

基于股市联动性视角下海峡两岸经贸关系研究

唐礼智,刘堂勇

(厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005)

摘要: 作为经济的晴雨表,股市能够对经济状况作出最为直接的反映,而股市联动特征的变化可以体现经贸依赖性强度的变化。本文利用1993—2017年的数据,对上海和台湾股市的联动性进行多角度动态分析。结果显示,两岸股市存在一定的联动性,但在不同时期有所不同。1993—2008年间,两岸股市呈现弱相关性,期间还出现多次震荡。而自2008年开始,两岸股市相关性不断上升,尤其是在2010—2014年间,呈现出了较强的联动特征。2014年后,两岸股市联动性有所下降。进一步,本文结合贸易、投资等数据进行分析,发现两岸股市联动性的变化特征与两岸投资、贸易等的变化趋势基本一致,意味着两岸股市联动性可以从一个侧面反映两岸经贸依赖性的强弱,有助于对两岸经贸关系的历史变迁进行全景式分析。

关键词: 两岸关系; 股市联动; DCC模型; 动态条件相关

中图分类号: F127 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-1590(2018)03-0065-12

DOI:10.14157/j.cnki.twrq.2018.03.008

两岸经贸关系是海峡两岸关系的重要组成部分,也是理解和分析两岸关系变迁的重要视角。目前,关于两岸经贸依赖性的研究,一般是利用贸易、投资等宏观指标进行实证分析。但正如李非所言,除贸易和投资之外,两岸之间还存在技术、劳务等其他形式的经贸关系;^[1]李鹏也指出,两岸经贸依存包括贸易、投资和金融三个重要领域。^[2]本文以股市关联性为切入点,探讨两岸经贸关系的依赖性及其变迁特征。原因在于:一方面,相对于其他指标,股市所反映的信息更为全面,不仅包括可观测的经济基本面,同时包括不可观测的心理预期因素;另一方面,股市数据还可以弥补低频宏观数据样本量有限的不足,时效性更强。现有文献虽然不乏对两岸股市联动性的探讨,但一般仅就股市而论股市,并没有结合两岸经贸关系的阶段特征进行动态分析,更缺少对两岸股市联动机制的剖析。本文力图弥补已有研究的不足,以期为更好地理解和把握两岸经贸关系的发展特征提供参考。

一、理论基础与相关文献综述

(一) 两岸股市联动机制

20世纪90年代以来,经济全球化和金融一体化推动各国各地区股市间的联动性不断加强,特

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“我国不同要素分配关系与分配正义理念创新研究”(17ZDA114)

作者简介: 唐礼智,男,厦门大学经济学院统计系教授、博士生导师;

刘堂勇,男,通讯作者,厦门大学经济学院统计系博士研究生。

别是经济震荡时期表现得更为明显,如让股民记忆犹新的1997—1998年亚洲金融危机、2000—2001年美国互联网泡沫危机、2007—2008年美国次贷危机等。目前,对于股市关联性的理论解释通常有经济基础和市场传染两种假说。^[3]其中,经济基础假说认为,股市关联性产生于经济基本面之间的联系;而市场传染假说则认为,由于信息不完全以及投资者的非理性,股价波动本身存在“传染”作用,即在经济基本面没有发生变化的情况下,一个市场的价格波动哪怕是“偶然的错误”也会“传染”到另一个市场。具体到海峡两岸股市,由于两岸关系的特殊性,两岸股市间的联动性呈现出独有特征。归纳起来,有以下三个方面:

第一,两岸股市联动性本质上源于经济的依赖性和协同性。海峡两岸自1987年恢复交流以来,经济上的相互依赖不断增强。统计数据显示,2016年两岸贸易额占台湾地区对外贸易总额的35.1%,特别是对大陆出口占台湾对外出口总额的将近一半。并且,经过近30年的发展,大陆台资企业的盈利已成为台湾岛内母公司盈利的主要来源,大陆经济形势的好坏直接决定台湾相关企业的盈利状况,“大陆概念股”也已经成为影响台湾股市走势的重要力量。已有研究也指出,两岸经济存在一定的协同性。^[4]根据经济基础假说,两岸股市应该会对这种经济协同性作出反应,即呈现出一定的联动特征,特别是大陆的宏观经济政策调整往往对两岸股市产生同步影响。例如,2004年4月29日,为抑制经济过热问题,大陆方面采取了紧缩性的货币政策,上海股市下跌1.72%,台湾股市也跟随下跌了2.12%,两岸股市呈现出很强的联动性。

第二,两岸股市联动性受政治关系变化及心理预期的显著影响。两岸政治关系直接影响两岸经贸关系,进而对两岸股市发生作用。而且,这种影响可能并非源于实质性的经济层面,而是源于投资者的心理预期和情绪因素。例如,2015年11月4日,媒体披露两岸领导人将于当月7日在新加坡会晤,大陆股市当日上涨4.22%,台湾加权指数同步上涨1.63%。进一步研究还发现,在这种联动机制中,两岸股市的“概念板块”发挥了重要的引领作用。在大陆方面,存在着以福建上市公司为主的“海西板块”,包括建发股份、兴业证券、永辉超市等代表性企业;在台湾方面,存在“大陆收成股”“旅游观光股”“两岸三通股”等众多概念板块。上述概念股对两岸关系反应极为敏感,一旦两岸政策出现变化,投资者就会立即做出反应,进而导致两岸股市出现同步上涨或下跌。例如,在媒体公布“新加坡会晤”消息后,作为“海西板块”龙头股的兴业证券连续4个交易日“涨停”,对整个大陆股市上涨起到了重要的推动作用。

