

沪深港股市动态联动性研究

——基于三元 VAR - GJR - GARCH - DCC 的新证据

鲁 旭 赵迎迎*

摘要：随着经济全球化的迅速发展，国际资本市场呈现出一体化趋势，各地证券价格的联动性也日趋显著。本文梳理已有理论文献，并总结经验成果的不足，在此基础上，构建三元 VAR - GJR - GARCH - DCC 整合分析框架，对沪深港股市联动效应进行了严谨而全面的实证检验。研究结果表明：沪深港三个市场具有联动效应，直接或间接引导对方；沪深股市对港市的新息冲击做出类似的反应，并且它们与港市的动态关联性具有趋同性，该结论为沪深两市合并提供了新证据；三个市场的相关性具有时变的动态特征，“中国因素”与“世界因素”的相关性正趋于增强。上述实证结论对投资者重新认识市场运行机制，合理制定投资策略以及监管当局有效防范国内外股市风险，推进股市整合均具有重要的启示意义。

关键词：沪深港股市 经济一体化 动态联动性

一、引言

随着国际间经济交流日益密切，全球金融市场逐步呈现出整体联动的发展态势。Eun 和 Shim(1989)较早证明了各国股市几乎在一两天内便能完成信息的传导，国际股市联动性日趋紧密。由此可见，在全球股票市场整合(market integration)的大背景下，孤立地考察单一股市，缺乏对股市运作的联动性思考，必然会导致金融资源配置的低效率。近年来，已有许多学者对国内国际股市不同组合间的联动效应进行了研究。随着实证方法的日趋完善和创新，研究成果大量涌现。大多数成果支持股市联动效应的假设，俞世典等(2001)使用 1998 - 2000 年若干股市日数据，发现外国股市是中国股市变动的 Granger 原因。刘金全和崔畅(2002)采用误差修正模型(VECM)考察了沪深两市间收益的长短期关系，并在此基础上构建考虑外生变量的单变量 Threshold GARCH 模型，发现两市间存在显著的溢出效应和“杠杆效应”。奉立城(2004)通过 VAR 模型进行 Johansen 协整检验同样得到沪市和深市之间存在长期稳定的协整关系。张碧琼(2005)运用 EGARCH 模型检验纽约、伦敦、东京、香港、上海和深圳股票市场之间日收益波动溢出的流星雨假定，结论是外国股市的流星雨对上海、深圳股票市场日收益波动有显著影响，且沪市和深市之间、沪深股市分别与香港股市之间存在显著的双向日收益波动溢出现象。谷耀和陆丽娜(2006)将香港股市作为外生变量，利用具有时变相关性的 VAR - 二元 EGARCH 模型分析沪、深、港股市的联动性，得出了香港股市对沪深两市的影响是非对称的和沪市是深市的风向标的结论。罗子光(2009)运用 VAR 模型对香港股市和内地股市之间的引导关系进行 Granger 因果检验，发现香港股市与内地股市存在联动效应，只不过这种联动效应在经历 B 股开放和股权分置改革后发生了变化。但股市联动效应的假设并非学术共识，部分成果并不支持这一假设。韩非和肖辉(2005)从经济基础说的角度出发，对中美股市的联动性进行了实证研究，发现中国股市与美国股市的相关性很弱，并将其原因归结于中国股市开放程度不够。龚朴和李梦云(2008)构建 BEKK 模型对沪港股市联动性进行了实证分析，结果显示两市之间的波动溢出并不显著，尽管两市的联系和联动性相对较弱，但有逐渐

* 鲁旭，中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：luxullxx.student@sina.com；赵迎迎，中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：zhaoyingying@ruc.edu.cn。

本研究获得中国人民大学创新基金项目(10XNH058)的资助。感谢匿名审稿人的建设性修改意见，文责自负。

增大的趋势。

上述文献较为充分地显示,我国股市受到世界性股市(欧、美、日股市)、区域性股市(沪、深股市)冲击的不同程度的影响^①,这一点给笔者很大的启示。本文将沪深港三市作为联动性的研究主体,主要借鉴了谷耀和陆丽娜(2006)的分类方法,将冲击划分为“世界因素”和“区域因素”。不过,我们认为将香港股市纳入“世界因素”,作为影响内地股市的严格外生变量,这一做法需要进行深入讨论。香港股市作为一个国际化的股票市场和资本市场,是连结内地资本市场与国际资本市场的重要纽带。因此将港市称为“世界因素”具有一定的合理性,但更应注意到港市的“内地区域化”、两地股市“一体化”等特征。目前,“内地因素”对香港经济的发展具有非常重要的作用,港市一半以上的上市公司都是中资企业,且越来越多的企业采取A+H模式发行股票。同时,越来越多的内地金融机构到香港设立分支机构或者进行业务合作,这些现象凸显了内地股市与港市的双向联动机制。以此而论,仅将港市视为外生冲击可能不尽合理。

从分析工具来看,上述文献基本是采用时间序列建模,不外乎使用VAR、VECM、GARCH族类等模型,再加上Granger因果检验、脉冲响应函数(Impulse Response Function)等分析方法,且大都使用单变量或双变量模型来探讨股市收益率的波动性。这些模型和方法固然能提供部分证据并具有一定的说服力,却鲜有文献采用整合的分析框架,全面地了解多个市场的动态互动关系。基于此,本文将尝试采用三元VAR-GARCH模型,以动态的视角,充分利用收益率一阶矩和二阶矩的信息,对三个市场收益率关系作更为细致、更为深入的全景刻画,全面了解市场的动态互动机制,为投资者构建有效的国际投资组合,为政府制订合理的金融监管政策提供理论依据。

值得一提的是,在多元GARCH模型的设定中,参数化条件协方差矩阵模式的差异,产生了多种形式的多元GARCH模型。其中,BEKK、VECH直接参数化条件协方差矩阵,存在估计参数过多、运算复杂度高甚至不能完全保证协方差矩阵正定(positive definite)(如VECH)^②等问题。CCC(Constant conditional correlation,Bollerslev,1990)模型和DCC(Dynamic conditional correlation,Engle,2002)模型则通过相关系数间接参数化条件协方差矩阵。CCC模型虽减少了估计参数并可保证协方差矩阵的正定性,但CCC模型相关系数矩阵恒定的前提假设与现实相去甚远,导致模型实用性大打折扣。鉴于此,本文将在实证中运用DCC模型,该模型既保持了CCC模型简洁的参数估计模式,同时又可以有效地刻画(检验)相关系数的时变特征。^③

