

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^{*}

李红权 洪永森 汪寿阳

内容提要:对证券市场之间互动和传染关系的研究,不仅有助于揭示市场信息的跨国(境)传播机制特别是国际金融风险的传导机制,还可以增进人们对证券市场微观结构与信息效率的认识。本文系统化地提出了洪永森教授新近发展的信息溢出检验体系(简称 Hong 方法),运用该方法体系详细考察并比较了我国 A 股市场与美股、港股在次贷危机前后的互动关系,揭示了三者联动结构与信息传递的全景图,包括互动的方式、方向、相对强度、当期影响与多期滞后关系以及时变性。研究结果表明:(1)在三者的关系中,美股处于主导地位,并且对港股、A 股市场具有金融传染效应;(2)A 股市场不再是“独立市”,A 股不仅能够反映美股、港股等外围市场的重要信息,而且已具有影响外围市场的能力;(3)A 股与美股、港股之间的互动关系体现在均值溢出、波动率溢出、极端风险溢出等多个层面,既有线性关系也包括非线性关联方式。

关键词:金融传染 信息溢出 信息效率 次贷危机 Granger 风险因果检验

一、引言

随着经济一体化与金融全球化的发展,实体经济间的联系纽带、金融市场间的资本流动与信息传递机制都在加强,国际股市间的联动趋势也日趋明显。美国“次贷危机”期间,全球主要股指同时暴跌即是例证之一。这一趋势将会对金融市场的微观决策以及金融监管造成深刻的影响。首先,国际投资组合带来的风险分散化效果将被降低;其次,金融市场间的高度相关性将会加剧金融风险的全球蔓延,金融监管将面临新的挑战与不确定性。因而,系统地研究金融市场间的联动关系特别是信息溢出功能有着迫切的需要与重要的应用价值,它不仅有助于揭示信息的跨国(境)传播机制特别是国际金融风险的传导机制,从而有益于金融监管与金融稳定政策的制定与实施,同时还可以增进人们对证券市场微观结构与信息效率的认识,比如市场对新信息的反应速度以及信息在跨市场、跨资产类别间的传播机制等。

鉴于理论与实践上的重要性,国际上关于金融市场互动关系的研究文献较多。多数的研究以欧美主要股市为研究对象(Eun & Shim, 1989; Hamao et al., 1990; Koutmos & Booth, 1995; Ng, 2000; Fratzscher, 2002; Bae et al., 2003; Barberis et al., 2005; Bodart et al., 2009)。近几年扩展到对于汇市之间、债券市场间联动关系的研究(Hong, 2001; Skintzi & Refenes, 2006; Inagaki, 2007)。研究的结论表明国际主要股市(美、英、日、加等)间存在明显的相关性与溢出效应,特别是在金融

^{*} 李红权,湖南师范大学商学院,美国康奈尔大学经济系,邮政编码:410081,电子信箱:Lhquan2000@126.com;洪永森,美国康奈尔大学经济系,厦门大学王亚南经济研究院;汪寿阳,中国科学院数学与系统科学研究院。作者感谢国家杰出青年基金(B类)(70528001)、国家优秀创新群体基金(70221001)、国家自然科学基金青年项目(71001036)、教育部人文社会科学研究项目(09YJC790084)的资助,同时还要感谢美国康奈尔大学“高级计量讨论班”(Advanced Econometrics Seminar)和“中国留美经济学会2010年会”(CES2010)上相关专家与学者的有益评论与指正,也感谢匿名审稿人的审稿意见,当然文责自负。

危机期间更为显著,这种相关性已经超越了经济基本面的联系,研究人员称之为“过度相关”(Berkaert et al., 2005)或“金融传染”(Financial Contagion)(Forbes, 2001, 2002)。

我国证券市场与国际股市的互动关系如何?对国际金融震荡是否具有“免疫能力”抑或也不可避免受到“金融传染”的影响?随着我国证券市场开放度与规模的大幅提高,我国股市是否也具有影响他国金融市场的能力?国内外金融市场间的信息传播内容具体体现在哪些层面?国内的研究成果针对部分问题给出了初步的分析(朱宏泉, 2001; 韩非, 2005; 石建勋, 2008; 李晓广, 2008; 骆振心, 2008; 陈玮, 2008)。基本的结论如下:早期(2005 年之前)的研究(如朱宏泉, 2001; 韩非, 2005)表明我国 A 股市场与外围股市(主要是美股市场、香港市场)基本没有相关性或相关性很弱,也就是说我国 A 股市场基本不受国际股市波动的影响;利用最近几年数据样本的研究结果则表明 A 股市场与国际股市的关联度有提升的趋势(李晓广, 2008),特别是在次贷危机期间 A 股受美国股市的影响较大(陈玮, 2008),也有研究表明股权分置改革实施后, A 股市场与国际股市的联动性增强了(骆振心, 2008; 石建勋, 2008)。

值得深入探讨的是,在考察我国 A 股市场与国际股市互动关系时国内文献基本上都是采用基于回归的研究方法,比如向量自回归 VAR 方法、多元 GARCH 方法、协整与误差修正模型 ECM 与基于回归的线性 Granger 因果检验等,研究重点也多局限在收益率层面。回归建模检验方法及其简化形式的检验具有一定的检验效果,而且由于与建模一体,可以得到序列间的量化关系,因此得到广泛的应用。不过这种方法也存在许多局限性,比如只能考虑有限阶滞后影响及线性影响,在出现一些复杂的因果关系时,此类模型很难捕捉到;其次,由于回归模型常受到序列自相关性、非平稳性、异方差、共线性等影响,常会得到伪结论;最重要的是,基于回归方法的研究大都只是检验线性 Granger 因果关系,即均值意义上的信息溢出(也有部分研究波动率溢出),但不能揭示国际金融市场在更复杂层面的互动关系如极端风险溢出(Hong et al., 2009)以及不确定滞后期的因果关系。其中, Hong et al. (2009)提出的极端风险溢出概念与检验方法对于金融监管与金融稳定有着重要的意义,因为它能够揭示在国际金融市场大幅震荡特别是金融危机发生期间,国内外证券市场间的风险传递与金融传染关系,这正是投资者与监管层关注的焦点,也是本文的研究重点。基于交叉相关函数(Cross Correlation Function, 简记为 CCF)的信息溢出检验方法克服了传统回归方法的不足,能够满足以上研究目的。该方法最初由 Haugh(1976)提出,后经 Koch & Yang(1986)、Cheung & Ng(1996)、Hong(1996, 2001)、Hong et al. (2009)等人的发展渐成体系,不仅能够检验多种形式(包括均值、波动率、极端风险 VaR 意义上)的信息溢出,揭示互动的方向与信息传递的具体层面,检验效率也比传统的回归方法要高,是考察金融市场互动关系的一种更全面、更有效的方法。

鉴于此,本文在 Hong(1996, 2001)、Hong et al. (2009)的基础上,系统地提出了洪永淼教授发展的信息溢出检验体系(文中简称 Hong 方法),并运用该方法体系首次全面分析我国 A 股市场与外围国际股市间的互动关系,揭示其关联结构与信息传递的具体内容,包括互动的方向、方式、相对强度与时变性等,特别是在后金融危机的国际背景下,我们将着重考察在新的国际金融环境下我国 A 股市场与美股、港股之间的风险溢出效应,并回答以下问题:美国次贷危机对我国 A 股市场是否具有金融传染效应?极端市场条件下,风险溢出与信息传递的具体内容是什么?我国 A 股市场是否具有信息溢出效应抑或只受国际股市的单方面影响?