第三,两岸股市可以通过第三方股市发生间接联动。两岸股市之间即便不存在直接联动,也可能通过美国股市、香港股市等第三方股市表现出间接联动效应。2005年以前,大陆金融市场开放程度不高,国际资本进出途径较为有限,此时沪市深市与国外股市基本上不存在相关性。近年来,大陆陆续推出了汇率市场化、利率市场化、开放“合格境内投资者(QDII)”等一系列制度改革,沪市深市开始与国外股市呈现出一定的联动特征。^[5]这意味着大陆股市可以通过对其他股市产生直接影响,进而对台湾股市产生间接影响。2007年2月27日的“黑色星期二”事件即是一个很好的例证。当日,上海股市大跌8.84%,深圳股市跌幅更是达到了9.29%,香港股市也随之下跌了1.77%,但台湾股市却并未出现同步下跌。然而,当美国股市也于当晚出现大跌后,台湾股市在下一个交易日即跟随下跌,跌幅达到2.87%。这表明,大陆股市可以通过美国股市间接影响台湾股市。

综上所述,大陆和台湾两地的股市可以通过经济基本面、两岸关系变化以及第三方股市间接影响这三种途径产生联动性,但不同途径的实际作用效果存在差异。前两个途径的直接联动机制起主导作用,决定了联动性的基本趋势,而间接联动效应即便存在,其程度也往往较弱,并且一般只有当出现大幅波动时才显现出来。而且,直接联动作用的强弱最终又取决于两岸经济的依赖性。这

是因为股市联动性产生的前提是投资者的行为逻辑,而投资者的行为逻辑又建立在对不同经济体经济联系的判断上。只有在投资者认为两岸经济存在依赖性时,才会同时关注这两个市场的信息并做出同步的“买卖”行为,进而导致两岸股市呈现出联动特征。反之,如果投资者认为两岸经济基本上没有联系或联系很弱,则其中一个股市的投资者没有必要关注另一个股市的信息,股市产生联动的基础不复存在。上述内容构成了本文实证研究的逻辑基础,即通过两岸股市的联动性来反映两岸经济依赖性。

(二) 相关文献综述

关于海峡两岸之间经贸联系研究,现有文献基本上围绕贸易、投资、金融三个重要层面展开分析。其中,以对两岸贸易和台商投资的研究较多,如王华和唐永红^[6]、段小梅和张宗盛^[7]、李生杰和刘堂勇^[8]等的研究。此外,也有一些学者专注两岸金融研究,并探讨了其与两岸贸易、投资之间的相互关系,如王勋佑和乔桂明^[9]、武力超和陈曦^[10]、胡文骏^[11]等的研究。近年来,一些学者致力于两岸经贸依存强度的度量研究。例如,王华等提出了衡量两岸经贸依存的交易规模观、总体经济效益观以及动态系统观,并对各种度量方法进行详细的比较和分析。^[12]在具体计算中,已有文献常常直接选择“两岸贸易依存度”和“两岸投资依存度”等指标度量两岸间的贸易或投资依赖程度。^[13]但是,上述依存度指标一般是由两个流量指标相除得到,而大陆的经济流量远高于台湾,导致台湾对大陆依存度和大陆对台湾依存度往往呈现出相反的变化趋势,很难据此判断两岸经贸依赖性的整体变化特征。相较而言,直接探讨两岸经济周期的协动性能在一定程度上避免上述问题。例如,王华利用相关系数测度1978—2009年两岸经济间的协动性,并采用滚动样本方法刻画不同时期的特征,研究发现大陆和台湾的经济周期呈现出一定的协动性,并且这种协动性具有不断增强的趋势。^[14]

上述文献中关于两岸经济周期协动性的研究是揭示两岸经贸联系的重要视角,也为本文的研究提供了很好的启示。但是低频宏观指标存在样本量有限的问题,不便于进行动态分析,并且不同经济指标得到的结论可能不一致。基于此,本文试图在股市联动性的视角下揭示两岸经贸关系的变化特征。相比于宏观经济指标,高频股市数据所反映的信息更为全面,不仅可以反映实际已经发生的经济联系,还能反映政治因素与投资者心理预期的影响,从而有效弥补低频宏观数据的不足之处。已有文献虽然不乏对两岸股市联动性的探讨,如杨桂元等^[15]、徐凯等^[16]、丁超和陈宝熙^[17]等的研究,但均是直接基于实证结果进行简单分析,没有对其背后所隐含的经济含义进行更多探讨,更没有结合两岸经贸关系的阶段特征进行动态分析。此外,上述研究在实证分析中往往只关注一个方面,对两岸股市联动性的刻画不够全面。相对而言,本文运用动态条件相关(DCC)模型、向量自回归(VAR)模型等多种计量方法对两岸股市的联动特征进行全方位的动态分析,并揭示其背后两岸经贸关系的变化特征,这对于更好地理解 and 把握两岸经贸关系的发展和演进路径具有更强的借鉴意义。

二、研究思路及实证方法

本文利用两岸股市联动性来揭示两岸之间的经济依赖性,而两岸股市联动性的发生途径主要通过经济基本面和基于两岸关系变化及心理预期的市场传染。前者可能导致股市呈现“共涨共跌”特征,主要体现为同期相关性,而后者则主要是通过滞后影响起作用。对于同期相关性,可以构建DCC模型,利用动态条件相关系数来刻画。对于滞后影响作用,则可以利用VAR模型的脉冲响应函数或Granger因果关系检验来反映。为得到更为全面的结论,本文同时利用VAR模型和DCC模型进行实证分析。此外,考虑到常规的VAR模型不便于进行动态比较,本文借鉴Diebold

和 Yilmaz 的研究,基于 VAR 模型的广义方差分解来反映相互之间的滞后影响作用,并利用“滚窗(Rolling Window)”方法获取不同时点上的估计结果。^[18] 基于此,本文的研究思路如下:首先,基于对收益率和波动率分别建立 DCC 模型,提取动态条件相关系数以反映同期关系的变化;然后,运用广义方差分解刻画滞后影响作用;最后,结合实际经济指标探讨两岸经贸关系的变化特征。为便于后文的阐述,本节首先对 DCC 模型和广义方差分解进行简要介绍。

