# 中国经济的区域影响力超过日本了吗——基于不等方差检验的一种衡量方法

## 杨利雄 李庆男\*

**摘要**: 本文以因子模型为依据,使用中国等7国(或地区)的股指序列数据,通过 Lee et al. (2012)的"不等方差检验"辨别中、美、日三国作为亚洲的区域性因子与亚洲四小龙(台湾、香港、新加坡、韩国)的密切程度,从而判断三国经济在亚洲的区域影响力。并联合协整检验和不等方差检验的计量结果构建了一个直观的评分体系衡量经济影响力。实证发现:中、美、日在亚洲地区的经济影响力存在此消彼长的态势;中国对亚洲其他经济体的影响力在近年来缓慢提高,但与经济总量的增长不匹配,且并没有超过日本和美国。

关键词: 经济影响力 不等方差检验 协整检验 亚洲

JEL 分类号: C31, F02, G15 中图分类号: F114.3

文献标识码: A 文章编号: 1000 - 6249(2013)05 - 057 - 12

#### 一、引言

30 多年来 我国 GDP 总量从 1978 年的 3645 亿元人民币成长到 2011 年的 472882 亿元 经历了飞速的增长 成为全球第二大经济体。一个普遍的认识是: 随着经济总量的快速增加和对外贸易的飞速增长 ,中国对世界其他经济体的影响也显著地增加了。这是真的吗? 中国经济近年来受到高污染、高能耗等一系列的诟病 ,快速增长的背后是大量的资源消耗。中国制造而非中国创造 ,成为近年来媒体和大众关注的话题。似乎这些诟病的背后 ,又是对中国经济影响力的怀疑。

国内学者多从 GDP 占世界 GDP 的比重和中国制造品在国外市场上的比重来衡量中国经济的影响力。王涛(2005)提出分析中国经济影响力应该坚持两种思维:一是从增量上而非总量上;二是从区域视角而非从全球视角进行判断。吴雪明(2010)从规模效应、增量贡献等角度,以 GDP 总量快速增长、中国制造占世界比重不断增加作为中国经济区域影响力增加的证据。① 覃东海(2004)也主张区域性的影响。这些分析都集中于两个事实:一是中国的经济总量快速的增长;二是中国产品对外贸易额的快速膨胀。但是 将这两个基本事实直接作为中国经济影响力②增加的证据似乎还需斟酌。本文认为全面地衡量一个经济体的影响力需要更多维度的经济数据和严谨的计量方法。

国内文献中缺乏严格的衡量经济影响力的计量方法,而衡量经济的影响力是评价经济影响力的基础。国外文献中多以协整理论作为基础配合股票市场数据研究某国对它国的影响力,或研究某国在全球或区域的主导地位。但协整理论无法区分协整关系的适配程度。本文将协整理论和不等方差检验相结合,克服了单纯使用协整理论的不足,试图构建一个更加可靠的衡量经济影响力的方法,并选取中、美、日

<sup>\*</sup> 杨利雄,西安交通大学金禾经济研究中心,Email: yanglixiong1987@gmail.com,通讯地址: 陕西省西安市咸宁西路28号西安交通大学金禾经济研究中心864室,邮政编码:710049;李庆男,台湾中山大学经济研究所,lee\_econ@mail.nsysu.edu.tw. 感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

① 黄玖立(2011)研究了中国对外贸易增长速度和贸易方式等的特征。

② 本文这样界定中国经济的影响力,它衡量世界其他经济体对中国经济的依赖程度和中国经济对其他经济体的先导作用。

和亚洲四小龙国家(地区)股票市场的数据<sup>①</sup>为例来探索关于中国经济影响力问题的答案,从而提供另一个审视中国经济区域影响力的视角。

本文结合 Engle – Granger 协整检验和 Lee *et al.* (2012) 发展出的不等方差检验 ,以因子模型(factor model) 为经济理论依据 ,考察了不等方差检验的适用范围并将之使用于检验大经济体对小经济体的市场影响力 ,提出了一种新的衡量和检验中国经济影响力的方法和角度 ,以求更科学地回答中国经济影响力的问题 ,并做出有益地探讨。本文探讨的焦点问题集中在: 第一 ,如何更严格地衡量中国对世界其他经济体的影响力 ,或者对亚洲地区其他经济体的影响力? 第二 ,随着经济总量的快速增长 ,中国对世界其他经济体的影响真的增加了吗? 如果增加 ,增加的幅度是否与经济总量的增速相匹配? 第三 ,中国经济的区域影响力是否超过了日本?

#### 二、文献回顾

Sharp(1964)、Ross(1976)发展出资本资产定价模型(CAPM),可以视为金融文献中因子模型(factor model)的雏形。随后,因子模型(factor model)快速地成为金融领域最著名的模型之一。Dungey and Martin(2001),Bekaert et al. (2009)等在因子模型中加入全球性因子(global factor)或区域因子(local factor)来解释国际或区域股票市场的联动现象。Forbes and Chinn (2004)认为市场收益率被四个因素决定:全球性因子,行业因子,国家之间的交叉因子(cross – country factor)和某国特有的风险因子;并且认为某个区域最大的经济体倾向于是最重要的因子,它对周边国家市场的影响非常显著;另外,发现了日本作为全球性因子的重要性在90年代下降的证据。

