

文章编号:1003-207(2011)06-0001-09

封闭式基金价格指数波动溢出效应研究

——以深市基金指数为例

赵秀娟¹, 朱凯誉², 汪寿阳³

(1. 北京邮电大学经济管理学院, 北京 100876; 2. 中国科学院研究生院管理学院, 北京 100080;
3. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100080)

摘要:作为在交易所折价交易的基金品种, 封闭式基金吸引了众多机构投资者和个人投资者参与博弈。然而关于封闭式基金市场波动性的研究较少, 不能很好地刻画封闭式基金市场的极端风险对证券市场条件波动的影响。为此, 本文运用 CGARCH 模型、Granger 因果检验分析了深市基金指数(封闭式基金价格指数)与开放式基金、A 股、B 股、仿真股指期货以及债券市场的主要指数在波动上的关联性。同时分析了极端风险对条件波动的溢出效应。结果显示, 深市基金指数的波动和仿真期指、B 股、债券市场的关联性较大, 具有引领仿真期指、B 股、债券市场波动的实力。而中证基金指数、仿真期指、股票市场、债券市场主要指数对封闭式基金市场也存在部分影响。结论为机构投资者及时调整不同资产类别投资比例提供了参考。同时, 也有利于国内监管部门以及投资者审慎地对待封闭式基金市场的影响力并加强风险防范意识。

关键词:波动; CGARCH 模型; Granger 因果检验; 极端风险

中图分类号:F830 **文献标识码:**A

1 引言

金融市场间的联动性一直都是监管者、学术界和业界十分关注的课题。首先, 机构投资者在金融市场分散投资的需要是推动该研究的主要动力。如果各市场相关程度不高, 那么分散投资策略可以有效降低投资组合的风险。而金融市场的整合恰恰会削弱这种组合策略带来的收益^[1]。其次, 金融市场之间的联动极易造成一些极端风险在各市场间的扩散而威胁金融稳定^[2]。市场不确定性、政策的调整、突发的消息或冲击、投机力量的攻击均可导致市场价格大幅波动。金融创新工具杠杆放大作用下, 误判形势有可能导致投资者严重亏损甚至破产, 进而引发金融体系的崩溃和社会的不稳定^[3]。因此, 客观认识金融市场的联动性对投资者规避投资风险和监管人从战略高度防范金融冲击有着十分重要的意义。

1997 年至 2002 年间, 沪、深两市总共发行了 54

只封闭式基金。封闭式基金以其突出的投资价值和稀缺性成为保险、券商、QFII 等众多机构和个人投资者博弈的焦点。在实践中, 封闭式基金的波动常被认为是股票市场波动的先行指标。当市场有极端风险事件发生时, 封闭式基金经常会提前有所反应^[4]。

国内外关于不同地区股票市场之间、封闭式基金市场与股票市场间关联的文献比较丰富, 已经提供了一些值得参考的结论。Bailey(1994)^[5]、Johnson 等(1994)^[6]、Huang 等(2000)^[7]等的研究表明中国股市在发展的早期, 尤其是东南亚危机以前, 与国际股市并不存在显著的依存关系。王凯涛和胡四修(2003)^[8]对 1999 年 1 月 4 日至 2002 年 6 月 21 日的深证成指和深证基金指数数据的研究发现, 深圳基金市场与股票市场之间不存在长期均衡关系。胡燕京和张方杰(2005)^[9]研究发现, 基金市场和股票市场具有同涨同跌的长期均衡关系, 基金市场对股票市场存在一定时滞效应, 但其影响随着滞后期数增加而减弱。牛方磊和卢小广(2005)^[10]发现 GARCH(1,1)模型对上证基金指数的波动具有良好的拟合效果。牛方磊(2006)^[11]利用 GARCH 模型系统研究了我国封闭式基金市场的价格波动特性和风险特征。孟祥友(2006)^[12]采用协整理论、格兰

收稿日期:2010-04-29; 修订日期:2011-09-02

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70801006, 71173023);
中央高校基本科研业务费专项资金

作者简介:赵秀娟(1980-), 女(汉族), 河北人, 北京邮电大学经济管理学院, 副教授, 研究方向:金融管理。

杰因果检验、VAR 等方法发现股票市场会引导基金市场的波动,但基金市场的波动不能影响股票市场的波动,封闭式基金市场与股票市场联动关系较弱。傅东升(2007)^[13]的研究发现基金指数与股市指数间的长期均衡关系仅在牛市中存在,在完整的涨跌周期内,股市指数水平波动和收益波动对封闭式基金指数水平波动和收益波动的引导作用更显著。

这些研究因考察的样本指数和时期有所差别,得到的结论不尽相同。封闭式基金、股指、期指、债券市场之间的联动性如何,学界、业界和监管部门众说不一。那么实际情况究竟是什么样的呢?值得注意的是,一个市场的波动对其他市场的影响方式是多样的^[14]。例如,波动的关联,极端风险的关联。

在研究方法上,上述研究只考虑了同样性质的风险之间的传导,而并没有考虑到不同性质风险的联动^[15]。例如,一个市场的极端风险可能并不引发其他市场的极端风险,但却引发条件波动性的暂时性扰动。本文从两个角度考察了国内不同资产类别金融市场间的关联,一是波动的关联,即一个市场的预期波动对另一个市场预期波动的影响;二是极端风险的传递,即一个市场的极端风险对另一个市场波动过程的影响,并试图通过实证研究给出一个可供参考的判断,这对广大投资者和监管部门客观认识中国证券市场的规律,以及提升合理的风险防范意识是有帮助的。