(一) DCC 模型的基本设定

参考 Tse 和 Tsui、Engle 的介绍,一般形式的 DCC 模型可以根据以下方法设定。^[19] 首先,对于平稳的 k 维收益率或波动率序列 y_t ,基本的多元时间序列模型设定为:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \quad (1)$$

其中, $\mu_t = E(y_t | I_{t-1})$ 为条件均值, I_{t-1} 为历史观测信息, $H_t = \text{Var}(y_t | I_{t-1}) = H_t^{1/2} (H_t^{1/2})'$ 为条件协方差, z_t 为均值为零、方差为单位阵的独立同分布序列。条件 μ_t 可以利用常规的向量 ARMA 模型进行设定,条件协方差 H_t 则需要另外建模。利用 H_t 的对称性,可将其重新参数化为:

$$H_t = D_t \rho_t D_t \quad (2)$$

其中, ρ_t 为 $k \times k$ 维的条件相关矩阵,对角元素全部为 1。 D_t 为 $k \times k$ 维对角矩阵,各元素为扰动项 ε_t 的条件标准差,即有 $D_t = \text{diag}\{h_{11,t}^{1/2}, h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{kk,t}^{1/2}\}$, $\text{diag}(\cdot)$ 表示转换成对角阵。条件方差 $h_{ii,t}$ 可利用单变量 GARCH 模型进行设定,条件相关矩阵 ρ_t 采取如下设定方式:

$$\rho_t = J_t Q_t J_t, Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} + \theta_1 v_{t-1} v_{t-1}' + \theta_2 Q_{t-1} \quad (3)$$

其中, Q_t 为 $k \times k$ 维正定矩阵, $J_t = \text{diag}\{q_{11,t}^{-1/2}, q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{kk,t}^{-1/2}\}$, $q_{ii,t}$ 为矩阵 Q_t 的对角元素。 v_t 为标准化的随机扰动项,其第 i 个分量 $v_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{ii,t}}$, \bar{Q} 为 v_t 的无条件协方差矩阵, θ_1 和 θ_2 是标量且满足 $0 < \theta_1 + \theta_2 < 1$ 。式(1)至(3)及其相关设定构成了基本的 DCC 模型,可利用极大似然方法(MLE)进行参数估计。在估计出各模型参数后,可利用(3)式计算动态条件相关系数。

(二) 广义方差分解的计算方法

参考 Diebold 和 Yilmaz 的研究,可以利用 k 维多元收益率或波动率序列 y_t 构建如下简化式 VAR(p) 模型:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, $t = p + 1, p + 2, \dots, T$, Φ_0 为 $k \times 1$ 维截距向量, p 是滞后阶数, $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$ 都是 $k \times k$ 阶系数矩阵,随机扰动项 $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$ 。假设系数矩阵满足平稳性条件,则可将上面的 VAR(p) 模型写成 VMA(∞) 模型的形式:

$$y_t = \Phi_0 + A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + A_h \varepsilon_{t-h} + \dots \quad (5)$$

其中, A_h 为脉冲响应函数,且满足递推关系式 $A_h = \Phi_1 A_{h-1} + \Phi_2 A_{h-2} + \dots + \Phi_p A_{h-p}$ 。由于协方差矩阵 Σ 非对角,一般要借助 Cholesky 分解获得正交化脉冲响应,但结果会受到变量顺序的影响。为此,Diebold 和 Yilmaz 提出直接基于广义脉冲响应函数来计算广义方差分解,可以克服变量顺序的影响。^[20] 记 Θ 为 $k \times k$ 阶广义方差分解矩阵,其每个元素可由下面的公式计算:

$$\theta_{ij}(H) = \sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2 / \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_j) \quad (6)$$

其中, H 为滞后期数, σ_{jj} 是第 j 个扰动项的标准差, e_i 和 e_j 分别为单位阵的第 i 和第 j 列。根据(6)式计算的广义方差分解矩阵往往不满足行和等于 1。为更符合方差分解的含义,可进一步将矩阵 Θ 按其行标准化。变换后的广义方差分解矩阵记为 $\tilde{\Theta}$,其每个元素的计算公式为:

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \theta_{ij}(H) / \sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H) \quad (7)$$

可知, 变换后的广义方差分解矩阵 $\tilde{\Theta}$ 可以反映变量间的滞后影响关系。进一步, 利用滚窗方法获取滞后影响关系的动态特征。具体来讲, 事先给定一个窗宽, 然后在固定长度的子样本中估计 VAR 模型并计算对应的广义方差分解。当样本随时间不断向前滚动时, 可以依次得到不同时段上的估计结果。据此, 可以进行两岸股市联动性时变特征的分析。

三、两岸股市关联性的动态估计

(一) 数据及描述性说明

分别采用上证综合指数 (SZ) 和台湾加权指数 (TW) 代表上海股市和台湾股市, 样本区间为 1993 年 1 月 4 日—2017 年 10 月 23 日。原始数据来源于 Wind 数据库, 剔除掉不匹配的日期以及少数异常值后得到 5 680 个观测值。利用 $R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$ 得到百分比收益率序列, 其中 P_t 为指数收盘价。上海股市和台湾股市的收益率分别记为 SZR 和 TWR 。此外, 参考 Garman 和 Klass 的研究, 利用最高价 (H)、最低价 (L)、开盘价 (O) 和收盘价 (C) 计算极差波动率 (Range Volatility), 其优势是同时利用了更多的市场交易信息, 能够更为全面地刻画股市的波动特征, 对收益率可起到一定的补充作用。^[21] 极差波动率的具体计算公式为:

$$RV_t = 0.511 (H_t - L_t)^2 - 0.019 [(C_t - O_t)(H_t + L_t - 2O_t) - 2(H_t - O_t)(L_t - O_t)] - 0.383 (C_t - O_t)^2 \quad (8)$$

