

“沪港通”对沪港股市联动效应的影响¹

冯永琦 段晓航

[摘要] “沪港通”的正式实施对上海和香港两个股市之间的相互关系产生重要影响。本文采用 Granger 因果检验和二元 GARCH — BEKK (1, 1) 模型, 对沪港两市的联动效应进行了实证研究。结果表明: “沪港通”的实施确实在一定程度上增强了两市的联动效应, 尤其是上海股市对香港股市的波动溢出效应得到了明显增强。这些结论对中国在进一步开放资本市场的进程中, 如何建立有效防范资本市场风险机制具有重要的参考意义。

[关键词] 沪港通; 联动效应; GARCH — BEKK 模型

[中图分类号] F832 . 5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006 — 012X (2016) — 02 — 0143 (05)

[作者] 冯永琦, 副教授, 博士, 吉林大学商学院应用经济学博士后流动站 (吉林大学经济学院) 吉林长春 130012

段晓航, 硕士研究生, 吉林大学经济学院, 吉林长春 130012

一、引言

2014 年 4 月 10 日, 李克强总理在博鳌论坛上指出, 将着重推动新一轮高水平对外开放, 尤其是要扩大服务业包括资本市场的对外开放。而建立上海与中国香港股票市场交易互联互通机制 (简称 “沪港通”) 是促进中国内地与香港资本市场双向开放和健康发展的重要一步。经中国证监会在 2014 年 4 月 10 日正式批复, 沪港通经过 7 个月的筹备, 于 2014 年 1 月 17 日正式开始实施。

“沪港通”机制包括 “沪股通” 和 “港股通” 两个方面。“沪股通” 指投资者可委托香港经纪商, 经由香港联合交易所设立的证券交易服务公司, 向上海证券交易所进行申报, 买卖规定范围内的沪市股票; “港股通” 指投资者可委托内地证券公司, 经由上海证券交易所设立的证券交易服务公司, 向香港联合交易所进行申报, 买卖规定范围内的港市股票。^[1]

“沪港通” 的实施势必将对沪港股市的联动效应产生影响, 而股市之间的联动效应对于资本市场风险的预估以及相应防范机制的建立具有重要的参考价值。随着中国资本市场改革步伐不断加快, 实现更高层次的对外开放只是一个时间的问题。因此, 对此次股市交易互联互通机制的试点进行研究, 对于中国以后实现更高水平的对外开放甚至全面开放具有深远的意义。本文将较为深入地分析 “沪港通” 机制的出现对沪港股市联动效应所产生的影响。

二、文献综述

¹ * 基金项目: 国家社会科学基金重大项目 “ ‘一带一路’ 战略实施中推进人民币国际化问题研究 ” (15ZDA017) ; 中国博士后科学基金特别资助项目 “ 离岸人民币体系的形成与境内外人民币价格联动关系研究 ” (2014 竹 0273) ; 吉林高校创新团队建设 “ ‘一带一路’ 战略与东北亚区域经济合作新趋势研究 ” (2015A24) ; 吉林大学中日经济共同研究中心项目 “ 日本经济调整与结构改革及其对我国经济的影响 ” (2012FRTD02) 。

鉴于“沪港通”实施的时间不长，相关的文献甚少。目前关于“沪港通”的研究主要集中在如下几个方面：第一，“沪港通”对于跨境资本流动以及我国资本市场开放的影响。“沪港通”的实施将会对中国跨境资本流动产生重要影响，但鉴于沪港通对跨境投资总额度和每日额度进行了非常保守的限制，因此沪港通造成的资金分流影响相对有限，但对于中国资本市场开放的确是意义深远的一步（巴曙松，2014；林晖，2015）：^[2,3]第二，“沪港通”对人民币国际化的影响。“沪港通”的实施会使得上海成为人民币回流的重大目的地和集散地，而香港作为人民币离岸业务中心的地位也将进一步得到明确，从而有利于人民币国际化的推进（邵宇，2014）。^[4]第三，“沪港通”可能带来的金融风险。任何一项资本市场开放的举措都是风险与收益并存的鉴于两市交易机制、监管机制和参与机制的不对等，要防范资本单向流动等一系列风险（郑联盛，2014；刘力成，2015）。^[5,6]此外，皮海洲（2014）也对“沪港通”是否能够抹平A股和H股之间的差价保持怀疑。^[7]