二、广义 Granger 因果关系与信息溢出检验方法

1. 广义 Granger 因果关系与信息溢出的分类

Granger(1969)从一个时间序列对另外一个时序的增量预测能力的角度提出了“因果关系”的概念,当然这里的“因果关系”并不是真正意义上的因果关系,它仅仅是从信息(现象)发生的先后

顺序及预测效果的角度定义的,也即在考虑 X 的历史信息的情况下对 Y 的预测残差平方和显著地小于没有 X 信息时的残差平方和,即 X 的存在显著地提高了对 Y 的预测精度,那么 X 是 Y 的 Granger 原因。由于 Granger 因果关系检验与序列信息紧密相关,因此很多文献称之为信息溢出检验(Information Spillover)。在计量模型中广泛使用的线性 Granger 因果关系检验实际上就是均值信息溢出检验。随后,Granger(1980)又提出了基于分布函数预测的广义 Granger 因果关系的概念。

定义1 广义 Granger 因果关系

如果 $\Pr(Y_t | I_{t-1}) \neq \Pr(Y_t | I_{t-1} - I_{x,t-1}), \forall x \in R^k$, 则称 X 是 Y 的(广义) Granger 原因。亦即:加入 X 的信息能够对随机变量 Y 在未来的分布函数产生更好的预测效果。其中 R^k 为 k 维实数 k 为随机变量 X 的维数 I_{t-1} 为 $t-1$ 时刻所有已知信息 $I_{x,t-1}$ 为 $t-1$ 时刻随机变量 X 的信息集 $I_{t-1} - I_{x,t-1}$ 为 $t-1$ 时刻不包括 X 的已知信息。

虽然广义 Granger 因果关系的覆盖面更广,但是基于分布函数的预测在实践中难以操作,而且也难于做经济解释,因为不能够明确 X 的已知信息影响变量 Y 未来分布的具体方式与具体内容。从应用角度,研究人员提出了均值意义上的 Granger 因果关系(Granger,1969;本文称之为均值信息溢出)、波动率信息溢出(Granger,1986;Cheung & Ng,1996;Hong,2001)以及极端风险溢出(Hong et al.,2009)的概念及其检验方法。

令 $I_{t-1} = \{I_{1(t-1)}, I_{2(t-1)}\}$ 为 $t-1$ 时刻的已知信息,其中 $I_{1(t-1)} = \{Y_{1(t-1)}, \dots, Y_{11}\}$ 和 $I_{2(t-1)} = \{Y_{2(t-1)}, \dots, Y_{21}\}$ 分别为 $t-1$ 时刻市场 1 和市场 2 的信息集。在这种情况下,可以研究市场 2 的信息(或称事件)是否有助于预测市场 1 的未来状况。

定义2 均值溢出效应

如果 $E(Y_{1t} | I_{1(t-1)}) \neq E(Y_{1t} | I_{t-1})$, 则称市场 2 对市场 1 具有均值信息溢出效应,也即序列 $\{Y_{2t}\}$ 是序列 $\{Y_{1t}\}$ 的均值—Granger 原因。其中 $E(\cdot)$ 表示对某随机变量求期望。

定义3 波动率溢出效应

如果 $E\{(Y_{1t} - \mu_{1t}^0)^2 | I_{1(t-1)}\} \neq \text{Var}(Y_{1t} | I_{t-1}) = E\{(Y_{1t} - \mu_{1t}^0)^2 | I_{t-1}\}$, 则称市场 2 对市场 1 具有波动率溢出效应,也即序列 $\{Y_{2t}\}$ 是序列 $\{Y_{1t}\}$ 的波动率—Granger 原因。其中 $\text{Var}(\cdot)$ 表示对某随机变量求方差 μ_{1t}^0 为变量 Y_{1t} 在信息集 I_{t-1} 下的数学期望即 $\mu_{1t}^0 = E(Y_{1t} | I_{t-1})$ 。

对上述关系的检验可以等价地写成以下形式:

$$\text{原假设 } H_0: E\{\text{Var}(Y_{1t} | I_{t-1}) | I_{1(t-1)}\} = \text{Var}(Y_{1t} | I_{t-1}) \quad (1)$$

$$\text{备择假设 } H_1: E\{\text{Var}(Y_{1t} | I_{t-1}) | I_{1(t-1)}\} \neq \text{Var}(Y_{1t} | I_{t-1}) \quad (2)$$

假如备择假设 H_1 成立,我们称市场 2 对市场 1 具有波动率意义上的信息溢出效应(单向溢出);如果序列 $\{Y_{2t}\}$ 是序列 $\{Y_{1t}\}$ 的波动率—Granger 原因,同时序列 $\{Y_{1t}\}$ 也是序列 $\{Y_{2t}\}$ 的波动率—Granger 原因,那么市场 1 和市场 2 之间存在双向的波动率溢出关系(即双向溢出);如果加入变量 Y_2 的当前值 Y_{2t} 能够更好地预测变量 Y_1 在 t 时刻的波动率(即公式 3 成立),则称市场 2 对于市场 1 具有波动率瞬时溢出效应:

$$E\{(Y_{1t} - \mu_{1t}^0)^2 | I_{t-1}\} \neq E\{(Y_{1t} - \mu_{1t}^0)^2 | I_{t-1}, Y_{2t}\} \quad (3)$$

在金融投资领域,随着风险控制重要性的增加,金融市场大幅波动的信息溢出效应越来越受到投资者与金融监管当局的重视。由于全球市场间存在的真实联系(如贸易、跨国投资、区域或国际政策协调机制等)以及投资者心理预期、内生流动性冲击等无形的关联方式,一个市场的剧烈波动往往会导致另外一个市场也产生动荡,从而引发金融风险的跨国传播与蔓延。判断金融市场间波动率溢出即风险传递的方向与强度对于控制金融风险无疑具有重要的意义。更进一步地分析,与波动率相比,下偏矩风险如 VaR 等更贴近投资者的风险心理感受(Jorion,2000);鉴于此,Hong et al.(2009)提出了基于 VaR 的极端风险溢出(Extreme risk spillover)来直接刻画发生剧烈波动时市