二、理论及假说

究竟何种因素驱动了股市间的联动?国内外文献多是经验性论述,还未形成解释股市联动的统一的理论框架。鉴于技术可行性和理论解释力,笔者在梳理国内外文献的基础上归纳出三种较有说服力的理论:第一种是经济基础说(Economic Fundamentals Hypothesis),第二种是市场传染说(Market Contagion Hypothesis),第三种是理性预期理论。经济基础说从各经济体的实体经济联系程度出发,解释了不同股市间的关联性(Calvo and Reinhart,1996;Liu and Pan,1997;Kanas,1998),认为经济一体化减少了套利的成本(例如交易成本及法律约束等),将各个开放的金融市场紧密地联系在一起。宏观经济变量差异越小,信息就越容易传播,股市之间同步性就越强,资产价格的关联度也就越高。市场传染说从市场主体的非理性行为出发,对危机后各国股市关联性增强的现象给出了理论解释(King et al.,1994;Valdes,1996;Calvo,1999)。市场传染说认为当一国股市遭受严重负面冲击后,由于人们的非理性行为(如恐慌性心理及羊群行为),负面冲击如传染病一般迅速蔓延到其他国家的市场上,其结果是危机时期各国金融市场相关性显著提高。该理论还强调因市场传染所产生的金融市场联动是经济一体化基础上的附加效应。理性预期理论则认为,重大制度变

①不同板块间同样存在着不同程度的联动性,如A股与B股间的联动性,具体可以参见赵留彦和王一鸣(2003)、楚尔鸣和鲁旭(2009)。

②Engle和Kroner(1995)在综合Baba、Engle、Kraft和Kroner(1991年末发表手稿)工作的基础上首次提出了BEKK模型,虽然确保了运算过程中条件方差矩阵的正定性,但是设定的参数可能缺乏明确的经济含义(Engle,2002)。

③Kanas(1998)研究欧洲股市联动效应时采用了CCC模型,具体做法是,直接去除金融危机期间的数据,以避免因危机蔓延效应导致国际股市高度相关而带来结构性变迁的影响,由此可见CCC模型的假定不适合研究危机前后的联动效应。谷耀和陆丽娜(2006)认为,尽管在二元GARCH的参数化过程中假定了时变相关系数,但其设定实际上为相关系数的费希尔转化(Fisher Transformation),不能推广到二元以上的分析;此方法与2002年Engle和Sheppard提出的DCC模型仍有较大的差异,具体可以参见Bauwens等(2006)关于MGARCH模型的综述。

革或者重大事件冲击可以影响到人们的预期,导致投资者对宏观基本面的看法趋于一致而做出相似的决策,从而使不同市场之间的相关性增强(唐齐鸣、操巍 2009)。

基于经济基础说、市场传染说和理性预期理论,本文提出三个假说:

假说 1: 沪深股市与香港股市是联动的,互为引导。

改革开放后特别是香港回归后,内地与香港在经济上的联系越来越密切,大量的香港企业进入内地,同时大量的中资企业进入香港,甚至在香港上市,使内地和香港的股市拥有了共同的经济基础。因此,依据经济基础说及理性预期理论可以提出假说: 沪深内地股市与香港股市是双向联动的。

假说 2: 沪深股市对港市的新息冲击做出类似(或相同)的反应,并且它们与港市的动态关联性具有趋同性。

沪深股市不仅具有相同的宏观经济基础,且在交易制度、投资者结构、上市公司结构等方面均具有高度趋同性。因此,沪深股市对外部新息冲击将做出类似(或相同)的反应,并与其他市场表示出类似(或相同)的动态关联度。该假说若被证实,则可为沪深两市合并已具备一定条件提供新的证据。

假说 3: 沪深港三个股市的相关性具有时变性。

该假说的提出主要基于两点: 第一,随着中国经济的迅猛发展和日趋开放,“中国因素”与“世界因素”的联动程度将会越来越高。基于经济基础说和理性预期理论进行推断,港市作为“世界因素”的代理变量与内地股市的相关性,应表现为不断增强的长期趋势。第二,基于市场传染说,危机条件下市场的联动效应更强。2007 年爆发的金融风暴推助了全球股市联动,港市与内地股市在危机发生后的一些时间点上可能呈现出较高的关联度,具体表现为时变相关系数中高度正相关。但是这里笔者需要指出的是,市场间不断加强联动效应仍是以全球经济和金融一体化为基础的,是一种长期的趋势,而危机只不过通过市场“传染”起到了短暂推波助澜的作用,仅表现为个别高度正相关的“极端值”。因此,不论从长期还是短期来看,沪深港三个股市的相关性都不是常相关系数所能刻画的。

三、研究设计与数据描述

(一) 研究设计

有关股市联动关系的研究,部分学者尝试采用协整技术,分析股市间是否存在长期的共移(co-moment)趋势,以此作为可否分散长期投资风险的参考。但是国内股市以散户为主,国内股市波动之剧烈、股票换手率之高,远甚于国际成熟股票市场。^① 短期波动更为投资者所关注的事实,使本文将研究重心置于股市的短期联动效应,故使用三元 VAR-GARCH-DCC 模型检验前述假说。该模型不仅能将以往文献所涉及的相对成熟、实用的检验方法有机结合起来,而且还能以 GARCH 族模型充分考察股市价格波动。

多元 GARCH 模型估计分为条件均值方程和条件协方差两部分。条件均值方程采用向量自回归 VAR(k) 的形式。VAR 模型采用多方程联立的形式,在模型的每个方程中内生变量对所有内生变量滞后值进行回归,从而估计出所有内生变量的跨期动态关系。 k 为 VAR 模型的滞后阶数, k 的选取一般要求保证残差不存在自相关。

多元 GARCH-DCC 的条件协方差可以设定如下:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} \\ h_{21t} & h_{22t} & h_{23t} \\ h_{31t} & h_{32t} & h_{33t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

(1) 式中, ε_t 为 VAR 模型的误差向量, Ω_{t-1} 为 t 期前所有历史收益率的信息集,为条件协方差(variance-covariance) 矩阵。

依据 Engle(2002) 的 DCC 设定,可以利用第 i 个及第 j 个市场股票收益率条件相关系数及其条件方差来参数化股票收益率的条件协方差矩阵:

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

^① 国际成熟股票市场的换手率是 30%~50%,投资者平均持股时间为 2~3 年,而中国股市近年来平均年换手率高达 480% 以上,数据来源于中国证券网(<http://www.cnstock.com/>)。

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{33,t}} \end{bmatrix}$$

(2) 式中 R_t 为动态相关系数矩阵 $h_{ii,t}$ ($i=1, 2, 3$) 为市场收益率的条件方差。由于股票市场的波动不仅具有聚集性特征,而且还普遍存在非对称的波动特征,即存在“杠杆效应”(leverage effect)或“反馈效应”。虽然在许多单变量 GARCH 的文献中,非对称 GARCH 模型被广泛使用,但在动态相关的多元 GARCH 中仍尚属少见。Kanas(1998)曾首度运用二元常相关 EGARCH 模型探讨了英、法、德股市间的动态联动关系,之后为多数研究所效仿。但就非对称模型的选择来说,Engle 和 Ng(1993)指出,单变量 GJR-GARCH 模型在刻画波动行为及预测能力上,要优于 EGARCH 模型及其他相关模型。他们还进一步指出,较大的非预期负面冲击,可能导致 EGARCH 模型产生过度(overstated)波动率的估计值。^①鉴于此,笔者采用 Glosten 等(1993)提出的能捕捉股市波动非对称特征的 GJR-GARCH 模型,对三个股票市场的收益率波动及市场结构进行分析比较。GJR-GARCH 模型具体设定如下^②:

$$h_{ii,t} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2 S_{i,t-1} + \beta_i h_{ii,t-1} \quad (3)$$

