的,存在长期均衡关系是由于其内在运行机制与机理所决定的。首先,股指期货市场中现金结算机制中能够有效的保证股指与股指期货在长期保持均衡关系。其次,国内外股指期货市场之间由于套利(Spread)与套期保值(Hedging)两种势力的存在,他们通过各种套期保值技术与套利投资技术在客观上使得三个市场价格最终趋于一致。这样,即使短期内有各种经济政治甚至人为的大量投机等因素对期货市场造成剧烈的冲击出现短期内三者相互背离的情况,但长期内一定会得到纠正从而有长期均衡关系的出现。

#### (四) 基于VECM模型的Granger长短期因果检验

基于VECM的分析可以对多个市场间长短期的关联性关系有一个比较好描述,在此基础上本文进一步考虑运用基于VECM的Granger长短期因果检验来对三个市场长短期内因果关系进行更深入的刻画。Granger因果检验还可以分为两种形式:一种是传统的基于VAR模型的检验;另一种则是最近发展起来的基于VEC模型的检验,两者间的区别在于适用范围有所不同,前面的方法仅适用于非协整序列间的因果检验,而后者则是用来检验协整序列间的因果关系。Feldstein与Stock(1994)<sup>[13]</sup>就指出如果非平稳变量间存在着协整关系,则应考虑使用基于VEC模型进行因果检验,即不能省去模型中的误差修正项,否则得出的结论可能会出现偏差。此外,基于VECM的Granger长短期因果检验不仅可以考察传统的因果关系检验所考察的变量间短期因果关系,而且可以体现变量间由协

整关系所形成的长期因果关系。本文所采用的方法是Wald检验法，对公式（2）VECM方程中估计出的系数的显著性进行联合检验，来判断各变量长短期因果关系的方向。对右方三个变量各自的Wald-F检验结果可以表明该变量的变化是否在短期内影响着左侧变量的增长，而Wald-F联合检验结果可以证明右方三个变量是否共同构成了左侧变量的短期Granger原因。误差修正项的t检验表明右方三个变量与左侧变量是否存在长期的因果关系，即左侧的变量是否通过三个市场整体的协整关系进入了长期因果关系之中。具体检验结果见表5，表5给出的是Wald-F检验的零假设（差分变量以及误差修正项前的系数为零）的F值与伴随概率值。

表5 基于VECM的Granger长短期因果检验结果

Granger原因		$\Delta LGS$	$\Delta LGJ$	$\Delta LGA$	联合检验	ECT
$\Delta LGS$	F值		0.7206	4.6297	1.4509	0.3068
	P值		0.3963	0.0319	0.2162	0.5767
$\Delta LGJ$	F值	0.2215		0.0182	86.1	340.97
	P值	0.6361		0.8926	0.0000	0.0000
$\Delta LGA$	F值	2.9467	0.1892		9.8429	37.1372
	P值	0.0867	0.6638		0.0000	0.0000

表5对三者间的因果关系给予了最好的描述。首先从联合检验的情况来看，股指期货与现货价格的联合变化都是股指价格发生变化的原因。但是三者间的短期因果关系并不十分显著，只是股指对国外股指期货市场的短期影响更为显著，但是这样也说明了三者互为因果的关系，只是在长短期因果关系上有不同的体现；其次，从误差修正项ECT的统计显著检验结果可以看到，国内外股指期货市场通过协整关系显著地影响着日经股指。从长期看，它们是股指价格变化的重要影响因素。总之，因果关系检验进一步说明了国内外日经股指期货市场对日经股指具有了良好的价格发现功能，而在这三个市场中大量存在的套期保值者、套利投资者等力量以及期现货市场到期现金结算制度的制约等都保证了国内外期货市场能够在长期有很好的价格发现功能。

### （五）方差分解分析

另一种对VAR动态系统进行动态特性分析的工具是方差分解技术，Hasbrouck(1995)<sup>[14]</sup>提出在考察VAR模型时可以采用预测方差分解方法研究模型的动态特征，其主要思想是把VAR系统中的均方误差分解成为各个变量冲击所作的贡献，即各个变量冲击的贡献占总贡献的比例。该方法可以定量地描述本文中三个市场之间相互作用与影响的情况。具体的结果见表6。