场间的互动关系。

定义 4 下跌风险溢出效应

如果 $P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1(t-1)}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1})$, 则称市场 2 对市场 1 具有下跌风险溢出效应, 也即市场 2 是市场 1 的下跌风险—Granger 原因。其中 V_t 是投资收益率的 VaR 值, 即在一定持有期内在置信度为 $(1 - \alpha)$ 下的最大损失。

定义 5 上涨风险溢出效应

如果 $P(Y_{1t} > V_{1t} | I_{1(t-1)}) \neq P(Y_{1t} > V_{1t} | I_{t-1})$, 则称市场 2 对市场 1 具有上涨风险溢出效应, 也即市场 2 是市场 1 的上涨风险—Granger 原因。其中 $P(Y_t > V_t | I_{t-1}) = \alpha$, V 用来描述市场大幅上涨的情形, 在统计上就是投资收益率分布的右尾部 α -分位数; 之所以谓之上涨风险, 是由于考虑到在期货或其它金融衍生品交易中卖空者的风险。

2. 基于交叉相关函数 CCF 的信息溢出检验方法

本文首先系统化概括 Hong(2001)、Hong et al. (2009) 发展的信息溢出检验体系(简称 Hong 方法)。Hong 的信息溢出检验方法有以下特点: 全面性, Hong 方法能够检验在均值、波动率以及极端风险三个层面的信息溢出, 从而能够准确地判定信息传递的方式、方向与相对强度, 这些信息对于金融监管者而言是非常重要的; 检测效率较高, Hong 的方法克服了以往方法只能检测有限阶互动影响的缺陷, 能够在所有滞后期上检验市场关联关系的累积效应, 并且赋予每个滞后期以弹性权重, 这更符合实际观察到的金融时间序列特征: 长期记忆效应以及关联关系逐步衰减, Monte Carlo 模拟实验和实证研究的结果均表明 Hong 的方法具有更高的检测效率, Cheung & Ng(1996) 和 Granger(1986) 的方法都只是 Hong 方法的特例。

基于 CCF 函数的 Hong 检验方法分为两个阶段: 对于均值信息溢出和波动率溢出检验而言, 首先要通过适当的条件均值与条件波动率建模(如 ARMA-GARCH 建模) 得到基于白噪声残差序列的 u_{it} 或 v_{it} ; 对于极端风险溢出而言, 则先要由标准残差序列和示性函数构造基于 VaR 的风险指标函数序列 Z_{it} (见 Hong et al., 2009), 这样对是否存在信息溢出的检验就等价于对于残差序列 u_{it} 之间、 v_{it} 之间或风险指标函数序列 Z_{it} 之间的交叉相关函数的检验。第二阶段, 就是以交叉相关函数来构造检验统计量, 通过统计量的值来判断原假设是否成立。

我们以波动率信息溢出检验为例说明该过程。假定:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \mu_{it}^0 + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2 \\ \varepsilon_{it} &= u_{it} (h_{it}^0)^{1/2} \end{aligned} \quad (4)$$

$$h_{it}^0 = \omega_i^0 + \sum_{j=1}^q \alpha_{ij}^0 \varepsilon_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{ij}^0 h_{it-j}^0$$

其中 $\mu_{it} \sim i. i. d. N(0, 1)$, μ_{it}^0 为序列的条件均值, 条件方差服从 GARCH 过程, 通过 QMLE 估计方法可以得到误差项与条件方差的估计值 $(\hat{\varepsilon}_{it}, \hat{h}_{it})$ 。从而得到独立残差序列:

$$\hat{u}_{it} = \hat{\varepsilon}_{it} / (\hat{h}_{it})^{1/2} \quad i = 1, 2 \quad (5)$$

$$\hat{v}_{it} = \hat{u}_{it}^2 - 1 \quad i = 1, 2 \quad (6)$$

波动率溢出检验是对中心化的标准残差序列的平方(即 v_{it}) 求样本交叉相关函数来构造检验统计量, 而均值信息溢出则是直接针对标准残差序列 u_{it} 求样本交叉相关函数来构造统计量。

按照公式(6) 得到序列 $\hat{v}_{1t}, \hat{v}_{2t}$, 定义两者之间的样本交叉相关函数如下:

$$\hat{\rho}(j) = \hat{C}(j) / \hat{S}_1 \hat{S}_2 \quad j = 0, \pm 1, \dots, \pm(T-1) \quad (7)$$

其中 \hat{S}_1, \hat{S}_2 分别为变量 \hat{v}_1, \hat{v}_2 的样本方差, $\hat{C}(j)$ 为其交叉协方差函数, 定义如下:

$$\hat{C}(j) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=j+1}^T (\hat{v}_{1t} - \alpha_1)(\hat{v}_{2(t-j)} - \alpha_2) & j \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=-j+1}^T (\hat{v}_{1(t+j)} - \alpha_1)(\hat{v}_{2t} - \alpha_2) & j < 0 \end{cases} \quad (8)$$

其中 α_1, α_2 分别为变量 \bar{v}_1, \bar{v}_2 的期望值。在原假设 H_0 不存在信息溢出效应即两个序列独立的情形下,残差也应该是独立的,在大样本的情况下,残差的交叉相关系数应该服从以下近似分布:

$$\sqrt{T}\hat{\rho}(j) \sim N(0, 1) \quad (9)$$

Haugh(1976)和 Cheung & Ng(1996)在此基础上构建了相似的统计量(服从卡方分布),可以用来检验有限阶(如前 M 阶)交叉相关系数在整体上是否显著。对统计量形式作出重要改进的是 Hong(1996),Hong 的统计量可以考虑所有滞后阶数的相关性,此统计量是残差 CCF 的加权平均和,并且是序列独立性的一致检验统计量。在此基础上, Hong(2001)、Hong et al.(2009)构建了信息溢出检验统计量:

单向信息溢出检验量记为 Q_1 :

$$Q_1 = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{1T}(k) \right\} / \{ 2D_{1T}(k) \}^{1/2} \quad (10)$$

双向信息溢出(含瞬时信息溢出)检验量记为 Q_2 :

$$Q_2 = \left\{ T \sum_{j=1-T}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{2T}(k) \right\} / \{ 2D_{2T}(k) \}^{1/2} \quad (11)$$