国外很多文献使用计量经济学中二元协整或多元协整的方法研究股票市场之间的关系,并以此推测某区域大国在世界经济或区域经济中的地位。文献基本肯定了美国经济在全球经济中的主导地位(dominant role)。Arshanapalli and Doukas(1993)研究了80年代法国、德国、英国和美国的股票市场数据,从为美国对其他三国经济具有显著影响。Arshanapalli,Doukas and Lang(1995)研究对比了日本和美国的股票市场对亚洲其他国家股票市场的影响,发现美国在亚洲的影响大于日本。Bessler and Yang(2003)研究了澳大利亚、日本、香港、美国、英国、德国、法国、瑞士和加拿大等国家(地区)90年代后期市场数据,发现美国是唯一对其他国家有持续强烈影响的国家。Ratanapakorn and Sharma(2002)也得出类似结论,并认为此现象源于美国稳定而又强大的经济。Masih and Masih(1999)研究肯定了美国经济在西方和亚洲的强大影响力,并且认为香港经济在亚洲起领导角色(leading role)。Johnson and Soenen(2002)研究了12个亚洲国家的股票市场数据,肯定了日本的区域影响力,并将之归因于亚洲其他国家同时向日本大量地出口商品。

近期一些文献更进一步地研究影响某国经济的区域因素和经贸因素的相对重要程度<sup>②</sup> ,国外文献中一般将之分别称为地理关系(geographic ties) 和经济关系(economic ties)。 Madaleno and Pinho (2012) 认为地理因素和经贸因素同样重要。 Didier  $et\ al.$  (2012) 指出金融借贷关系的重要性。 Fernández – Avilés  $et\ al.$  (2012) 肯定了经贸因素,并基本排除了地理因素的影响。相反地 ,Lee  $et\ al.$  (2012) 集中考察了台湾股票市场 强调了地理因素的重要性 ,因为邻近的经济体之间具有共同的生活文化背景 ,从而更有可能相互产生影响。

但是上述基于协整方法的文献有一些缺陷。Gonzalo and Lee (1998) 指出多元协整方法(Johansen test) 在大样本的情况下,以概率1发现虚假的长期关系,并且指出 Engle – Granger 的二元协整方法更稳

① 由于容易取得股票市场的高频数据,从而获得更多样本,这增加了统计推断的准确率。

② 孔元和冯冰(2012)分析了中国29个省份的数据,研究经贸关系和地理邻接关系两种渠道下的环境效率溢出效应,认为地区间的贸易关联程度与地理位置有很强的关系。

健。不幸的是 "De Jong et al. (1992) 、Karlsson and Lothgren (2000) 等指出了单位根检验的功效 (power) 太低的问题。而二元协整方法 (Engle – Granger) 是建立在单位根检验之上的 ,因此二元协整方法也容易犯第一类错误和第二类错误 ,从而也可能得到错误结论。另外 ,当协整检验发现一个变量和多个变量之间存在协整关系时,无法区分各组协整关系之间的密切程度。Lee et al. (2012) 发展出的 "不等方差检验" (the unequal variance test) 可以用来筛选出最密切的一组关系。因此 本文联合协整检验和不等方差检验研究中国经济的区域影响力,避免单纯使用协整理论的不足。

#### 三、方法和模型

Lee et al. (2012) 发展出的不等方差检验是针对多组因变量相同、自变量不同的方程,通过检验干扰项方差是否存在显著的不相等关系来衡量协整关系密切性的方法,并用于研究台湾和美国及亚洲其他国家的股票市场关系。我们再次仔细考察了"不等方差检验"发现该检验对因变量不同,自变量相同的多组方程,仍然能通过检验回归方差是否有显著的不相等关系来决定密切性。但是,不等方差检验不能用于研究因变量不同、自变量也不同的多组方程。因为不同变量之间的度量单位有差别,而度量单位会影响回归方差的大小,但该检验方法不能区分回归方差中来自于度量单位的部分和来源于自变量、因变量依存关系决定的部分,这使得比较干扰项方差变得无意义。另一方面,因为协整检验可能犯第一类错误和第二类错误,因此我们认为不等方差检验能作为对协整检验的一个辅助检验②提供额外信息。即在协整检验失灵时,不等方差检验的结果依然有助于发现多组关系中最密切的一组关系。

基于因子模型(factor model) 本文考虑大国经济体作为区域性因子对周围国家股票市场的重要程度 以此来评价大经济体的经济影响力。某个国家在全球(或地区)的经济影响力越大,该国的经济数据 越能更好地作为全球性(或地区性)因子的代理变量来解释它国经济数据的波动(Forbes and Chinn, 2004)。本文选取中、美、日三国作为全球性因子(或区域性因子),对比中、美、日三大经济体作为全球性 因子(或区域性因子)对亚洲四小龙(台湾、香港、新加坡、韩国)的影响。通过"不等方差检验"筛选出适配程度最高的因子,以此来考察中国经济的影响力。之所以选取这些国家的数据,是因为:第一,美、中、日是世界上经济总量最大的三个国家;第二,台湾、香港、新加坡、韩国是亚洲与世界其他国家接轨最好的四个小经济体,它们与三大经济体的经贸往来密切。另外,这样安排也便于区分地邻因素和经贸因素两者的相对重要程度。