(3) 式中 $S_{i,t-1}$ 为指示函数,如果 $\varepsilon_{i,t-1} < 0$,则 $S_{i,t-1} = 1$,否则 $S_{i,t-1} = 0$ 。 $\varepsilon_{i,t} > 0$ 表明利好消息或正面冲击, $\varepsilon_{i,t} < 0$ 表明利空消息或负面冲击,二者对条件方差具有不同的影响。利好消息对条件方差的影响为 α_i ,而利空消息的影响为 $\alpha_i + \gamma_i$ 。因此,当 $\gamma_i > 0$ 时,可以认为存在杠杆效应;当 $\gamma_i < 0$ 时,股票市场对利好消息更为敏感,反应程度更高;当 $\gamma_i = 0$ 时,模型简化为一个标准的 GARCH 模型。

至于条件协方差 $h_{ij,t}$,则需要通过动态相关系数矩阵 R_t 的元素 $\rho_{ij,t}$ 估计而得,具体表示如下:

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sqrt{h_{ii,t}} \sqrt{h_{jj,t}} \quad (4)$$

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}} \sqrt{q_{jj,t}}} \quad (5)$$

$$q_{ij,t} = (1 - a - b) \bar{\rho}_{ij} + a \eta_{i,t-1} \eta_{j,t-1} + b q_{ij,t-1} \quad i, j = 1, 2, 3 \quad (6)$$

(4)、(5)、(6) 式中 $q_{ii,t}$ 、 $q_{jj,t}$ 分别为 i 、 j 市场残差标准化后的条件方差, $q_{ij,t}$ 为两标准化残差的条件协方差, $\bar{\rho}_{ij}$ 为 i 、 j 市场的无条件相关系数, $\eta_{i,t}$ 为标准化后的残差项, a 和 b 为非负参数,且 $a + b < 1$ 保证标准化后的残差项的条件协方差矩阵正定并满足均值回复的要求。若 $a = b = 0$,则模型缩减为 Bollerslev(1990) 的 CCC 估计式。

进一步本文采用极大似然法对 VAR-GJR-GARCH-DCC 模型以联立形式进行估计,DCC 估计式中包括股票收益率及其标准化残差两组 GARCH(1,1) 过程。因此,对数极大似然函数包括股票收益率波动与相关系数两部分:

$$L(\Theta, \Phi) = L_v(\Theta) + L_c(\Theta, \Phi) \quad (7)$$

$$L_v(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum_t (2 \ln |D_t| + \varepsilon_t' D_t^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (8)$$

$$L_c(\Theta, \Phi) = -\frac{1}{2} \sum_t (\ln |R_t| + \eta_t' R_t^{-1} \eta_t - \eta_t' \eta_t) \quad (9)$$

其中 Θ 为股票收益率波动参数^③, Φ 为相关系数参数。

(二) 数据说明

金融市场的联动效应主要依托于市场收益率之间的相关关系。我们分别将上证综指、深证成指和香港恒生指数作为沪、深、港三地股票市场的代理变量,并选用股票指数的日收盘价格。一般认为,随着两地上市和多地上市公司的增加、QFII 的出现,中国股市和全球股市的联动性才开始显现。2005 年 7 月 21 日,中国人民银行宣布实行有管理的浮动汇率制度,更多的美国热钱涌入中国,使中国股市和全球股市的联动性进入了一个新阶

^①需要指出,Kanas(1998)在研究英、法、德股市联动性时,预先设计了三元 EGARCH 模型进行参数估计,但模型收敛情况不佳,最终以牺牲一定的效率为前提,进行两两配对分析。可见 EGARCH 模型设定不太适合多元分析。

^②一般认为,GARCH 和 ARCH 的滞后阶数选择 1 就足够捕捉股票市场的波动状况,而将其扩大到更高阶并无明显益处。另外,我们的实证结果也显示出一阶滞后能够较好地描述收益序列的条件异方差特征。

^③此处省掉了常数项 $n \ln(2\pi)$,这并不影响参数估计。

段。自 2006 年初以来,制度改革取得重大突破后的中国股票市场,虽然引起了国内外的广泛关注,但针对这一时期中国与国际市场联动的规范性经验研究仍然鲜见。因此本文将样本范围选取为 2005 年 7 月 22 日至 2009 年 8 月 3 日,所有实证数据均来自雅虎财经(<http://finance.cn.yahoo.com/>)。由于香港和内地股市开市和休市的日期并不完全一致,为保证三个价格序列样本的持续一致性,本文借鉴 Hamao、Masulis 和 Ng(1990)的做法,只选取三地股市同一营业日的指数价格数据,这些数据依然可以近似看成是连续的时序变量。

定义股票市场的日收益率为:

$$Return_{i,t} = \ln(p_{i,t}) - \ln(p_{i,t-1}) \quad i = 1, 2, 3 \quad (10)$$

(10) 式中 $Return_{i,t}$ 表示日收益率, $p_{i,t}$ 表示股价指数,下标 i 的序数依次分别为港市、沪市和深市。

(三) 数据描述

表 1 列举了香港恒生指数、上证综指和深证成指的日收益率描述性统计特征。偏度显示除了恒生指数收益率正偏以外,上证综指、深证成指收益率均有一定程度的负偏,这表明港市实际收益率高于该市股价平均收益率,内地股市则不然。而所有的收益率序列的峰度均大于 3,表明三地股价日收益率均呈现高狭峰分布(leptokurtic distribution)状态,并都在 1% 显著性水平下拒绝了 Jarque – Bera 正态分布的原假设。Q 统计量检验表明除恒生指数收益率外,上证综指、深证成指收益率均无法拒绝高阶序列无关的原假设,因此在条件均值模型中需要引入自相关性的描述部分。而收益率平方均拒绝了序列无关的原假设,表明所有收益率序列在 1% 的显著性水平下存在明显的异方差性,有必要引入 GARCH 模型来刻画这种时变方差特征。此外,ADF 检验表明三市收益率均通过了平稳性检验,符合时序分析对变量序列平稳性的要求,能避免“伪回归”现象发生。同时可以看到,绝大多数统计指标都证实了中国股市收益率和波动表现出与成熟资本市场类似的特征。