进一步, 利用公式 $\hat{\sigma}_t = 100 \times \sqrt{365 \times RV_t}$, 将 (8) 式计算得到的日度极差波动率转换成年化波动率。此外, 为使数据更接近于正态分布以及降低异常值的影响, 将上面计算得到的 $\hat{\sigma}_t$ 取自然对数后再用于实证分析。上海股市和台湾股市的对数波动率分别记为 SZV 和 TWV 。表 1 给出了相应的描述统计量。可以发现, 上海股市的收益率较高, 但波动率也较大; 台湾股市的收益率略低, 但波动率较小, 这与台湾股市相对成熟是相符的。ADF 检验显示, 各收益率和波动率序列均平稳, 可以直接进行建模分析。

表 1 各序列的描述统计量

指标	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度	J-B 检验	ADF 检验	样本量
SZR	0.028	2.078	28.86	-17.91	0.991	23.59	101227***	-32.94**	5 680
TWR	0.001	1.398	6.525	-6.976	-0.111	5.706	1745***	-71.98**	5 680
SZV	2.925	0.598	6.017	0.090	0.435	3.545	249***	-7.985**	5 668
TWV	2.571	0.547	4.541	-2.718	-0.072	4.343	430***	-6.322**	5 668

注: *、**和***分别表示相应统计量在 10%、5%和 1%水平下显著, 下同。

(二) Granger 因果关系检验

为与已有文献对比, 我们首先基于全样本数据进行 Granger 因果关系检验。具体来讲, 本文基于两个股市的收益率和波动率序列分别建立双变量 VAR 模型, 最优滞后期利用 AIC 及 SC 等信息准则确定。表 2 给出了 Granger 因果关系检验结果。可以发现, 无论是从收益率还是从波动率来看, 台湾股市与上海股市均存在双向 Granger 因果关系。这一结论与丁超、陈宝熙的实证结果有所

不同,他们发现台湾股市和大陆股市的收益率不存在明显的联动效应。^[22]对于这一差异,笔者认为可能与样本期或模型设定有关。考虑到两岸之间存在着较强的经济联系,两岸股市理应存在一定的关联性,即本文的估计结果更符合实际情况。但 Granger 因果关系检验只能大致反映股市间的滞后影响作用,无法刻画当期的联动性,也无法具体给出影响作用的大小。并且,上述估计结果是基于全样本数据,只能反映所有样本期的平均结果,无法刻画不同时期的特征,存在一定的不足之处。基于此,本文拟进一步基于 DCC 模型和广义方差分解来探寻两岸股市联动性的动态变化特征。

表 2 Granger 因果关系检验结果

原假设 H_0	滞后期	样本量	F 值	p 值
TWR 不是 SZR 的 Granger 原因	6 期	5 674	3.609***	0.0014
SZR 不是 TWR 的 Granger 原因	6 期	5 674	2.409**	0.0251
SZV 不是 TWV 的 Granger 原因	8 期	5 660	2.871***	0.0035
TWV 不是 SZV 的 Granger 原因	8 期	5 660	4.828***	0.0000

(三) 同期相关性分析

首先,我们利用全样本数据计算同期相关系数。表 3 给出了 Pearson 相关系数和 Spearman 等级相关系数的计算结果。其中, Spearman 等级相关系数基于数据排序计算得到,可以克服 Pearson 相关系数易受极端值影响的缺陷。估计结果显示,收益率和波动率的 Pearson 相关系数分别为 0.11 和 0.15, Spearman 等级相关系数分别为 0.13 和 0.14。这表明,无论是从收益率还是从波动率来看,两岸股市都存在一定的“共涨共跌”特征。尽管相关系数的数值不是很大,但在统计意义上都是非常显著的。

两岸股市之所以整体上表现为弱相关性,可能与金融开放程度有关。大陆地区的金融开放程度较弱,股市一般按照自己的节奏和规律相对独立地运行,而台湾地区的金融开放度相对较强,股市受国际股市特别是欧美股市的影响较大。但自 2007 年以来,大陆金融开放度明显增强,从“债券通”正式上线、香港 RQFII 额度提升,再到信用评级市场的开放、外资金融机构持股比例限制取消,金融市场开放由点到面、不断深化。这意味着,两岸股市的相关性并不会在所有时期都较弱,总体上应该呈现一定的上升态势。

表 3 两岸股市间的同期相关系数

指标	Pearson 相关系数	Spearman 等级相关系数
SZR - TWR	0.1138*** [8.63]	0.1292*** [9.82]
SZV - TWV	0.1498*** [11.40]	0.1415*** [10.76]

注: [] 中为对应的 t 值。

为反映两岸股市同期相关性的变化特征,本文基于收益率和波动率序列分别构建两变量的 DCC 模型。在估计 DCC 模型之前,还需要设定条件均值和条件方差的具体形式。对此,本文借鉴何蜀燕和张蜀林的研究,将均值方程设定为 AR(1) 过程,条件方差设定为 GARCH(1,1) 模型。^[23]在上述设定下,可以估计 DCC 模型并提取动态条件相关系数,结果如图 1 所示。可以发现,两岸股市间的同期相关性在不同时期明显不同,且整体呈现出上升趋势。以收益率为例,在 1994 年之前,动态条件相关系数较小,1995 年之后有所上升,在 2000 年达到 0.15 的高点后出现下降;2002—

2006 年期间, 动态条件相关系数几乎为零, 即两岸股市基本上不存在同期联动性; 2006 年之后, 动态条件相关系数开始迅速上升, 在 2010—2014 年期间基本维持在 0.4 左右, 即两岸股市呈现出较强的联动性; 2014 年之后, 动态条件相关系数出现了迅速下降, 在 2016 年降至 0.2 后有所反弹, 但相比之前有了明显的下降。波动率的动态条件相关系数比收益率的略低, 但整体变化特征基本一致, 这意味着上述估计结果是较为可靠的。

