

基于协高阶矩视角的沪港股市风险传染分析^①

王 鹏, 吴金宴*

(西南财经大学中国金融研究中心, 成都 611130)

摘要: 金融风险传染(financial risk contagion)不仅是资产配置和套期保值决策中应该考虑的一个重要因素,而且直接关系着一国乃至全球金融体系的安全与稳定.运用协高阶矩(协偏度、协波动率、协峰度等)风险传染判定方法,实证检验了沪港通实施前后上海和香港两地股票市场间的风险传染状况.研究表明,沪港通政策实施后,上海股市向香港股市的第一类协偏度(均值→波动率)、协波动率、经调整的相关系数、协峰度等的风险传染统计量值依次变大,同样依据风险传染统计量值的大小,香港股市对上海股市的风险传染途径依次为协四阶矩(协波动率、协峰度)、第一类协偏度和经调整的相关系数,协高阶矩成为沪港股市间双向风险传染的主要途径;因资本净流出数额和投资者教育等因素,上海股市对香港市场的风险传染效应更强.

关键词: 沪港通; 风险传染; 协高阶矩

中图分类号: F830; F224 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)06-0029-14

0 引 言

为顺应全球经济一体化和国内金融改革深化的进程,2014年4月中国证监会、中国香港证监会决定批准开展沪港股票市场交易互联互通机制试点.2014年11月17日,沪港通正式开通.沪港通允许证券账户与资金账户总余额不低于50万元的内地和香港投资者按照对方股市交易规则买卖对方交易所上市的规定范围内的股票.沪港通中获批股票共843只,覆盖沪港市总市值分别为89%和83%.截止2016年3月17日,沪股通和港股通总成交额分别为1.79万亿和0.73万亿(元/人民币)^②.沪港通拉开了香港与内地金融市场走向融合的帷幕,是我国资本市场对外开放并与国际资本市场对接的一个重要里程碑.

随着两地跨境资本的流动,上海和香港股市间收益率的关联性逐渐增强,而当收益率的关联

性超过经济基本面的联系时,便可能发生风险传染.那么,沪港通政策的实施是否触发了上海股市和香港股市间的风险传染?它们之间的风险传染程度又该如何度量?在我国资本市场国际化的进程不断推进、国内投资者的资产组合中包括越来越多香港股票市场资产的背景下,定量分析沪港通实施前后两地股市间的风险传染状况不仅能从客观上观测金融风险的传染特征,同时对共同基金等机构投资者作出合理的投资决策以及监管部门后续相关政策的制定和出台都具有十分重要的理论和现实意义.

实际上,国内很多学者已对我国股票市场与国际市场间的关联性和风险传染作了广泛持续的探究,并取得了极具价值的研究成果.举例来说,韩非和肖辉^[1]运用MA(q)-GARCH(1,1)-M模型考察了2000年—2004年底中美股市收益率和波

① 收稿日期:2016-05-15;修订日期:2017-11-05.

基金项目:西南财经大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(JBK1805003);国家自然科学基金资助项目(71473200);教育部人文社会科学研究规划基金资助项目(15YJA790057).

通讯作者:吴金宴(1994—),女,四川德阳人,博士生. Email: 117020204008@2017.swufe.edu.cn

② 资料来源:根据上海证券交易所和中国香港证券交易所统计数据自行计算.

动性的关联特征,研究表明在中国股市对外开放程度较低的情况下,中美股市间相关性很弱.唐齐鸣和操巍^[2]运用 DCC-MVGARCH 模型重点分析了 B 股市场向国内居民开放、中国正式加入 WTO、QFII 再次增加额度等重大事件对沪深美港股市间关联程度的冲击效应,结果表明中国内地市场与中国香港和美国股市间的关联性在逐步提高,但与金融一体化仍有距离.张兵等^[3]运用 Johansen 协整检验、Granger 检验、多元 GARCH-DCC 模型等方法,以 DFII 发布、人民币汇率形成机制改革、QDII 实施为分界点,分阶段探究了 2001 年年底至 2009 年年初中美股市的长期均衡关系、短期均值溢出和波动溢出效应,结果显示中美股市间不存在长期均衡,但随着 QFII 和人民币汇率形成机制改革等政策的实施,美国股市对中国股市的单向溢出效应越来越强.李红权等^[4]采用基于交叉相关函数的信息溢出检验体系,全面分析了中国 A 股市场、中国香港股市和美国股市在次贷金融危机前后的互动关系变化,研究发现三地股市间存在线性和非线性的复杂相关关系,且美股对 A 股和港股有较强的风险传染效应.上述这些实证研究成果为我们探索沪港通政策实施前后两地股票市场之间的风险传染效应提供了重要的研究基础和思路借鉴.

然而,需要指出的是,尽管很多学者就沪深股市与香港股市及其他国际市场之间的风险传染效应进行了大量的研究,但目前学术界对“风险传染”的认识和定义都还存在一定的争议,因此也涌现出了若干不同的风险传染测量方法与模型,1)1990 年,Hamao 等^[5]指出,若危机源头金融市场对其他市场具有波动溢出效应,则存在金融风险传染.在这样的定义下,ARCH 类模型和 GARCH 类模型被广泛运用在风险传染的研究领域^[6-8].2)1996 年,Eichengreen 等^[9]认为,若一国发生金融危机的概率会随其他国家发生了金融危机而显著增加,则出现风险传染.根据这样的定义,大量文献使用了 Probit 模型来检测一国发生金融危机的概率变化^[10-12].3)1990 年,King^[13]提出,若市场间的关联性在金融冲击后显著增强,则存在风险传染.基于此,早期大多文献用不同市场间收益率的相关系数代理关联性,就金融危机前后市场间相关系数的变化做了实证研究^[14-15].

后来的研究者普遍认为,第三种风险传染定义最直接简洁且适用性最广.不过,随着研究的不断深入,Boyer 等^[16]、Loretan 和 English^[17]发现相关系数虽然运用简单直观,但只能静态测量市场间的线性关系,并且在市场波动率较大时显现出不稳定性.2002 年,Forbes 和 Rigobon^[18]提出了经调整的相关系数以修正异方差带来的检验偏差;Candelon 等^[19]、Diebold 和 Yilmaz^[20]则分别基于相关系数共同特征和滚动样本窗口动态观测市场间时变联动性变化;而在度量市场间非线性关系方面,Patton^[21]、Loran 等^[22]、Arakelian 和 Dellaportas^[23]、Zevallos^[24]引入了将多维随机变量的联合分布分解为多个边际分布的 Copula 理论.但 Copula 理论虽能动态度量市场间的非线性尤其是尾部的依赖关系,却不能厘清金融市场间风险溢出的方向.