## (一)模型设定

$$S_i = u_{ij} + \beta_{ij}S_j + \delta_{ij}t + \varepsilon_{ij} \tag{1}$$

其中  $_iS_i$  分别代表台湾、香港、韩国、新加坡之一的股票指数日收盘价序列;  $_iS_j$  代表中、美、日之一的股票指数日收盘价序列;  $_iS_iS_j$  为待估的参数;  $_iS_iS_iS_j$  为干扰项。

Granger(1986)、Engel and Granger(1987) 提出了协整理论来描述两个差分平稳序列之间的长期均衡关系,并提出 E-G 两步法来检验协整关系的存在性,即先使用普通最小二乘法来估计参数,再使用单位根检验来检验 OLS 的残差是否是平稳的。从而,便可检验序列之间是否存在长期均衡关系,以避免虚假回归的问题。

但是 协整理论并没有回答 在一个序列与多个序列存在协整关系的情况下 哪一组协整关系的适配程度最好。Lee et al. (2012) 推导出的不等方差检验能识别出最密切的一组关系。本文中 我们通过在式(1)中固定因变量 考察变换自变量的影响 即固定亚洲四小龙之一 考察中、美、日三国股票市场和四

① 第一类错误即错误地拒绝了正确的零假设;第二类错误即错误地接受了不正确的零假设。

② 在协整关系存在而协整检验没有检测到协整关系时,不等方差检验可以通过比较回归方程的方差大小提供更多信息,即显著较小的方差表明自变量和因变量之间存在协整关系的概率更大。

小龙经济体之一的长期关系及其密切程度 通过联合使用 Engle – Granger 协整检验和不等方差检验来研究中国、美国、日本在亚洲的区域影响力。

## (二)不等方差检验

考虑如下一组 OLS 回归,假设 S 与  $S_1$  和  $S_2$  都存在协整关系 根据"不等方差检验"的思想,如果一组 关系的干扰项方差显著小于另一组关系的干扰项方差,那么这组关系的适配程度好于另一组,从而所对 应的关系更为密切。模型设定如下:

$$S = u + \alpha S_1 + \beta t + \nu$$
  

$$S = \mu + \gamma S_2 + \delta t + \zeta$$
(2)

设定零假设  $H_0$ :  $\sigma_{\nu}^2 = \sigma_{\zeta}^2$  , 备择假设  $H_1$ :  $\sigma_{\nu}^2 \neq \sigma_{\zeta}^2$  。 这里  $\sigma_{\nu}^2$  分别表示  $\nu$   $\zeta$  的方差。

Lee  $et\ al.\ (2012)$  假设模型(2) 的干扰项存在跨期的 Mixingale 相依 $^{\odot}$ 关系,但此两组干扰项之间不存在跨组的相关性,并在该假设下证明了以下两个引理:

#### 引理1 定义:

并且 进一步地 有

$$\frac{(\hat{\sigma}^{2}_{S_{S}S1} - \hat{\sigma}^{2}_{S_{S}S2}) - (\sigma_{\nu}^{2} - \sigma_{\zeta}^{2})}{(\frac{V_{\nu}}{T} + \frac{V_{\zeta}}{T})} \stackrel{A}{\sim} N(0,1)$$

其中 ,
$$V_{\nu} = Var(T^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \nu_{t}^{2})$$
 , $V_{\zeta} = Var(T^{-1/2} \sum_{t=1}^{T} \zeta_{t}^{2})$  。

**引理 2** 假设  $\hat{V}_{\nu}$   $\hat{N}_{\zeta}$  是  $V_{\nu}$   $N_{\zeta}$  的一致估计 在零假设  $H_0$ :  $\sigma_{\nu}^2 = \sigma_{\zeta}^2$  下 定义统计量

$$Z_{0} = \frac{(\hat{\sigma}^{2}_{S\_S1} - \hat{\sigma}^{2}_{S\_S2})}{(\frac{\hat{V}_{\nu}}{T} + \frac{\hat{V}_{\zeta}}{T})^{1/2}}$$
(4)

那么统计量  $Z_0$  服从标准正态分布 N(0,1) 。

New ey and West (1987) 方法可以被用来给出  $V_{\nu}$ ,  $V_{\nu}$  的一致估计 即

$$\hat{V}_{\nu} = \hat{r}_0 + 2 \sum_{j=1}^{q} [1 - j/(q+1)] \hat{r}_j$$
 (5)

其中 $\hat{r}_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\nu}_t^4 \hat{r}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\nu}_t^2 \hat{\nu}_{t-j}^2 , 1 - j/(q+1)$  是 bartlett 核 根据 Newey and West(1987) 的建议 q 是样本 T 的函数 这里选取 q = [4 ( T/100)  $^{2/9}$  ]。类似地可以估计  $\hat{V}_r$ 。

本文的研究步骤如下: 第一步,对各国股票市场指数收盘价序列进行单位根检验确定各序列的阶(order),然后依据 E-G 两步法,对(1)做 OLS 回归,并检验残差项的平稳性,即 Engle-Granger 协整检验; 第二步,对残差做不等方差检验,识别出长期关系的适配程度。美、中、日三国中的某国与亚洲四小龙的适配程度越好表示该国能更好地作为全球性因子(或者区域性因子)的代理变量,从而该国的经济影响力更强; 第三步,联合协整检验和"不等方差检验"的结果建立一个直观的评分体系来评价经济影响力。