其中 $k(\cdot)$ 为核函数(Hong 的研究表明 Daniel 核函数的检验功效最强,即 $k(x) = \sin(\pi x) / (\pi x)$), M 为平滑参数;函数 $C(\cdot)$ 和 $D(\cdot)$ 可视为标准化因子:

$$\begin{aligned} C_{1T}(k) &= \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M), D_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) \{1 - (j+1)/T\} k^4(j/M); \\ C_{2T}(k) &= \sum_{j=1-T}^{T-1} (1 - |j|/T) k^2(j/M), D_{2T}(k) = \sum_{j=1-T}^{T-1} (1 - |j|/T) \{1 - (|j|+1)/T\} k^4(j/M) \end{aligned} \quad (12)$$

在一些常规条件下,如果原假设 H_0 不存在信息溢出效应成立即两个序列独立,则上述两个统计量收敛于标准正态分布。因此,通过比较样本统计量与标准正态分布右侧临界值,可以判断是否存在 Granger 因果关系即信息溢出效应。

三、实证研究与结果分析

1. 样本数据及其基本特征

本文选取沪深 300 指数(简记为 A300 指数)、香港恒生指数(HSI)和 S & P500 指数(SPX)作为中国 A 股市场、香港股市和美国股市的代表性指数,指数收盘价数据均来源于天相数据库,数据时间段为 2005 年 7 月 26 日至 2009 年 7 月 7 日,并以 2007 年 4 月 4 日(在该日美国新世纪地产公司宣布破产,这标志着席卷全球的“次贷金融危机”正式拉开帷幕)为界将全样本分为前后两个子样本,这种划分方式便于我们考察次贷危机前后我国 A 股市场与国际股市的互动关系是否发生了改变,以及“次贷危机”对我国金融市场是否有“传染效应”。通过收盘指数的一阶差分我们得到指数的收益率序列(满足时间序列平稳性的要求)作为实证研究的建模对象,并剔除“日历黑洞”的影响,这样次贷危机前的数据样本(简称样本 I)容量为 396,次贷危机后的数据样本(简称样本 II)容量为 531。中国股市和香港股市的交易时间基本同步,而与美国股市之间则较大的时差因素,本文的具体处理办法是隔夜美股收益率对应于次日的 A 股、港股收益率数据,也就是说在本文第 2

部分中给出的“瞬时溢出效应”指的是隔夜美股波动对次日 A 股、港股市场的影响,这种处理方式便于我们单独考察隔夜美股市场波动对我国股市是否具有显著性影响。

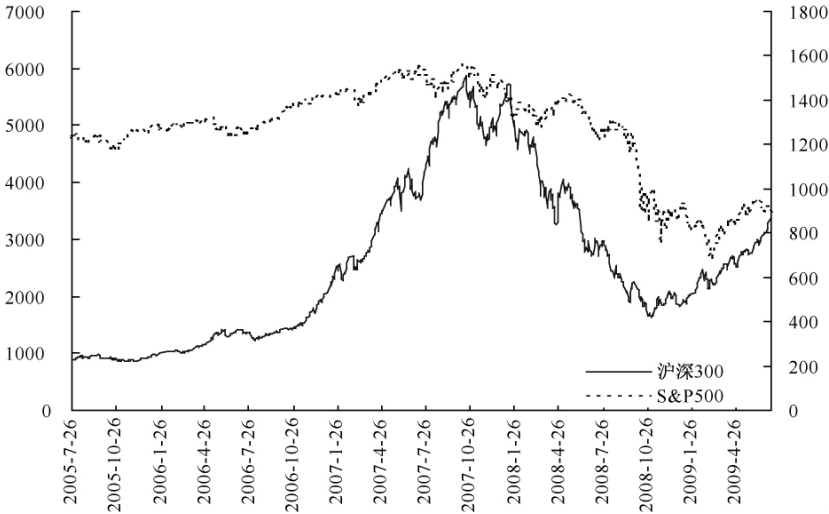


图 1 中国 A 股指数与美国 S & P500 指数(2005/07/26-2009/07/07)

图 1 是中美股市指数。在整个样本区间,中美股市的走势明显趋同,特别是在图中的高点(2007 年 10 月)之后指数波动趋势更加一致,同时波动性也较之前有显著增大(表 1 的统计结果也证实了这一点)。表 1 是数据样本的基本统计特征。危机前后标准差的变化最为显著,其中危机前的样本标准差为 1% 左右,而危机发生之后的样本标准差均提升到 2% 以上,这说明次贷危机发生后各国金融市场的波动性均明显加大了,其中“金融风暴中心”美国股市的波动性提升了 2 倍有余,港股的波动性提高了 166%,我国 A 股市场的波动性则提升了 68%,A 股波动率提升的幅度远小于港股,这一事实表明我国 A 股市场受“美国次贷危机”影响的程度远小于港股所受冲击的强度;从波动率的水平值来看,我国 A 股市场不论在危机发生前还是在金融危机期间,其波动性都是最高的,这凸显了我国股市作为“新兴股市”不够成熟的一面。偏度不为 0、峰度大于 3、J-B 统计量拒绝了正态分布的原假设,这都说明收益率分布是显著偏离正态分布,和多数金融实证的结果一致。

为更准确地测度两个市场间的交叉相关函数与互动关系,需要预先剔除市场自身存在的短期相关性结构以及异方差等因素的影响,具体的方法就是通过 AR-GARCH 建模白噪声化原始收益率。表 2

表 1 次贷危机前后收益率样本的基本统计特征

	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
Panel A: 样本 I(危机发生前): 2005/07/26—2007/04/04					
A 股	0.30	1.56	-1.07	8.74	621
港股	0.08	0.98	-0.42	4.68	58
美股	0.04	0.67	-0.45	5.82	146
Panel B: 样本 II(危机发生后): 2007/04/05—2009/07/07					
A 股	0.03	2.62	-0.22	3.77	17
港股	-0.02	2.61	0.18	6.88	336
美股	-0.09	2.13	-0.09	7.81	513

注:均值和标准差为实际值*100。

表 2 基于 GARCH 模型标准化残差的统计检验

	A 股	港股	美股
BP(5)	8.96 (0.11)	2.31 (0.80)	0.77 (0.98)
BP(10)	13.44 (0.20)	8.08 (0.62)	5.38 (0.86)
BP(20)	19.15 (0.51)	17.71 (0.61)	20.17 (0.45)
BP ² (5)	0.74 (0.98)	10.06 (0.08)	1.00 (0.96)
BP ² (10)	3.53 (0.97)	13.39 (0.20)	3.83 (0.96)
BP ² (20)	9.28 (0.98)	21.65 (0.36)	24.75 (0.21)