上述研究对“沪港通”的影响以及风险进行了分析，但这些研究基本停留在事实及现象分析的层面，并没有通过实证进一步深入分析。只有张昭等（2014）^[8]采用Granger因果检验和向量自回归模型（VAR）对沪港股市的联动性进行了实证分析，但仅选取了2014年11月17日前后各巧个交易日的数据，对于两市联动性的分析略显单薄。综合考虑，本文认为，使用GARCH—BEKK模型对变量之间的波动溢出效应进行研究更为合适，并采用更大的数据样本以得到更为可靠和准确的结论。

三、研究方法与模型建立

1. 数据选择

为分析沪港股市之间的联动性效应，这里选择上证综指、上证180指数以及上证50指数作为上海股市的代表指数，同时选择香港恒生指数作为香港股市的代表指数。鉴于美联储于2012年12月12日宣布实施的第四轮量化宽松政策对全球股市可能产生一定的影响，这里选择2012年12月12日—2015年4月1日的日度数据进行分析（剔除了沪港两市不同时开市时的数据），数据均来源于wind数据库。以2014年11月17日沪港通开始实施为分界线，将样本数据分为2012年12月12日—2014年11月14日和2014年11月17日—2015年4月1日两个阶段。为了更好应用模型进行分析，采用股指收益率作为模型变量，上证综指、上证180指数、上证50指数以及恒生指数的日收益率分别用变量SZZZ、SZ180、SZ50、HS来代表。

股指收益率的计算公式为： $R_{i,t} = 100 \times (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1})$ ， $P_{i,t}$ 表示第t日的相应股指数值， $P_{i,t-1}$ 表示第t-1日的股指数值，i表示上证综指、上证180指数、上证50指数或香港恒生指数。

对两个阶段股指收益率进行描述性统计分析，结果见表1。通过偏度值和峰度值全部大于3可以看出，所有变量的数据都呈现出偏态和尖峰厚尾的特征，而Jarque—Bera统计量的p值基本都在1%的水平下拒绝了正态分布的原假设，进一步说明了各数据序列都不服从正态分布。

表 1 各股指收益率序列描述性统计分析

时间	变量	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera
2012. 12. 12 ~ 2014. 11. 14	SZZZ	0. 0387	1. 0572	-0. 1658	5. 5763	126. 5143 (0. 0000)
	SZ180	0. 0294	1. 2807	0. 0565	6. 1551	186. 9002 (0. 0000)
	SZ50	0. 0094	1. 3816	0. 2358	6. 5277	237. 5098 (0. 0000)
	HS	0. 0151	0. 9262	-0. 1808	3. 9162	18. 1938 (0. 0001)
2014. 11. 17 ~ 2015. 4. 1	SZZZ	0. 4908	1. 9848	-0. 8283	6. 8996	65. 8252 (0. 0000)
	SZ180	0. 5468	2. 1929	-0. 4422	6. 4443	46. 3684 (0. 0000)
	SZ50	0. 5614	2. 5456	-0. 2843	5. 8298	30. 54921 (0. 0000)
	HS	0. 0598	0. 8881	-0. 3061	3. 2801	1. 6621 (0. 4355)

2. 模型建立

本文将采用 Granger 因果检验和 GAHCH — BEKK (1 , 1) 模型进行建模分析。首先, 利用 Granger 因果检验来研究它们之间的线性引导关系。该检验假定关于变量的预测信息全部包含在该变量的时间序列之中。对于变量 X 和 Y 来说, 要分别引入另一个变量的滞后值进行线性回归估计。估计的回归方程如下:

$$X_t = \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} + u_1 \quad (1)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + u_2 \quad (2)$$

如果两个方程中滞后 Y 所估计的系数集显著异于零, 而滞后 X 所估计的系数集不是显著异于零, 则认为有从 Y 到 X 的单向因果关系; 反之, 则存在从 X 到 Y 的单向因果关系。若两个滞后项所估计的系数集都显著异于零, 则认为存在双向因果关系。但是, Granger 因果检验法是基于数据统计角度进行的, 为了进一步确定变量间的因果关系需要结合具体问题进行分析。

多元 GARCH 模型是分析波动溢出效应的普遍方法, 根据条件方差方程系数的显著性可以判断市场之间波动溢出的方向及强度。多元 GARCH 模型克服了一元 GARCH 模型将几个市场分割考察各自波动性的缺点, 降低了市场相关性所包含信息的损失程度, 但变量的增加也使参数估计和解释变得更加困难。由于本文主要考察沪港股市之间的联动效应, 所以选择二元 GARCH 模型来进行分析是较为合适的。