表 1 各市场股票指数收益率的描述统计量

	港市收益率	沪市收益率	深市收益率
均值 Mean	0.0004	0.0013	0.0017
标准差 Std. Dev.	0.0215	0.0220	0.0239
偏度 Skewness	0.0022	-0.4453	-0.5082
峰度 Kurtosis	9.9718	5.6081	5.2233
Jarque – Bera	1887.53 ***	294.949 ***	232.080 ***
Q(10)	27.204 ***	9.5180	13.141
Q ² (10)	677.46 ***	54.243 ***	58.252 ***
ADF test	-32.1251 ***	-31.2258 ***	-29.5999 ***

注:*** 为 1% 显著性水平。Q(10) 是滞后 10 阶的 Ljung – Box 统计量。单位根检验(ADF)的检验方程中不含截距项和趋势项,最优滞后阶根据 AIC 自动选取。

四、实证结果及分析

为确保实证估计结果的稳健性,本文并未使用两阶段渐近等价方法分别估计均值和方差参数,而是以联立形式采用极大似然法对 VAR – GJR – GARCH – DCC 模型所有参数同时进行估计^①。在迭代过程中采用 BFGS 算法,收敛准则为 0.00001。多元 GARCH 模型估计结果包括条件均值方程 VAR 部分和条件协方差 GJR – GARCH – DCC 部分。为论述方便,在此分别从这两部分对实证结果予以说明。

(一) 均值方程 VAR 的结果及分析

为较全面反映三个市场的动态特征,本文选择 $k = 5$ 作为均值方程的 VAR 模型的滞后阶数。限于篇幅,在此并未直接给出 VAR 模型的估计结果,因为单系数往往只能反映一个局部的动态关系,而并不能捕捉全面复杂的动态过程。因此,根据股市联动性研究的需要,给出模型常用的 Granger 因果检验(见表 2)和脉冲响应函数(Impulse Response Function)(见图 1、图 2、图 3)。

从表 2 的检验结果来看,在给定的显著性水平上,Granger 因果检验结果表明三市的 Granger 因果关系具有非对称性,只有深港间存在双向的因果关系,其余市场间的因果关系均是单向的。具体来说,沪港间只存在港市到沪市的单向因果关系,港市引导沪市,可见港市在沪深港三个市场投资信息传递链中扮演了“领头

^①实证部分采用 RATS 软件编程实现。

羊”的角色,直接或间接影响着内地市场。^① 这可能是因为与内地股市相比,香港股市的信息透明度高,政府管制较少,因此其在股价信息传导的链条中必然处于主导位置。虽然沪深股市在经济基础、市场结构等方面均具有“趋同性”,却仅得出了沪市到深市的单向因果关系。其原因可能是受到沪深两市悬殊的市场规模的影响。通常来说,规模大小和所蕴含的信息量多少呈正相关,因此信息的流向是从沪市到深市。综上所述,沪深港三个股市仅存在两种单向的引导关系,但依托深市可以将内地股市和香港股市有机地结合起来,使内地股市和香港股市相互预测走势、互为引导。这些经验证据与假说 1 基本一致。^②

表 2 Granger 因果性检验结果

原假设	$\chi^2(5)$ 值	检验结果
沪市收益率不是港市收益率的 Granger 原因	5.952697	接受
深市收益率不是港市收益率的 Granger 原因	11.405498 **	拒绝
港市收益率不是沪市收益率的 Granger 原因	19.387275 ***	拒绝
深市收益率不是沪市收益率的 Granger 原因	9.048979	接受
港市收益率不是深市收益率的 Granger 原因	14.181916 ***	拒绝
沪市收益率不是深市收益率的 Granger 原因	27.149356 ***	拒绝

注:***、**和* 分别为 1%、5%和 10% 显著性水平。

Granger 因果检验仅以联合显著性检验的形式检验了变量间的引导关系,全面、具体、直观的动态特征则需要通过脉冲响应函数来描述。一般来说,脉冲响应函数需要通过乔利斯基正交化分解(Choleski Decomposition)来克服误差项相关的问题。但随着进入 VAR 系统的变量顺序的不同,分解出来的脉冲响应函数也是不同的。变量的排序需靠实证分析者按变量相对外生性强弱来判断,本文主要参考了 Granger 因果检验结果来确定乔利斯基顺序(Choleski Ordering)——港市 > 沪市 > 深市。^③ 图 1、图 2 分别描绘了基于 VAR-GJR-GARCH-DCC 模型模拟的沪深股市对于来自港市新息冲击的脉冲响应函数时序图。图中横轴代表追踪期限,纵轴表示响应大小。沪深股市对港市 1 单位新息冲击的响应曲线轨迹几乎相同。面对来自港市的新息冲击,内地股市表现出较大正向响应,说明股市间发生了正向联动。整个响应轨迹虽有波动,但响应迅速收敛,约 12 天冲击可趋于零,这表明内地股市对港市新息具有较强的吸收能力。究其原因,港市作为成熟的资本市场,信息披露制度健全,价格对真实信息的反映较为充分。因此港股容易赢得内地投资者的信任,成为他们预测内地股市未来走向和投资决策的“风向标”。但这也在侧面反映出中国投资者投资行为具有一定的“羊群效应”。而沪深股市面对港市新息同步的响应曲线使假说 2 得以证实。

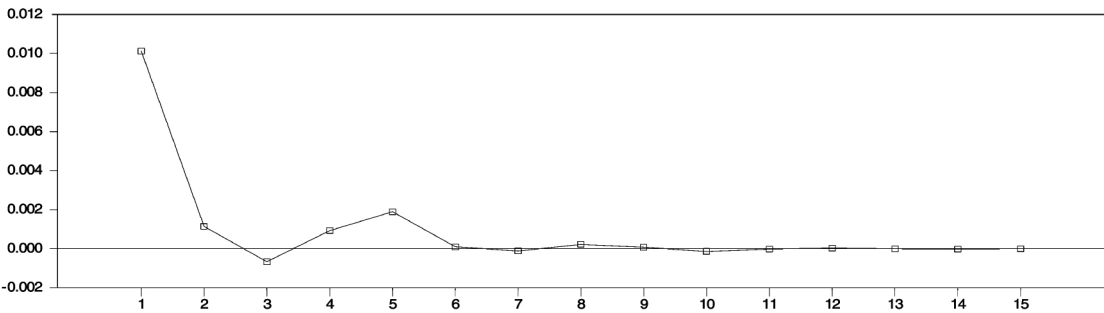


图 1 沪市对港市冲击的响应轨迹

①Granger 提出,因果关系检验是检验变量间的“领先-落后”的引导关系,并不是真正的因与果的关系。对于股市而言,如果一个市场是另一个市场的 Granger 成因,那么可以认为这个市场先行于另一个市场;如果两个市场之间不存在因果关系,则认为这两个市场之间并不存在明显的关联性;如果两个市场之间互为对方的 Granger 成因,则可以认为两个市场走势是可以通过历史信息相互预测的。