① 参见 White(2001) 第三章。

**<sup>—</sup>** 60 **—** 

## 三、数据来源和实证分析

本文选取美国道琼斯指数、中国上海综合指数、日经 225 指数作为区域性因子,选取亚洲四小龙(台湾、香港、韩国、新加坡)国家(或地区)股票指数代表亚洲区其他经济体 数据来源于 Datastream 数据库和雅虎财经。各指数序列为日收盘价序列。由于各个国家的节假日不尽相同,因而交易日不完全重合,本文剔除了交易日不重合的部分。因上海证券交易所从 1990 年 12 月 19 日开始交易并发布上海综合指数的数据,所以本文选取的时间段为 1990/12/19 - 2011/12/31。为了分析中国经济影响力随着时间的变化本文将样本以 5 年为周期分为: 阶段 1(2007/1/1 - 2011/12/31) 阶段 2(2002/1/1 - 2006/12/31) 阶段 3(1997/1/1 - 2001/12/31) 阶段 4(1992/1/1 - 1996/12/31)。鉴于金融危机可能引起数据结构的突变 我们依据 1997 年亚洲金融危机和 2007 年次贷危机分解样本①,以降低数据结构突变带来的问题,这种分解方法类似于 Ratanapakorn and Sharma (2002) 和 Lee et al. (2012)。

首先,使用单位根检验确认股指序列是否为差分平稳。对各指数单位根检验的结果显示: 各指数序列均包含单位根,而一阶差分后是平稳的,从而各指数序列都是 I(1) 序列,即一阶单整的<sup>②</sup>。

其次 基于式(1)的回归方程在整个样本期间的最小二乘回归结果显示:除新加坡对美国的回归外,其他各回归系数在 1%的显著性水平下都异于 0。事实上 将样本分解为四个子样本期后的回归系数除个别外也都是显著的,且各分期的回归系数估计都是不同的,这显示了分解样本的重要性,因为金融危机等冲击都可能造成数据结构突变,适当地分解样本可以减轻结构突变的影响。为了集中讨论不等方差检验和协整检验的含义,本文不直接报告最小二乘回归的结果。

表 1 报告了针对基于式(1)的方程在整个样本期间的 E-G 协整检验的结果。整个样本期间的 E-G 协整检验结果强烈支持中、美、日三大经济体对亚洲四小龙经济体的强大影响力。即,中、美、日三国股票指数数据都能很好的代表全球因子或区域因子来解释亚洲四小龙经济体股票市场的波动。但这使得我们无法识别最有影响力的因子<sup>③</sup> 即无法区分中、美、日三国的经济影响力。不等方差检验弥补了这个缺陷。

国别	美国		中国		日本	
国家与地区项目	仅截距	无截距和趋势	仅截距	无截距和趋势	仅截距	无截距和趋势
韩国	-2.69*	-2.69***	-2.13	-2.13**	-2.53	-2.53***
新加坡	-2.09	-2.09***	-2.35	-2.35***	-3.61 ****	-3.61 ***
香港	-2.74*	-2.74***	-3.82***	-3.82 ***	-3.76 ***	- 3. 76 ***
台湾	-2.97**	-2.97***	-2.93**	-2.93 ****	-3.53 ****	-3.53 ***

表 1 整个样本期间 (1990/12/19-2011/12/31) E-G 协整检验

注: \*\*\*\*, \*\*\* , \*\*\* 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著性水平下拒绝零假设, 下同。单位根检验使用 ADF 检验, 下同。包含截距和趋势项的 ADF 单位根检验统计量和表格中的两种情况得到的统计量相同, 因为回归式(1) 中包含了截距项和时间趋势项, 使得协整检验中趋势项和常数项都不显著, 从而检验统计量相同。因此本文不报告含截距和趋势项的检验。

① 蔡义杰等(2009) 使用 NADCC - EGARCH 模型考察了包括中国等 6 个国家的股指序列,识别出 2007 年 8 月最有可能发生结构突变

② 这部分的单位根检验用 ADF 检验。为了节省空间,本文没有报告这些单位根检验结果。

③ 如果中、日受美国的影响大,那么协整检验呈现的模式依然可能出现。因为在这种情况下,中、日和亚洲四小龙可能共同受全球因子影响。

		韩国			新加坡		
	日本	中国	美国	日本	中国	美国	
干扰项方差	11.51	15.92	16.07	21.92	35.48	43.53	
	0	-4.39***	-4.24***	0	-8.04***	-2.69***	
		0	-0.13		0	- 6. 14 ***	
		香港			台湾		
	中国	日本	美国	日本	美国	中国	
干扰项方差	1008.80	1070.90	1540.40	273.86	299.59	339.64	
	0	-0.71	-5.01***	0	-1.11	-2.52***	
		0	-4. 10 ***		0	-1.53 <sup>*</sup>	