2 数据和模型

在研究市场关联性的技术方法上,需要解决两个层面的问题,一是选择度量股市特征的变量,收益率的条件方差可以研究波动溢出效应,例如,Hamao 等(1990)^[16]、Lin 等(1994)^[17]、King 等(1994)^[18]、Engle 等(1990)^[19]、Chan 等(1992)^[20]就是先后通过建立 GARCH、SV 模型,检验方差的波动来研究溢出问题。Var 可以研究极端风险的溢出,代表性的研究有洪永森等(2003)^[21]。利用收益率本身也可以研究各个指数或股票收益率之间的协整关系,可参见吴世农和潘越(2005)^[21]对中国大陆和香港股市的分析。针对这第一个层面,我们选择 Engle 和 Lee(1999)^[22]提出的组合条件异方差自回归模型(CGARCH),这个模型的好处在于它可以给出波动性的长短期组成成份,更加全面地反映波动的特征。技术方法的第二个层面是选择度量这些变量之间关系的方法,代表性的有各种回归方法,协整检验,Granger 因果检验等,我们的目的是要检验波

动特征以及引起波动变化的行为特征在市场之间的长短期关联,回归模型、协整检验往往不太适宜用来考察变量之间的关联存在较多滞后期的情况,因而选择均值 Granger 因果关系检验。

2.1 收益率数据

上证基金指数和深市基金指数分别代表沪、深两个交易所市场的封基整体价格水平。两市各有 13 只封闭式基金产品。两市基金指数具有近似的表现。为减少重复叙述,本文选择深市基金指数代表封闭式基金市场进行研究。

本文考察深市基金指数(SJ)与中证基金指数(ZZJ)、6 个有代表性的股票价格指数(沪深 300(HS300)、上证 50(H50)、深 100(S100)、中小板综指(ZXB)、上证 B 股(HB)、深证 B 股(SB))、4 个仿真股指期货合约(当月连续合约(IF1)、下月连续合约(IF2)、下季连续合约(IF3)、隔季连续合约(IF4))、中信标普国债指数(GZ)、中信标普企债指数(QZ)。

收益率数据根据各个指数从 2006 年 10 月 31 日(股指期货仿真交易启动的次日)起到 2009 年 12 月 31 日的日收盘数据计算得出。设 P_t 为 t 时刻指数值,则定义时刻 t 的日收益率如下:

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (1)$$

2.2 波动度量指标的选取

Engle 和 Lee(1999)^[23], Engle 和 Rosenberg(2000)^[24], Alizadeh 和 Brandt 等(2002)^[25], Bollerslev 和 Zhou(2002)^[26], Chernov 和 Gallant 等(2003)^[27], Chacko 和 Viceira(2003)^[28]发现双组成成份的波动模型比单成份模型能更好地刻画收益率波动。而对于不同的波动组份,市场要求的风险回报也是不同的。Malkiel(1979)^[29], Pindyck(1984)^[30], Poterba 和 Summers(1986)^[31]认为只有持久性的波动才能引起风险回报的显著变化。Adrian 和 Rosenberg(2005)^[32]进一步发现长期波动性的风险升水比短期的更大。因而,本文的实证模型基于 Engle 和 Lee(1999)^[33]发明的组合条件异方差自回归模型(CGARCH)。根据研究问题的需要,本文做了一些调整。

首先看单波动成份的 GARCH 模型:

$$\begin{cases} r_t = c + m\sigma_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = AR\varepsilon_{t-1} + u_t + MAu_{t-1} \\ u_t = \sigma_t v_t \\ \sigma_t^2 = \omega + a u_{t-1}^2 + \gamma \theta_{t-1} u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{cases} \quad (2)$$

模型首行是收益率方程, r_t 是收益率, σ_t 是收

益率的标准差, c, m 是回归系数, ε_t 是残差项。第二、第三行是残差方程, 这里设定残差 ε_t 服从 AR-MA 过程, AR、MA 是回归系数, v_t 服从标准正态分布, u_t 是 ε_t 中与 σ_t 对应的残差部分。第四行是波动方程, ω 是常数项, α, β 和 γ 是回归系数, θ_{t-1} 是虚拟变量, 如果残差 $\varepsilon_{t-1} < 0$, $\theta_{t-1} = 1$; 否则 $\theta_{t-1} = 0$ 。该模型假设条件方差围绕 $\frac{\omega}{1 - \alpha - \beta - \frac{\gamma}{2}}$ 服从一个

均值回复的过程。而 CGARCH 模型对波动方程做了修正:

$$\begin{cases} r_t = c + m\sigma_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = AR\varepsilon_{t-1} + u_t + MAu_{t-1} \\ u_t = \sigma_t v_t \\ \sigma_t^2 = \mu_t + (\alpha + \gamma\theta_{t-1})(\varepsilon_{t-1}^2 - \mu_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - \mu_{t-1}) \\ \mu_t = \bar{\omega} + \rho(\mu_{t-1} - \bar{\omega}) + \bar{\omega}(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \end{cases} \quad (3)$$

其中, $\bar{\omega}$ 是常数项, ρ, φ 是回归系数, CGARCH 模型假定条件方差 σ_t^2 的回归均值是一个随时间变化的 μ_t , 因而不仅像一般的 GARCH 类模型那样刻画短期条件波动性, 还能够捕捉长期波动性的变化特征: 当 ρ 非常接近 1 (一般 0.99 到 1 之间) 时, 说明 μ_t 以非常慢的速度收敛于 $\bar{\omega}$ 。