②笔者预先估计了一般的 VAR(5) 模型,通过 Granger 因果检验发现三个市场不存在任何方向上的引导关系,这显然与现实差距较大,究其原因,是由于缺乏对股市波动集聚性的妥善考量造成的,因而导致 Granger 因果检验涉及到的统计量并不可靠。这表明纳入收益率二阶矩信息的 VAR-GARCH-DCC 模型对正确分析股市联动效应是至关重要的。

③通过极大似然法估计 VAR-GJR-GARCH-DCC 模型的所有参数后,提取出 VAR 部分。因为均值方程中不包含条件方差的任何形式,可以利用 VAR 模型的 VMA(∞) 形式来计算脉冲响应函数。冲击正交化则是通过均值方程 VAR 的残差项(ε_{it}) 估计出其协方差矩阵(考虑到样本较大,笔者并未使用自由度修正),再利用该协方差矩阵的乔利斯基因子(Choleski factor)的逆矩阵来正交化脉冲响应函数,并将冲击中共同因子归结于港市。这与 Elder(2003) 的 IRF 计算类似,只不过 Elder 是以同期相关系数矩阵的逆矩阵来正交化脉冲响应函数的。

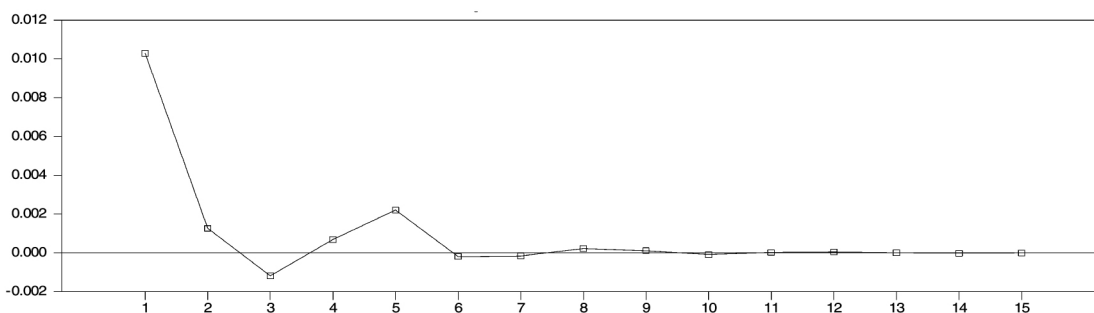


图2 深市对港市冲击的响应轨迹

由于 Granger 因果检验中深市与港市关系更为密切,本文在此以深市代表内地股市来分析港市对于内地股市变动的脉冲响应。从图3可见,对于来自内地股市的新息,港市整体响应微弱,首先表现出较小的负响应,负向联动大约持续3天,才转为正向响应,而后正负交替、收敛相对缓慢,信息完全被“消化”至少需要15天。究其原因,内地股市具有较强的政策市特点,政策题材是信息源的主体。另外,内地上市公司在信息披露行为等诸多规范性方面还未达到国际标准。因此境外市场的理性投资者更倾向于依据市场的变化做出谨慎的投资决策。当参考存在大量噪声投资者的内地市场信息进行交易决策时,境外投资者需要对信息进行反复甄别。

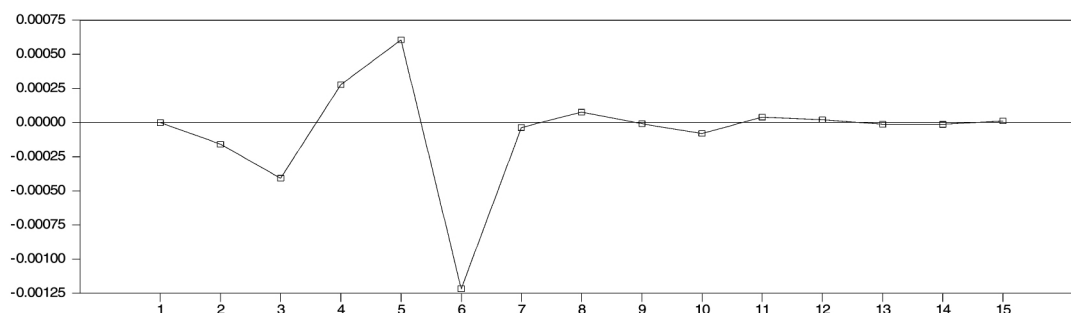


图3 港市对深市冲击的响应轨迹

(二) 条件协方差 GJR - GARCH - DCC 的结果及分析

表3中的收益率波动性参数 ω 、 α 、 β 分别表示常数项、ARCH参数和GARCH参数,用来捕捉股市收益的ARCH及GARCH效应。这些参数在1%的显著性水平上通过了显著性检验,表明三市都存在着明显的收益率波动聚类效应,并且衡量对“新消息”反应的参数 α 和衡量对“旧消息”反应的参数 β 在三个市场上并无太大差异,再次证明假说2的存在。但是“杠杆效应”参数 γ 仅港市显著, $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时非对称性出现,所以坏消息会带来一个0.1556(0.0636 + 0.0920)倍的冲击,使得波动加大。而内地股市的杠杆效应均不显著,GJR - GARCH设定退化为标准的GARCH模型,表明了内地股市和香港股市在市场结构上存在差异,这与谷耀和陆丽娜(2006)等的结论相异。本文认为因为中国股市缺乏卖空机制及内地交易者非理性的行为,造成非对称信息的作用并不明显,并进一步导致内地股市的杠杆效应不显著。三个市场 $\alpha + \beta + 0.5\gamma < 1$ 的条件均能满足,表明GJR - GARCH模型具有恒定的无条件方差。而且,表3中相关性参数 a 和 b 在1%显著性水平上异于零,表明相关系数具有时变性^①,支持了假说3中关于三个市场的相关性是时变的论断,且满足 $a + b < 1$ 的条件,这保证了残差项的条件协方差矩阵稳定与正定。

从表4的结果来看^②,各标准化残差序列的水平序列和平方序列滞后4、8、12阶Q统计量检验在给定显

①从稳健性的角度出发,笔者还在预先估计出的GJR - GARCH - CCC模型的基础上进行了原假设为CCC的LM检验(Tse 2000),在1%显著性水平上拒绝了CCC的原假设,这表明不变相关系数的假定是不够严密和科学的,验证了我们先前关于时变条件相关性的假定是合理的。

②本文以标准化残差 η_t 来检验模型的恰当性,先利用Q统计量进行序列相关检验。而后为检验模型是否捕捉了波动的非对称效应,笔者进一步采用Engle和Ng(1993)提出的模型设立检验(specification test),其中包括符号偏误检验(Sign Bias Test, SBT)——检验坏消息、好消息对市场波动性带来的影响,负程度偏误检验(Negative Size Bias Test, NSBT)——检验不同程度的负向冲击对波动是否具有不同程度的影响,正程度偏误检验(Positive Size Bias Test, PSBT)——检验不同程度的正向冲击对波动是否具有不同程度的影响,以及联合检验(Joint Test, JT)。