注:BP(m)和BP²(m)分别代表对标准化残差收益率及其平方序列的广义 Box-Pierce 统计量;括号内的值是统计量的 p 值。

给出了标准化残差收益率的独立性检验结果(其它的数据包括具体的模型形式与参数估计值在此省略)。检验结果表明通过 AR-GARCH 建模有效地消除了原始序列中存在的短期相依性与异方差现象,残差序列独立。

2. 信息溢出检验结果

基于标准化残差收益率序列构建 CCF,运用 Hong (2001)、Hong et al. (2009) 提出的检验统计量,我们详细考察了我国 A 股市场与美股、港股间的信息溢出结构,见表 3—表 6。

其中,表 3 与表 4 分别反映的是“次贷危机”前后中美股市之间的互动关系。先看表 3(次贷危机前),统计量 Q_{-1} 反映的是我国 A 股市场波动对美国股市的信息溢出效应, Q_{-1} 在均值、波动率与 5% 下跌风险三个层次上都是显著的(不论参数 M 取值如何,只要有一个 M 值下 Q 是显著的即可确认信息溢出已经发生)。显著的均值信息溢出效应说明 A 股指数的变动能够显著地影响美股指数的变动,同时考察残差收益率的交叉相关系数得到只有一阶滞后是显著的($\rho(-1) = 0.17$),表明信息传递的速度是比较快的,基本在当天已经完成,也就是说 A 股当日的涨跌幅信息在当夜开盘的美股市场已经被充分吸收;不仅如此,中国 A 股市场对美股还存在波动率意义上的信息溢出,即如果外部信息引起 A 股市场的波动率发生变化,美股波动率也将随后发生同向的变化,信息传递也是在当日完成($\rho(-1) = 0.25$);特别地,如果 A 股市场有一个大的负面

表 3 次贷危机前(样本 I) 我国 A 股市场与美股的信息溢出结构检验

	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30
均值信息溢出				
Q_2	1.84 (0.00)*	0.88 (0.19)	0.21 (0.42)	-0.17 (0.57)
Q_1	-0.62 (0.73)	-1.17 (0.88)	-1.60 (0.94)	-1.65 (0.95)
Q_{-1}	3.86 (0.00)*	2.60 (0.00)*	1.95 (0.02)*	1.45 (0.07)
波动率信息溢出				
Q_2	8.68 (0.00)*	7.22 (0.00)*	5.79 (0.00)*	5.42 (0.00)*
Q_1	0.56 (0.28)	0.30 (0.38)	0.26 (0.40)	0.24 (0.41)
Q_{-1}	14.78 (0.00)*	11.21 (0.00)*	8.55 (0.00)*	7.86 (0.00)*
5% 上涨风险溢出				
Q_2	-1.07 (0.86)	-1.24 (0.89)	-1.59 (0.94)	-1.94 (0.97)
Q_1	-0.69 (0.76)	-0.94 (0.83)	-1.34 (0.91)	-1.60 (0.94)
Q_{-1}	-0.48 (0.69)	-0.55 (0.71)	-0.73 (0.77)	-0.99 (0.84)
5% 下跌风险溢出				
Q_2	-0.17 (0.56)	0.94 (0.17)	0.95 (0.17)	0.78 (0.21)
Q_1	-1.14 (0.87)	-1.33 (0.91)	-1.29 (0.90)	-1.23 (0.89)
Q_{-1}	0.41 (0.34)	2.48 (0.01)*	2.50 (0.01)*	2.22 (0.01)*

注: Q_2 代表的是双向信息溢出检验; Q_1 是从美股到 A 股市场的单向信息溢出检验统计量; Q_{-1} 是从 A 股到美股的单向信息溢出检验; 括号内为统计量的 p 值; * 号代表具有显著的信息溢出效应(显著性水平取 0.05); M 为时间平滑参数(也可理解为滞后期); 5% 是计算 VaR 时用到的尾部概率 α 值。

表 4 次贷危机后(样本 II) 我国 A 股市场与美股的信息溢出结构检验

	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30
均值信息溢出				
Q_2	11.25 (0.00)*	9.27 (0.00)*	7.94 (0.00)*	7.00 (0.00)*
Q_1	-0.09 (0.54)	1.09 (0.14)	1.91 (0.03)*	1.80 (0.04)*
Q_{-1}	-0.28 (0.61)	0.67 (0.25)	1.30 (0.10)	1.50 (0.07)
波动率信息溢出				
Q_2	2.86 (0.00)*	2.01 (0.02)*	1.65 (0.05)*	1.47 (0.07)
Q_1	-0.18 (0.57)	-0.16 (0.56)	0.63 (0.26)	0.86 (0.20)
Q_{-1}	0.78 (0.22)	0.52 (0.30)	-0.05 (0.52)	-0.22 (0.59)
5% 上涨风险溢出				
Q_2	3.33 (0.00)*	2.11 (0.02)*	0.96 (0.17)	0.80 (0.21)
Q_1	-1.15 (0.88)	-0.97 (0.83)	-1.15 (0.87)	-1.15 (0.87)
Q_{-1}	-0.57 (0.72)	-0.52 (0.70)	-0.66 (0.75)	-0.29 (0.62)
5% 下跌风险溢出				
Q_2	-0.18 (0.57)	0.09 (0.46)	1.35 (0.09)	1.58 (0.06)
Q_1	-0.89 (0.81)	-0.51 (0.69)	0.12 (0.45)	0.35 (0.36)
Q_{-1}	0.22 (0.41)	0.42 (0.33)	1.70 (0.04)*	1.82 (0.03)*

注: 本表中符号的含义同表 3。

信息冲击(5% VaR 所定义的极端下跌市场情形),那么美国股市也将发生类似的市场大幅下跌情形,但两者的相关性存在时间间隔(滞后4个交易日)、相关系数为0.13(即 $\rho(-4)=0.13$)。与 Q_{-1} 比较显著相比,统计量 Q_1 均不显著,这说明在次贷危机前的这一时间段内美股对中国A股市场没有信息溢出效应,换句话说讲,中国股市不受美国股市波动的影响。由于只存在A股对美股的单向信息溢出,所以双向信息溢出检验统计量 Q_2 的值明显低于相应的 Q_{-1} 值,甚至在某些 M 值下 Q_{-1} 显著而 Q_2 却不显著,这暗示着中美股市间还可能不存在瞬时信息溢出效应,我们对交叉相关系数 $\rho(0)$ 的考察也证实了这一点。

