

# 我国中小企业板市场与主板市场的动态相关性分析

——基于 DCC-MVGARCH 模型的实证研究

郭立伟 韩兆洲(博士生导师)

(暨南大学经济学院 广州 510632)

**【摘要】** 本文运用 Engle 在 2002 年提出的 DCC-MVGARCH 模型对我国中小企业板市场和主板市场之间的相关性进行了动态考察,以期找出两个市场相关变动的规律。

**【关键词】** 中小企业板市场 主板市场 DCC-MVGARCH 模型 动态相关性

自 1971 年 2 月 8 日全球第一个创业板市场即美国纳斯达克市场(NASDAQ)正式成立以来,创业板市场逐渐成为世界各国致力于扶持中小创新型企业和高新产业的产物。经过三十多年的不断发展,目前在全球范围内,创业板市场已有 40 多个。这些创业板市场培育了一大批高科技公司,有力地促进了科技与资本的结合。然而,我国创业板市场的筹建并非一帆风顺,基于对创业板冲击主板并出现此消彼长等种种可能,我国决定先建立中小企业板市场,作为我国推行创业板市场的第一步,为建立“中国的纳斯达克”奠定理论和实践基础。

我国的中小企业板市场是经国务院批准、中国证监会批复于 2004 年 5 月 27 日在深圳证券交易所的主板市场内正式设立启动的,经过五年多的发展,中小企业板市场的规模从原来的 34 家上市公司发展到 280 多家公司,中小企业板市场得到了较快的发展。中小企业板块的设立,为我国中小企业通过资本市场进行融资提供了有效途径,对加快民营经济和整体经济的发展有着重要意义。

中小企业板市场作为我国创建创业板市场的过渡产物,是我国在建立创业板市场过程中的一个探索。对我国中小企业板市场与主板市场的关系进行分析,不仅对完善我国中小企业板市场的相关制度、进一步增强我国资本市场的有效性和稳定性具有重要意义,而且对制定和完善我国创业板市场的相关制度、保证创业板市场运行的稳定具有实际意义。

## 一、模型介绍

DCC-MVGARCH 模型全称“动态条件相关多变量广义自回归条件异方差模型”,它是由 Engle(2002)在 Bollerslev(1990)提出的常数条件相关模型的基础上进一步扩展而来的。

设  $r_{1,t}, r_{2,t}$  为 0 均值的随机变量,满足:

$$r_t = (r_{1,t}, r_{2,t})' | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

条件协方差矩阵  $H_t$  可表示为:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2)$$

$$\text{其中: } D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{bmatrix}.$$

$h_{i,t}$  为单变量 GARCH 模型所估计的条件方差,其可以表示为:

$$h_{i,t} = \omega_i + \sum_{p=1}^p \alpha_{ip} \varepsilon_{it}^2 + \sum_{q=1}^q \beta_{iq} h_{it-q} \quad (3)$$

“ $R_t = \{\rho_{ij}\}_t$ ”以及“ $i, j = 1, 2$ ”为动态条件相关系数矩阵。

Engle 建议动态相关结构为:

$$R_t = Q_t^*^{-1} Q_t Q_t^*^{-1} \quad (4)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha(\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) + \beta Q_{t-1} \quad (5)$$

其中:  $Q_t = \begin{bmatrix} q_{11,t} & q_{12,t} \\ q_{21,t} & q_{22,t} \end{bmatrix}$ ,  $Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22,t}} \end{bmatrix}$ ,  $\bar{Q}$  为标准

残差的无条件方差矩阵。

在 DCC-MVGARCH(1,1)模型中:

$$q_{ij,t} = (1 - \alpha - \beta) \bar{\rho}_{ij} + \alpha \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \beta q_{ij,t-1} \quad (6)$$

其中:  $\bar{\rho}_{ij}$  为标准化残差  $\varepsilon_t$  的非条件相关系数。 $R_t$  矩阵中

动态相关系数  $\rho_{12,t} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t} q_{22,t}}}$ 。