首先, 表 1 中 Ljung — Box Q 统计量表明有些变量序列具有自相关性, 所以在二元 GARCH 模型中, 条件均值方程的解释变量包括自回归项、移动平均项以及其他变量滞后项。例如, 上证综指与香港恒生指数的条件均值方程如下:

$$SZZZ_t = \mu_{1,t} + \sum_{m=1}^M \alpha_{1,m} HS_{t-i} + \sum_{n=1}^N \beta_{1,n} SZZZ_{t-n} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$HS_t = \mu_{2,t} + \sum_{m=1}^M \alpha_{2,m} SZZZ_{t-i} + \sum_{n=1}^N \beta_{2,n} HS_{t-n} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_{2,t} \quad (4)$$

其中， μ_i 是常数项， ε_i 是条件残差项， M 、 N 、 K 分别是最大滞后阶数， $SZZZ_{t-n}$ 为 5222_t滞后 n 期值，其余变量含义以此类推。SZ180 和 SZ50 的条件均值方程可同理列出。

对于条件方差方程可为应用较为广泛的 GARCH — BEKK 形式。二元 GARCH — BEKK (1 , 1) 的条件方差方程如下：

$$H_t = CC' + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A' + BH_{t-1}B' \quad (5)$$

其中， $\varepsilon_{t-1} = (\varepsilon_{1,t-1} \ \varepsilon_{2,t-1})$ ， $H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$ 是条件方差协方差矩阵（1 代表上海股市，2 代表香港股市）， $h_{11,t}$ 是沪市指数收益率的条件方差， $h_{22,t}$ 是港市指数收益率的条件方差， $h_{21,t}$ 和 $h_{12,t}$ 是沪市指数收益率与恒生指数收益率的条件协方差，且

$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}$ 是常数项，且 CC' 正定。ARCH 效应项和 GARCH 效应项的系数矩阵分别是 A 和 B ， H_t 为正定矩阵。

$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ ， $B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$ 。所以，GARCH — BEKK(1 , 1) 的条件方差方程可以分解如下：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11} a_{12} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11} b_{12} h_{12,t-1} + b_{12}^2 h_{22,t-1} \quad (6)$$

$$h_{21,t} = c_{11} c_{21} + a_{11} a_{21} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11} a_{22} + a_{12} a_{21}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{12} a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11} b_{21} h_{11,t-1} + (b_{11} b_{22} + b_{12} b_{21}) h_{12,t-1} + b_{12} b_{22} h_{22,t-1} \quad (7)$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + a_{21}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{21} a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2b_{21} b_{22} h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (8)$$

从式（6）一式（8）中可以看出，根据系数 a_{21} 和 b_{21} 是否显著异于 0 可以判断沪市对港市是否存在引导关系。同样地，根据系数 a_{12} 和 b_{12} 是否显著异于 0 也可以判断港市对沪市是否存在引导关系。

四、实证检验与实证结果

1. 市场间线性引导关系的检验

沪市指数和港市指数之间的线性引导关系，即报酬溢出关系，可以通过 Granger 因果检验来进行。在进行 Granger 因果检验前，先要对各收益率序列进行平稳性检验，本文采用 ADF 单位根检验方法，结果见表 2。该结果表明，在 1 % 的显著性水平下，各时间序列均可拒绝存在单位根的原假设，且所有变量均为平稳序列。

接下来对各平稳序列进行 Granger 因果检验，结果见表 3。该结果表明，实行沪港通之前，无论是沪市指数对港市指数还是港市指数对沪市指数均不存在 Granger 因果关系。然而实行沪港通之后，上证 180 和上证 50 均在 10 % 的置信水平下拒绝了原假设，即上证 180 指数和上证 50 指数在 10 % 的置信水平下是恒生指数的 Granger 原因。尽管上证综指没有通过显著性检验，但其 F 值明显增大了，这表明实行沪港通后，沪市对港市的线性引导关系有一定增强，但港市对沪市的引导作用并不明显。