与表3的分析结论相比较,表4的检验结果表明,次贷危机后中美股市之间的互动关系发生了明显变化。在均值、波动率和5%上涨风险溢出三个层面上, Q_{-1} 均不显著,说明我国A股市场不再具有对美股的信息溢出效应;同时 Q_1 也不显著,说明美股对A股也不存在信息的滞后溢出效应(除了在均值层面对A股有微弱的滞后溢出效应);然而双向检验统计量 Q_2 却非常显著,说明次贷危机后中美股市存在显著的“瞬时信息溢出效应”,也即隔夜美股市场波动对次日的A股市场有显著影响,对 $\rho(0)$ 的考察也证实了这一结果(相关系数分别为:0.24 0.12 0.15)。这一结论与“次贷危机”发生后美股动向对全球股市的举足轻重地位相符,同时也说明了我国股市不再独立于世界股市之外,对外来的信息特别是像美股波动这样重要的信息有较高的反应速度,这是令人鼓舞的,因为这是A股市场有效性提升的一个重要例证。对于5%下跌风险溢出检验而言, Q_1 与 Q_2 不显著,只有 Q_{-1} 是显著的,这有两层含义:首先,美股对A股不具有下跌风险溢出效应,这表明了我国A股市场倾向于接受美股走强的“利好消息”而忽略美股走弱的“利空消息”,这种非对称的信息吸收方式可能与我国实体经济受美国“次贷危机”影响较弱以及政府巨额的财政刺激计划所带来的中国经济能够迅速复苏的市场预期有关;其次,统计量 Q_{-1} 的显著性表明我国A股市场对美股仍然具有“下跌风险溢出效应”,即如果A股大幅下挫,美股也会发生类似恐慌,这似乎意味着我国A股市场“国际影响力”的提升抑或国际投资者开始认同A股市场所承载的经济面信息?不论是何种原因,这至少反映了我国股市已经开始融入并影响国际股市;最后,从 Q_{-1} 的值还可以发现,这种影响存在着较长的时间延迟,滞后期大概在10-20之间(Q_{-1} 在 M 取10时并不显著, M 取20时才显著)。

表5与表6是次贷危机前后A股和港股互动关系的检验结果。在均值、波动率、5%上涨风险溢出三个层面,相对于统计量 Q_1 和 Q_{-1} 普遍不显著的情形,统计量 Q_2 却是非常显著,特别是在次贷危机后 Q_2 的值明显加大,这一方面说明A股和港股的互动关系主要表现为“瞬时信息溢出”,也就是说A股、港股主要是在当日相互影响;同时还表明两地市场间的关联关系在“次贷危机”后加强了,两者之间的交叉相关系数也说明了这一点(在次贷危机前标准残差收益率的相关系数为0.23,而次贷危机后上升为0.47)。这与市场基本面情况的分析结论一致。首先,由于香港股市具有特殊的“窗口效应”与“比价效应”,所以相对于美股,港股对A股市场的影响更为直接,在“次贷金融危机”期间港股的“窗口效应”更加凸显;另一方面,由于内地与香港在经济与金融层面的深度合作,港股的“内地因素”在不断增强,一个不可忽视的因素是在港股市值中的中资股(红筹股+H股)的占比已达到50%以上(2007年以后),业界形象地称港股行情为“朝看美股,午看A股”,这是香港市场“内地因素+美国情结”的具体体现,本文对A股-港股、港股-美股互动关系的研究也支持这一论点。除了A股和港股在当日的高度相互影响之外,在某些侧面也存在程度比较微弱但统计上显著的滞后影响,如A股在均值、波动率层面对港股的滞后影响以及次贷危机期间港股对A股的均值溢出滞后影响,这可能与投资者对信息的滞后反应(或称信息的非线性吸收方式)有关。

最后,我们给出港股-美股互动关系的考察结论(限于篇幅,省去图表结果)。不同于A股-美股互动关系在次贷危机前后的剧烈改变,港股-美股的互动关系一直比较显著,当然次贷危机后

两者的关联关系更强了(残差收益率的交叉相关系数从 0.40 显著地上升为 0.54, Q_2 的值也显著增大)。这一研究结论与香港股市的“美国情结”以及作为国际成熟股市的特质相符。具体而言,两者的互动关系表现为:首先,在均值、波动率、5% 上涨风险溢出三个层面上,隔夜美股对于次日的港股波动具有显著的影响,这是互动关系的核心内容;其次,港股也会影响次日美股市场波动,不仅表现在均值溢出层面,还体现在次贷危机期间港股对美股具有显著的 5% 上涨风险溢出,这反映了香港作为国际金融中心的全球影响力;在 5% 下跌风险溢出层面,次贷危机前表现为港股到美股的下跌溢出,次贷危机发生后风险溢出方向则表现为美股到港股,这与全球金融危机期间美股的地位相符。

基于以上分析,我们总结 A 股与美股、港股之间关联和互动关系的主要内容如下:

(1) 在三者的关系中,美股处于主导地位,并且对港股、A 股市场具有金融传染效应。隔夜美股的波动对次日开盘的港股、A 股市场均具有显著的正向影响,这种信息溢出效应体现在均值、波动率和 5% 上涨风险三个层面;特别是在次贷危机发生以后,美股与港股、A 股的关联关系显著提升,具体体现在隔夜美股市场的收益率与次日港股收益率的相关系数显著增大,美股对 A 股的隔夜收益率相关系数更由不显著(次贷危机前)变成显著为正(次贷危机后),这符合 Forbes (2001) 以及世界银行主页上给

表 5 次贷危机前(样本 I)我国 A 股市场与港股的信息溢出结构检验

	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30
均值信息溢出				
Q_2	8.43 (0.00)*	6.67 (0.00)*	5.33 (0.00)*	4.45 (0.00)*
Q_1	0.64 (0.26)	-0.01 (0.50)	0.13 (0.45)	0.17 (0.43)
Q_{-1}	0.23 (0.41)	1.63 (0.05)*	1.84 (0.03)*	1.54 (0.06)
波动率信息溢出				
Q_2	7.34 (0.00)*	5.86 (0.00)*	5.28 (0.00)*	4.73 (0.00)*
Q_1	-0.75 (0.77)	-0.73 (0.77)	-0.25 (0.60)	-0.14 (0.55)
Q_{-1}	1.20 (0.11)	2.02 (0.02)*	2.77 (0.00)*	2.76 (0.00)*
5% 上涨风险溢出				
Q_2	5.58 (0.00)*	3.63 (0.00)*	3.43 (0.00)*	2.85 (0.00)*
Q_1	-0.67 (0.75)	-0.99 (0.84)	0.33 (0.37)	0.55 (0.29)
Q_{-1}	-0.29 (0.61)	-0.13 (0.55)	0.16 (0.44)	-0.10 (0.54)
5% 下跌风险溢出				
Q_2	-0.59 (0.72)	-0.42 (0.66)	0.03 (0.49)	0.23 (0.41)
Q_1	-0.20 (0.58)	-0.52 (0.70)	-0.45 (0.67)	-0.52 (0.70)
Q_{-1}	-0.30 (0.64)	0.16 (0.44)	0.69 (0.24)	1.00 (0.16)