从模型 (3) 中提取 2 个变量作为度量波动特征的指标, 定义 $pgarch_t = \mu_t$, $tgarch_t = \sigma_t^2 - \mu_t$ 。 $pgarch_t$ 等于条件方差的回归均值, 反映了波动的长期成份, 用于刻画经济周期风险。 $tgarch_t$ 等于条件方差与长期波动成分之间的差额, 反映了波动的短期成份, 用于刻画短期内的风险。

封闭式基金市场发生暴跌后, 开放式基金、股票、期指、债券市场的波动程度不一。因而, 每个市场常规的波动和极端风险对外溢出效应可能是不同的, 也就是说极端风险不一定导致极端风险, 而可能仅仅发生有限的影响。因此, 针对两个市场同等性质波动的因果检验不一定真实反映市场之间的关联。为此, 需要考察极端风险对条件波动的影响。我们根据波动性的长短期组分在各自样本的 0.9 分位数作为判定极端风险的阈值, 一旦 $tgarch_t$ (或者 $pgarch_t$) 超过其阈值, 则认定为极端风险事件发生。

本文在 Eviews6.0 统计软件环境中进行数据分析, 使用取分位数函数 @quantile 进行处理。@quantile(d, a, s) 表示序列 d 在给定样本区间 s 上的 a 分位数。定义 $qpgarch_t, qtgarch_t$ 为长期、短期波动极端风险变量,

$$qpgarch_t = 1$$

如果 $pgarch_t > @quantile(pgarch_t, 0.90, sample\ data)$,

$$qpgarch_t = 0 \text{ 其他。}$$

$$qtgarch_t = 1$$

如果 $tgarch_t > @quantile(tgarch_t, 0.90, sample\ data)$,

$$qtgarch_t = 0 \text{ 其他。}$$

为了区分波动指标对不同市场的归属, 本文针对不同市场对以上指标加上前缀, 例如市场 A 的波动指标分别表示为 A_pgarch_t、A_tgarch_t、A_qpgarch_t、A_qtgarch_t。

2.3 Granger 因果检验

考虑一个市场 $\{Y_{1t}\}$ 波动指标的变化在一般的 Granger (1969, 1980)^[35, 36] 因果关系意义下是否会引起另一个市场 $\{Y_{2t}\}$ 发生类似的变化。根据 Granger 的定义, 令 $I_{t-1} = \{I_{1(t-1)}, I_{2(t-1)}\}$, 其中 $I_{1(t-1)} = \{Y_{1(t-1)}, \dots, Y_{11}\}$ 和 $I_{2(t-1)} = \{Y_{2(t-1)}, \dots, Y_{21}\}$ 分别是 $t-1$ 时刻市场 1 和市场 2 的信息集, 如果

$$H_0: P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) = P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (4)$$

那么时间序列 $\{Y_{2t}\}$ 关于信息集 I_{t-1} 并不引起时间序列 $\{Y_{1t}\}$ 的变化。另一方面, 若

$$H_A: P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (5)$$

那么时间序列 $\{Y_{2t}\}$ 关于信息集 I_{t-1} Granger 引起时间序列 $\{Y_{1t}\}$ 的变化。

在计量模型中, 广泛使用的均值 Granger 因果关系^[33]是上述概念的特例, 即考虑 $E(Y_{1t} | I_{t-1})$ 和 $E(Y_{1t} | I_{t-1})$ 是否相等。

具体地, 检验 X 不是引起 Y 变化的原因的原假设就是对下面两个回归模型进行估计:

$$Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{无限制条件回归}) \quad (6)$$

$$Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{有限制条件回归}) \quad (7)$$

用各回归的残差平方和计算 F 统计量, 检验系数 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ 是否同时显著不为 0。该检验在实际应用上经常遇到的一个问题是滞后期 m 的选择。通常应首先选择不同的滞后期进行观察后确定或者根据 AIC 准则筛选最优模型后确定。但由于我们考察的变量中, 长期波动性以及波动参数之间的影响可能有一个相当长的滞后效应, 并且不同市场不

同指标之间的最优滞后期不同,为了方便对每个市场和指标进行模式统一的分析,我们从 1 到 130 期之间选择大量不同的滞后期进行检验。这里的一个问题是,用什么标准判定两个市场之间有联动效应。通常情况下,如果大于某个滞后期的 Granger 因果检验,都能够支持两者之间联动效应的存在,则可以比较有把握地确认两者之间存在 Granger 因果关系。

具体到本文研究的重点,我们希望了解深市基金指数与其他指数同一层面条件波动之间的相互影响,以及同一层面极端风险对条件波动的影响。为了检验市场 A 对市场 B 的影响,就是分别针对两个市场在 $pgarch_t$ 、 $tgarch_t$ 、 $qpgarch_t$ 、 $qtgarch_t$ 的指标做 4 类检验:(1)是令 $X = A_pgarch_t$, $Y = B_pgarch_t$; (2)是令 $X = A_tgarch_t$, $Y = B_tgarch_t$; (3)是令 $X = A_qpgarch_t$, $Y = B_pgarch_t$; (4)是令 $X = A_qtgarch_t$, $Y = B_tgarch_t$ 。也就是说,(1)(2)检验条件波动对条件波动的影响,而(3)(4)检验极端风险对条件波动的影响。在给定波动的度量指标下,讨论市场 A 和 B 之间的引领关系就是要把 A 和 B 的波动指标构成一组,同时检验市场 A 的波动指标对市场 B 的波动指标影响以及市场 B 的波动指标对市场 A 的波动指标的影响。