表 2 各变量 ADF 检验结果

变量	检验类型 (t, c, k)	ADF 值	P 值	结论
HS1	(0, 0, 0)	-19.80343	0.0000***	平稳
SZZZ1	(0, 0, 0)	-19.60434	0.0000***	平稳
SZ1801	(0, 0, 0)	-20.19256	0.0000***	平稳
SZ501	(0, 0, 0)	-20.55382	0.0000***	平稳
HS2	(0, 0, 0)	-8.966677	0.0000***	平稳
SZZZ2	(0, 0, 0)	-9.457083	0.0000***	平稳
SZ1802	(0, 0, 0)	-9.454635	0.0000***	平稳
SZ502	(0, 0, 0)	-9.304601	0.0000***	平稳

注：(t, c, k) 分别表示单位根检验方程包括的时间趋势项、常数项和最优滞后期数。***表示在1%的显著性水平下拒绝原假设。

表 3 Granger 因果检验结果

时间	原假设	最优滞后期 p	F 值	P 值	结论
2012. 12. 12 ~ 2014. 11. 14	SZZZ 不是 HS 的 Granger 原因	1	0. 09887	0. 9059	接受
	HS 不是 SZZZ 的 Granger 原因	1	0. 57254	0. 5645	接受
	SZ180 不是 HS 的 Granger 原因	0	0. 40638	0. 6663	接受
	HS 不是 SZ180 的 Granger 原因	0	0. 71081	0. 4918	接受
	SZ50 不是 HS 的 Granger 原因	0	0. 69390	0. 5002	接受
	HS 不是 SZ50 的 Granger 原因	0	0. 67573	0. 5093	接受
2014. 11. 17 ~ 2015. 4. 1	SZZZ 不是 HS 的 Granger 原因	1	2. 08941	0. 1304	接受
	HS 不是 SZZZ 的 Granger 原因	1	0. 22181	0. 8016	接受
	SZ180 不是 HS 的 Granger 原因	1	2. 75742	0. 0694*	拒绝
	HS 不是 SZ180 的 Granger 原因	1	0. 21465	0. 8073	接受
	SZ50 不是 HS 的 Granger 原因	1	3. 05120	0. 0528*	拒绝
	HS 不是 SZ50 的 Granger 原因	1	0. 23212	0. 7934	接受

注：*表示在 10%的置信水平下拒绝原假设。

2. 市场间非线性引导关系的检验

沪市与港市之间的联动效应不仅包括线性的价格报酬溢出传导关系，还包括非线性的价格波动溢出传导关系。因此还要通过二元 GARCH — BEKK (1, 1) 模型的条件方差方程估计结果进行检验。2012 年 12 月 12 日— 2014 年 11 月 14 日的条件方差方程估计结果见表 4，2014 年 11 月 17 日— 2015 年 4 月 1 日的条件方差方程估计结果见表 5 对回归模型的标准残差及其平方进行 Ljung — BoxQ 检验， $Q(12)$ 和 $Q^2(12)$ 统计量的 P 值基本上都超过了 0.01，故即使在 10% 的置信水平下也不能拒绝不存在自相关的假设，说明建立此模型具有合理性。

从表 4 和表 5 可以看出：第一，2012 年 12 月 12 日 — 2014 年 11 月 14 日期间，上证指数对香港恒生指数的波动溢出效应并不十分明显，仅有上证 180 指数在 1% 的置信水平下拒绝了原假设，上证综指在 10% 的置信水平下拒绝了原假设，而上证 50 指数不能拒绝原假设。而尽管恒生指数对上证指数的波动溢出效应全部通过了显著性检验，但有些是在较高显著性水平下才通过。

第二，2014 年 11 月 17 日 - 2015 年 4 月 1 日期间的结果则表明，上证指数对恒生指数的波动溢出效应全部在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设，说明上证指数对恒生指数的非线性引导关系得到很大提升。同时恒生指数对上证指数的波动溢出效应提升得并不明显，但都在 10% 的置信水平下通过了检验。