注: Q_2 代表的是双向信息溢出检验; Q_1 是从港股到 A 股市场的单向信息溢出检验统计量; Q_{-1} 是从 A 股到港股的单向信息溢出检验; 括号内为统计量的 p 值; * 号代表具有显著的信息溢出效应(显著性水平取 0.05); M 为时间平滑参数; 5% 是计算 VaR 时用到的尾部概率 α 值。

表 6 次贷危机后(样本 II)我国 A 股市场与港股的信息溢出结构检验

	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30
均值信息溢出				
Q_2	47.35 (0.00)*	34.33 (0.00)*	24.86 (0.00)*	20.34 (0.00)*
Q_1	1.07 (1.14)	2.12 (0.02)*	2.00 (0.02)*	1.76 (0.04)*
Q_{-1}	1.94 (0.03)*	1.00 (0.16)	0.85 (0.20)	0.48 (0.31)
波动率信息溢出				
Q_2	19.02 (0.00)*	13.71 (0.00)*	9.60 (0.00)*	7.50 (0.00)*
Q_1	0.31 (0.38)	0.80 (0.21)	0.59 (0.28)	-0.10 (0.54)
Q_{-1}	2.32 (0.01)*	1.26 (0.10)	0.60 (0.27)	0.54 (0.29)
5% 上涨风险溢出				
Q_2	3.06 (0.00)*	1.53 (0.06)	0.82 (0.21)	0.56 (0.29)
Q_1	-0.19 (0.57)	-0.87 (0.81)	-0.90 (0.82)	-1.00 (0.84)
Q_{-1}	-0.55 (0.71)	-0.58 (0.72)	-0.48 (0.68)	-0.27 (0.61)
5% 下跌风险溢出				
Q_2	-0.68 (0.75)	0.06 (0.48)	0.18 (0.43)	0.34 (0.37)
Q_1	-0.68 (0.75)	-0.77 (0.78)	-0.84 (0.80)	-0.67 (0.75)
Q_{-1}	-0.52 (0.70)	0.83 (0.20)	1.08 (0.14)	1.14 (0.13)

注: 本表中符号的含义同表 5。

出的(狭义)金融传染定义,即跨市场的相关性在危机期间显著地增强,这说明美股对港股、A股具有金融传染效应。即使在考虑我国A股市场股权分置改革的条件下,美股对A股具有“传染效应”的结论也是稳健的,因为样本I(次贷危机前)和样本II(次贷危机后)均在股权分置改革(2005年4月开始试点)发生以后,基本上消除了这一特殊因素的潜在影响。

(2) A股市场不再是“独立市”,A股不仅能够反映美股、港股等外围市场的重要信息,而且具有影响外围市场的能力。早期的研究结果(如朱宏泉 2001;韩非 2005)发现A股与外围国际股市几乎没有相关性,这与2005年之前我国A股市场总是呈现独立行情的现实观察结果一致;我们的研究样本是基于2005年7月之后的数据,研究结果明确地表明中国股市不再是“独立市”,与美股、港股之间有显著的双向互动,这不仅表明A股市场的信息有效性在提升,同时也反映了A股市场在国际股市中的地位也在上升,应该来讲这是一个非常令人振奋的结果,反映了我国A股市场在制度性变革(股权分置改革)方面所取得的成绩,也说明我国和世界的经济与金融联系在进一步加强。这一研究结果与骆振心(2008)、石建勋(2008)等人利用回归方法得到的结论类似,不同之处在于我们的研究能够揭示互动关系的全景图。

(3) A股与美股、港股之间的互动关系既有线性关系也包括非线性关联方式。A股与美股、港股之间的互动关系是多层次的,不仅包括均值层面的线性影响,还包括在波动率、极端风险层面的信息溢出,既有当日或隔夜的瞬时互动关系,也有较长滞后期的潜在影响,同时还有对利空信息与利好信息的非对称反应,这可能与投资人的非理性或有限理性行为有关。此外,与港股-美股相对比较稳定的互动关系而言,A股-美股的互动关系具有明显的时变性或不确定性,互动的强度也相对较弱(虽然在统计上是显著的),这可能与A股仍属于“新兴市场”有关。

四、结束语

我国证券市场与国际股市之间的关系到底如何?特别是在极端市场条件下如国际金融动荡期间信息传递的方式、方向与影响程度如何?这一直是投资者与监管层非常关注但又倍感迷惑的问题。不同于国内文献常用的基于回归的研究方法,本文系统化地提出并应用了Hong(2001)、Hong et al.(2009)发展的信息溢出检验体系,Hong方法相对于以往的回归方法具有以下特点:直接性,信息溢出方法是基于对交叉相关系数的检验,对判定市场间的互动关系而言更为直接;全面性,该方法能揭示在多个层面存在的复杂互动关系包括极端风险溢出与不确定滞后期的影响;检验效率高,结论更稳健。运用该方法,本文详细考察并对比了我国A股市场与美股、港股在次贷危机前后的互动关系,揭示了三者联动结构与信息传递的全景图,包括互动的方式、方向、相对强度、当期影响与多期滞后关系以及时变性。

我们的研究结果表明:在三者的互动关系中,美股处于核心地位,具有较强的信息溢出效应,也即美国股市发生信息冲击不仅会使美股大幅波动,还会影响到港股、A股市场的波动,不仅如此,我们的研究还进一步证实美国“次贷金融危机”对港股、A股具有传染效应;对于A股市场而言,本文的研究表明A股市场不再是“独立市”,A股不仅能够反映美股、港股等外围市场的重要信息,而且具有影响外围市场的能力,这是A股信息效率提升与制度改革取得成效的有力证据;最后,A股与美股、港股之间的互动关系是复杂的,存在线性关系也包括非线性关联方式,既有当日或隔夜的瞬时互动关系,也有较长滞后期的潜在影响。

值得指出的是,对于股市互动关系的研究具有重要意义。本文的研究对于投资者与监管层理解信息的跨国(境)传播机制特别是国际金融风险的传导机制以及金融监管有着重要的价值。同时,对于互动关系的深入研究还有助于增进人们对证券市场微观结构与信息效率的认识。