实际上,金融风险之间的传染是一个十分复杂的非线性过程,绝非仅相关系数所测度的一条线性路径所能描述.相关系数的本质在于揭示两个市场之间水平值(或期望值,即金融资产收益分布的一阶矩)维度上的互动关系,但众所周知,除了水平值之外,金融资产收益的波动及风险特征更多的是通过波动率(二阶矩)、偏度(三阶矩)、峰度(四阶矩)等高阶矩统计量来反映^[25-28].然而,遗憾的是,目前绝大多数针对金融风险传染的研究基本都限于一阶矩层面,这就造成了市场间非对称的风险传染和极端风险传染等被忽视的问题,所以更为系统的金融风险传染检验应该从比一阶矩更高阶的渠道入手,全面探索并揭示金融资产之间的风险传染效应.基于这一认识,Fry 和 Tang^[29]首次在测度风险传染时引入了协偏度风险传染统计量,并将其运用至 1997 年—1998 年的香港金融危机和 2007 年美国次贷危机的风险传染测度中,结果表明协偏度能监测到相关系数无法反映的市场间风险传染.Fry-McKibbin 和 Hsiao^[30]考虑到市场间收益率极值相依性的变化,提出了协四阶矩(协波动率、协峰度)风险传染统计量,而 2008 年全球金融危机的实证结果表明协波动率和协峰度是美国银行风险向全球股市蔓延的主要途径,协高阶矩在风险传染的测度中十分重要.协偏度、协波动率和协峰度的风险传染测度方法不仅精确地捕获了金融资产

收益率的非对称性和尖峰厚尾性,而且将市场间均值—均值、均值—波动率、波动率—波动率以及均值—偏度的关联性变化均考虑在内,同时依据协高阶矩风险传染统计量的大小能直接确定风险传染的方向,为金融风险传染研究提供了更为全面和系统的工具方法。

基于以上的认识,研究特色和创新之处在于,1)首次对沪港通实施前后两地股市之间的风险传染效应进行全面深入的检索.就作者检索的范围来看,这应该是第一份专门从风险传染角度对该政策的实施效果进行全面深入评价的研究工作;2)采用协高阶矩框架探索沪港两地股市之间的风险传染效应,从协偏度、协波动率、协峰度等多个渠道度量两地股市之间风险传染的显著性、程度大小及方向,从而比以往研究更为全面系统地揭示了上海股票市场与香港股票市场之间的相依关系;3)为研究市场对沪港通政策的响应情况,将样本期间分为沪港通政策获批前、政策获批后至正式实施前、政策正式实施后三个子期间,分别研究了沪港通获批前后和正式实施前后的协高阶矩风险传染情况,为后续类似政策(如深港通、沪伦通等)的出台提供了极具价值的实证参考。

1 股票市场风险传染协高阶矩分析方法

1.1 理论基础和协高阶矩的定义

投资组合选择和资产定价是将协高阶矩纳入风险传染分析体系的理论基础.在标准的投资组合选择理论中,投资者们在均值—方差的框架下最大化预期效用以实现资产的最优配置.但实际上,投资组合中各项资产的收益并非遵循联合正态分布,而通常显现出有偏和尖峰厚尾的特征.研究表明,风险资产的预期超额收益不仅与波动率相关,还与资产收益率的偏度和峰度紧密联系^[31-33],另外投资者对资产收益率高阶矩的偏好在资产选择中也十分重要^[34].因此,考虑到资产价格变化的非对称性和极端风险的发生,Martellini 和 Ziemann^[35]和 Fry-Mckibbin 和 Hsiao^[30]将传统的资本资产定价模型(CAPM)进行了扩展.假定投资者只投资于两项风险资产,则包含相关系

数、协偏度、协波动率和协峰度等协高阶矩的CAPM为

$$\begin{aligned} E(R_i) - R_f = & \theta_1 E[(R_1 - \mu_1)^2] + \theta_2 E[(R_2 - \mu_2)^2] + \\ & \theta_3 E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)] + \\ & \theta_4 E[(R_1 - \mu_1)^3] + \theta_5 E[(R_2 - \mu_2)^3] + \\ & \theta_6 E[(R_1 - \mu_1)^2(R_2 - \mu_2)] + \\ & \theta_7 E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)^2] + \\ & \theta_8 E[(R_1 - \mu_1)^4] + \theta_9 E[(R_2 - \mu_2)^4] + \\ & \theta_{10} E[(R_1 - \mu_1)^3(R_2 - \mu_2)] + \\ & \theta_{11} E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)^3] + \\ & \theta_{12} E[(R_1 - \mu_1)^2(R_2 - \mu_2)^2] \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)为风险资产*i*的预期收益率定价公式, R_f 和 R_i 分别为无风险收益率和第*i*支风险资产收益率, μ_i 为 R_i 的期望值.式中各参数的定义如下

$$\begin{aligned} \theta_1 = & \alpha_1^2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial \sigma_p^2} \right), \theta_2 = \alpha_2^2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial \sigma_p^2} \right) \\ \theta_3 = & 2\alpha_1\alpha_2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial \sigma_p^2} \right), \theta_4 = \alpha_1^3 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial s_p^3} \right) \\ \theta_5 = & \alpha_2^3 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial s_p^3} \right), \theta_6 = 3\alpha_1^2\alpha_2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial s_p^3} \right) \\ \theta_7 = & 3\alpha_1\alpha_2^2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial s_p^3} \right), \theta_8 = \alpha_1^4 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial k_p^4} \right) \\ \theta_9 = & \alpha_2^4 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial k_p^4} \right), \theta_{10} = 4\alpha_1^3\alpha_2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial k_p^4} \right) \\ \theta_{11} = & 4\alpha_1\alpha_2^3 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial k_p^4} \right), \theta_{12} = 6\alpha_1^2\alpha_2^2 \left(\frac{\partial E[U(W)]}{\partial k_p^4} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 α_i 为投资者投资于第*i*只风险资产的比重, $E[U(W)]$ 、 σ_p^2 、 s_p^3 和 k_p^4 分别为资产组合收益的期望效用、波动率、偏度和峰度。

结合式(1)和式(2)可知,包含高阶矩和协高阶矩的CAPM将资产的预期超额收益分解为风险价格(risk price)和风险量(risk quantity)两个部分.其中,风险价格(θ_i)由风险资产占投资组合比重和来自于投资者效用函数的各种风险厌恶测度($\frac{\partial E[U(W)]}{\partial \sigma_p^2}$ 、 $\frac{\partial E[U(W)]}{\partial s_p^3}$ 、 $\frac{\partial E[U(W)]}{\partial k_p^4}$ 等)衡量;而风险量则包括,资产收益率的二阶矩,即方差($E[(R_1 - \mu_1)^2]$ 、 $E[(R_2 - \mu_2)^2]$)和协方差($E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)]$),资产收益率的三阶

矩,即偏度($E[(R_1 - \mu_1)^3]$ 、 $E[(R_2 - \mu_2)^3]$)和协偏度($E[(R_1 - \mu_1)^2(R_2 - \mu_2)]$ 、 $E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)^2]$),资产收益率的四阶矩,即峰度($E[(R_1 - \mu_1)^4]$ 、 $E[(R_2 - \mu_2)^4]$)、协波动率($E[(R_1 - \mu_1)^2(R_2 - \mu_2)^2]$)和协峰度($E[(R_1 - \mu_1)^3(R_2 - \mu_2)]$ 、 $E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)^3]$).

1.2 基于协高阶矩的风险传染判定体系

由式(1)可以看出,资产收益率间协高阶矩的大小将影响风险资产收益率的预期,进而影响投资者的资产组合选择,最终在投资者平衡投资组合的过程中发生风险传染.在理论上证明了从协高阶矩角度判定风险传染的必要性和合理性后,Fry 和 Tang^[29]、Fry-McKibbin 和 Hsiao^[30]从假定两项资产联合概率密度函数服从非正态二元广义指数分布(non-normal bivariate generalized exponential distribution)出发,推导出基于协高阶矩的风险传染判定拉格朗日统计量.

