

中美股市的联动性分析

——基于沪深 300 与道琼斯工业平均指数的实证研究

罗雪玲

(福州大学 管理学院, 福州 350108)

摘要:随着世界经济一体化的推进和金融全球化的发展,国际资本市场间的联系愈发紧密,而研究最具成熟资本市场标志的美国股市与作为新兴市场代表的中国股市之间的联动关系具有重大意义。可以沪深 300 股指和道琼斯工业平均指数作为考察对象,利用协整检验考察中美两国股市的长期均衡关系,并运用 Granger 因果关系检验和 DCC-GARCH 模型分析两股市在短期的收益均值和波动率溢出效应,进一步地,再用分位数回归分析研究极端情形下的股市联动性。研究结果表明,中美股市不存在长期均衡关系;在短期,美国股市对中国股市存在显著的均值溢出和波动溢出,且在极端情形下影响更为显著。

关键词:股市联动;沪深 300;道琼斯工业股票;均值溢出;波动溢出

中图分类号: F831.5

文献标志码: A

文章编号: 1672-0539(2014)01-0067-06

一、引言

随着世界经济一体化的推进和金融全球化的发展,国际资本市场间的联系愈发紧密,国际主要股票市场指数呈现出更加明显的共同变化趋势,2007 年源于美国的次贷危机向其他国家和地区的蔓延便是有力的佐证。在国际资本市场中,作为最具成熟资本市场标志的美国股市与作为新兴市场典型代表的中国股市之间的联动性正受到越来越多学者的关注。近年来,中国内地资本市场对外开放程度加深,尤其是针对境内外投资者的 QFII、QDII 和 RQFII 审批额度不断扩大,这是否会加强中美股市的联动性?特别地,全球性金融危机对中美股市的联动性有何影响?这些都是当前急需厘清的问题。因此,研究中美股市联动性有助于分析两国资本市场间的联系,对于监管当局控制金融危机的冲击、维护国家

金融安全以及国际投资者进行风险管理都有着重要的理论意义和现实意义。

学者们对股市联动性的研究主要从联动性的检验、时变特征、联动的内在机制等方面展开,随着美国次贷危机及欧债危机的爆发,危机中的联动性变化逐渐成为研究的另一焦点。

国外学者的研究大体可以分为两个方面。一方面,有学者检验了不同股市之间的联动性问题。Hilliard^[1]研究发现,国际股市收益关联水平较低;而更多学者则认为自 20 世纪 90 年代中期以来,国际股市联动性显著增强^[2-3]。另一方面,有学者研究了金融危机对联动性的冲击。Dooley 和 Hutchinson^[4]研究了次贷危机向新兴市场的传播后发现,中国、马来西亚和韩国一度与美国脱钩,但 2008 年夏末或秋初又重现关联。相反, Tamakoshi 和 Hamor^[5]发现,希腊主权债务危机爆发以来,欧洲股市之间的相互依赖性降低。

收稿日期: 2013-10-08

作者简介: 罗雪玲(1989—),女,福建永安人,硕士研究生,主要研究方向:金融风险管理。

国内学者重点关注中国股市与其他股市之间的联动性。韩非和肖辉^[6]研究了 2000 年—2004 年美国股市与中国股市开盘价和收盘价之间的关系,发现中美股市之间相关性很弱。进一步地,张兵等^[7]研究认为,中美股市不存在长期均衡关系。关于危机对中国股市关联性的影响问题,国内学者并没用一致的结论。多数学者认为,危机期间股市联动增强^[8-9],少数学者如何光辉等^[10]则认为次贷危机和欧债危机会降低一体化水平,进而造成股市联动水平降低。

从以上研究结果看,随着世界经济一体化进程的加快,国际主要资本市场之间的关联性增强,中国股市与世界资本市场的联系亦愈发紧密。但在危机期间,新兴股市之间以及新兴股市与发达股市之间的联动性尚无定论,其结论因研究对象、样本期间以及实证方法而异。国内已有研究大多数以上证综指代表中国股市,仅有少数学者^[11]研究沪深 300 股指与世界指数的联动关系。同时这些研究并没有考虑长短期联动关系及极端情形下的联动性。因此,本文以沪深 300 股指为代表,重新考察中美股市的联动性。