表 2 整个样本期间(1990/12/19-2011/12/31)不等方差检验

注: 第一行表示亚洲四小经济体之一与中、美、日三大经济体市场数据做如式(1) 所示回归得到的回归方差,第二、三、四 行报告了不等方差检验的结果,下同。

表 2 中第一行对回归方差进行从小到大的排序,以便我们对协整关系的密切程度有初步的认识。<sup>①</sup> 从整个样本期间的不等方差检验来看,日本作为区域因子对韩国和新加坡资本市场长期均衡关系的适配程度显著高于中国和美国,即日本对韩国和新加坡的经济影响力在整个样本期间显著强于中国和美国;中国和日本作为区域性因子与香港市场长期均衡的适配程度相当,且都显著强于美国,即中国和日本对香港的经济影响力相当,且均强于美国;日本和美国作为区域性因子对台湾市场长期均衡的适配程度相当,且都强于中国,即日本和美国对台湾的经济影响力强于中国。综合来看,整个样本期间日本对亚洲四小龙的经济影响力显著强于中国,也强于美国。这与美国在亚洲区有强大影响力影响不符合。这个实证发现与 Lee et al. (2012) 一致,但与 Masih and Masih (1999)、Bessler and Yang (2003)等不一致。表 2 的实证结果暗示我们: 地域性因子的作用可能比全球性因子的作用更重要。

下文以每5年为一个阶段。②研究中、美、日的经济影响力的动态变化,主要考察中国的影响力是否随着经济总量的快速增长在近期有所增强,及增强的幅度是否与经济总量的增长相匹配。

表 3 报告了阶段 1(2007/1/1-2011/12/31) 的协整检验 ,结果肯定了中、美、日与亚洲四小龙股票市场之间的协整关系。但是在 1% 的显著性水平下 ,我们更能肯定中国与各国(地区)的协整关系的存在。即 ,协整检验似乎支持该期中国具有更强大的区域影响力。然而 ,在 5% 的显著性水平下 ,则无法区分影响力大小。因此 需要做不等方差检验。

国别	美	国	中	国	日	本
国家与地区项目	仅截距	无截距和趋势	仅截距	无截距和趋势	仅截距	无截距和趋势
韩国	-2.79*	-2.79***	-3.02*	-3.02***	-2.67 <sup>*</sup>	-2.67***
新加坡	-1.96	- 1. 96 **	-2.37	-2.37 ***	-2.69*	-2.69***
香港	-1.81	-1.81*	-3.05**	-3.05***	-1.82	-1.82*
台湾	-1.9	-1.90*	-2.72*	-2.72***	-2.27	-2.27**

表 3 阶段 1 (2007/1/1-2011/12/31) 协整检验

① 然而,因为样本的随机性,回归方差的绝对大小并不必然意味着密切程度的大小。

② 因为我们更关心近期中国在亚洲地区的经济影响力,所以在分期时,本文采用时间倒叙。即,将最近的五年(2007/1/1-2011/12/31)作为阶段 1.

国家与地区	韩国				新加坡	
方差	美国	日本	中国	日本	美国	中国
干扰项方差	10.09	14.95	21.24	27.85	35.67	103.53
	0	-2.46 ****	-4.65 ****	0	-1.67**	- 6. 40 ***
		0	-2.32**		0	- 5. 64 ***
			0			0
国家与地区		香港			台湾	
方差	中国	美国	日本	日本	美国	中国
干扰项方差	3684.84	4106.75	5235.96	351.45	364.33	631.56
	0	-0.71	-2.14**	0	-0.22	- 3. 54 ***
		0	-1.53*		0	-3.32 ****
			0			0

表 4 阶段 1(2007/1/1-2011/12/31) 不等方差检验

表 4 中阶段 1 的不等方差检验表明: 美国与韩国协整关系的适配程度显著好于日本、中国,而日本对韩国的适配程度显著好于中国,即美国对韩国的经济影响力强于日本、中国,日本对韩国的经济影响力强于中国。中国对新加坡和台湾的经济影响力都显著低于美国和日本;日本对新加坡的影响力强于美国;美国对新加坡的影响力强于中国;美国对台湾的影响力和日本相当。中国对香港的影响力强于日本;中国和美国对香港的影响力相当;美国对香港的影响力强于日本。综合该期不等方差检验的结果来看,该期日本和美国对亚洲地区的影响力相当,且都强于中国。这表明:只使用协整检验的结果评价地域经济的整合程度结果可能并不可靠。因为忽略适配程度,协整检验检测出的协整关系可能来源于中国与四小龙国家(地区)共有一个全球因子或区域因子,并不能确定中国经济对亚洲四小龙国家(地区)是否存在先导作用,从而无法判断中国经济的影响力。

在阶段 2(2002/1/1-2006/12/31) 表 5 协整检验表明: 中、美、日作为区域因子都能较好地解释四小龙经济体的股票指数波动。因此单从协整检验无法区分中、美、日三国作为区域因子对四小龙经济体的股票指数波动的解释能力。

表 6 报告的阶段 2 的不等方差检验表明: 美国对台湾的适配程度强于日本、中国; 台湾与中国的适配程度显著地最低; 中国对韩国、香港、新加坡的适配程度显著最低。即在该阶段中国不能作为区域性因子很好地解释四小龙经济体的数据,这强烈的支持中国在亚洲区域的市场影响力在该期低于美国和日本。另一方面, 在该阶段, 日本的市场影响力又显著弱于美国。

	美国		中	中国		日本	
	仅截距	无截距和趋势	仅截距	无截距和趋势	仅截距	无截距和趋势	
韩国	-1.92	-1.92*	-2.12	-2.12**	-3.58 ****	-3.58 ****	
新加坡	-3.15*	-3.15***	-2.36	-2.36**	-1.98	-1.98**	
香港	-3.34*	-3.34***	-3.24*	-3.24***	-2.28	-2.28**	
台湾	-5.48 ***	-5.48 ****	-2.91*	-2.91 ***	-2.66*	- 2. 66 ****	