1.2.1 经调整的相关系数风险传染检验

金融市场间风险传染的判定主要取决于事件发生前后市场间的关联性是否发生显著变化.直接检验市场间相关系数在不同样本期变化的显著程度是传统判别风险传染的方法之一,同时剔除异方差对检验结果的影响,得到经调整的相关系数检验统计量^[18].

$$CR(i \rightarrow j) = \left(\frac{\hat{v}_{y|x_i} - \hat{\rho}_x}{\sqrt{\text{Var}(\hat{v}_{y|x_i} - \hat{\rho}_x)}} \right)^2 \quad (3)$$

$$\hat{v}_{y|x_i} = \frac{\hat{\rho}_y}{\sqrt{1 + \delta(1 - \hat{\rho}_y^2)}} \quad (4)$$

$$\delta = \frac{(s_{y,i}^2 - s_{x,i}^2)}{s_{x,i}^2} \quad (5)$$

其中 i 和 j 分别代表风险传染源市场和被传染市场(下同), x 和 y 分别代表金融冲击前和金融冲击后的时期(下同), $\hat{\rho}_x$ 和 $\hat{\rho}_y$ 分别表示金融冲击前后两个市场的无条件相关系数(下同), $\hat{v}_{y|x_i}$ 表示金融冲击后市场的条件相关系数(下同), δ 代表市场的波动性在金融冲击后的变化比例, $s_{x,i}^2$ 和 $s_{y,i}^2$ 分别代表传染源市场 i 在金融冲击前后的收益率方差.在没有风险传染的原假设下,检验统计量 CR 渐进服从自由度为 1 的 χ^2 分布.

1.2.2 协偏度风险传染检验

协偏度能捕获市场收益率间的非对称相依性,通过检验金融冲击前后两个时段内的协偏度统计量是否发生显著变化可以判断是否发生风险传染.根据在计算协偏度统计量时采用水平收益率和平方收益率的市场不同,将协偏度风险传染检验分为两类^[29],即从 i 市场均值到 j 市场波动率的风险传染($a = 1, b = 2$)和从 i 市场波动率到 j 市场均值的风险传染($a = 2, b = 1$).

$$CS(i \rightarrow j; r_i^a, r_j^b) = \left(\frac{\hat{\phi}_y(r_i^a, r_j^b) - \hat{\phi}_x(r_i^a, r_j^b)}{\sqrt{\frac{4\hat{v}_{y|x_i}^2 + 2}{T_y} + \frac{4\hat{\rho}_x^2 + 2}{T_x}}} \right)^2 \quad (6)$$

$$\hat{\phi}_y(r_i^a, r_j^b) = \frac{1}{T_y} \sum_{t=1}^{T_y} \left(\frac{y_{i,t} - \hat{\mu}_{y_i}}{\hat{\sigma}_{y_i}} \right)^a \left(\frac{y_{j,t} - \hat{\mu}_{y_j}}{\hat{\sigma}_{y_j}} \right)^b \quad (7)$$

$$\hat{\phi}_x(r_i^a, r_j^b) = \frac{1}{T_x} \sum_{t=1}^{T_x} \left(\frac{x_{i,t} - \hat{\mu}_{x_i}}{\hat{\sigma}_{x_i}} \right)^a \left(\frac{y_{j,t} - \hat{\mu}_{y_j}}{\hat{\sigma}_{y_j}} \right)^b$$

其中 $x_{i,t}, x_{j,t}, y_{i,t}, y_{j,t}$ 代表与脚标对应的股票市场在金融冲击前后 t 时刻的收益率(下同), $\mu_{x,i}, \mu_{x,j}, \mu_{y,i}, \mu_{y,j}$ 代表与脚标对应的股票市场收益率在金融冲击前后样本期间的均值(下同), $\sigma_{x,i}, \sigma_{x,j}, \sigma_{y,i}, \sigma_{y,j}$ 则代表相应的标准差(下同), T_x, T_y 分别表示金融冲击前和金融冲击后的样本容量(下同), $\hat{\phi}_x(r_i^a, r_j^b)$ 和 $\hat{\phi}_y(r_i^a, r_j^b)$ 分别代表金融冲击前后两个市场间协偏度统计量.在没有风险传染的原假设下,检验统计量 CS 渐进服从自由度为 1 的 χ^2 分布.

1.2.3 协波动率和协峰度风险传染检验

协波动率和协峰度均能基于四阶矩刻画市场收益率分布的极值特性,以金融冲击前后协四阶矩变化为基础分别构造协波动率和协峰度风险传染检验统计量.协波动率风险传染检验指标能判断市场 i 波动率向市场 j 波动率的风险传染效应.与协偏度风险传染检验相同,协峰度风险传染检验也分为两类^[30],从 i 市场均值到 j 市场偏度的风险传染($a = 1, b = 3$)和从 i 市场偏度到 j 市场均值的风险传染($a = 3, b = 1$).

$$CV(i \rightarrow j; r_i^a, r_j^b) = \left(\frac{\hat{\phi}_y(r_i^a, r_j^b) - \hat{\phi}_x(r_i^a, r_j^b)}{\sqrt{\frac{4\hat{v}_{y|x_i}^4 + 16\hat{v}_{y|x_i}^2 + 4}{T_y} + \frac{4\hat{\rho}_x^4 + 16\hat{\rho}_x^2 + 4}{T_x}}} \right)^2 \quad (8)$$

$$\hat{\phi}_y(r_i^2, r_j^2) = \frac{1}{T_y} \sum_{t=1}^{T_y} \left(\frac{y_{i,t} - \hat{\mu}_{yi}}{\hat{\sigma}_{yi}} \right)^2 \left(\frac{x_{j,t} - \hat{\mu}_{xj}}{\hat{\sigma}_{xj}} \right)^2 - (1 + 2\hat{v}_{y1x_i}^2)$$

$$\hat{\phi}_x(r_i^2, r_j^2) = \frac{1}{T_x} \sum_{t=1}^{T_x} \left(\frac{x_{i,t} - \hat{\mu}_{xi}}{\hat{\sigma}_{xi}} \right)^2 \left(\frac{x_{j,t} - \hat{\mu}_{xj}}{\hat{\sigma}_{xj}} \right)^2 - (1 + 2\hat{\rho}_x^2)$$

(9)

其中 $\hat{\phi}_x(r_i^2, r_j^2)$ 和 $\hat{\phi}_y(r_i^2, r_j^2)$ 分别代表金融冲击前后两个市场间协波动率统计量。

$$CK(i \rightarrow j; r_i^a, r_j^b) = \left(\frac{\hat{\xi}_y(r_i^a, r_j^b) - \hat{\xi}_x(r_i^a, r_j^b)}{\sqrt{\frac{18\hat{v}_{y1x_i}^2 + 6}{T_y} + \frac{18\hat{\rho}_x^2 + 6}{T_x}}} \right)^2$$

(10)

$$\hat{\xi}_y(r_i^a, r_j^b) = \frac{1}{T_y} \sum_{t=1}^{T_y} \left(\frac{y_{i,t} - \hat{\mu}_{yi}}{\hat{\sigma}_{yi}} \right)^a \left(\frac{y_{j,t} - \hat{\mu}_{yj}}{\hat{\sigma}_{yj}} \right)^b - 3\hat{v}_{y1x_i}$$