二、实证模型与方法

本文将运用 Johansen 协整检验分析中美股市的长期均衡关系,分别使用 Granger 因果关系检验和 DCC-GARCH 模型分析中美两市短期的均值溢出效应和波动溢出效应,在此基础上用分位数回归考察中美股市在极端情形下的联动性。这些模型与方法都很成熟,且应用广泛,介绍从略。

(一) Johansen 协整检验

在通过单位根检验确定属于同阶单整的基础上,Johansen 检验通过估计一个测试 VAR 模型来检验多个变量之间的协整关系。考虑 g 个同阶单整变量, Y 表示 $g \times 1$ 向量, 相应的测试 VAR 模型为:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \cdots + \beta_k Y_{t-k} + \mu_t$$

为检验目的,将其转换成向量误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t; \\ \Pi &= \left(\sum_{j=1}^k \beta_j \right) - I_g, \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^k \beta_j \end{aligned}$$

Johansen 检验包括特征根迹检验和最大特征值检验,Eviews6.0 提供了五种检验模型⁽¹⁾。以 Pa-

ntula 原则为指导,第一种和最后一种模型不常见,不予考虑。本文将列出从第二种到第四种模型的检验结果,最先确认无协整关系的模型被视为最优的模型,并参考数据特征处理检验结果冲突的情形。

(二) 动态条件相关系数 GARCH 模型(DCC-GARCH)

DCC-GARCH 由 Engle 和 Sheppard 提出,可以用来研究变量之间的动态条件相关程度。假设 k 种资产的条件 r_t 收益服从均值为 0、协方差 H_t 矩阵为的多元正态分布,即:

$$\begin{aligned} r_t | F_{t-1} &\mapsto N(0, H_t) \\ \text{则 } H_t &= D_t R_t D_t, R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \\ Q_t &= (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m \varepsilon_{t-m} \varepsilon'_{t-m} - \\ &\quad \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \end{aligned}$$

其中, F_{t-1} 是截止 $t-1$ 期的信息集, R_t 为动态条件相关矩阵, $D_t = \{ \text{diag } \sqrt{h_{ii}} \}$ 为单变量 GARCH 模型计算出的条件标准差取对角项所形成的 $k \times k$ 对角矩阵, $Q^* = [q_{ii,t}^*] = [\sqrt{q_{ii,t}}]$ 为对角矩阵, 其对角元素 Q_t 为对角元素的平方根; 当 Q_t 为正定矩阵时, Q_t^* 保证相关系数 $R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}$ 矩阵的对角元素为 1, 且非对角元素的绝对值小于 1。 $\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$ 为向量标准化后的残差, $\bar{Q} = E[\varepsilon_t \varepsilon'_{t-1}]$ 为标准残差的无条件方差矩阵。 α_m 和 β_n 为 DCC-GARCH 模型的参数(m, n 是滞后阶数), 分别为方差方程中前期标准化残差平方的系数和前期条件方差的系数,且具有一致性和渐近正态性。

三、样本数据取得与实证结果分析

(一) 样本数据取得

本文以沪深 300 股指(HS300)、道琼斯工业平均指数(DJIA)分别代表中国和美国的股票市场。样本数据来源于锐思数据库,样本期间为 2005 年 4 月 8 日—2013 年 4 月 3 日(剔除交易日不重合的数据后得到 1875 组数据),两市指数价格走势如图 1 所示。为了在时间上进行动态比较分析,以 QDII 正式实施(2007 年 7 月 3 日)、QFII 审批额度突破 150 亿美元(2009 年 8 月 25 日)、RQFII 推出(2011 年 8 月 17 日)作为分界点(用红色虚线标出)。

考虑到中美股市的非同步交易性,这里借鉴 Hamao 等的做法,将对数收益率分解为开盘收益率(昨日收盘——今日开盘)和收盘收益率(昨日收

盘——今日收盘),具体表达式为:

$$R_{OP_t} = \ln(OP_t) - \ln(CL_{t-1}); R_{CL_t} = \ln(CL_t) - \ln(CL_{t-1})$$

OP_t 、 CL_t 分别表示第 t 日的开盘与收盘指数价格, R_{OP_t} 、 R_{CL_t} 分别表示第 t 日的开盘与收盘收益率。沪深 300 指数的开盘收益率和收盘收益率简称为 $HSOP$ 和 $HSCL$, 道琼斯工业平均指数的开盘收益率和收盘收益率简称为 $DJOP$ 和 $DJCL$ 。