表 4 2012. 12. 12 ~ 2014. 11. 14 条件方差方程估计结果

		SZZZ	HS	SZ180	HS	SZ50	HS
		i = 1	i = 2	i = 1	i = 2	i = 1	i = 2
条件方差方程系数	a_{i1}	0.0760	0.1274 *	0.0867 **	0.2116 ***	0.1520 ***	0.0071
	t 值	1.416	1.906	2.071	3.985	3.964	0.0530
	a_{i2}	-0.2114 ***	0.3117 ***	0.1011 ***	0.0168	0.0570 **	0.0378
	t 值	-3.248	4.645	3.175	0.3474	2.074	0.5105
	b_{i1}	0.8682 ***	0.2029 ***	0.5223 ***	0.7800 ***	0.0990 ***	1.357 ***
	t 值	31.24	5.434	17.25	20.16	17.90	24.92
	b_{i2}	-0.0966 *	0.9884 ***	-0.4463 ***	1.172 ***	-0.6383 ***	1.141 ***
	t 值	-1.828	15.63	-18.19	39.84	-26.07	89.16
标准化残差检验	Q (12)	16.80	13.03	16.53	10.19	17.44	9.870
	P 值	0.1573	0.3670	0.1680	0.5990	0.1339	0.6273
	Q^2 (12)	15.19	20.61 *	8.669	12.54	8.527	21.82 **
	P 值	0.2312	0.0563	0.7310	0.4032	0.7427	0.0396

注：***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下拒绝了原假设。

表 5 2014. 11. 17 ~ 2015. 4. 1 条件方差方程估计结果

		SZZZ	HS	SZ180	HS	SZ50	HS
		i = 1	i = 2	i = 1	i = 2	i = 1	i = 2
条件方差方程系数	a_{i1}	0. 2840 ***	-0. 7351 ***	0. 7786 ***	-1. 335 ***	0. 4897 ***	-1. 489 ***
	t 值	2. 800	-2. 865	3. 892	-3. 295	3. 363	-3. 628
	a_{i2}	0. 1169 **	0. 1499	0. 2299 ***	-0. 5501 ***	0. 2599 ***	-0. 3392
	t 值	2. 322	1. 309	3. 585	-4. 452	4. 413	-1. 632
	b_{i1}	0. 1440	1. 846 ***	0. 4517	-0. 8600 ***	-0. 7057 ***	2. 124 ***
	t 值	1. 471	8. 966	1. 1306	-10. 44	-4. 798	5. 038
	b_{i2}	-0. 3768 ***	1. 041 ***	-0. 1448 **	0. 7343 ***	0. 1380 **	0. 3019
	t 值	-8. 018	12. 29	-1. 980	12. 13	2. 021	0. 9713
标准化残差检验	Q (12)	4. 224	6. 456	7. 078	12. 74	5. 926	14. 96
	P 值	0. 9791	0. 8914	0. 8524	0. 3885	0. 9198	0. 2437
	Q^2 (12)	8. 866	9. 342	9. 767	9. 738	8. 389	12. 58
	P 值	0. 7144	0. 6735	0. 6363	0. 6390	0. 7541	0. 4000

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下拒绝了原假设。

为进一步检验 SZZZ、SZ180、SZ50 和 HS 之间的波动溢出效应，笔者对方差方程系数进行 Wald 联合检验，检验结果见表 6 和表 7。该结果表明：第一，2012 年 12 月 12 日 - 2014 年 11 月 14 日期间，上证指数和香港恒生指数的条件方差方程系数 a_{21} 和 b_{21} 的 t 检验，均在 1% 的置信水平下拒绝原假设，而其 Wald 联合性检验， $a_{21} = b_{21} = 0$ 的原假设也在 1% 的置信水平下被拒绝，说明港市受到沪市的 ARCH 和 GARCH 效应；同理， $a_{12} = 0$ 和 $b_{12} = 0$ 的原假设以及联合检验 $a_{12} = b_{12} = 0$ 的原假设均在 1% 的显著性水平下被拒绝，说明沪市受到港市的 ARCH 效应和 GARCH 效应。综上所述，可以认为上海股市和香港股市之间纯在显著的双向波动溢出效应。

第二，2014 年 11 月 17 日 - 2014 年 4 月 1 日期间，上证指数和恒生指数的条件方差方程系数 a_{21} 、 b_{21} 、 a_{12} 和 b_{12} 的 t 检验及其 Wald 联合性检验 $a_{21} = b_{21} = 0$ 和 $a_{12} = b_{12} = 0$ 的均在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设，说明上海股市和香港股市之间存在显著的双向波动溢出效应。

表 6 波动溢出效应的联合溢出检验
(2012. 12. 12 ~ 2014. 11. 14)