著性水平上均无法拒绝序列无关的原假设。从表 5 的结果来看 ,非对称 GARCH 的设定均无法拒绝不存在偏误的原假设 ,说明 GJR – GARCH 已很好吸收了收益率波动聚类效应及非对称效应。因此对波动过程的 GJR – GARCH 设定是比较合适的 结合 α 和 b 的显著性条件 ,可以认为 GJR – GARCH – DCC 模型的估计是合理的 ,并能够成为下一步分析的基础。

表 3 GJR – GARCH – DCC 模型估计结果

波动性参数	港市收益率	沪市收益率	深市收益率
ω	4. 9042e – 06*** (3. 89048)	1. 3171e – 05*** (3. 09181)	5. 6105e – 06*** (3. 07066)
α	0. 0636*** (4. 16908)	0. 0875*** (5. 37467)	0. 0874*** (5. 45782)
β	0. 8776*** (53. 24051)	0. 8776*** (43. 61863)	0. 8741*** (41. 55615)
γ	0. 0920*** (4. 23040)	0. 0196 (0. 89960)	0. 0214 (0. 91989)
DCC(1 ,1) 相关系数参数	$a = 0. 0657$ *** (5. 78478) $b = 0. 8498$ *** (28. 88413)		

注: ***、**和* 分别为 1%、5% 和 10% 显著性水平。经 153 次迭代后达到收敛 ,Log Likelihood = 7945. 99233。金融时间序列中常出现极端值 ,表现出非正态性。从表 1 的统计性描述我们同样可以看到这样的特征事实 造成残差也是非正态的 ,这时(拟) 最大似然估计量并不是有效的 ,它的渐进协方差矩阵也不是最小的 ,因此笔者使用了 Bollerslev – Woldridge 稳健标准误 t) 内为稳健 t 统计量。

表 4 GJR – GARCH – DCC 模型残差项诊断结果

	港市标准化残差	沪市标准化残差	深市标准化残差
Q(4)	0. 2220 [0. 994]	0. 8610 [0. 930]	0. 5663 [0. 967]
Q ² (4)	4. 3326 [0. 363]	5. 2099 [0. 266]	3. 3114 [0. 507]
Q(8)	1. 0607 [0. 998]	2. 6039 [0. 957]	1. 5592 [0. 992]
Q ² (8)	10. 2226 [0. 250]	5. 5998 [0. 692]	4. 3660 [0. 823]
Q(12)	5. 7005 [0. 903]	10. 3444 [0. 586]	8. 4156 [0. 752]
Q ² (12)	11. 150 [0. 516]	7. 3489 [0. 834]	6. 5611 [0. 880]

注: [] 内为伴随概率。

表 5 标准化残差偏误检验①

	港市标准化残差	沪市标准化残差	深市标准化残差
SBT	0. 2754 [0. 1097]	0. 2333 [0. 1105]	0. 0735 [0. 5630]
NSBT	– 0. 0980 [0. 2514]	0. 0069 [0. 9471]	– 0. 0260 [0. 7936]
PSBT	– 0. 2947 [0. 1344]	– 0. 1656 [0. 1766]	– 0. 1196 [0. 2890]
JT F(3 ,922)	1. 4348 [0. 1577]	1. 6349 [0. 1797]	0. 3845 [0. 7641]

注: [] 内为伴随概率。

(三) 时变相关性分析

为了更加清晰、直观地考察沪深港三个股市之间的动态关联度 ,我们进一步估计出了市场间的时变相关

①符号偏误检验方程为 $\eta_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + v_t$; 负程度偏误检验方程为 $\eta_t^2 = \phi_0 + \phi_2 S_{t-1}^- \eta_{t-1} + v_t$; 正程度偏误检验方程为 $\eta_t^2 = \phi_0 + \phi_3 (1 - S_{t-1}^-) \eta_{t-1} + v_t$; 联合检验方程为 $\eta_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- \eta_{t-1} + \phi_3 (1 - S_{t-1}^-) \eta_{t-1} + v_t$ 。其中 S_{t-1}^- 为虚拟变量 ,当 $\eta_{t-1} < 0$ 即受到坏消息冲击时 $S_{t-1}^- = 1$,否则为 0; v_t 为随机扰动项。分别对 SBT、NSBT、PSBT 三个检验方程中的 ϕ_1 、 ϕ_2 、 ϕ_3 (表 5 给出的是其估计值) 进行 t 检验; 对 JT 方程采用 F 检验。

系数^①。

根据检验的需要,我们分别计算了沪港、深港市场间的时变相关系数。图4、图5给出市场间的时变相关系数时序图,图中纵轴代表相关程度,横轴代表第多少笔样本数据。 $\rho_{12,t}$ 、 $\rho_{13,t}$ 的样本均值分别为0.45、0.42,均在1%的显著性水平上通过了显著性检验。从图4与图5可以看出 $\rho_{12,t}$ 与 $\rho_{13,t}$ 曲线轨迹几乎相同,只是数值上的略微差别,充分证明沪深股市与港市动态关联性具有趋同性,从而使假说2再次得以证明。内地股市与港市的全样本平均关联度约为0.42~0.45,沪深两市的关联度在0.9上下波动($\rho_{13,t}$ 样本均值约为0.9)。沪深股市与香港股市相关程度整体上呈走强趋势,从早期的0.2~0.3提高至现期的0.5~0.6,与“中国因素”和“世界因素”的相关性趋于增强的推断相吻合。波动在近年来表现得愈发频繁,说明收益信息在两地间传递同样频繁。特别在次贷危机的背景下,相关系数序列中出现了多处0.7~0.8的极端值,这意味着危机时期市场间的传染效应瞬时放大了股市间的联动性。因此无论是长期还是短期,三市动态相关系数的运动轨迹均表现出时变性,与假说3一致。应该看到的是,由于一些固有的制度因素的影响以及内地和港市在机构、产品、工具等方面的差异,沪深股市与香港股市相关程度仍不高,市场参与者仍有机会利用差异构建股市间投资组合分散风险,不过绝不能忽视市场间的相关性上下波动的过程。