3 实证结果和分析

我们讨论深市基金指数和开放式基金、股票、仿真期指、债券市场的 13 个重要指数在 2006 年 10 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日的样本区间上的引领关系。考虑到实际投资活动的时效性,指数之间半年以内的滞后效应比较有意义。我们在表 1 到表 4 分别从长期波动、短期波动、长期波动极端风险、短期波动极端风险四个角度,选择了 1 到 130 个交易日间不同的滞后期进行 Granger 因果检验。因而针对每一个波动指标一共有 13 组因果检验。第一列的 $X \Rightarrow Y$ 表示原假设为 X 不能 Granger 引起 Y 的变化,数据表的第一行代表了检验的不同滞后期,表中的数据是 Granger 因果检验中 F 统计量所对应的 p 值。其中小于 5% 的结果用黑体字突出显示。因而黑体意味着我们可以在给定的滞后期下,以 5% 的概率拒绝该假设,从而认为 X 能够 Granger 引起 Y 的变化。每个表最后一行统计了黑体字的数量,其中“溢入”表示结果认为深市基金指数显著受其它指数的影响的检验数量,“溢出”统计了结果认为深市基金指数显著

引起其它指数变化的检验数量,以及全部关联数量,相关=溢入+溢出。

从这些表中可见,很多变量之间的关联是在选用较长滞后期的检验中稳定地被识别出来的,例如在表 1 针对 $pgarch$ 指标的检验,中证基金指数波动的长期成分对深市基金指数波动的长期成分的影响在滞后期超过 70 个交易日的检验中才被稳定地识别。这说明波动之间的联系存在滞后效应,因而选取较长滞后期做检验对识别问题很重要。另外,很多对检验显示,短期内显著的引领关系而在长期消失,例如表 1 中所列针对 $SJ \Rightarrow ZXB$ 的检验,在滞后期为 10 和 50 个交易日的检验中都显示深市基金指数影响中小板综指,但滞后期大于 70 个交易日以后,这个引领关系消失。在考察深市基金指数对其它指数的影响时,大量检验都发生了类似的情形。这说明在短期看来似乎存在的深市基金指数对其它指数的引领关系,事实上可以由该其它指数自己过去的信息来解释。因而,只有那些在较长滞后期的检验中一直呈显著的情况才能确认是存在引领关系。每个表的第一列把满足这个标准的检验用“**”突出显示出来,表示这对检验确实存在引领关系。

从表 1 可见,在长期波动性方面,深市基金指数 SJ 受到中证开放式基金指数 ZZJ 的溢入影响,滞后期为 70 个交易日; SJ 与国内 A 股、B 股市场主要股票指数间无显著的溢入溢出关系; SJ 会受到当月连续合约 IF1、下月连续合约 IF2 的溢入影响,滞后期分别为 30 和 50 个交易日,并且 SJ 对 IF1、IF2、IF3、IF4 所有月份的仿真期指有溢出影响,滞后期分别为 50、50、30 和 90 个交易日; SJ 对中信标普企业债指数 QZ 有溢出影响,滞后期为 110 个交易日。

从表 2 的短期波动性来看,深市基金指数 SJ 与中证开放式基金指数 ZZJ 无引领关系; SJ 与中小板综指 ZXB 存在双向因果关系,溢入滞后期为 70 个交易日,溢出滞后期为 50 个交易日; SJ 与深证 B 股指数 SB 有双向因果效应,溢入滞后期为 130 个交易日,溢出滞后期为 50 个交易日; SJ 会受到 IF1、IF2、IF3 的溢入影响,滞后期分别为 50、130、50 个交易日,并且 SJ 对 IF1、IF2、IF3、IF4 所有的仿真期指有溢出影响,滞后期分别为 90、90、70 和 110 个交易日; SJ 对中信标普国债指数 GZ、中信标普企业债指数 QZ 有溢出效应,滞后期均为 110 个交易日。

表 1 深市基金指数与其他市场指数 pgarch 溢出检验(样本期间:2006/10/31—2009/12/31)

	10	30	50	70	90	110	130
SJ<=ZZJ**	0.0814	0.0409	0.26	0.0042	0.0072	0.0014	0.0007
SJ=>ZZJ	0.5589	0.4473	0.2871	0.2119	0.2821	0.4167	0.1584
SJ<=HS300	0.0777	0.0656	0.3488	0.0075	0.1112	0.0965	0.1847
SJ=>HS300	0.2969	0.5983	0.4737	0.2864	0.3238	0.4671	0.2918
SJ<=H50	0.1909	0.2487	0.473	0.0332	0.1273	0.1252	0.169
SJ=>H50	0.3417	0.8599	0.5859	0.59	0.2462	0.4522	0.4493
SJ<=S100	0.1629	0.0674	0.2309	0.067	0.1186	0.096	0.2708
SJ=>S100	0.3126	0.4584	0.5725	0.6422	0.4381	0.318	0.231
SJ<=ZXB	0.0746	0.0166	0.103	0.0175	0.2361	0.2829	0.666
SJ=>ZXB	0.032	0.1312	0.0223	0.0815	0.3735	0.2329	0.3212
SJ<=HB	0.022	0.001	0.0121	0.0119	0.2165	0.3453	0.7075
SJ=>HB	0.276	0.371	0.2226	0.1103	0.493	0.031	0.4033
SJ<=SB	0.3023	0.0198	0.1272	0.1014	0.6658	0.4169	0.2821
SJ=>SB	0.4504	0.5135	0.0818	0.0286	0.1302	0.0791	0.1488
SJ<=IF1**	0.8548	0.0283	0.0145	0.0021	4.00E-05	2.00E-05	3.00E-05
SJ=>IF1**	0.83	0.1935	0.002	0.0007	3.00E-05	1.00E-07	3.00E-06
SJ<=IF2**	0.1309	0.066	0.0376	0.0065	0.0308	0.0342	0.0474
SJ=>IF2**	0.6818	0.3316	0.0145	0.0108	0.0002	3.00E-07	2.00E-06
SJ<=IF3	0.938	0.4832	0.0071	0.0132	0.0139	0.0497	0.0526
SJ=>IF3**	0.5849	0.0065	0.0091	1.00E-05	3.00E-05	2.00E-07	2.00E-10
SJ<=IF4	0.6578	0.2513	0.4037	0.5362	0.653	0.7607	0.7759
SJ=>IF4**	0.8118	0.4668	0.156	0.2194	0.0318	0.0004	6.00E-05
SJ<=GZ	0.0061	0.1032	0.1334	0.5591	0.4755	0.7296	0.9537
SJ=>GZ	0.0711	0.95	0.9756	0.374	0.4773	0.0897	0.1065
SJ<=QZ	0.0008	0.0064	0.0198	0.209	0.091	0.1789	0.4185
SJ=>QZ**	0.0438	0.5911	0.6533	0.3268	0.0964	0.0019	0.0114
溢入	3	溢出	5	相关	8		