(11)

$$\hat{\xi}_x(r_i^a, r_j^b) = \frac{1}{T_x} \sum_{t=1}^{T_x} \left(\frac{x_{i,t} - \hat{\mu}_{xi}}{\hat{\sigma}_{xi}} \right)^a \left(\frac{x_{j,t} - \hat{\mu}_{xj}}{\hat{\sigma}_{xj}} \right)^b - 3\hat{\rho}_x$$

其中 $\hat{\xi}_x(r_i^a, r_j^b)$ 和 $\hat{\xi}_y(r_i^a, r_j^b)$ 分别代表金融冲击前后两个市场间的协峰度统计量。

在没有风险传染的原假设下, 检验统计量 CV



图 1 上证综合指数与香港恒生指数走势 (2013-07-04—2016-03-17)

Fig. 1 Trends of Shanghai composite index and Hong Kong Hang Seng Index

图 1 展示了在样本期间内上证综指和恒生指数日收盘价的运动特征(竖线为 2014 年 11 月 17 日分界线), 在 2014 年沪港通启动之前(即前 300 个交易日), 上证综合指数走势较为平缓而香港恒生指数的波动幅度较大且频率较高, 上证综指与恒生指数在小范围内走势趋同但并不显著; 自沪港通启动以来, 上证综指的波动显著增强, 经过极短时间便与恒生指数走势明显趋同, 甚至从

和 CK 统计量均渐进服从自由度为 1 的 χ^2 分布。

2 数 据

考虑到指数的代表性, 文中的样本指数确定为上证综指(简记为 SSEC)和香港恒生指数(简记为 HS). 上证综指于北京时间 9:30 开盘, 15:00 收盘. 恒生指数于北京时间 10:00 开盘, 16:00 收盘. 选取上证综指和恒生指数 2013 年 7 月 4 日—2016 年 3 月 17 日每日收盘价作为样本数据, 剔除两个市场交易日不重叠的交易值, 最后得到 641 组价格数据, 数据来源于 Wind 数据库。

为探究沪港通启动是否触发沪港股市间的风险传染, 以 2014 年 11 月 17 日沪港通正式推出为时间节点, 将样本分为沪港通推出前(2013 年 7 月 4 日—2014 年 11 月 16 日, 共 324 个交易日)和沪港通推出后(2014 年 11 月 17 日—2016 年 3 月 17 日, 共 317 个交易日), 比较沪港两市联动性的变化。

2015 年 6 月开始便大范围内出现同增同减现象. 以沪港通政策实行为断点, 图 1 定性反映出内地股市和香港股市的联动性增强。

令 p_t 表示上证综指和恒生指数的每日收盘价, T 表示样本容量, 则连续复利收益率 $R_t (t = 1, 2, \dots, T)$ 可以写为

$$R_t = 100 \times [\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})] \quad (12)$$

从表 1 中上证综指和恒生指数收益率的各项描述性统计结果可以看出, 1) 在整个样本期间内, 上证综指的平均收益率较恒生指数高. 2) 上证综指的波动表现得更为剧烈, 资产的风险与收益互相匹配. 3) 上证综指的收益分布呈左偏形态, 即上海股市资产下跌的概率比上涨的概率高, 采用方差将低估风险, 而恒生指数的收益分布呈右偏形态, 意味着港股资产上涨的概率更高, 风险更小. 4) 从收益率出现极端值的概率来看, 上证综指发生极端风险的可能性更大, 但两类指数的收益分布都呈现显著的“尖峰厚尾”形态. 5) J-B

检验统计量在 5% 的显著水平下拒绝原假设, 再次印证了上证综指和恒生指数并不服从正态分布. 6) 此外, 两类指数的收益率序列在样本期间及两个子区间均具有平稳性, 可以直接用于下一步的分析和计量建模.

为剔除市场间因基本面联系而产生的关联性并降低序列自相关, 采用向量自回归 (VAR) 模型获取残差序列 ε_t 以用作传染性检验^③. 即

$$R_t = \phi(L)R_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

根据 AIC (Akaike information criterion) 和 LR (log likelihood ratio) 准则, 选取 VAR 模型滞后阶数为 6.

表 1 上证综指和恒生指数收益率的描述性统计结果

Table 1 Statistics of returns on Shanghai composite index and Hong Kong Hang Seng Index

	均值	方差	偏度	峰度	J-B	ADF ₁	ADF ₂	ADF ₃
上证综指	0.058	3.683	-1.113	7.820	752 **	-23.599 **	-16.325 **	-16.641 **
恒生指数	0.000	1.355	0.074	6.924	411 **	-24.366 **	-16.938 **	-17.270 **

注: “**”代表在 5% 的水平上显著; J-B 为检验收益率是否服从正态分布的 Jarque-Bera 统计量; ADF 为判断序列是否平稳的单位根检验统计量, 滞后阶数根据 AIC 最小准则确定, ADF₁ 检验的样本期间为 2013 年 7 月 4 日—2016 年 3 月 17 日, ADF₂ 检验的样本期间为 2013 年 7 月 4 日—2014 年 11 月 16 日, ADF₃ 检验的样本期间为 2014 年 11 月 17 日—2016 年 3 月 17 日.

3 沪港通背景下沪港股市风险传染实证结果

3.1 沪港通实施前后两市收益率协阶矩统计分析

表 2 报告了上证综指和香港恒生指数在沪港通政策实施前后相关系数 (\widetilde{CR})^④、协偏度 ($\widetilde{CS1}$ 、 $\widetilde{CS2}$)^⑤、协波动率 (\widetilde{CV})^⑥ 和协峰度 ($\widetilde{CK1}$ 、 $\widetilde{CK2}$)^⑦ 的统计结果.

由表 2 的统计结果可以看出, 1) 上证综指与恒生指数收益率间的线性相关性在沪港通政策实施后有所增加, 但表现并不明显. 2) 与相关系数变化相比, 两个市场间均值——波动率的关联性

变化更为显著, 即沪港通开通后, 度量两种非对称性的协偏度均从正值变为负值且绝对数值增加. 这表明资本通过沪港通实现一定程度的自由流动后, 一个市场的收益率降低将使资金涌向另一个市场, 加剧另一个市场的波动性; 或者是当一个市场的波动变小时将对另一个市场的收益率要求更高. 3) 从极值的角度来看, 沪港通政策实施后上证综指和恒生指数收益率联合分布更为尖峰厚尾, 即协波动率和协峰度都有较为显著的增长. 具体来说, 一个市场的波动性通过资本的流动传递给另一个市场, 使得两个市场的波动率同向变化更加明显; 或者当一个市场的收益大幅变化时, 大量资本流动急剧改变了另一个市场的投资者心理预期, 市场收益率上涨下跌概率变化显著.

③ 与 Forbes 和 Rigobon^[18] 数据处理方式一致.