从表6的方差分解结果我们可以看到：日经指数现货价格在滞后期为1时，100%的来自于自身，此后尽管略有降低，但最后稳定在98.65%，并且日经指数对OSE的指数期货市场具有十分显著的冲击与影响。日本OSE的期货市场在第100期时日经指数现货市场的影响都仍然能够保持在97%以上，这就充分说明了三者间的关系应该是股指期货市场以股指现货市场作为基础。股指现货市场的运行风险对股指期货市场具有十分强大的冲击与影响。对于OSE推出的期货市场而言，滞后期为1时，99.9%来自于自身，然而到了滞后期为100时则是下降为1.012%，而日本OSE的期货价格对于来自美国CME的期货市场价格的影响作用却表现十分有限，它在第一期滞后期时的影响效果为零，到最后也仅仅只有1.601%的贡献份额。这说明对日本股指期货而言，国外的股指期货影响相对有限，这应该是由于传统上日本投资者更倾向于本国资本市场的投资。这里比较特殊的情况是美国CME推出的日经股指期货，无论是对日经指数还是OSE日经股指期货，它都没有表现出敏感性。在第1期的时候98.5%的冲击来自它自身，但是到了第100期时则是99.3%的贡献

份额。CME推出的日经股指期货体现出相对独立的特点，这也说明作为国外推出的股指期货未必都能成功，本国股指期货市场在股指定价权体系的竞争中应该具有更大的竞争力。

表6 方差分解结果

期数	LGS来自于			LGJ来自于			LGA来自于		
	LGS	LGJ	LGA	LGS	LGJ	LGA	LGS	LGJ	LGA
1	100%	0	0	0.041%	99.96%	0	0.196%	1.286%	98.51%
2	99%	0.027%	0	27.07%	73%	0.009%	0.651%	0.874%	98.47%
5	99.6%	0.149%	0.256%	75.17%	24.78%	0.046%	1.156%	0.422%	98.42%
10	99.12%	0.173%	0.706%	88.71%	10.65%	0.643%	0.856%	0.243%	98.9%
50	98.7%	0.168%	1.128%	96.59%	1.901%	1.506%	0.596%	0.109%	99.29%
100	98.65%	0.167%	1.182%	97.38%	1.012%	1.601%	0.563%	0.924%	99.34%

#### 四、结论与启示

本文以日经股指及其国内外期货市场作为研究对象，基于向量自回归动态系统模型、向量误差修正模型，以及VECM基础上的Johansen协整检验、Granger长短期因果检验、方差分解等方法在三者整体视角下研究了三者关联性问题与相互影响关系等问题，研究表明：

首先，日经股指及其国内外期货市场的时间序列数据，三者具备了良好的关联性与长期均衡关系。这就说明在日本这样发达的资本市场中，通过推出日经股指期货，完全可以实现其价格发现功能，并为投资者进行风险管理提供重要工具。

其次，通过长期协整关系表达式与VECM模型的估计结果则发现三者整体性的研究更为复杂。在日经股指三个市场中最具有影响力的是OSE的日经股指期货市场，它对现货市场有着良好的正向价格调节作用。其次是CME的日经股指期货，它起到了负向调节价格的效果。它们的存在使得短期内剧烈波动的股指期货市场可以在长期得到纠正从而有长期均衡关系的出现。运用Granger长短期因果分析则说明了三者具有良好的因果联系，这再次印证了长期内股指期货对股指的长期引导作用。但本文研究还进一步发现了在短期内股指现货也是股指期货变化的重要因素之一。特别是方差分解分析更进一步揭示出股指现货市场运行的风险对股指期货市场运行有着巨大冲击与影响力。这就要求监管机构与投资者在监管或投资的过程中不仅要注意期货市场对现货市场的长期引导作用，更要看到股指现货市场运行风险对股指期货市场的巨大的冲击与影响。而针对我国目前所热烈讨论的股指期货推出时间问题，本文认为一定要充分考虑现货市场运行变化情况，最好是选择在股指现货市场运行较为平稳的阶段推出，这样可以保证股指现货市场运行的稳定性，更有利于股指期货市场的长远发展。

最后，无论是从本文的方差分解的实证分析还是在现实情况中，我们都可以看到即使是CME推出的日经股指期货并没有对日本OSE推出的日经股指期货构成特别巨大的冲击与作用。这说明本国推出的股指期货应该在对股指现货定价体系中具有更大的竞争力，只要我国即将推出的股指期货设计科学合理，有利于中国股市长远发展，有利于保护广大投资者的利益，就一定可以取得成功。

责任编辑：蒋晓全