注:数据加粗表示在给定的滞后期 5% 的显著性水平下显著,**表示在较长的滞后期的检验持续显著,存在引领关系

表 2 深市基金指数与其他市场指数 tgarch 溢出检验(样本期间:2006/10/31—2009/12/31)

	10	30	50	70	90	110	130
SJ<=ZZJ	0.6963	0.9154	0.8551	0.7572	0.7579	0.6627	0.5148
SJ=>ZZJ	0.3147	0.2436	0.3355	0.2916	0.5053	0.5924	0.8524
SJ<=HS300	0.7303	0.2424	0.4719	0.5205	0.6773	0.8627	0.7773
SJ=>HS300	0.3784	0.9094	0.923	0.8708	0.8012	0.9171	0.9695
SJ<=H50	0.5778	0.4763	0.3709	0.6952	0.9502	0.9336	0.9173
SJ=>H50	0.4129	0.8739	0.9553	0.865	0.8664	0.6453	0.6882
SJ<=S100	0.0439	0.4236	0.1263	0.0647	0.0915	0.0464	0.058
SJ=>S100	0.1858	0.4748	0.8395	0.7211	0.7703	0.8221	0.8648
SJ<=ZXB**	0.3135	0.4414	0.6586	0.0035	0.0085	0.0371	0.0151
SJ=>ZXB**	0.1013	0.2096	0.0016	0.004	0.0074	0.013	0.0037
SJ<=HB	0.1229	0.0255	0.0265	0.0178	0.0702	0.133	0.2875
SJ=>HB	0.2359	0.0852	0.0481	0.1101	0.5797	0.4755	0.6815
SJ<=SB**	0.9574	0.2841	0.6903	0.016	0.0266	0.1368	0.0409
SJ=>SB**	0.0466	0.3415	0.0039	0.0195	0.0145	0.0119	0.0097
SJ<=IF1**	0.9985	0.1045	0.0052	0.0176	0.0043	0.0004	1.00E-05
SJ=>IF1**	0.296	0.0821	0.3352	0.083	0.003	0.0004	0.0019
SJ<=IF2**	0.2427	0.0309	0.0072	0.0404	0.0122	0.0611	0.0196
SJ=>IF2**	0.1594	0.4362	0.5787	0.2058	0.0463	0.0028	0.0007
SJ<=IF3**	0.9657	0.3147	5.00E-10	2.00E-08	2.00E-06	0.0002	0.0033
SJ=>IF3**	0.5142	0.6487	0.8253	6.00E-08	4.00E-08	5.00E-10	4.00E-09
SJ<=IF4	0.7142	0.2324	0.123	0.5176	0.4633	0.6563	0.4938
SJ=>IF4**	0.6678	0.062	0.0054	0.092	0.0528	0.0147	0.0032
SJ<=GZ	1.00E-08	5.00E-08	2.00E-06	0.0005	0.0513	0.4279	0.6371
SJ=>GZ**	0.0002	0.1212	0.536	0.838	0.9276	0.0003	0.0006
SJ<=QZ	5.00E-05	2.00E-05	0.0037	0.0005	0.0006	0.0255	0.1535
SJ=>QZ**	0.0134	0.0792	0.074	0.4332	0.7669	0.0406	0.022
溢入	5	溢出	8	相关	13		

注:数据加粗表示在给定的滞后期 5% 的显著性水平下显著,**表示在较长的滞后期的检验持续显著,存在引领关系

表 3 深市基金指数与其他市场指数 qpgarch 溢出检验 (样本期间:2006/10/31—2009/12/31)