④ 相关系数为 $\widetilde{CR} = E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)]$

⑤ 协偏度为 $\widetilde{CS1} = E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)^2]$ 和 $\widetilde{CS2} = E[(R_1 - \mu_1)^2(R_2 - \mu_2)]$

⑥ 协波动率为 $\widetilde{CV} = E[(R_1 - \mu_1)^2(R_2 - \mu_2)^2]$

⑦ 协峰度为 $\widetilde{CK1} = E[(R_1 - \mu_1)(R_2 - \mu_2)^3]$ 和 $\widetilde{CK2} = E[(R_1 - \mu_1)^3(R_2 - \mu_2)]$

表2 沪港股市收益率的协高阶矩统计结果

Table 2 Higher order co-movements statistics of returns in Shanghai and Hong Kong stock market

线性		非对称性			
\widetilde{CR}		$\widetilde{CS1}$		$\widetilde{CS2}$	
沪港通前	沪港通后	沪港通前	沪港通后	沪港通前	沪港通后
0.531	0.570	0.139	-3.664	0.131	-0.976
极值					
\widetilde{CV}		$\widetilde{CK1}$		$\widetilde{CK2}$	
沪港通前	沪港通后	沪港通前	沪港通后	沪港通前	沪港通后
1.307	32.371	1.179	1.601	21.231	60.478

注：沪港通前是指2013年7月4日—2014年11月16日；沪港通后指2014年11月17日—2016年3月17日； $\widetilde{CS1}$ 针对上证综指均值与恒生指数波动率； $\widetilde{CS2}$ 针对上证综指波动率与恒生指数均值； $\widetilde{CK1}$ 针对上证综指均值与恒生指数偏度； $\widetilde{CK2}$ 针对上证综指偏度与恒生指数均值。

3.2 沪港股市间协高阶矩风险传染静态分析

基于第二节所介绍的风险传染协高阶矩测度方法,采用全样本检验了沪港通政策实施后上海股市和香港股市相互间的风险传染水平。同时为考察两地股市对沪港通政策的响应情况,以2014年4月10日、2014年11月17日为断点将样本划分为三个阶段^⑧。

考虑到样本期间长度对结果的影响,最终以143为子样本容量截取3个子样本^⑨,沪港通获批前(2013年8月29日—2014年4月9日)、沪港通获批后到正式实施前(2014年4月10日—2014年11月16日)、沪港通正式实施后(2014年11月17日—2015年6月24日)。

3.2.1 全样本下的沪港股市静态风险传染结果

表3报告了协高阶矩测度的沪港股市间风险传染情况,相应风险传染检验统计量包括,基于经调整的相关系数(CR)、协偏度(CS1、CS2)、协波动率(CV)以及协峰度(CK1、CK2),同时给出卡方检验的显著性p值。

由表3中的协高阶矩静态风险传染结果可以知道,1)沪港通政策实施后,沪港股市间存在线性风险传染,且上海股市对香港股市的线性风险传染值更高更显著。资产价格的变化来源于市场对未预期信息的反应,香港和上海股市收益率间的相依性增强表明沪港通的实施扩充了两市信息

传递的渠道,进而使新息反应较弱的市场跟随信息反应较强的市场变动,两市间的风险传染效应增强。而南下资本冲击使得两市间的水平相依性增强更加显著,印证了沪港通实施后的样本期内香港股市随上海股市的异常波动而变动的事实。2)两地资本通过沪港通实现一定程度的自由流动后,从均值到波动率成为主要的风险传染途径之一,且香港股市对上海股市的协偏度风险传染值(CS1)更大。实际上,市场收益的波动起源于新息的消化吸收,市场各类参与者依据交易价格和交易数量的动态学习过程最终使资产价格达到一个短暂的均衡。不可否认,实施沪港通政策丰富了投资者的资产配置渠道,但同时也加大了市场中参与者结构的复杂性,从而加剧市场的波动程度,最终使沪港股市间水平收益到波动率的风险传染显著增强。而港市均值对沪市波动率的风险传染效应更强则和上海股市的运行机制和监管制度更欠成熟密不可分。3)沪港股市间波动率与波动率的关联性变化显著,尤其体现在上海股市到香港股市的协波动率风险传染中。早有研究指出,金融市场的波动程度会受到其他市场波动程度的影响^[36,37],这是因为波动性与信息流动紧密相关。当未预期信息出现,资产收益率在市场吸收新息的过程中发生波动,沪港通政策的实施加强了通过股价波动的变化传递信息的程度,进而加剧另

⑧ 2014年4月10日中国证监会正式批复开展沪港股市互联互通机制试点;2014年11月17日沪港通下的股票正式交易。

⑨ 2014年4月10日—2014年11月16日共143个交易日。

一个市场吸收新息的动态过程. 整体而言, 上海股市因投资者结构纷繁多样和运行机制缺乏有效而存在较多噪音, 本身的新息吸收过程就存在较大波动, 因此港市波动率的变化带来沪市波动的变化较少而沪市波动率对港市波动率的冲击较大. 4) 在 5% 的置信水平下, 两市间协峰度风险传染值 ($CK1$ 、 $CK2$) 均显著, 且上海股市向香港股市的均值—偏度风险传染高达 66.409 1. 综合来看, 上海股市收益率的均值 (偏度) 变化对香港股市的偏度 (均值) 的冲击更大. 非零偏度的存

在意味着价格变化的非对称性, 进一步地, 市场价格对利好信息和利空信息的反应程度不同. 基于“波动率反馈”效应和“利空信息揭示”效应, 股市收益率常呈现负偏斜特征. 随着沪港通的稳步运行, 两市投资者的投资理念和投资偏好相互交融, 对市场利空和利好消息的反应差异发生变化. 进一步地, 香港交易所允许有条件沽空沪市股票也改变了市场对利空消息的揭示程度. 因此, 上海股市和香港股市收益率水平值与收益率偏度值间的相关性在沪港通实施后变化显著.

表 3 协高阶矩测度的沪港股市间静态风险传染结果 (全样本)

Table 3 Static risk contagion of higher order co-movement between Shanghai and Hong Kong stock market (full sample)

	CR	$CS1$	$CS2$	CV	$CK1$	$CK2$
沪→港	37.391 ** (0.000)	4.907 ** (0.027)	2.319 (0.128)	33.432 ** (0.000)	66.409 ** (0.000)	43.038 ** (0.000)
港→沪	6.498 ** (0.011)	10.774 ** (0.001)	0.831 (0.362)	21.225 ** (0.000)	20.738 ** (0.000)	36.668 ** (0.000)

注: 检验的时间区间为 2013 年 7 月 4 日—2016 年 3 月 17 日; 括号中数字为 p 值; “**”表示统计显著性在 5% 以上.

3.2.2 分阶段沪港股市静态风险传染结果

根据前述划分的子样本, 分别检验沪港通获批前后和正式实施前后的线性、非对称性以及极值的风险传染. 表 4 报告了分阶段的沪港股市协高阶矩静态风险传染值.

从表 4 中分阶段静态风险传染报告结果来看, 1) 在沪港通政策获中国证监会批复前后, 除了上海股市到香港股市的经调整相关系数风险传染值 (CR) 在 10% 的置信水平下显著, 其他值均不显著. 2) 在沪港通正式实施后, 上海股市通过协

表 4 协高阶矩测度的沪港股市间静态风险传染结果 (分阶段)

Table 4 Static risk contagion of higher order co-movement between Shanghai and Hong Kong stock market (staged samples)

沪→港						
	CR	$CS1$	$CS2$	CV	$CK1$	$CK2$
沪港通 获批前后	3.357 * (0.067)	0.147 (0.702)	0.619 (0.431)	1.179 (0.278)	0.726 (0.394)	1.033 (0.309)
沪港通正式 实施前后	28.552 ** (0.000)	0.800 (0.371)	2.103 (0.147)	7.679 ** (0.006)	8.703 ** (0.003)	22.128 ** (0.000)
港→沪						
	CR	$CS1$	$CS2$	CV	$CK1$	$CK2$
沪港通 获批前后	1.837 (0.175)	1.950 (0.163)	0.050 (0.823)	0.744 (0.388)	0.591 (0.442)	0.362 (0.548)
沪港通正式 实施前后	3.559 * (0.059)	4.849 ** (0.028)	0.271 (0.603)	3.389 * (0.066)	8.498 ** (0.004)	1.586 (0.208)

注: 沪港通获批前后的检验时间区间为 2013 年 8 月 29 日—2014 年 11 月 16 日, 以 2014 年 4 月 10 日为节点; 沪港通正式实施前后的检验区间为 2014 年 4 月 10 日—2015 年 6 月 24 日, 以 2014 年 11 月 17 日为节点; 括号中数字为 p 值; “**”表示统计显著性在 5% 以上, “*”表示统计显著性在 10% 以上.