表 5 阶段 2(2002/1/1-2006/12/31) 协整检验

国别(地区)		韩国			新加坡	
方差	日本	美国	中国	美国	日本	中国
干扰项方差	2.66	9.68	13.25	8.06	11.82	23.46
	0	- 6. 69 ***	-6.79***	0	- 2. 49 ***	- 4. 64 ***
		0	- 1. 97 **		0	-3.40 ***
			0			0
		香港			台湾	
	美国	香港日本	中国	美国	台湾日本	中国
干扰项方差	美国 291.30		中国 765.94	美国 59.13		中国 208.53
干扰项方差		日本			日本	
干扰项方差	291.30	日本 498.02	765.94	59.13	日本 150.78	208.53

表 6 阶段 2(2002/1/1-2006/12/31) 不等方差检验

在阶段 3(1997/1/1-2001/12/31) 表 7 的协整检验表明: 日本与亚洲四小龙都存在十分显著的协整关系; 中国和美国在 10% 的显著性水平下与亚洲四小经济体都存在协整关系。因此, 协整检验本身无法区分中、美、日三国在亚洲的影响力。

国别	美国		中国		日本	
国家与地区	仅截距	无截距和趋势	仅截距	截距和趋势	仅截距	截距和趋势
韩国	-2.12	-2.12**	-1.62	-1.62*	-3.01*	-3.01***
新加坡	-2.38	-2.38**	-2.19	-2.19**	-3.03*	-3.03***
香港	-1.91	-1.91 <sup>*</sup>	-2.29	-2.29**	-3.19*	-3.19***
台湾	-3.03 <sup>*</sup>	-3.03***	-2.39	-2.39**	- 4. 42 ***	-4.42 ***

表7 阶段 3(1997/1/1-2001/12/31) 协整检验

表 8 报告的阶段 3 的不等方差检验表明: 日本对除台湾外的三个小经济体的适配程度显著强于美国和中国; 中国与除香港外三国(地区) 的适配程度显著最低。即,该期日本对亚洲地区的影响力最强; 美国在亚洲的影响力低于日本; 另外,在该阶段,中国对亚洲地区的影响力不如日本和美国。

在阶段 4 (1992/1/1 – 1996/12/31) 表 9 中给出的协整检验表明:在 10% 的置信水平下,中国、美国、日本与所有四个小经济体都存在协整关系。因此,协整检验无法区分中、美、日三国作为亚洲区域因子的差别。因而,单纯的协整检验无法区分中、美、日三国的经济影响力。

表 10 报告的阶段 4 的不等方差检验表明: 美国与韩国、新加坡的适配程度显著强于日本、中国; 中、美、日对香港的市场影响力相当; 日本对台湾的影响力强于中国。中国对新加坡、韩国的影响力与日本相当。综合来看 在该阶段 美国在亚洲的影响力似乎更大; 日本在亚洲的影响力略胜于中国。

从协整检验和"不等方差检验"的结果来看。显著的协整关系并不必然代表密切关系的存在。不等方差检验能使我们从多组协整关系中识别出适配程度最好的一组。即能识别出最能代表全球因子或区域因子解释区域市场波动的国家,从而使得我们从另一个角度解读大经济体在全球或区域的影响力。实证发现:各样本期间,中、美、日三大经济体与香港、台湾、新加坡、韩国四个小经济体的股票市场之间都存在协整关系。但不等方差检验基本否定了中国作为区域因子解释亚洲四小龙国家(地区)股票市场波动的可能。

**—** 64 **—** 

表 8 阶段 3(1997/1/1-2001/12/31)	不等方差检验
-------------------------------	--------

国别		韩国			新加坡	
方差	日本	美国	中国	日本	美国	中国
干扰项方差	9.91	19.61	28.37	44.30	89.95	101.32
	0	-4. 18 ***	-5.76***	0	-3.74***	- 4. 20 ***
		0	- 2. 40 ***		0	-0.71
			0			0
国家与地区		香港			台湾	
方差	日本	中国	美国	美国	日本	中国
干扰项方差	1951.01	4423.59	4643.61	456. 13	736.06	1134.55
	0	-4.61 ***	-5.21 ***	0	- 2. 60 ****	- 4. 65 ***
		0	-0.33		0	- 2. 39 ***
			0			0

## 表 9 阶段 4 (1992/1/1-1996/12/31) 协整检验

国别	美	国	中	国	日	本
国家与地区项目	仅截距	截距和趋势	仅截距	截距和趋势	仅截距	截距和趋势
韩国	-3.22**	-3.22***	-0.91	-0.91	-0.26	-0.26
新加坡	-2.62*	-2.62**	-1.73	-1.73*	-1.72	-1.72*
香港	-2.18	-2.18**	-2.23	-2.23**	-2.31	-2.31**
台湾	-1.91	-1.91*	-1.87	-1.87 <sup>*</sup>	-1.81	-1.81*