	10	30	50	70	90	110	130
SJ<=ZZJ**	0.1343	0.2023	0.1047	0.1264	0.0002	6.00E-05	4.00E-05
SJ=>ZZJ	0.7666	0.6812	0.03	0.3233	0.8831	0.8879	0.9459
SJ<=HS300**	0.35	0.3262	0.1481	0.1783	0.0107	0.0057	0.0051
SJ=>HS300	0.7673	0.3585	0.0639	0.1775	0.3074	0.3405	0.4355
SJ<=H50**	0.4408	0.4762	0.2475	0.491	0.0057	0.0013	0.0031
SJ=>H50	0.4816	0.4612	0.1178	0.1852	0.1674	0.2224	0.4074
SJ<=S100**	0.0867	0.3389	0.1151	0.0691	0.0242	0.0654	0.0326
SJ=>S100	0.9164	0.445	0.032	0.0993	0.3004	0.3286	0.5592
SJ<=ZXB	0.0024	0.0335	0.057	0.0318	0.0227	0.1591	0.1396
SJ=>ZXB	0.7392	0.4708	0.033	0.0186	0.0136	0.0497	0.1515
SJ<=HB**	0.021	0.0002	6.00E-06	0.0001	0.0005	0.0029	0.0059
SJ=>HB**	0.4948	0.0367	1.00E-05	3.00E-05	0.0001	0.0002	0.002
SJ<=SB**	0.0074	0.1052	0.0735	0.0985	0.0077	0.0041	0.0024
SJ=>SB	0.4962	0.2905	3.00E-05	0.0004	0.053	0.0229	0.1198
SJ<=IF1**	0.6956	0.6704	0.5709	0.0192	0.001	0.0033	0.0001
SJ=>IF1**	0.28	0.4619	0.2685	0.4461	0.0659	0.1191	0.0035
SJ<=IF2	0.5158	0.8299	0.5914	0.0271	0.0172	0.0305	0.1271
SJ=>IF2**	0.2136	0.1122	0.0025	7.00E-05	2.00E-06	8.00E-08	1.00E-07
SJ<=IF3**	0.9334	0.9985	0.3666	0.0001	0.0033	0.0244	0.0209
SJ=>IF3**	0.0025	7.00E-11	6.00E-14	2.00E-14	6.00E-14	3.00E-15	5.00E-18
SJ<=IF4	0.0553	0.155	0.121	0.202	0.486	0.8345	0.7554
SJ=>IF4**	0.5036	0.1897	0.0188	0.0912	0.0411	0.0004	4.00E-05
SJ<=GZ	0.6475	0.0156	0.035	0.6066	0.9077	0.9437	0.9968
SJ=>GZ**	0.2316	0.9956	0.952	0.0002	2.00E-07	3.00E-06	9.00E-05
SJ<=QZ	0.013	0.0005	0.0059	0.1565	0.0172	0.0546	0.0528
SJ=>QZ**	0.0004	0.0647	0.0526	2.00E-08	9.00E-14	6.00E-12	6.00E-10
溢入	8	溢出	7	相关	15		

注:数据加粗表示在给定的滞后期 5% 的显著性水平下显著,**表示在较长的滞后期的检验持续显著,存在引领关系。

表 4 深市基金指数与其他市场指数 qtgarch 溢出检验 (样本期间:2006/10/31—2009/12/31)

	10	30	50	70	90	110	130
DSJ<=ZZJ	0.0017	0.08	0.0044	0.0149	0.0323	0.0599	0.0901
DWJ=>ZZJ	0.8225	0.5449	0.5904	0.7601	0.9304	0.7988	0.8323
SJ<=HS300	0.0023	0.1528	0.052	0.1821	0.1712	0.1768	0.1206
SJ=>HS300	0.8905	0.9719	0.8815	0.897	0.9929	0.9927	0.9974
SJ<=H50	0.0133	0.1	0.0752	0.3323	0.2611	0.1177	0.0752
SJ=>H50	0.9921	0.9651	0.9738	0.9446	0.9959	0.9937	0.9971
SJ<=S100**	0.0274	0.1065	0.0087	0.0706	0.0502	0.0299	0.0085
SJ=>S100	0.1298	0.456	0.71	0.5399	0.8505	0.8265	0.8102
SJ<=ZXB**	0.0095	0.1434	0.0336	0.0259	0.0028	0.0012	0.0018
SJ=>ZXB	0.4599	0.6145	0.3623	0.047	0.3534	0.4908	0.2004
SJ<=HB	0.3441	0.3408	0.2377	0.4549	0.1711	0.1478	0.4436
SJ=>HB	0.1405	0.0019	0.0004	0.0015	0.0061	0.0035	0.459
SJ<=SB**	0.013	0.0641	0.0215	0.0101	0.0026	0.0003	0.0059
SJ=>SB	0.45	0.4149	0.251	0.3453	0.5129	0.2812	0.0985
SJ<=IF1	0.3065	0.0633	0.2141	0.1731	0.307	0.192	0.0759
SJ=>IF1**	0.1215	0.3953	0.4018	0.134	0.0071	0.0007	0.0339
SJ<=IF2	0.1774	0.029	0.0584	0.2858	0.3514	0.1892	0.2223
SJ=>IF2**	0.0397	0.1352	0.2814	0.0728	0.0606	0.0091	0.0033
SJ<=IF3	0.8989	0.628	0.5365	0.851	0.7414	0.6483	0.5331
SJ=>IF3**	0.1046	0.0449	0.1936	0.037	0.013	0.0066	0.0064
SJ<=IF4**	0.2681	0.0773	0.1242	0.4532	0.1579	0.115	0.0262
SJ=>IF4	0.156	0.3214	0.264	0.4913	0.074	0.0718	0.0659
SJ<=GZ	0.3673	0.5098	0.5559	0.7222	0.7717	0.6285	0.5289
SJ=>GZ	0.8954	0.8384	0.9419	0.911	0.9416	0.7559	0.6026
SJ<=QZ	0.8026	0.7942	0.9498	0.8462	0.5794	0.5956	0.8083
SJ=>QZ	0.9234	0.9917	0.9775	0.9758	0.9948	0.9613	0.8586
溢入	4	溢出	3	相关	7		

注:数据加粗表示在给定的滞后期 5% 的显著性水平下显著,**表示在较长的滞后期的检验持续显著,存在引领关系。

从表3来看,深市基金指数SJ的长期极端风险对中证开放式基金指数ZZJ的条件波动的长期成分无溢出影响;SJ的长期极端风险对A股主要指数的长期波动成分无溢出影响;SJ的长期极端风险对上证B股指数HB长期波动成分有溢出效应,滞后期为30个交易日;SJ的长期极端风险对IF1、IF2、