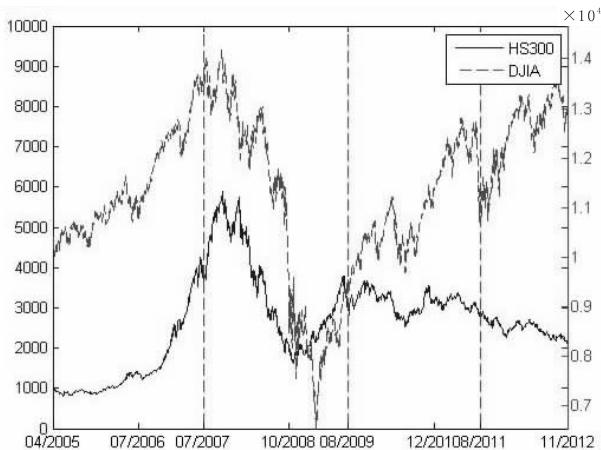


图 1 沪深 300 股指与道琼斯工业平均指数走势

(二)中美股市长期均衡关系检验

单位根检验的结果⁽²⁾说明, HS 与 DJIA 及其对数收益序列本身非平稳, 但它们的一阶差分序列(即 HSCL 和 DJCL)是平稳的, 即 HS 与 DJIA 及其对数收益序列属于一阶单整序列。从各阶段散点图看, 中美股指价格序列可能呈线性关系。由此可见, HS 与 DJIA 可能存在协整关系。在这个基础上, 通过 Johansen 协整检验分析中美股指序列⁽³⁾之间的长期均衡关系。表 1 列出三种常用模型下的 Johansen 协整检验结果。容易发现, 除了第一阶段, 中美股市不存在显著的协整关系。

(三)短期收益均值溢出效应分析

Granger 因果关系检验可以考察变量之间在统计意义上的因果关系, 因此本文检验中美两股市收益率的 Granger 因果关系, 以分析中美股市的价格引导关系。充分考虑到两股市交易时间的不同步性, 包括 HSCL、HSOP 与 DJOP、DJCL 组合的四对关系⁽⁴⁾, 为确保稳健性, 首先根据信息准则最小化的原则确定滞后阶数, 然后同时参考前后连续四个滞后阶数的结果。如表 2 所示, 第一阶段不存在显著的收益率溢出效应; 从第二阶段开始, 美国股市对中国股市具有显著的单向收益均值溢出效应。

表 1 中美股指序列的协整检验结果

阶段	模型	原假设	迹统计量	最大特征根	能否拒绝
1(滞后 1 阶)	2	$r=0$	37.85(0.0001)	31.61(0.0001)	拒绝
		$r=1$	6.24(0.1731)	6.24(0.1731)	接受
	3	$r=0$	24.79(0.0015)	23.18(0.0015)	拒绝
		$r=1$	1.62(0.2037)	1.62(0.2037)	接受
	4	$r=0$	32.52(0.0064)	23.32(0.0127)	拒绝
		$r=1$	9.20(0.1684)	9.20(0.1684)	接受
2(滞后 4 阶)	2	$r=0$	11.49(0.4959)	10.17(0.3192)	接受
		$r=1$	1.32(0.9047)	1.32(0.9047)	
	3	$r=0$	10.63(0.2353)	9.32(0.2605)	接受
		$r=1$	1.31(0.2524)	1.31(0.2524)	
	4	$r=0$	15.13(0.5637)	11.48(0.4654)	接受
		$r=1$	3.65(0.7914)	3.65(0.7914)	
3(滞后 2 阶)	2	$r=0$	10.73(0.5680)	6.81(0.6930)	接受
		$r=1$	3.93(0.4233)	3.93(0.4233)	
	3	$r=0$	9.56(0.3165)	6.22(0.5849)	接受
		$r=1$	3.33(0.0679)	3.33(0.0679)	
	4	$r=0$	18.14(0.3349)	12.84(0.3408)	接受
		$r=1$	5.29(0.5550)	5.29(0.5550)	
4(滞后 2 阶)	2	$r=0$	12.50(0.4052)	8.32(0.5099)	接受
		$r=1$	4.18(0.3862)	4.18(0.3862)	
	3	$r=0$	9.30(0.3388)	5.38(0.6929)	接受
		$r=1$	3.91(0.0479)	3.91(0.0479)	
	4	$r=0$	17.52(0.3768)	13.04(0.3247)	接受
		$r=1$	4.48(0.6716)	4.48(0.6716)	