一阶矩(CR)和协四阶矩(CV 、 $CK1$ 、 $CK2$)的风险传染途径将外部冲击传递给香港股市;而香港股市向上海股市的均值—均值(CR)、均值—波动率($CS1$)、波动率—波动率(CV)以及均值—偏度($CK1$)的风险传染在10%的置信水平下显著。

在沪港通政策正式实施之前,内地居民投资港市的主要途径包括购买QDII(合格境内机构投资者)发行的基金、投资部分被许可的金融机构发行的理财产品以及委托香港券商代理开设港股账户。因个人投资港股的政策并未完全开放,所以通过香港券商购买港股的途径还处于不受法律保护的“灰色地带”。在前两种途径受投资者准入和投资产品范围限制的情况下,舆论认为大量内地资金通过第三种途径投资港市。但从分阶段的沪港股市风险传染实证结果可以看出,内地热钱通过“灰色渠道”涌入香港股市这一猜测成立的理由并不充分,相对于正式的投资渠道(沪港通、QDII等),不受法律保护的投资途径对市场产生的影响微乎其微。因此,相关监管部门与其在监控资本外流时因界限模糊而诸多受阻,不如完善资本项目对外投资的法律法规而加深对外的开放程度。

沪港通启动带来了南北资本的双向流动,截止2016年3月17日,沪股通累计使用额度1230.26亿元,约占总额度的41%;港股通累计使用额度1302亿元,约占总额度的52%^⑩。全样本和分阶段的沪港股市间协高阶矩静态风险传染结果均表明,沪港通启动后,上海股市和香港股市间存在双向的风险传染,但与北上资本流动相比,从内地到香港的南下资本流动给香港股市带来的不确定性更大。因此,为了更加细致地说明沪港股市间在沪港通开通后的风险传染情况,接下来采用滚动窗口的方法观测沪港股市间风险传染的动态过程。

3.3 沪港股市间协高阶矩风险传染动态分析

在静态测度协高阶矩风险传染的方法基础上,运用沪港投资者平均持仓期——80天^⑪的滚

动窗口动态监测每日内地股市和香港股市相互间的风险传染。窗口滚动具体过程为,以2014年11月17日为时间节点将样本划分为沪港通政策实施前(2013年7月4日—2014年11月16日)和沪港通政策实施后(2014年11月17日—2016年3月17日),政策实施前的统计量计算采用全样本,政策实施后的各个统计量则按照向前滚动80天的方法计算。

图2和图3分别报告了2015年3月19日—2016年3月17日基于经调整的相关系数(CR)、协波动率(CV)和协峰度($CK1$ 、 $CK2$)的沪港股市相互间的动态风险传染过程,并根据卡方检验结果将显著性水平高于5%的统计值标注为灰色区域。

根据图2和图3展示的沪港两市间相互动态协高阶矩风险传染过程可知,1)上海股市对香港股市的线性风险传染在整个样本期的各个滚动窗口均显著,而香港股市收益率平均值的变动对上海股市收益率平均值的冲击仅在2015年7月和2015年9月—2015年12月表现明显。两地股市的协一阶矩风险传染值的峰值出现在2015年的9月2日和2015年10月8日。2)在非对称性风险传染上,两地间均值到波动率($CS1$)和波动率到均值($CS2$)的关联性变化在80%以上的滚动窗口中均不显著。3)就极值风险传染来说,沪市到港市的协波动率(CV)、协峰度($CK1$ 、 $CK2$)的风险传染较港市到沪市的风险传染显著窗口多,且相应风险传染统计量值更大。内地股市 CV 、 $CK1$ 和 $CK2$ 的峰值分别出现在2015年12月24日、2015年12月24日和2016年1月18日;香港股市相应风险传染统计量的峰值分别出现在2015年12月24日、2016年1月20日和2015年12月24日。

总体来说,在样本考察的各个窗口期间内,南下资本对香港股市收益的平均水平、波动率和偏度的冲击都更强,而两地股市间协高阶矩的显著变化较线性关联性显著变化具有时滞效应。

⑩ 数据来源:上海证券交易所、香港证券交易所统计数据。

⑪ 上交所《投资者行为与市场波动》统计QFII投资者持有期限为103.7天,个人投资者持有期限不超过60天。

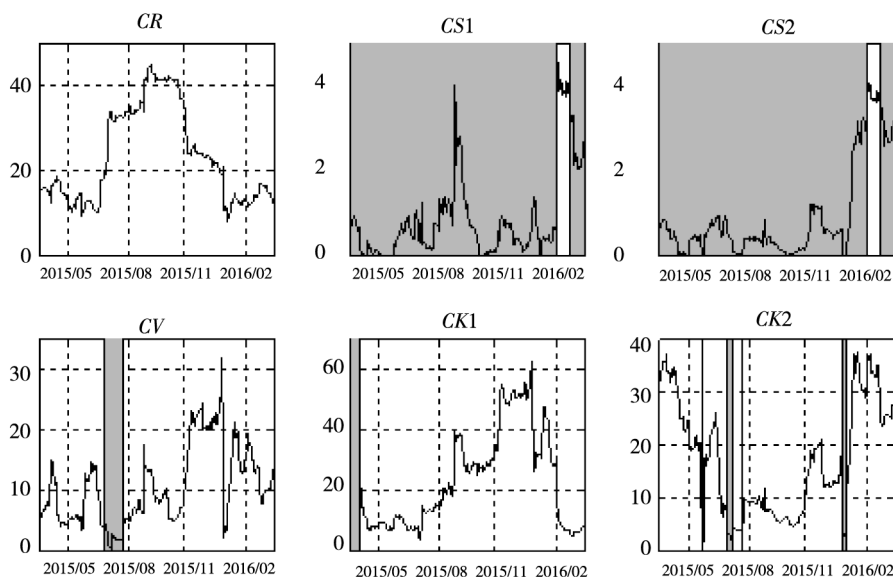


图2 沪市到港市动态高阶矩风险传染结果

Fig. 2 Risk contagion results of dynamic higher order co-movements from Shanghai to Hong Kong stock market