## 表 10 阶段 4(1992/1/1-1996/12/31) 不等方差检验

国别		韩国			新加坡	
方差	美国	中国	日本	美国	日本	中国
干扰项方差	4.26	10.01	11.34	24.50	32.08	32.64
	0	-4.65****	-4.96****	0	-1.69**	-1.85***
		0	-0.75		0	-0.11
			0			0
国家与地区		香港			台湾	
方差	中国	日本	美国	美国	日本	中国
干扰项方差	798.11	815.57	835.17	503.96	532.99	1107.67
	0	-0.09	-0.20	0	-0.40	-8.57 ***
		0	-0.10		0	-7.66***
		_	0			0

下文试图建立得分体系<sup>①</sup> 综合协整检验和不等方差检验的实证结果来衡量中、美、日三大国的经济影响力。以无截距无趋势项的协整检验为基础 如果协整检验结果中三大国之一与亚洲四小经济体之一在 1%、5%、10% 的显著性水平下存在协整关系分别得 3%、2%、10% 的显著性水平下存在协整关系分别得 3%0、2%0 的显著性水平下存在协整 ,与新加坡在 5%0 的显著性水平下存在协整 ,因此中国在此阶段得 3\*3+2=11%7;不等方差检验表明三大国中某一国对亚洲小经济体之一的适配程度显著高于其他两国 ,得 2%0,显著高于其中一国 ,得 1%0。例如 在阶段 10,中国与香港的适配度只强于日本 因此只得 1%0。所以 在阶段 10,中国得 11+1=12%0。类似地 得到如下得分表:

样本期	日本	中国	美国
1992/1/1 – 1996/12/31	5	4	13
1997/1/1 - 2001/12/31	19	7	11
2002/1/1 - 2006/12/31	15	10	17
2007/1/1 - 2011/12/31	13	12	12
1990/12/19 - 2011/12/31	16	14	12

表 11 经济影响力得分表

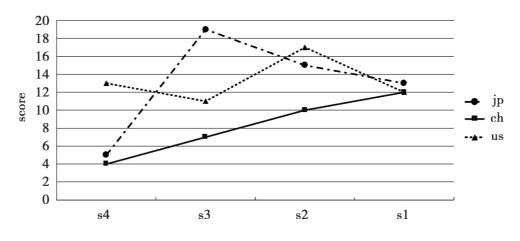


图1 中、美、日三国经济影响力得分图

数据来源: 作者整理前文实证结果所得。

注: 横轴坐标 s1, s2, s3, s4 分别与子样本期阶段 1(2007/1/1-2011/12/31)、阶段 2(2002/1/1-2006/12/31)、阶段 3(1997/1/1-2001/12/31) 和阶段 4(1992/1/1-1996/12/31) 对应。纵轴 score 表示经济影响力得分。

综合来看 美、中、日在亚洲地区的经济影响力存在较为明显的此消彼长现象。90 年代初期 美国在亚洲地区的经济影响力十分显著 而 90 年代后期开始 ,日本在亚洲地区的影响力快速增加 ,且超过了美国 美国的影响力有所下降。随后 ,日本对亚洲地区的经济影响力开始缓慢下降 ,但基本上保持了强大的影响力。中国对亚洲地区的影响力在样本期间有稳定增加趋势 ,但与 GDP 增速相比 ,经济影响力的增加

① 本文中的得分体系,有过于主观的嫌疑。作为对大经济体影响力比较的初探,希望我们的后续研究能改进此方法或找到更好的综合评价方法。谨慎起见,本文主张综合协整检验和不等方差检验的结果考虑中国经济影响力的问题。

缓慢。日本在亚洲的影响力仍不容小觑,而美国的影响力有所回升。从得分体系的结果来看,近20年来,日本在亚洲地区的影响力强于中国,而中国在亚洲地区的影响力弱于美国和日本。得分体系显示:近五年来,中、美、日在亚洲地区的经济影响力形成了"三足鼎立"态势,但中国的影响力相对弱。

## 三、总结与结论

基于因子模型(factor model) 本文考虑大国经济体作为区域性因子对周围国家股票市场的重要程度 以此来评价大经济体的经济影响力。使用协整理论和"不等方差检验",以股票市场的数据为基础,形成了一套衡量和评价经济影响力的方法,并以计量检验的结果为依据构建了一个简单直观地评价经济影响力的得分体系。通过实证分析亚洲四小龙经济体与中、美、日的股票市场数据,得到以下结论:

第一,虽然经历30多年的快速发展,但中国在亚洲地区的经济影响力并不十分强大。近20年来,日本在亚洲地区的影响力强于中国,而中国在亚洲地区的影响力处于相对弱势。

第二 快速的经济增长和外贸增长并没有带来中国经济影响力同样快速地增加。中国在亚洲地区的 经济影响力明显滞后于经济总量的增长速度。

第三 美、日、中在亚洲地区的经济影响力存在此消彼长的现象。90 年代后期,日本取代了美国成为影响力最大的国家 美国的影响力显著回落;2000 年到2006 年左右 美国的影响力有所回升,日本则有所下降。

第四 美国和日本在亚洲地区依然保持了强大的影响力,而中国近期的影响力虽正在增加 但仍处于弱势。

第五,虽然综合所有样本期间的协整检验结果来看,中国与美国、日本的协整检验结果差别并不大。但是,不等方差检验强烈地否定了中国经济的区域影响力。这可能暗示中国与亚洲四小龙国家(或地区)共有一个全球因子或区域因子,而不是作为区域性因子影响亚洲其他国家经济。