表 2 短期收益均值溢出分析结果

原假设	Lag	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第四阶段
HSCL 不是 DJOP 的 Granger 原因	1	0.078(0.78)	0.136(0.71)	1.360(0.24)	1.137(0.29)
	2	0.321(0.73)	0.069(0.93)	0.680(0.51)	1.317(0.27)
	3	0.415(0.74)	0.162(0.92)	0.827(0.48)	0.901(0.44)
	4	0.302(0.88)	0.126(0.97)	0.534(0.71)	0.737(0.57)
HSCL 不是 DJCL 的 Granger 原因	1(4)	0.597(0.66)	1.694(0.19)	3.692(0.06)	0.257(0.61)
	2(5)	1.498(0.19)	0.372(0.69)	0.989(0.37)	0.010(0.99)
	3(6)	1.670(0.13)	0.844(0.47)	2.107(0.10)	0.082(0.97)
	4(7)	1.462(0.18)	1.544(0.19)	1.143(0.34)	0.942(0.44)
DJCL 不是 HSOP 的 Granger 原因	1(3)	0.246(0.86)	150.5(0.00*)	205.9(0.00*)	200.8(0.00*)
	2(4)	1.674(0.15)	74.44(0.00*)	103.9(0.00*)	99.82(0.00*)
	3(5)	2.023(0.07)	50.10(0.00*)	69.34(0.00*)	66.35(0.00*)
	4(6)	1.698(0.12)	38.88(0.00*)	51.19(0.00*)	49.92(0.00*)
DJCL 不是 HSCL 的 Granger 原因	1(4)	0.4649(0.76)	15.90(0.00*)	8.650(0.00*)	21.72(0.00*)
	2(5)	0.5062(0.77)	10.08(0.00*)	4.447(0.01*)	10.53(0.00*)
	3(6)	0.8575(0.53)	6.979(0.00*)	3.165(0.02*)	7.017(0.00*)
	4(7)	0.8717(0.53)	5.770(0.00*)	2.680(0.03*)	5.391(0.00*)

注: Lag 代表 Granger 检验所使用的滞后阶数,* 代表在 5% 的显著性水平下显著。

(四) 短期波动溢出效应分析

本文利用 DCC-GARCH 模型分析中美两国股市的波动溢出效应。考虑到中美两国股市交易时间的不同步性,用 HSCL 与 DJOP 的条件方差时变相关系数来考察中国股市对美国股市的波动溢出效应,而 DJCL 与 SSOP⁽⁵⁾ 的时变相关系数用以考察美国股市对中国股市的波动溢出效应。从图 2 看,HSCL 与 DJOP 的动态相关系数有正有负,在 0 附

近波动频繁,但没有明显的趋势。这说明,中国股市对美国股市的波动溢出效应一直不显著。而 DJCL 与 SSOP 的时变相关系数持续为正,其均值存在明显的上升趋势,这与张兵等使用上证综指获得的实证分析结果相异。第二阶段相关系数均值跳跃式增加,之后第三、第四阶段略有增加,且维持在 0.5 上下。可见,美国股市对中国股市的波动溢出效应呈不断增强之势,危机传染性风险在不断增加。