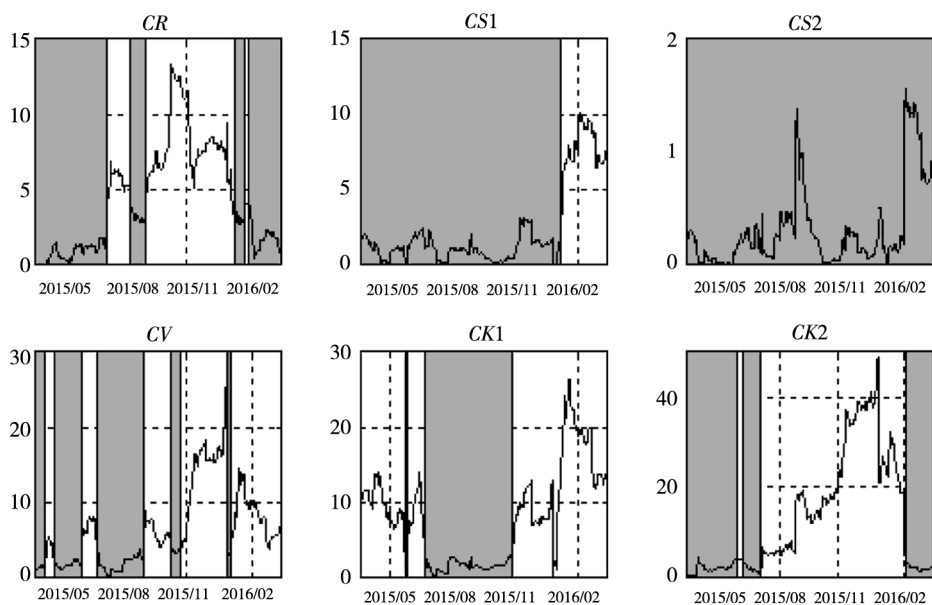


图3 港市到沪市动态高阶矩风险传染结果

Fig. 3 Risk contagion results of dynamic higher order co-movements from Hong Kong to Shanghai stock market

在经济一体化逐渐加深的过程中,资本自由流动是资本市场风险传染的直接原因.由图4报告的沪港通滚动窗口净流入资金状况可以看出,沪股通和港股通在各个滚动窗口期内均大体呈现正向资本净流入特征,而在相当长一段时期内港股通的净流入资本额大于沪股通.沪港通的资本流动情况与上述实证结果不谋而合.在考察的样本期内,大陆和香港的宏观经济运行基本稳定,投

资者行为可能是造成沪港股市间风险传染的主要因素.事实上,经由沪港通的资本流动中,北向交易呈现机构投资者特征,出现在前十大交易的股票比较集中,且多为大盘股;而南向交易则以散户为主,投资的股票较为分散,甚至有不少市值不大的个股出现在前十大交易个股列表中.因此,投资教育程度相对较低的南向投资者分散化的投机行为更容易给香港市场带来冲击.

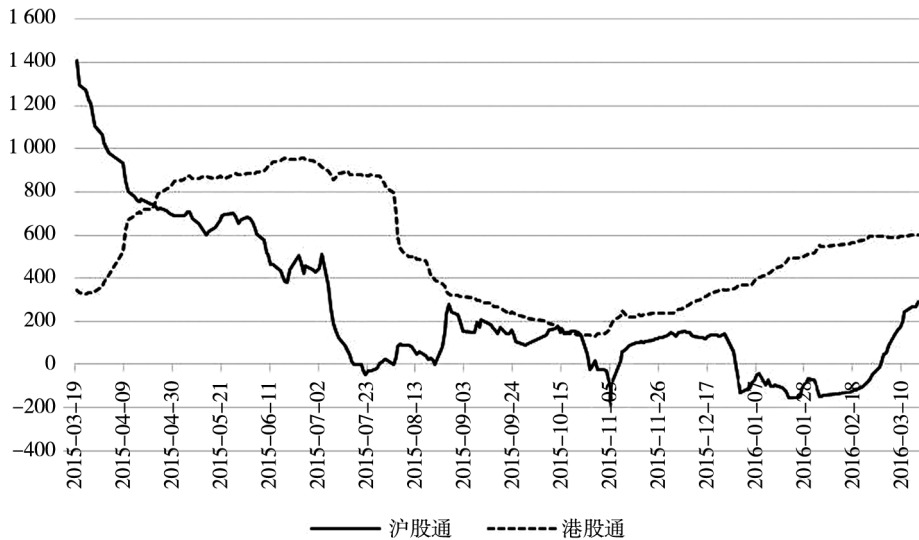


图4 沪股通和港股通滚动窗口净流入资金状况(单位:亿元)

Fig. 4 Net capital inflows of Shanghai Stock Connect and Hong Kong Stock Connect through the rolling windows

4 结束语

基于上证综合指数和恒生指数近3年的连续日收盘数据,运用能多层次捕获市场收益率序列信息的协高阶矩风险传染判定方法,实证检验了沪港通政策实施前后沪港股市间经调整相关系数、协偏度、协波动率和协峰度的变化显著程度,并以此判断沪港通启动是否加强了上海股市和香港股市间的风险传染,同时根据风险传染值的显著程度和大小确定风险传染的方向。

取得了诸多极具理论意义和实践价值的结论,其中主要包括,1)沪港通启动后,沪港股市存在更强的风险传染,尤其体现在经调整相关系数、协波动率和协峰度的风险传染途径上,使用协高阶矩刻画金融风险传染更为有效且更加全面。2)静态和动态的沪港股市协高阶矩风险传染结果均显示,上海股市对香港股市的风险传染效应更大,且主要表现在对香港股市收益的平均水平、波动程度和偏度的冲击上。3)分阶段的风险传染静态

结果表明,沪港两市间协阶矩在沪港通政策获批至正式实施阶段的变化并不显著,舆论所述的大量内地资本通过“灰色渠道”流向港市的推测并不成立。4)从滚动窗口的动态结果来看,较线性风险传染而言,金融风险通过协高阶矩的渠道传染具有时滞效应。

论文的研究方法和实证结果为我国资本市场开放过程中的金融风险测度和金融风险监管提供了有益的理论借鉴和可操作性较强的实证方法,并为后续可能推出的深港通、沪伦通等提供了重要的决策参考^⑫。例如,在测度风险传染时不仅需要考察市场间的线性关系传染,也应该将协偏度、协波动率、协峰度等协高阶矩特征纳入考量范围内。同时,深港通和沪伦通在全球经济加速一体化的进程中被提上议程,国内资本市场逐步开放是否会带来风险传染以及风险传染方向和途径如何都需要动态进行观测。另外,从沪港股市的风险传染结果来看,内地应加强对投资者的教育,尽可能降低市场中的非理性成分,促进国内资本市场健康发展。

^⑫ 亚洲论坛年会宣布将于2016年择机推出深港通;2016年4月5日,港交所行政总裁李小加表示港交所就推出深港通所做的准备工作已基本完成;2016年3月15日,证监会副主席方海星对媒体表示,沪伦通已处于可行性研究阶段。

参 考 文 献:

- [1] 韩 非, 肖 辉. 中美股市间的联动性分析[J]. 金融研究, 2005, (11): 117 - 129.
Han Fei, Xiao Hui. Analysis on comovement between China and US's stock markets[J]. Journal of Financial Research, 2005, (11): 117 - 129. (in Chinese)
- [2] 唐齐鸣, 操 巍. 沪深美港股市的动态相关性研究——兼论次级债危机的冲击[J]. 统计研究, 2009, 26(2): 21 - 27.
Tang Qiming, Cao Wei. Correlation dynamics between China, US and HK stock returns[J]. Statistical Research, 2009, 26(2): 21 - 27. (in Chinese)
- [3] 张 兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究[J]. 经济研究, 2010, (11): 141 - 151.
Zhang Bing, Fan Zhizhen, Li Xindan. Comovement between China and US's stock markets[J]. Economic Research Journal, 2010, (11): 141 - 151. (in Chinese)
- [4] 李红权, 洪永淼, 汪寿阳. 我国 A 股市场与美股、港股的互动关系研究——基于信息溢出视角[J]. 经济研究, 2011, (8): 15 - 25.
Li Hongquan, Hong Yongmiao, Wang Shouyang. Information spillover among China's A-shares market, US stock market and HK stock market[J]. Economic Research Journal, 2011, (8): 15 - 25. (in Chinese)
- [5] Hamao Y, Masulis R W, Ng V. Correlations in price changes and volatility across international stock markets[J]. Review of Financial Studies, 1990, 3(2): 281 - 307.
- [6] Alkulaib Y A, Najand M, Mashayekh A. Dynamic linkages among equity markets in the Middle East and North African countries[J]. Journal of Multinational Financial Management, 2009, 19(1): 43 - 53.
- [7] Dungey M, Milunovich G, Thorp S, et al. Endogenous crisis dating and contagion using smooth transition structural GARCH [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 58(1): 71 - 79.
- [8] Hemche O, Jawadi F, Maliki S B, et al. On the study of contagion in the context of the subprime crisis: A dynamic conditional correlation-multivariate GARCH approach[J]. Economic Modelling, 2016, 52(Part A): 292 - 299.
- [9] Eichengreen B, Wyplosz C. Contagious currency crises: First tests[J]. Scandinavian Journal of Economics, 1996, 98(4): 463 - 84.
- [10] Caramazza F, Ricci L A, Salgado R. Trade and financial contagion in currency crises[J]. European Journal of Organic Chemistry, 2000, (55): 1239 - 1248.
- [11] Kumar M, Moorthy U, Perraudin W. Predicting emerging market currency crashes[J]. Journal of Empirical Finance, 2003, 10(4): 427 - 454.
- [12] Cipollini A, Kapetanios G. Forecasting financial crises and contagion in Asia using dynamic factor analysis[J]. Journal of Empirical Finance, 2009, 16(2): 188 - 200.
- [13] King M A. Transmission of volatility between stock markets[J]. Review of Financial Studies, 1990, 3(1): 5 - 33.
- [14] Calvo S G, Reinhart C M. Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects? [R]. Working Paper, World Bank Policy Research, 1996.
- [15] Baig T, Goldfajn I. Financial market contagion in the Asian crisis[J]. IMF Staff Papers, 1999, 46(2): 167 - 195.
- [16] Boyer B H, Gibson M S, Loretan M. Pitfalls in tests for changes in correlations[J]. International Finance Discussion Papers, 1997, 27(12): 1 - 25.
- [17] Loretan M, English W B. Evaluating correlation breakdowns during periods of market volatility[R]. Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance, 2000.

- [18] Forbes K J, Rigobon R. Nocontagion, only interdependence: Measuring stock market movements[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(5): 2223 – 2261.
- [19] Candelon B, Hecq A, Verschoor W F C. Measuring common cyclical features during financial turmoil: Evidence of interdependence not contagion[J]. *Journal of International Money & Finance*, 2005, 24(8): 1317 – 1334.
- [20] Diebold F X, Yilmaz K. Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets [J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(534): 158 – 171.
- [21] Patton A J. Estimation of multivariate models for time series of possibly different lengths[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2006, 21(2): 147 – 173.
- [22] Loran C, Andreas H, Alfonso V. Modelling international financial returns with a multivariate regime switching copula[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2009, 7(4): 437 – 480.
- [23] Arakelian V, Dellaportas P. Contagion determination via copula and volatility threshold models[J]. *Quantitative Finance*, 2012, 12(12): 295 – 310.
- [24] Zavallos O A M. Assessing stock market dependence and contagion[J]. *Quantitative Finance*, 2014, 14(9): 1627 – 1641.
- [25] Shleifer A, Vishny R W. The limits of arbitrage[J]. *The Journal of Finance*, 1997, 52(1): 35 – 55.
- [26] Bekaert G, Wu G. Asymmetric volatility and risk in equity markets[J]. *Review of Financial Studies*, 2000, 13(1): 1 – 42.
- [27] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market liquidity and funding liquidity[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(6): 2201 – 2238.
- [28] 耿志祥, 费为银. 金融资产风险度量及其在风险投资中的应用——基于稳定分布的新视角[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(1): 87 – 101.
Geng Zhixiang, Fei Weiyin. Risk measures of financial assets and its application in risk investment: From the new perspective of stable distribution[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(1): 87 – 101 (in Chinese)
- [29] Fry R, Tang C. A new class of tests of contagion with applications[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2010, 28(3): 423 – 437.
- [30] Fry-Mckibbin R A, Hsiao Y L. Extremal dependence tests for contagion[J]. *Econometric Reviews*, 2015, 37(6): 626 – 649.
- [31] Fang H, Lai T Y. Co-kurtosis and capital asset pricing[J]. *Financial Review*, 1997, 32(2): 293 – 307.
- [32] Conrad J, Dittmar R F, Ghysels E. Ex ante skewness and expected stock returns[J]. *Journal of Finance*, 2013, 68(1): 85 – 124.
- [33] 郑振龙, 孙清泉, 吴 强. 方差和偏度的风险价格[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(12): 110 – 123.
Zheng Zhenlong, Sun Qingquan, Wu Qiang. Risk prices of variance and skewness[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(12): 110 – 123 (in Chinese)
- [34] Scott R C, Horvath P A. On the direction of preference for moments of higher order than the variance[J]. *Journal of Finance*, 1980, 35(4): 91.
- [35] Martellini L, Ziemann V. Improve estimates of higher-order moments and implications for portfolio selection[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(4): 1467 – 1502.
- [36] Lin W L, Engle R F, Ito T. Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility as the world turns[J]. *Review of Financial Studies*, 1991, 7(3): 507 – 538.
- [37] Theodossiou P, Lee U. Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence[J]. *Journal of Financial Research*, 1993, 16(4): 337 – 350.

Risk contagion between Shanghai and Hong Kong stock market: A perspective of higher order co-moments

*WANG Peng, WU Jin-yan**

Institute of Chinese Financial Studies of Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China

Abstract: Financial risk contagion is not only an important factor that should be considered in asset allocation and hedging decisions, but also directly related to the security and stability of the financial system of a country or even the world. Using risk contagion tests of higher order co-moments (co-skewness, co-volatility and co-kurtosis), this paper analyzes the financial risk contagion between Shanghai and Hong Kong stock markets before and after the implementation of Shanghai-Hong Kong Stock Connect program empirically. The main results show that after the implementation of Shanghai-Hong Kong Stock Connect program, the statistics of risk contagion from Shanghai to Hong Kong stock market increase according to the order of the first class co-skewness (from mean to volatility), co-volatility, adjusted correlation and co-kurtosis. Similarly, the channels of contagion from Hong Kong to Shanghai stock market are fourth order co-moments (co-volatility and co-kurtosis), the first class co-skewness and adjusted correlation in order according to the value of risk contagion statistics. Generally, higher order co-moments have become the main risk contagion channels between Shanghai and Hong Kong stock market. Due to the net capital flows, investor education and so on, the risk contagion effect from Shanghai to Hong Kong stock market is stronger.

Key words: Shanghai-Hong Kong stock connect program; risk contagion; higher order co-moments