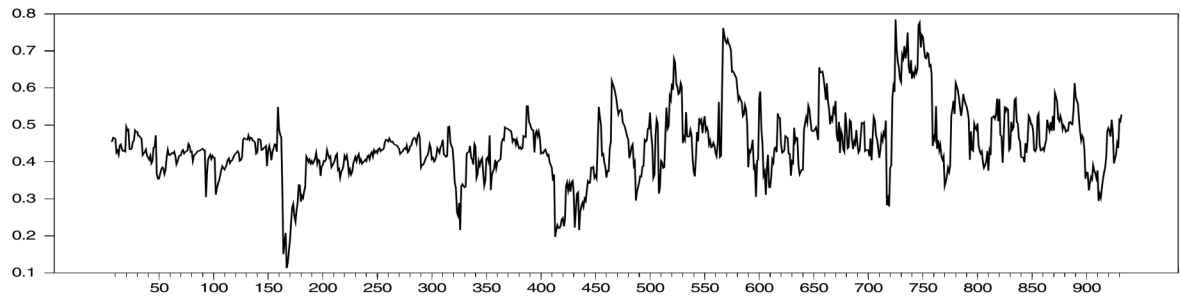


图4 沪港两市间的时变相关系数

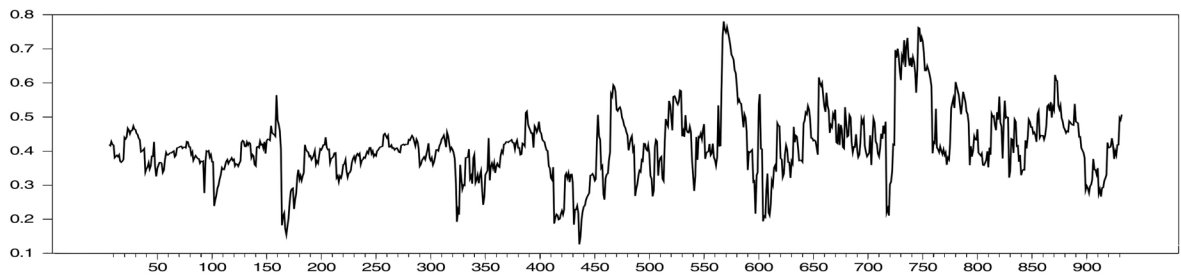


图5 深港两市间的时变相关系数

五、结论及启示

本文通过实证分析,得出如下三个结论:(1)沪深港三个股市的Granger因果关系虽然具有非对称性,但沪深股市与香港股市是联动的,相互引导;(2)沪深股市对香港股市新息冲击的响应曲线几乎相同,都只具有短记忆性,而且沪深股市与香港股市的动态关联具有趋同性;(3)沪深港三个股市的动态相关系数是随时间变化而变化的,并且整体上呈增强趋势。这三个结论证明了前述三个假设的存在性,可得到如下启示:

第一,随着全球经济一体化的不断向前推进,世界股市日趋整合。一方面,作为新兴市场的中国股市备受瞩目,另一方面,世界股市的波动势必对中国股市产生密切的影响。在这个背景下,监管当局不仅要有效控制国内股市风险因素,而且还要对境外股市风险保持应有的警惕,防范破坏性冲击。首先,监管当局应建立完善的内部防火墙制度,建立健全股票市场机制,如劣质公司退市机制、严格的信息披露机制及更加完善的市场监管和市场自律机制等。其次,应通过各种渠道积极引导投资者的理性投资行为并增强投资者风险防范意识。再次,应紧盯市场,以动态和系统的眼光来看待中国股市,快速反应和科学决策,及时调整可能对股市造成负面影响的财政政策和货币政策,适时调整上市公司准入政策和金融机构业务范围,始终以审慎监

①相关系数的计算公式为: $\rho_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t}} \sqrt{h_{jj,t}}}$ $i, j = 1, 2, 3$ 。

管的原则来制定政策。特别是当中国股市受到国外股市的负面冲击时,应及时出台一些积极的利好政策以减缓负面影响,保护投资者的利益,增强市场信心,实现中国股市的健康稳定发展。

第二,对投资者来说,联动效应是一把双刃剑。一方面,日益增强的股市联动效应意味着投资者同时投资于境内外股市,利用投资组合分散风险的效果将不断减弱,系统性风险随之提高。因此,投资者要充分考虑股市的联动性和时变性,进行定性和定量分析,在此基础上制定更合理的投资策略,减少投资失误而造成的不必要损失。另一方面,投资者可以利用市场间的联动关系来把握市场的脉搏,预测股市走势。

第三,一个与国际经济联系愈加紧密的经济体内的证券市场,不可能长期孤立于世界主流市场之外自我发展。因此,我国一方面应进一步推进内地股市和香港股市的一体化进程,通过市场交易主体的交叉等措施逐步实现市场的连接和统一,促进内地与香港金融市场之间的均衡发展及协调运作;另一方面,由于沪深股价变动具有高度趋同性,并已经具备合并的一定条件,应积极推进并适时实现沪深股市的合并。

参考文献:

1. 楚尔鸣、鲁旭 2009 《基于 VECM - BEKK - 二元 GARCH 模型的沪市 A、B 股市信息传导关系研究》,《经济评论》第 2 期。
2. 奉立城 2004 《沪深两市的整合性及其风险特征》,《国际商务》第 1 期。
3. 龚朴、李梦玄 2008 《沪港股市的波动溢出和时变相关性研究》,《管理学报》第 1 期。
4. 谷耀、陆丽娜 2006 《沪、深、港股市信息溢出效应与动态相关性——基于 DCC - (BV) EGARCH - VAR 的检验》,《数量经济技术经济研究》第 8 期。
5. 韩非、肖辉 2005 《中美股市间的联动性分析》,《金融研究》第 11 期。
6. 刘金全、崔畅 2002 《中国沪深股市收益率和波动率的实证分析》,《经济学(季刊)》第 7 期。
7. 罗子光 2009 《香港股市与内地股市的联动性研究》,《南方金融》第 2 期。
8. 唐齐鸣、操巍 2009 《沪深美港股市的动态相关性研究——兼论次级债危机的冲击》,《统计研究》第 2 期。
9. 俞世典、陈守东、黄立华 2001 《主要股票指数的联动分析》,《统计研究》第 8 期。
10. 张碧琼 2005 《中国股票市场信息国际化:基于 EGARCH 模型的检验》,《国际金融研究》第 5 期。
11. 赵留彦、王一鸣 2003 《A、B 股之间的信息流动和波动溢出》,《金融研究》第 10 期。
12. Bauwens J, Luc J, Laurent Sébastien, and Jeroen V. K. Rombouts. 2006. "Multivariate GARCH Models: A Survey." *Journal of Applied Econometrics* 21(1): 79 - 109.
13. Bollerslev J. T. 1990. "Modelling the Coherence in Short - run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model." *The Review of Economics and Statistics* 72(3): 498 - 505.
14. Calvo Guillermo. 1999. "Contagion in Emerging Markets: When Wall Street Is a Carrier." Working Paper, University of Maryland.
15. Calvo S., and C. Reinhart. 1996. "Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?" Policy Research Working Paper Series 1619, The World Bank.
16. Elder J. 2003. "An Impulse - response Function for a Vector Autoregression with Multivariate GARCH - in - mean." *Economics Letters* 79(1): 21 - 26.
17. Engle R. F. 2002. "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models." *Journal of Business & Economic Statistics* 20(3): 339 - 350.
18. Engle R. F. and F. K. Kroner. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH." *Econometric Theory* 11(1): 122 - 150.
19. Engle R. F. and V. K. Ng. 1993. "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility." *Journal of Finance* 48(5): 1749 - 1778.
20. Eun C. S., and S. Shim. 1989. "International Transmission of Stock Market Movements." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24(2): 241 - 255.
21. Glosten L. R., R. Jagannathan, and D. K. Runkle. 1993. "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of Nominal Excess Return on Stocks." *Journal of Finance* 48(5): 1779 - 1801.
22. Hamao Y., R. Masulis, and V. Ng. 1990. "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3(2): 281 - 308.
23. Kanas A. 1998. "Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence." *Applied Financial Economics* 8(3): 245 - 256.
24. King Mervyn, Enrique Sentana, and Sushil Wadhvani. 1994. "Volatility and Links between National Stock Markets." *Econometrica*, 62(4): 901 - 933.
25. Liu Y. A., and M. S. Pan. 1997. "Mean and Volatility Spillover Effects in the U. S and Pacific - Basin Stock Markets." *Journal of Multinational Finance* 1(1): 47 - 62.
26. Ross S. A. 1989. "Information and Volatility: The No - arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy." *Journal of Finance* 44(1): 1 - 17.
27. Valdes Rodrigo. 1996. "Emerging Market Contagion: Evidence and Theory." MIT Mimeo.
28. Tse Y. K. 2000. "A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model." *Journal of Econometrics* 98(1): 107 - 127.