IF3、IF4所有的仿真期指长期波动成分均有溢出效应,滞后期分别为130、50、10和90个交易日;SJ的长期极端风险对中信标普国债指数GZ、中信标普企业债指数QZ的长期波动成分有溢出效应,滞后期均为70个交易日。

从表4来看,深市基金指数SJ的短期极端风险对中证开放式基金指数ZZJ、国内股票市场主要指数、中信国债指数GZ、中信企债指数QZ的短期波动成分的溢出效应不显著;SJ的短期极端风险对IF1、IF2、IF3仿真期指的短期波动成分有溢出效应,滞后期分别为90、110、70个交易日。

根据以上实证结果,我们认为:

(1)对于开放式基金市场,深市基金指数SJ对中证开放式基金指数ZZJ无溢出影响;

(2)对于A股市场,深市基金指数SJ对多数指数无溢出影响,仅存在SJ的短期波动性对中小板综指ZXB滞后50个交易日的溢出效应;

(3)对于B股市场,深市基金指数SJ的短期波动性对深证B股指数SB存在滞后50个交易日的溢出效应;SJ的长期极端风险会对上证B股指数HB的长期波动成分产生滞后30个交易日的溢出影响;

(4)对于仿真期指,除了SJ的短期极端风险对隔季连续合约IF4溢出效应不显著以外,深市基金指数SJ对各月份仿真期指合约存在全面的溢出效应。SJ的长期波动成分对IF1、IF2、IF3、IF4的长期波动成分的溢出滞后期分别为50、50、30和90个交易日,SJ的短期波动成分对IF1、IF2、IF3、IF4的短期波动成分的溢出滞后期分别为90、90、70和110个交易日,SJ的长期极端风险对IF1、IF2、IF3、IF4的长期波动成分的溢出滞后期分别为130、50、10和90个交易日,SJ的短期极端风险对IF1、IF2、IF3的短期波动成分的溢出滞后期分别为90、110和70个交易日;

(5)对于债券市场,深市基金指数SJ的长期波动性对中信标普企业债指数QZ存在滞后110个交易日的溢出影响;SJ的短期波动性对与中信标普国债指数GZ、中信标普企业债指数QZ存在滞后110个交易日的溢出影响;SJ的长期极端风险对GZ、

QZ条件方差的长期波动成分均有滞后70个交易日的溢出影响。

在实际的投资管理过程中,投资者可以将深市基金指数作为一个重要的风向标,定期监测其波动性,如果发生了异常波动,机构投资者有必要考虑该异常波动对所持有的其他资产配置头寸的溢出影响,及时调整资产配置的比例,从而有较大的把握获得更高的超额收益,规避较多的风险。

4 结语

本文运用CGARCH模型和Granger因果检验分析了深市基金指数和国内股市、仿真期指、债券、基金市场主要的13个指数之间的联动关系。我们认为,市场之间波动的关联不仅仅会体现在条件波动性的相互影响,也会体现在极端风险对条件波动分布的影响。因而,我们提取了指数收益率波动的长短期成份以及对应的极端风险事件,并检验了深市基金指数与13个主要指数在波动上的关联性,以及极端风险对条件方差长短期波动成分的溢出效应。

我们发现,深市基金指数显著地受到中证基金指数长期波动成分的溢入影响。这说明尽管封闭式基金在二级市场交易,但基金净值是其价格的基础,投资封闭式基金需重点考察其净值增长能力。深市基金指数对A股市场整体上的溢出效应不明显,仅在短期波动性和短期极端风险方面对中小板综指有溢出影响;深市基金指数的长短期极端风险,对B股市场指数存在显著的溢出效应;深市基金指数的四种风险对各月份仿真期指市场的溢出影响很显著;深市基金指数的风险波动对债券市场也存在显著的溢出影响。投资者可以将深市基金指数作为一个重要的风向标,跟踪其波动变化情况,适时调整所持有的资产配置比例,以求获得更高的收益,规避较多的风险。

和我们的研究相关的另一个实际问题是对股指期货的监管。中国金融期货交易所于2006年10月30日启动沪深300股指期货的仿真交易以来,在完善股指期货合约、规则与系统测试、深化投资者教育活动等方面成效显著。2010年4月16日股指期货正式推出,这将为市场提供更宽泛的投机和风险管理工具。然而,股指期货的波动除了投机性买卖因素以外,更重要的来源是标的股指本身的波动和市场预期变化导致的投机套利行为。我们的研究发现,封闭式基金作为沪深300指数的重要替代品,其

波动性与仿真期指紧密相关。因此,我们的结论也有利于国内监管当局以及投资者审慎的对待目前封闭式基金市场的影响力并端正风险防范的观念。

参考文献:

- [1] 李凌波,史敏,徐山鹰,汪寿阳,赵秀娟. 中国证券投资基金业绩评价与风险管理[M]. 湖南大学出版社, 2006.
- [2] 范奎,赵秀娟,汪寿阳. 全球主要股市间信息溢出的变异性研究[J]. 管理科学学报, 2010, 13(9): 87—97.
- [3] 赵秀娟,汪寿阳. 中国证券投资基金评价研究[M]. 科学出版社, 2007.
- [4] 赵秀娟,张洪水. Malmquist 指数在中国证券投资基金业评价中的应用[J]. 系统工程理论与实践, 2010, 30(4): 646—653.
- [5] Bailey, W.. Risk and return on China new stock market: Some preliminary evidence[J]. Pacific Basin Finance Journal, 1994, 2 (2—3): 243—260.
- [6] Johnson, R., Sun, M., Soenen, L.. The Shenzhen stock exchange: An assessment of the risk and return [J]. Asian Business, 1994, 10: 1—16.
- [7] Huang, B. N., Yang, C. W.. Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle[J]. International Review of Financial Analysis, 2000, 9: 281—297.
- [8] 王凯涛,胡四修. 深圳股票市场与基金市场互动关系的计量分析[J]. 湖北大学学报(自然科学版), 2003, 25(1): 19—23.
- [9] 胡燕京,张方杰. 中国股票市场、基金市场及国债市场间的协整关系研究[J]. 华东经济管理, 2005, 19(2): 122—124.
- [10] 牛方磊,卢小广. 基于 ARCH 类模型的基金市场波动性研究[J]. 统计与决策, 2005, 24: 109—110.
- [11] 牛方磊. 我国封闭式基金市场关联性与价格波动研究[D]. 河海大学, 2006.
- [12] 孟祥友. 封闭式基金市场波动特征研究[D]. 西南财经大学, 2006.
- [13] 傅东升. 我国封闭式基金波动的实证研究[D]. 复旦大学, 2007.
- [14] 崔婧,赵秀娟,宋吟秋. 中日股价序列相似性的比较分析[J]. 系统工程理论与实践, 金融系统工程专辑, 2009, 29(12): 125—133.
- [15] Zhao, X., Shi, J.. Evaluation of mutual funds using multi-dimensional information [J]. Accepted by Frontiers of Computer Science in China, to appear in 2010.
- [16] Hamao, Y., Masulis, R. W., Ng, V.. Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets Review of Financial Studies, 1990, 3: 281—307.
- [17] Lin, W., Engle, R. F., Ito, T.. Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility[J]. Review of Financial Studies, 1994, 7: 507—538.
- [18] King, M., Sentana, E., Wadhwani, S.. Volatility and links between national stock markets[J]. Econometrica, 1994, 62: 901—9331.
- [19] Engle, R. F., Ito, T., Lin, W. L.. Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intradaily volatility in the foreign exchange market[J]. Econometrica, 1990, 58: 525—542.
- [20] 洪永森,成思危,刘艳辉,汪寿阳. 中国股市与世界其它股市之间的大风险溢出效应[J]. 经济学季刊, 2004, 3(3): 703—724.
- [21] 吴世农,潘越. 香港红筹股、H 股与内地股市的协整关系和引导关系研究[J]. 管理学报, 2005, 2: 190—199.
- [22] Engle, R. F., Lee, G.. A Permanent and Transitory Model of Stock Return Volatility, in R. Engle and H. White, eds, Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger [M]. Oxford University Press: Oxford, UK. 1999.
- [23] Engle, R., Rosenberg, J.. Testing the volatility term structure using option hedging criteria[J]. Journal of Derivatives, 2000, 8: 10—28.
- [24] Alizadeh, S., Brandt, M., Diebold, F.. Range-based estimation of stochastic volatility models[J]. Journal of Finance, 2002, 57: 1047—1091.
- [25] Bollerslev, T., Zhou, H.. Estimating stochastic volatility diffusion using conditional moments of Integrated volatility[J]. Journal of Econometrics, 2002, 109: 33—65.
- [26] Chernov, M., Gallant, R., Ghysels, E., Tauchen, G.. Alternative models for stock price dynamics[J]. Journal of Econometrics, 2003, 116: 225—257.
- [27] Chacko, G., Viceira, L.. Spectral GMM estimation of Continuous-Time Processes [J]. Journal of Econometrics, 2003, 116: 259—292.
- [28] Malkiel, B.. The capital formation problem in the United States[J]. Journal of Finance, 1979, 34: 291—306.
- [29] Pindyck, R. S.. Risk, inflation, and the stock market[J]. The American Economic Review, 1984, 74(3): 335—351.
- [30] Poterba, J. M., Summers, L. H.. The persistence of volatility and stock market fluctuations[J]. The American Economic review, 1986, 76(5): 1142—1151.
- [31] Adrian, T., Rosenberg, J. V.. Stock returns and volatility: Pricing the long-run and short-run components of market risk[R]. working paper, 2005.
- [32] Granger, C. W. J.. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. Econometrica, 1969, 37: 424—438.
- [33] Granger, C. W. J.. Testing for causality: A personal view[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1980, 2: 329—352.

Study on the Spillover Effect of the Volatility of Chinese Closed-end Fund Price Indices
——Case of Shenzhen Closed-end Fund Index

ZHAO Xiu-juan¹, ZHU Kai-yu², WANG Shou-yang³

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing 100876, China;

2. Management School, Graduate University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China;

3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China)

Abstract: As a kind of discounted fund traded in exchanges, closed-end funds attract many institutional investors and individual investors. However, the study on closed-end funds market volatility is limited. Few studies always hardly capture the effect of extreme risk of the closed-end funds market on the conditional volatility of other market. In this paper, CGARCH model and Granger Causality Test are applied to examine the relations between Shenzhen closed-end fund index and other 13 indices of fund, A share market, B share market, simulated stock index futures and bond markets with respect to both the conditional volatility and extreme risk spillover effect. The results show that the closed-end funds index is correlated with B share market, simulated index futures and bond markets greatly, and it is capable of leading the fluctuation of B share market, simulated index futures and bond's markets. On the other hand, it is somewhat vulnerable to the risks from fund, simulated stock index futures, share and bond markets. Our conclusion helps to guide the regulators and investors to recognize the influence of closed-end fund market properly and be conscious of risk control.

Key words: volatility; CGARCH; Granger Causality Test; extreme risk