然而,本文的局限性在于,股票市场甚至资产市场也只是经济的一个侧面,无法窥探经济的全部。因此,更全面地衡量一个经济体的影响力需要更多维度的数据,例如进出口数据、对外投资等。后续研究可以将本文针对股票市场数据得到的结果与其他数据的结果进行综合,以更全面地衡量中国的经济影响力。

#### 参考文献

- Arshanapalli, B., and J. Doukas, 1993, "International stock market linkages: Evidence from the pre and post october 1987 period," *Journal of Banking & Finance*, 17(1), pp. 193–208.
- Arshanapalli, B., J. Doukas, and L. H. P. Lang, 1995, "Pre and post october 1987 stock market linkages between us and asian markets," Pacific – Basin Finance Journal, 3(1), pp. 57–73.
- Bekaert , G. , R. J. Hodrick , and X. Zhang , 2009, "International stock return comovements", The Journal of Finance , 64(6) , pp. 2591 2626.
- Bessler , D. A. , and J. Yang , 2003, "The structure of interdependence in international stock markets," *Journal of International Money and Finance* 22(2), pp. 261 287.
- DeJong, D. N., J. C. Nankervis, N. E. Savin, and C. H. Whiteman, 1992, "The power problems of unit root test in time series with autoregressive errors," *Journal of Econometrics* 53(1), pp. 323-343.
- Dungey, M., and V. L. Martin, 2001, "Contagion across financial markets: An empirical assessment," New York Stock Exchange Conference Paper.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, 1987, Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing *Econometrica*: *Journal* of the *Econometric Society*, pp. 251-276.
- Fernández Avilés, G., J. M. Montero, and A. G. Orlov, 2012, "Spatial modeling of stock market comovements," Finance Research Letters. Gonzalo, J., and T. H. Lee, 1998, "Pitfalls in testing for long run relationships," Journal of Econometrics, 86(1), pp. 129-154.
- Granger , C. W. , 1986, "Developments in the study of cointegrated economic variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics , 48(3) , pp. 213 228.

Grossman, S., 1976, On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information Journal of Finance, pp. 573-585.

Grossman , S. J. , and J. E. Stiglitz , 1980, "On the impossibility of informationally efficient markets", "The American Economic Review", pp. 393 – 408

Johnson , R. , and L. Soenen , 2002, "Asian economic integration and stock market comovement," Journal of Financial Research , 25 (1) , pp. 141-157.

Karlsson , S. , and M. Löthgren , 2000, "On the power and interpretation of panel unit root tests", "Economics Letters", 66(3), pp. 249-255.

Lee , C. , Fu Shuen Shie and Chiao Yi Chang , 2012, "How close a relationship does a capital market have with other such markets?" Pacific – Basin Finance Journal , 20(3) , pp. 349 – 362.

Madaleno, M., and C. Pinho, 2012, "International stock market indices comovements: A new look," International Journal of Finance & Economics, 17(1), pp. 89-102.

Masih, A. M. M., and R. Masih, 1999, "Are asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on asian emerging stock markets," *Pacific - Basin Finance Journal*, 7(3), pp. 251-282.

Newey, W. K., and K. D. West, 1987, "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," Econometrica: Journal of the Econometric Society, pp. 703-708.

Peltzman , S. , 1990, "How efficient is the voting market," Journal of Law and Economics. 33, p. 27.

Ratanapakorn, O., and S. C. Sharma, 2002, "Interrelationships among regional stock indices," Review of Financial Economics, 11(2), pp. 91-108.

Ross, S. A., 1976. "The arbitrage theory of capital asset pricing", Journal of Economic Theory, 13(3), pp. 341-360.

Sharpe, W. F., 1964, "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk," The Journal of Finance, 19(3), pp. 425 – 442

White , H. , 2001, "Asymptotic theory for econometricians," Academic press New York.

蔡义杰、周雨田和李丹 2009,《次贷危机下美国和全球股市之联动》,《国际金融研究》第9期34-43页。

黄玖立 2011,《对外贸易、区域间贸易和地区专业化》,《南方经济》第6期7-22页。

覃东海 2004,《不要夸大中国经济影响力》,《招商周刊》第26期。

孔元和冯冰 2012,《经贸、地理关联与地区间环境效率溢出》,《南方经济》第2期27-39页。

王涛 2005,《中国经济影响力分析》,《兰州学刊》第4期70-71页。

吴雪明 2010,《中国国际经济地位和国际影响力的综合分析》,《世界经济研究》第12期18-26页。

## Does the regional impact of China really dominate that of Japan: A measuring approach based on the unequal variance test

#### Lixiong Yang Qingnan Li

**Abstract**: Based on the factor model , this paper , using the stock indices , chooses China , the US and Japan as the local factors of Asia to examine their impacts on Taiwan , Hong Kong , Singapore and Korea by employing the "unequal variance test" of Lee *et al.* (2012) , and constructs a score system to assess the impact of an economy based on the results of the co – integration test and the unequal variance test. The empirical results indicate that the impacts of China , the United States and Japan are trading off. The economic influence of China in Asia is slowly increasing in recent years , which , however , doesn't match up to the rate of her GDP and is dominated by Japan and the US.

Keywords: Economic Impact; Unequal Variance Test; Co - integration Test; Asia.

(责任编辑:雨田)