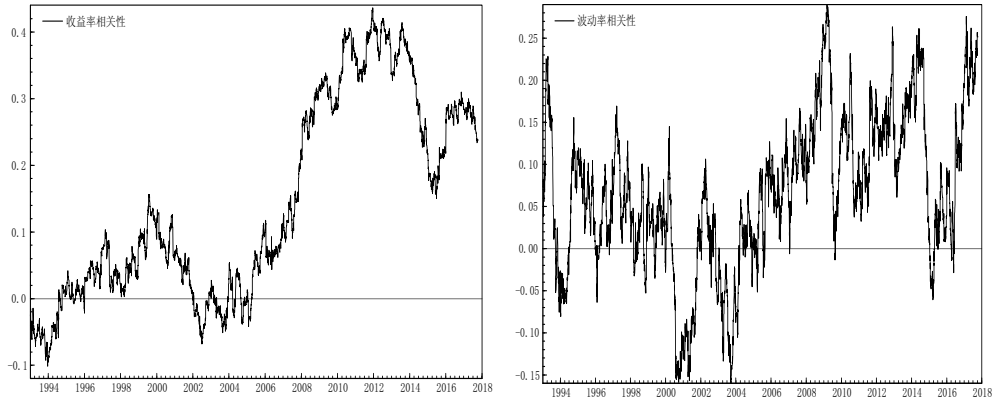


图 1 动态条件相关系数

(四) 滞后相关性分析

上述动态条件相关系数主要用于反映两岸股市间同期相关性, 但实际上两岸股市还存在滞后影响作用。特别是波动率, 由于市场传染机制, 可能还存在波动溢出效应。对此, 我们利用 VAR 模型的广义方差分解进行刻画。参照前面的 Granger 因果关系检验, 收益率 VAR 模型的滞后阶数设定为 6, 波动率 VAR 模型的滞后阶数设定为 8, 方差分解滞后期数 H 设定为 30, 滚窗估计的窗宽设定为 100 期。^[24] 图 2 给出了广义方差分解的滚窗估计结果。其中, $TWR \rightarrow SZR$ 表示上海股市收益率的方差中可由台湾股市解释的比例。其他可类似解释。

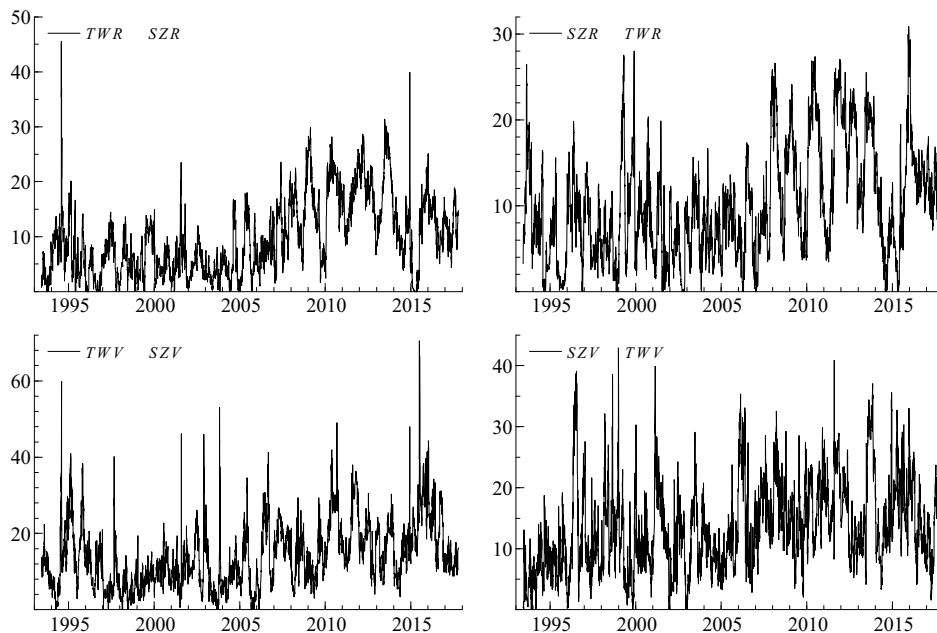


图 2 广义方差分解的滚窗估计结果

从收益率来看,两个股市的滞后影响作用在2006—2014年间有所上升,这与前面基于DCC模型的估计结果较为相符,表明此段时期两岸股市的相关性有明显增强。从波动率来看,不同时期的滞后影响作用比较接近,呈现出微弱的上升趋势。从方差分解的数值上来看,两岸股市收益率或波动率的方差中可由另一个股市解释的比例不到20%,即两岸股市的滞后影响作用相对有限。这可能源于两岸股市交易时间一致,而且两地采用的是同一种语言,信息咨询传播非常迅速,影响作用在当日已经可以得到充分反映。为此,后文中主要基于同期相关性进行动态分析。

四、两岸股市联动性与两岸经贸依赖性的动态分析

如前文第一部分所述,两岸股市的联动性本质上是源于两岸经贸依赖性。而前文第三部分的实证结果显示,两岸股市的联动性在不同时期是不一样的,特别是收益率的动态条件相关系数呈现出明显的时变特征,这意味着两岸经贸依赖性在不同时期可能有所不同。基于此,本文根据图1中动态条件相关系数的估计结果,将样本期大致划分为三个阶段,并结合实际经济数据对两岸经贸依赖性开展动态分析。

(一) 第一阶段(1993—2008年):两岸股市呈现出弱相关性,并且期间呈现出“上升—下降—上升”的震荡变化特征。对于早期两岸股市的这种弱相关性以及震荡变化特征,主要原因在于:

首先,与大陆本身的股市成熟度与金融开放度有关。大陆股市在1990年才开始设立,在2000年之前仍处于初步阶段,各方面的制度还在不断完善中,股市的投机性和波动性都比较大,特别是在1997年实行“涨跌停板”制度以前,大陆股市经常出现大幅震荡。2000—2005年间,虽然大陆股市的成熟度有所提高,走势也比之前平稳,但此时大陆地区实行的是固定汇率制,金融市场较为封闭,大陆股市与其他股市的联动性仍然较弱。这种状况在2005年“汇改”之后虽有所改善,但由于还未完全开放资本账户,国际资本的进出存在诸多限制,大陆股市与包括台湾股市在内的其他股市间的联动性仍然比较弱。

其次,与当时两岸经贸联系特征有关。在此期间,两岸之间的人民往来、文化交流日渐频繁,两岸贸易和投资也有了大幅提高(如表4)。若根据实际贸易和投资数据测算,两岸贸易依存度和投资依存度已经达到较高水平(见图3)。但王华指出,此时台湾只是将大陆作为其参与国际市场的一个中间环节,两岸呈现出“台湾接单—大陆生产—欧美销售”的三角贸易格局,若剔除转口贸易等因素的影响,两岸经济的依赖性相对有限。^[25]胡云华也指出,两岸经贸联系呈现出一定的单向性特征,在2008年之前表现尤为明显。^[26]表4显示,2008年台湾至大陆旅游的总人次已经达到438.6万,而大陆至台湾旅游的总人次尚只有28.9万。这也表明,当时两岸经济联系更多是间接的、表象性的,两岸股市联动性对这一特征作出了较为直观的反映。

表4 两岸贸易和投资数据(1991—2016)

单位:亿美元,万人次

年份	台湾对大陆投资	两岸贸易额	台湾至大陆旅游	大陆至台湾旅游	年份	台湾对大陆投资	两岸贸易额	台湾至大陆旅游	大陆至台湾旅游
1991	17.42	42.34	94.7	1.1	2004	693.99	783.04	368.5	13.9
1992	24.70	65.59	131.8	1.3	2005	600.20	912.30	410.9	17.3
1993	114.04	143.93	152.7	1.8	2006	737.52	1 078.32	441.3	24.3
1994	96.22	163.28	139.0	2.4	2007	967.64	1 244.87	462.8	32.0

续表

年份	台湾对大陆投资	两岸贸易额	台湾至大陆旅游	大陆至台湾旅游	年份	台湾对大陆投资	两岸贸易额	台湾至大陆旅游	大陆至台湾旅游
1995	109.27	178.82	153.2	4.2	2008	984.34	1 292.15	438.6	28.9
1996	122.92	189.82	173.4	5.7	2009	605.85	1 062.22	448.4	106.5
1997	161.45	198.38	211.8	7.4	2010	1 223.01	1 454.13	514.1	158.0
1998	151.92	205.00	217.5	9.0	2011	1 310.09	1 600.18	526.3	172.7
1999	125.28	234.77	258.5	10.6	2012	1 092.44	1 689.81	534.0	253.7
2000	260.71	305.33	310.9	11.6	2013	868.49	1 970.39	516.3	284.9
2001	278.41	323.38	344.2	13.4	2014	982.98	1 982.84	536.6	394.8
2002	385.88	446.47	366.1	15.5	2015	1 039.82	1 880.97	549.9	414.4
2003	459.50	583.64	273.2	13.5	2016	918.40	1 795.91	573.0	347.3

资料来源 “台湾对大陆投资”数据来源于台湾“经济部投资审议委员会”网站,“两岸贸易额”“台湾至大陆旅游”“大陆至台湾旅游”来源于 CEIC 数据库。

最后,与两岸关系尚处于不稳定状态有关。一方面,台湾当局想利用大陆实现其产业转型和结构升级的目的,与大陆保持着“若即若离”的关系;而另一方面又对大陆的崛起充满担忧,多次提出推行“南向政策”以摆脱对大陆的经济依赖。在此期间,李登辉还炮制出“两个中国”的论调,而陈水扁当政时期更是推动了“台独”活动的升级,在 2002 年 8 月 3 日竟公然宣称“台湾是一个主权独立的国家”,^[27]两岸经贸关系随之陷入紧张和动荡。如图 1 所示,2000 年后两岸股市的联动性出现了明显的下降,并且在 2002—2005 年期间一直处于较低水平。

(二) 第二阶段(2008—2014 年):两岸股市的相关性不断上升,动态条件相关系数一直维持在 0.3 以上的较高水平。这与两岸关系的转折以及经贸合作的全面深化有关。

2008 年,台湾地区的“入联公投”案投票人数因未达到半数而被否决,同时国民党候选人马英九当选地区领导人,大力推进与祖国大陆的交流合作,两岸关系出现新的契机。特别是大陆和台湾在坚持“九二共识”、反对“台独”的共同基础上,提出了一系列改善和发展两岸经贸关系的重要举措,包括 2008 年两岸全面开放“三通”、2010 年签署《海峡两岸经济合作框架协议》(ECFA) 以及此后相继达成的《海峡两岸金融合作协议》《海峡两岸金融监管合作谅解备忘录》等一系列基础性框架协议。上述协议改变了以往两岸关系中的单向性格局,台湾方面也放开了以往针对大陆投资的限制。根据台湾当局“经济部投资审议委员会”的统计数据,2009 年当年大陆对台投资总金额为 3.7 亿美元,而在 2013 年达到了 34.9 亿美元,5 年时间几乎增加了 9 倍。表 4 也显示,在 2009 年后,两岸人民往来明显增加,尤其是大陆至台湾旅游总人次,由 2008 年的 28.9 万人次上升至 2014 年的 394.8 万人次,上升了 12.66 倍之多。并且,在 2010 年后,台湾对大陆投资实现了快速增长,两岸之间的贸易额也跨上了一个新台阶。