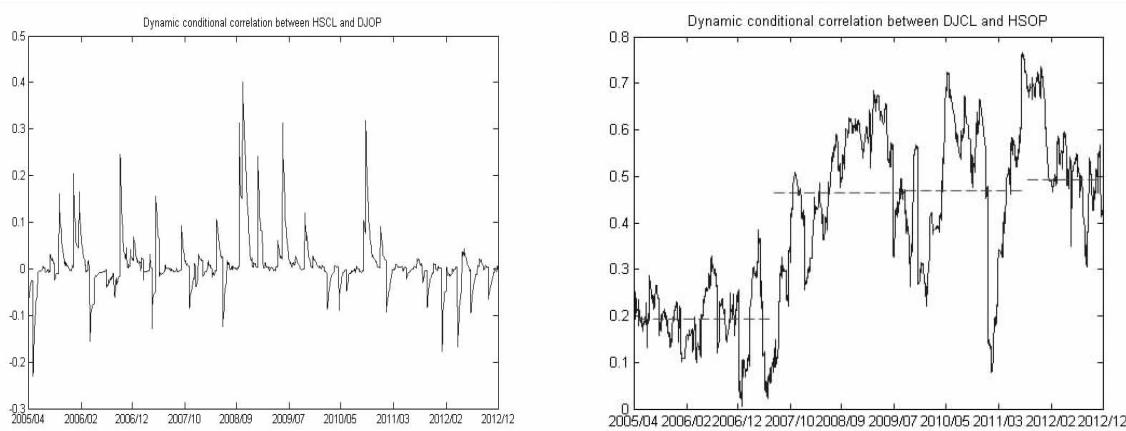


图 2 溢出动态变化示意图

注:红色虚线代表在对应时期内的动态相关系数均值。左图为 HSCL 与 DJOP 动态相关系数;右图为 DJCL 与 SSOP 的动态相关系数。

(五) 极端情形下的联动性分析

根据前文的实证结果,在第二阶段之后(2007 年 7 月 3 日—2013 年 4 月 3 日)美国股市收盘收益

率强烈影响中国股市的沪深 300 股指收益率(无论是开盘收益率还是收盘收益率)。为了探究美国股市收益率不同变动方向以及大幅波动对中国股市收

益率的影响差异性,本文对沪深300股指的开盘收益率进行分位数回归,从而探索不同分位数水平下两个股市收益率之间的关系。回归模型为:

$$HSOP_t = \beta_0 + \beta_1 DJCL_t + \beta_2 HSCL_{t-1} + \epsilon_t$$

由于极端情形所对分位点精度要求更高⁽⁶⁾,在分位数回归中考虑100个分位点⁽⁷⁾。系数 β_1 (左图)和系数 β_2 反映美国股市昨日收盘收益率和沪深300股指本身昨日收盘收益率的影响。根据分位数和OLS的回归结果,DJCL的所有系数在1%水平下

显著,HSCL的系数除个别分位点外也基本显著。从图3看,在正常市场条件下,OLS回归的结果与分位数回归的结果相差无几,在极端条件下(大幅度涨跌),美国股市收盘收益率和沪深300股指收盘收益率对沪深300股指开盘收益率的影响更明显,且前者的影响程度(系数处于0.1~0.2之间)显著高于后者(系数处于-0.1~0.1之间,且多数情形在±0.05范围内)。

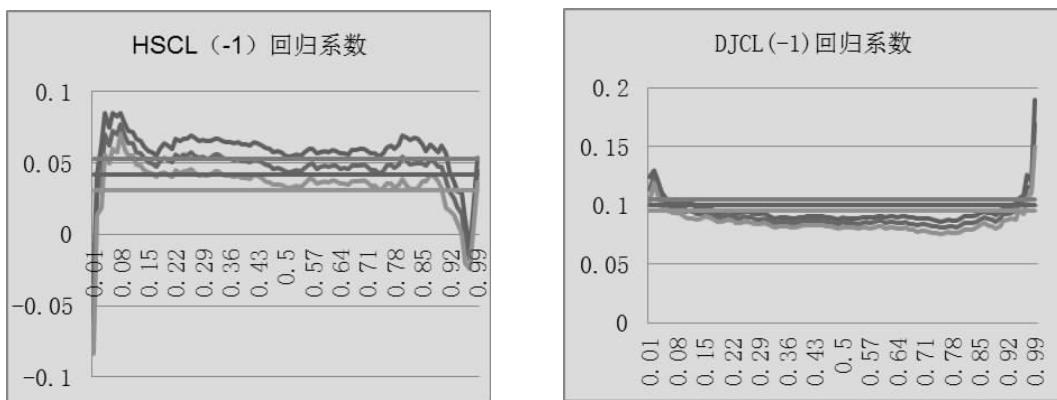


图3 分位数回归与OLS回归系数

注:从左至右分别为系数 β_1 、系数 β_2 ;上下两条曲线代表95%的置信区间。

四、结论

本文通过Johansen协整检验考察中美股市的长期均衡关系,利用Granger因果关系检验和DCC-GARCH模型用来考察短期的收益均值和波动溢出效应,并通过分位数回归分析极端情形下的中美股市联动性。研究结果表明:中美两国股市并不存在协整关系;美国股市对中国股市存在显著的均值溢出效应和波动溢出效应,且次贷危机之后呈现增强的趋势;在极端情形下,美国股市对中国股市的影响更显著,联动性更强。除了动态条件相关系数始终取正值外,利用沪深300股指获得的结论与上证综指获得的结论基本一致,这从侧面反映出上证综指对中国股市也有较强的代表性。相关结论对投资者和决策者具有一定参考价值:从长期来看,投资者仍然可以通过中国股市进行国际分散化,以寻求分散化好处;决策者在制定相关政策时,应充分考虑国际股市对中国股市不断增强的溢出效应。