参考文献

- 陈玮 2008 《中美股票市场联动关系研究》,《管理观察》第 23 期。
- 韩非、肖辉 2005 《中美股市间的联动性分析》,《金融研究》第 11 期。
- 李晓广 2008 《我国股票市场与国际市场的联动性研究——对次贷危机时期样本的分析》,《国际金融研究》第 11 期。
- 陆凤彬、李艺、王栓红、汪寿阳 2008 《全球原油市场间信息溢出的实证研究——基于 CCF 方法与 ECM 模型》,《系统工程理论与实践》第 3 期。
- 骆振心 2008 《金融开放、股权分置改革与股票市场联动——基于上证指数与世界主要股指关系的实证研究》,《当代财经》第 4 期。
- 石建勋等 2008 《沪深股市与香港股市一体化趋势的实证研究》,《财经问题研究》第 9 期。
- 朱宏泉、卢祖帝、汪寿阳, 2001 《中国股市的 Granger 因果关系分析》,《管理科学学报》第 5 期。
- Bae, K-H., Karolyi, G. A. and Stulz, R. M., 2003, "A New Approach to Measuring Financial Contagion", *Review of Financial Study*, Vol. 16, pp. 717—763.
- Bekaert, G., Harvey, C. R. and Ng, A., 2005, "Market Integration and Contagion", *Journal of Business*, Vol. 78, No. 1, pp. 39—69.
- Bodart, V. and Candelon, B., 2009, "Evidence of Interdependence and Contagion Using a Frequency Domain Framework", *Emerging Markets Review*, Vol. 10, pp. 140—150.
- Cheung, Y. W. and Ng, L. K., 1996, "A Causality-in-variance Test and Its Application to Financial Market Prices", *Journal of Econometrics*, Vol. 72, pp. 33—48.
- Eun, C. S. and Shim, S., 1989, "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, pp. 241—256.
- Forbes, Kristin J. and Rigobon Roberto, 2001, "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues", in Claessens, Stijn, and Forbes, Kristin J. eds.: *International Financial Contagion*. Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA, pp. 43—66.
- Forbes, Kristen J. and Rigobon Roberto, 2002, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 2223—2261.
- Fratzscher, M., 2002, "Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets", *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 7, pp. 165—193.
- Granger, C. W. J., 1969, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424—438.
- Granger, C. W. J., 1980, "Testing for Causality: A Personal View", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 2, pp. 329—352.
- Granger, C., Robins, P. P. and Engle, R. F., 1986, "Wholesale and Retail Prices: Bivariate Time-series Modeling with Forecastable Error Variances", In: Belsley, D. A. and Kuh, E. (Eds.), *Model Reliability*, MIT Press, Cambridge, pp. 1—17.
- Hamao, Y., Masulis, R. W. and Ng, V. K., 1990, "Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp. 281—307.
- Haugh, L. D., 1976, "Checking the Independence of Two Covariance-stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-correlation Approach", *JASA*, Vol. 71, pp. 378—385.
- Hong, Y., 1996, "Testing for Independence Between Two Covariance Stationary Time Series", *Biometrika*, Vol. 83, pp. 615—625.
- Hong, Y., 2001, "A Test for Volatility Spillover with Applications to Exchange Rates", *Journal of Econometrics*, Vol. 103, pp. 183—224.
- Hong, Y., Liu, Y. and Wang, S., 2009, "Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover Between Financial Markets", *Journal of Econometrics*, Vol. 150, pp. 271—287.
- Inagaki, K., 2007, "Testing for Volatility Spillover Between the British Pound and the Euro", *Research in International Business and Finance*, Vol. 21, pp. 161—174.
- Koch, P. D. and Yang, S. S., 1986, "A Method for Testing the Independence of Two Time Series that Accounts for a Potential Pattern in the Cross-correlation Function", *JASA*, Vol. 81, pp. 533—544.
- Koutmos, G. and Booth, G. G., 1995, "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, pp. 747—762.
- Ng, A., 2000, "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific Basin", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 207—233.
- Skintzi, V. D. and Refenes, A. N., 2006, "Volatility Spillovers and Dynamic Correlation in the European Bond Markets", *Journal of International Financial markets, Institutions and Money*, Vol. 16, pp. 23—40.

(下转第 37 页)

Local Government Investment , Administrative Monopoly and Economic Growth

——Evidence from Chinese Provincial Panel Data

Zhang Weiguo^a , Ren Yanyan^b and Hua Xiaolan^c

(a: Shandong Academy of Social Sciences; b: Shandong University; c: China Guangfa Bank)

Abstract: This paper investigates the relationship between local government investment , administrative monopoly and economic growth based on Chinese provincial panel data from 1994 to 2007. The results show that the administrative monopoly has inverse U-shaped effect on local economic growth and current administrative monopoly level promotes local economic growth significantly for most provinces; in addition , administrative monopoly has U-shaped effect on local government investment and the relationship between them is still among the descending side. Currently , both administrative monopoly and local government investment boost the local economic growth and they have the substitution effect of each other. In the long term , however , administrative monopoly is harmful for the countrywide marketed scale effect as a whole. Political rents are in cost of economic efficiency.

Key Words: Local Government Investment; Administrative Monopoly; Economic Growth

JEL Classification: E10 , E22 , H11

(责任编辑: 成 言)(校对: 梅 子)

(上接第 25 页)

Information Spillover among China's A-shares Market , US Stock Market and HK Stock Market

Li Hongquan^{a, b} , Hong Yongmiao^{b, c} and Wang Shouyang^d

(a: School of Business , Hunan Normal University; b: Department of Economics , Cornell University;

c: Wang Yanan Institute for Studies in Economics (WISE) , Xiamen University;

d: Academy of Mathematics and Systems Science , Chinese Academy of Sciences)

Abstract: The study of interplay and correlation among stock markets is very valuable to enrich market supervisors' knowledge about the cross-country transmission mechanism of information and financial risk; moreover , it also helps gain deep insight into market microstructure as well as informational efficiency in equity markets. Using the unified information spillover testing procedures proposed by Hong (2001 , 2009) , we investigate the dynamic linkages among China's A-shares market , the US stock market and the HK market to obtain the comprehensive picture of the relationships among these three markets. Report shows that (1) The US stock market plays a leading role among those three markets , with significant contagion spread from the US market into the HK market and to China A-shares market. (2) A-shares market was not independent of other markets. The shocks from other stock markets will make A-shares market fluctuate , and on the other hand , A-shares market also gains the power to shape other markets' behavior. (3) The interplay among those three markets includes mean spillover , volatility spillover and extreme risk spillover , and the relationship can be nonlinear as well as linear.

Key Words: Financial Contagion; Information Spillover; Informational Efficiency; Subprime Crisis; Granger Casualty in Risk

JEL Classification: G14 , G32 , C32

(责任编辑: 宏 亮)(校对: 晓 鸥)