(三) 第三阶段(2014—2017 年):两岸股市仍然具有一定的联动性,但已经处于下降态势,这预示着两岸经贸依赖可能出现新的变化,主要表现在两岸经贸关系的“逆一体化”趋势日渐明显,两岸经贸合作的经济基础发生变化。

2014—2015 年是马英九执政后期,在两岸关系、两岸经贸合作仍然维持良好发展态势的背后,台湾岛内“暗流涌动”。朱磊指出,在 2014 年后两岸经贸关系呈现出一定的“逆一体化”趋势。^[28]这除了与近年来民粹主义和贸易保护主义重新抬头、逆全球化浪潮逐渐高涨的大环境有关联之外,

更主要源于台湾民众对两岸经贸合作的态度已经发生了巨大变化,如2014年台湾爆发的“反服贸运动”就是一个很好的例证。而台湾民众的态度之所以发生变化,张冠华认为与“台独”势力对两岸经贸合作的负面宣传有关,包括鼓吹“两岸经济合作成果主要被财团分享”“大陆经济崛起导致台湾青年人失业升高”“‘红色供应链’崛起威胁台湾产业”等。^[29]另外,两岸经贸合作的经济基础发生变化也是一个重要原因。对于海峡两岸而言,早期的经济合作主要源于相互间的要素互补。随着大陆跃升为仅次于美国的全球第二大经济体,在很多领域已经全面超越台湾,两岸之间的要素互补特征已经不再成立,反而发展为一定程度的竞争态势。^[30]正是在上述原因的综合影响下,两岸经济依赖性在2013年前后发生转折,此后呈现下降趋势。特别是2016年蔡英文上台后,台湾当局试图绕过大陆方面推行所谓的“新南向政策”,使得两岸经济依赖性的下降趋势更加明显。

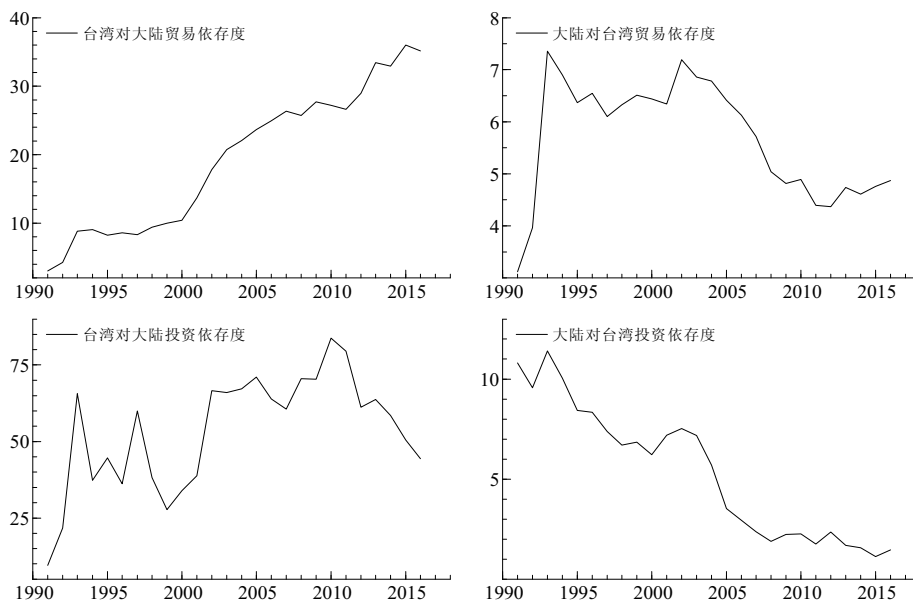


图3 两岸贸易依存度和投资依存度^[31] (单位: %)

进一步,为与已有研究进行比较,本文利用1991—2017年间的贸易和投资数据测算两岸之间的贸易依存度和投资依存度,结果如图3所示。根据图3的计算结果,台湾对大陆的贸易依存度呈现逐年递增趋势,而大陆对台湾的投资依存度则呈现出逐年下降趋势;大陆对台湾的贸易依存度在1993—2002年间保持在6.5%左右,2002年后出现了明显下降,2012年后基本稳定在4.5%左右;台湾对大陆的投资依存度一直维持在较高水平,并且呈现出与图1中收益率动态条件相关系数类似的变化特征,即在2000年后开始逐步上升,在2010年前后开始转为下降。可以发现,不同依存度指标得到的结论不一致,很难据此判断出两岸经济依赖性强度的整体变化特征,而基于股市关联性的测算结果则可以有效规避这一问题,这表明本文可以对已有研究起到有益的补充作用。

五、主要结论

两岸股市联动性是两岸经贸关系变迁的一个外在体现。本文利用1993—2017年的数据,借助DCC模型、广义方差分解等多种方法从收益率和波动率两个方面对大陆股市和台湾股市之间的联动性进行了多角度的动态分析。实证结果显示,两岸股市之间存在一定的联动性,但在不同时期有

所不同。整体上看,在 1993—2008 年两岸股市呈现出弱相关性,并且还出现多次震荡变化,这表明此时两岸经济联系尚不稳定;自 2008 年开始,受益于两岸关系的缓和以及 ECFA 等协议的达成,两岸经济联系不断增强,两岸股市的相关性也不断上升,尤其是在 2010—2014 年间,呈现出了较强的联动特征;但自 2014 年后,两岸股市联动性有所下降,反映出两岸经济联系有所弱化。此外,本文利用常规的贸易依存度和投资依存度指标对股市联动性的估计结果进行比较分析。研究发现,台湾地区对大陆地区贸易依存度、大陆地区对台湾地区贸易依存度以及大陆地区对台湾地区投资依存度这三个指标并不能很好地揭示两岸经贸关系的变化特征。相对而言,股市联动性对两岸经贸依赖性的变化特征作出较为准确细致的反映,与两岸经贸关系的历史变迁较为契合。