注释:

(1)五种检验模型分别为:序列无确定趋势,协整方程无常数

项;序列无确定趋势,协整方程有常数项;序列有确定性线性趋势,协整方程只有截距;序列和协整方程具有线性趋势;序列有二次趋势,协整方程仅有线性趋势。

- (2)限于篇幅,单位根检验结果及散点图不列出。
- (3)这里采用对数价格序列,使用原始序列进行分析得到一致的结果。
- (4)HSOP与DJOP会先影响本市收盘收益,然后再影响另一个市场,属于间接关系,故不考虑。
- (5)由于同一交易日中,中国股市开盘、收盘时间均早于美国股市开盘时间,所以实证中采用道琼斯指数前一天的对数收益率。
- (6)巴塞尔协议一般在计算在险价值时使用99%的置信水平。
- (7)显著拒绝斜率相等和斜率对称的原假设。

参考文献:

- [1]Hilliard J E. The Relationship between Equity Indices on World Exchanges[J]. *The Journal of Finance*, 1979, 34(1): 103—114.
- [2]Kizys R, Pierdzioch C. Changes in The International Co-movement of Stock Returns and Asymmetric Macroeconomic Shocks[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2009, 19(2): 289—305.

- [3] Beirne J, Caporale G M, Schulze—Ghattas M, et al. Global and Regional Spillovers in Emerging Stock Markets: A Multivariate GARCH— in— mean Analysis[J]. *Emerging markets review*, 2010, 11(3): 250—260.
- [4] Dooley M, Hutchison M. Transmission of The US Sub-prime Crisis to Emerging Markets: Evidence on The Decoupling — Recoupling Hypothesis[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28(8): 1331—1349.
- [5] Tamakoshi G, Hamori S. Transmission of Stock Prices Amongst European Countries Before and During The Greek Sovereign Debt Crisis[J]. *Economics Bulletin*, 2011, 31(4): 3339—3353.
- [6] 韩非, 肖辉. 中美股市间的联动性分析[J]. 金融研究, 2005, (11): 117—129.
- [7] 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.
- [8] 吴英杰. 全球金融危机背景下的股市联动性变化——基于 DAG 和结构 VECM 的实证分析[J]. 南方金融, 2010, (4): 64—70.
- [9] 黄飞雪, 谷静, 李延喜, 等. 金融危机前后的全球主要股指联动与动态稳定性比较[J]. 系统工程理论与实践, 2010, 30(10): 1729—1740.
- [10] 何光辉, 杨咸月, 陈诗一. 入世以来中国证券市场动态国际一体化研究[J]. 经济研究, 2012, (10): 82—96.
- [11] 高莹, 靳莉莉. 沪深 300 指数与世界主要股票指数的关联性分析[J]. 管理评论, 2008, 20(2): 3—8.

Analysis of the Co-Movement between China's and U. S. Stock Markets: Based on the CSI 300 and the Dow Jones Industrial Average Index

LUO Xueling

(School of Management, Fuzhou University, Fuzhou Fujian 350108, China)

Abstract: With the development of world economic integration and financial globalization, the relationship between the international capital markets are more and more closely. So the research on the Co-movement between China's and U. S. stock markets, which as a representative of the mature market and the emerging market respectively, is of great significance. Based on the CSI 300 and the Dow Jones industrial average index, the paper uses the co-integration test to examine long-term equilibrium relationship between two markets, and uses the Granger causality test and DCC-GARCH model to analyze the mean and volatility spillover effects of the stock markets in the short term. Further, by using the quantile regression to research the stock markets' co-movement on extreme circumstances. The empirical results indicate that there is no long-term equilibrium relationship between stock market of China and the U. S., while in the short term, there is significant mean spillover and volatility spillover from U. S. to China's stock market, and the effect is stronger on extreme circumstances.

Key words: stock market co-movement; the CSI 300; the Dow Jones Industrial; Mean Spillover; Volatility Spillover

责任编辑:刘玉邦