原假设	SZZZ-HS	SZ180-HS	SZ50-HS
$H_0: a_{12} = b_{12} =$ $a_{21} = b_{21} = 0$	138. 929 *** (0. 0000)	1096. 778 *** (0. 0000)	27035. 019 *** (0. 0000)
$H_0: a_{12} = b_{12} = 0$	59. 770 *** (0. 0000)	346. 409 *** (0. 0000)	679. 927 *** (0. 0000)
$H_0: a_{21} = b_{21} = 0$	61. 374 *** (0. 0000)	436. 676 *** (0. 0000)	641. 715 *** (0. 0000)

注：括号内为对应 Wald 检验统计量的 p 值，*** 表示在置信水平为 1% 情况下拒绝原假设。

表 7 **波动溢出效应的联合溢出检验**
(2014. 11. 17 ~ 2015. 4. 1)

原假设	SZZZ-HS	SZ180-HS	SZ50-HS
$H_0: a_{12} = b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	205.835*** (0.0000)	229.917*** (0.0000)	75.710*** (0.0000)
$H_0: a_{12} = b_{12} = 0$	72.631*** (0.0000)	24.490*** (0.0000)	22.979*** (0.0000)
$H_0: a_{21} = b_{21} = 0$	88.989*** (0.0000)	115.087*** (0.0000)	55.223*** (0.0000)

注：括号内为对应 Wald 检验统计量的 p 值，*** 表示在置信水平为 1% 情况下拒绝原假设。

由此看来，上证指数和香港恒生指数之间确实存在着双向波动溢出效应，而“沪港通”的实施使得这一效应又得到了提升，其实是沪市对于港市的波动溢出效应得到了明显提升，而港市对沪市的波动溢出效应则提升不多。总而言之，通过 Granger 因果检验和二元 GARCH - BEKK (1, 1) 模型的条件方差方程估计，可以认为沪港通的确在一定程度上增加了两地股市的联动效应。

五、结论与政策建议

1. 主要结论

第一，“沪港通”实施前沪港股市的联动效应较弱，而实行后沪港两市的联动效应明显增强。这表明“沪港通”机制的出现确实增加了中国资本市场与境外资本市场的关联性，有利于提高中国资本市场对外开放的程度。

第二，“沪港通”实施后联动效应的增强主要表现在上海股市对香港股市的引导作用增强。无论是线性 Granger 因果检验还是 GARCH - BEKK 模型对波动溢出效应的估计都证实了这一点。因此，可以认为“沪港通”使得 A 股的地位得到提升，而上海作为新兴国际金融中心的地位也将得到加强。

2. 政策建议

第一，监控国际资金流向，建立风险防御机制。

鉴于“沪港通”增加了内地资本市场和国际资本市场的联动性，自然就有可能受到国际游资快速流动的冲击，因此应当建立跨境投资资金流向的监控机制和风险防御机制，并审慎放开跨境投资的额度及其他相关限制。

第二，加强沪港两地证券市场监管机构合作。

香港作为一个传统的国际金融中心，无论是资本市场制度建设还是监管都比内地证券市场要成熟，也更符合国际标准。“沪港通”的实施对于内地证券市场来说是一个向香港学习并与国际接轨的契机，要求沪港两地的监管机构能够实现良好对接。若能建立一个监管数据共享平台风险也是大有裨益的。

第三，进一步推进《证券法》的修订，完善内地证券市场制度。

与国际资本市场相比，内地证券市场的制度建设还较为落后，存在许多不规范不合理的地方。只有尽快完善内地资本市场制度建设，才能在更高层次的对外开放中站稳脚跟，从容应对国际资本市场的风云变幻。

参考文献：

[1] [8] 张昭，李安渝，秦良娟．沪港通对沪港股市联动性的影响[J]．金融教学与研究，2014，（ 06 ）：59 — 71 ．

[2] 巴曙松，张信军．沪港通对跨境资本流动的影响[J]．中国金融，2014，（ 15 ）：48 — 49 ．

[3] 林晖．沪港通实施后对资本项下跨境资金流动的影响[J]．金融发展评论，2015，（ 01 ）：87 — 90 ．

[4] 邵宇．沪港通与人民币国际化[J]．中国金融，20 14，（ 24 ）：59 — 60 ．

[5] 郑联盛．关注沪港通的风险[J]．中国金融，2014，（ 05 ）：42 — 43 ．

[6] 刘力成．沪港通带来的市场影响及金融风险[J]．财经界，2015，（ 02 ）：5 — 19 ．

[7] 皮海洲．对沪港通认识上的三大误区[J]．武汉金融，2014，（ 12 ）：72 ．