注释:

- [1] 李非《海峡两岸经济关系通论》,厦门:鹭江出版社,2008年,第324-328页。
- [2] 李鹏《海峡两岸经济互赖值效应研究》,北京:世界知识出版社,2009年,第17页。
- [3] 张兵、范致镇、李心丹《中美股票市场的联动性研究》,《经济研究》2010年第11期,第141-151页。
- [4][6] 王华、唐永红《台商投资、两岸贸易与经济增长——对于两岸经济相互依存性的系统度量》,《国际经贸探索》2010年第26卷第6期,第38-44页;
- [5] 韩非、肖辉《中美股市间的联动性分析》,《金融研究》2005年第11期,第117-129页。
- [7] 段小梅、张宗益《替代抑或互补:台商投资与两岸贸易的动态效应分析》,《世界经济研究》2011年第2期,第80-86页。
- [8] 李生杰、刘堂勇《台湾地区对中国大陆的真实投资强度研究——基于消费、投资和进出口对台湾地区向大陆投资产生需求角度的分析》,《台湾研究》2017年第3期,第51-60页。
- [9] 王劲佑、乔桂明《海峡两岸金融合作与经济发展的实证分析》,《财经问题研究》2012年第1期,第53-59页。
- [10] 武力超、陈曦《金融发展、台商投资与两岸贸易——基于两岸金融经贸相互依存性的VAR模型分析》,《华侨大学学报(哲学社会科学版)》2013年第2期,第54-63页。
- [11] 胡文骏《后ECFA时代两岸金融与两岸贸易、投资的关系——基于VAR-VEC模型的实证分析》,《台湾研究集刊》2015年第2期,第54-66页。
- [12] 王华、邓利娟、范芹《两岸经济相互依存的概念与度量方法》,《台湾研究集刊》2013年第2期,第49-60页。
- [13][26] 胡云华《两岸经贸依赖的局限性及其治理途径解析——基于两岸贸易、投资依赖的量化分析》,《台湾研究集刊》2016年第5期,第50-58页。
- [14][25] 王华《海峡两岸经济周期协同性的现状与趋势》,《国际经贸探索》2011年第8期,第33-39页;王华:《海峡两岸经济周期协同性的典型事实》,《台湾研究》2013年第2期,第22-27页。
- [15] 杨桂元、罗阳、方媛媛《大中华区股市波动的相关性及动态联动性研究》,《统计与决策》2015年第22期,第147-151页;
- [16] 徐凯、潘攀、曹雅晴《基于时变混合copula的金融市场传染效应研究》,《软科学》2015年第8期,第135-139页。
- [17][22] 丁超、陈宝熙《两岸三地股市联动效应分析——基于台湾地区的研究视角》,《台湾研究集刊》2016年第3期,第75-84页。
- [18][20] F. X. Diebold and K. Yilmaz, "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets", *The Economic Journal*, 2009, 119(534): 158-171; F. X. Diebold & K. Yilmaz, "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers", *International Journal of Forecasting*, 2012, 28(1): 57-66.
- [19] Y. K. Tse and A. K. Tsui, "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 351-362; R. F. Engle, "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 339-350.
- [21] Mark B. Garman and J. Klass Michael, "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data", *The Journal of Business*, 1980, 53(1): 67-78. 实际计算中是将各价格先取对数再代入公式,为简洁起见,公式中略去了对数符号。

- [23] 何晓燕、张蜀林《我国棉花期货与现货市场的价格发现与波动溢出效应》，《系统工程理论与实践》2013年第33卷第7期，第1723-1728页。
- [24] 笔者也尝试了其他预测期数和窗宽选择，发现估计结果基本上是一致的。
- [27] 孙亚夫《概论 1987年至2012年两岸关系发展脉络》，《政治学研究》2015年第4期，第3-18页。
- [28] 朱磊《逆一体化与两岸关系发展研究》，《亚太经济》2017年第2期，第159-165页。
- [29] 张冠华《台湾政党再轮替后两岸经济关系走向探析》，《台湾研究》2016年第5期，第1-8页。
- [30] 吴凤娇、陈鑫峰《新形势下两岸经贸关系检视：现况、挑战与展望》，《亚太经济》2017年第2期，第159-165页。
- [31] “贸易依存度”为两岸贸易额除以各自对外贸易总额 “台湾对大陆投资依存度”为台湾对大陆投资额除以台湾对外投资总额 “大陆对台湾投资依存度”为台湾对大陆投资额除以大陆利用外资总额。

(责任编辑:王 华)

A Study on the Cross-Strait Economic and Trade Relations from the Perspective of Stock Market Linkage

Tang Lizhi , Liu Tangyong

Abstract: As a barometer of the economy , the stock market can reflect the economic situation , and the change of the linkage characteristics of the stock market can embody the change of the intensity of economic and trade dependence. Based on the data from 1993 to 2017 , this paper makes a multi-angle and dynamic analysis of the linkage between Shanghai and Taiwan stock markets. The empirical results show that there is a certain linkage between the two sides of the stock market , but is different in different periods. In 1993 to 2008 , the cross-Strait stock markets showed weak correlation , during which there had been a number of shocks. However , the correlation between the two sides of the stock market has been rising since 2008 , especially during the years of 2010-2014 , showing a strong linkage. But since 2014 , the linkage has declined. Based on the analysis of the trade and investment data , the paper finds that the change characteristics of the cross-Strait stock market linkage are basically consistent with the trend of the cross-Strait investment and trade. This means that the linkage can , from one side , reflect the strength of their economic and trade dependence , and help to analyze the historical changes of their economic and trade relations.

Key Words: cross-Strait relations , stock market linkage , DCC Model , dynamic conditional correlation