Study on the Dynamic Linkage among Stock Prices of Shanghai, Shenzhen and Hong Kong Stock Market: The New Evidence from Tri - VAR - GJR - GARCH - DCC Model

Lu Xu and Zhao Yingying

(School of Economics, RenMin University of China)

Abstract: With the rapid development of economic globalization, the international capital market tend to be integrated, and local

securities price linkage is also increasingly remarkable. In view of this ,this paper summarizes the existing theory literatures and the shortage of empirical results and build VAR – GJR – GARCH – DCC framework to make an rigorous and comprehensive analysis of linkage effects among the Shanghai and Shenzhen and Hong Kong stock market. The main results are: (1) three markets have the linkage effect ,directly or indirectly lead to each other; (2) to the Hong Kong market innovation shock ,Shanghai and Shenzhen stock markets make similar responses ,which even be the same. This conclusion provides new evidence for the integration of Shanghai and Shenzhen stock market; (3) three market correlation has time – varying dynamic characteristics ,and the “China factor” and “world factor” tend to be increasing. These empirical conclusions have important implications to understand the operation mechanism of the market and establish a reasonable investment strategy and to guard against stock market risk and promote market integration effectively for regulators.

Key Words: Shanghai ,Shenzhen and Hong Kong Stock Market; Economic Integration; Dynamic Linkage

JEL Classification: G14

(责任编辑: 孙永平、陈永清)

(上接第 84 页)

参考文献:

1. 蔡昉 2003 《城乡居民收入差距与制度变革的临界点》,《中国社会科学》第 5 期。
2. 蔡昉、王美艳 2009 《为什么劳动力流动没有缩小城乡收入差距》,《经济学动态》第 11 期。
3. 蔡昉、万广华 2006 《中国收入差距和贫困研究: 我们知道什么 我们应该知道什么》,载于蔡昉、万广华《中国转轨时期收入差距与贫困》,社会科学文献出版社,第 1 – 24 页。
4. 陈钊、陆铭 2004 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第 6 期。
5. 陈宗胜、周云波 2001 《非法非正常收入对居民收入差别的影响及其经济学解释》,《经济研究》第 4 期。
6. 李军 2003 《收入差距对消费需求影响的定量分析》,《数量经济技术经济研究》第 9 期。
7. 李坤望、黄玖立 2006 《中国贸易开放度的经验分析: 以制造业为例》,《世界经济》第 6 期。
8. 李实、魏众、丁赛 2005 《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》,《经济研究》第 6 期。
9. 林毅夫、蔡昉、李周 1994 《中国的奇迹: 发展战略与经济改革》,上海人民出版社。
10. 林毅夫、刘明兴 2003 《中国经济的增长收敛与收入分配》,《世界经济》第 8 期。
11. 罗楚亮 2004 《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》第 8 期。
12. 阮杨、陆铭、陈钊 2002 《经济转型中的就业重构与收入分配》,《管理世界》第 11 期。
13. 沈坤荣、张璟 2007 《中国农村公共支出及其绩效分析——基于农民收入增长和城乡收入差距的经验研究》,《管理世界》第 6 期。
14. 苏良军、何一峰 2006 《中国存在消费的“库兹涅茨之谜”吗》,《经济科学》第 2 期。
15. 田新民、王少国、杨永恒 2009 《城乡收入差距变动及其对经济效率的影响》,《经济研究》第 7 期。
16. 吴晓明、吴栋 2007 《我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
17. 杨汝岱 2008 《制度与发展: 中国的实践》,《管理世界》第 7 期。
18. 杨汝岱、朱诗娥 2007 《公平与效率不可兼得吗? ——基于居民边际消费倾向的研究》,《经济研究》第 12 期。
19. 姚洋 2004 《转轨中国: 审视社会公正和平等》,中国人民大学出版社。
20. 臧旭恒、裴春霞 2007 《转轨时期中国城乡居民消费行为比较研究》,《数量经济技术经济研究》第 1 期。
21. Nurkse R. 1953. *Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries*. Oxford: Blackwell.
22. Rostow W. W. 1990. *The Stages of Economic Growth: A Non – Communist Manifesto*. Cambridge ,MA: Cambridge University Press.

Study on the Relationship between Urban and Rural Residents' Consumption Disparity and Regional Economic Performance

Zhu Shi'e¹ and Yang Rudai^{1,2}

(1: Academy for Consumption Studies ,Xiangtan University; 2: Peking University – Lincoln Institute)

Abstract: This paper probes into the relationship between urban and rural residents' consumption disparity and economic performance of regions. Empirical observation shows that disparity between urban and rural residents' consumption is negatively related to regional economic performance in China ,namely ,the poorer the region is ,the larger the urban and rural residents' consumption disparity will be. We construct panel data on provincial level in the period of 1978 – 2007. All the econometric analysis based on different models validates this relationship. It is worth noting that disparity between urban and rural residents' consumption in some regions tend to go down in recent years when economy has developed to a high extent. Besides economic performance ,other factors are included in our regression such as social development ,government behavior ,infrastructure structure ,foreign trade ,and so on. It is shown that these factors have positive effect on residents' consumption.

Key Words: Regional Disparity; Consumption Disparity; Panel Data

JEL Classification: D120 ,D910

(责任编辑: 彭爽)