在式(5)、(6)中出现的参数  $\alpha$  和  $\beta$  即为 DCC 模型的系数。在 DCC(1,1)模型中,  $\alpha$  体现了滞后一期的标准化残差乘积对动态相关系数的影响,  $\beta$  则反映了相关性的持续性特征。通过此方法估计出来的动态条件相关系数可以很好地反映研究对象之间的相关性在样本期内的变化情况。近年来, DCC-MVGARCH 模型被国内外学者广泛应用到不同金融市场的风险溢出和动态相关性的研究中并取得了很好的效果。

## 二、实证分析

本文选取深市的中小企业板市场和主板市场作为研究对象,具体选取中小企业板指数(ZXBZ)和深证成分指数(SZCZ)作为上述两个市场的代表指标,样本选取期间为 2006 年 1 月 4 日到 2009 年 5 月 22 日,共选取 822 对样本。在数据处理上,按照股票市场对日收益率的计算公式:  $R_t = \log(P_t/P_{t-1})$ , 分别计算两个市场的日收益率。

1. 基本统计分析。表 1 列出了两个市场日收益率的一些基本统计量,其中:中小企业板市场的日收益率的标准差稍大于主板市场的日收益率的标准差,这说明相对于主板市场,中小企业板市场的日收益率波动更大,投资中小企业板市场的风险更大。同时,两个市场的日收益率的均值差别很小,说明两个市场的联系十分紧密,资金在两个市场之间的流动最终

导致长期平均收益趋同。两个市场日收益率的 JB 统计量均非常大,它们在 1% 的显著性水平上的分布均显著异于正态分布。两个市场日收益率的峰度均大于 3,尖峰特征非常明显,它们的分布都具有明显的“尖峰厚尾”特性。此外,检验滞后四阶的相关系数是否联合为零的 Q(4)统计量表明,在 5% 的显著性水平上,深市主板市场和中小企业板市场的日收益率均存在自相关现象。

表 1 两个市场日收益率的基本统计特征

|       | 均值            | 标准差          | 峰度        | 偏度         | JB           | Q(4)          |
|-------|---------------|--------------|-----------|------------|--------------|---------------|
| RZXBZ | 0.001 301 342 | 0.024 761 11 | 4.515 548 | -0.573 994 | 123.654 9(0) | 15.216(0.004) |
| RSZCZ | 0.001 496 253 | 0.024 499 18 | 4.277 335 | -0.386 473 | 76.251 41(0) | 12.616(0.013) |

2. 平稳性检验。下面主要是对日收益率序列建模。为了保证模型不出现伪回归现象,必须对上述两个市场的日收益率序列的平稳性进行检验。我们从表 2 的检验结果可以发现,在 1% 的显著性水平上,两个市场的日收益率都是平稳的,我们可以直接建立模型而不用担心出现伪回归问题。

表 2 日收益率序列平稳性检验结果

|       | ADF 检验 T 值 | 显著性水平为 1% 的临界值 | 平稳性检验结果 |
|-------|------------|----------------|---------|
| RZXBZ | -26.935 35 | -3.438 1       | 平稳      |
| RSZCZ | -27.298 99 | -3.438 1       | 平稳      |

3. 模型构建及实证结果。根据 Engle 提出的两步估计法,在建立 DCC-MVGARCH 模型的过程中,我们首先要估计每个市场收益率的单变量 GARCH 过程,然后利用第一步估计的结果再估计 DCC 系数。

在上面的序列自相关检验中,我们发现两个市场的日收益率均存在序列相关的现象,在建立 GARCH 模型时,均值方程均采用 AR 结构,以消除序列相关现象。利用相关软件经过多次估计,得出以 AIC 最小为最优准则的均值方程,具体形式如下:

$$RSZCZ_t = 0.107 504RSZCZ_{t-4}$$

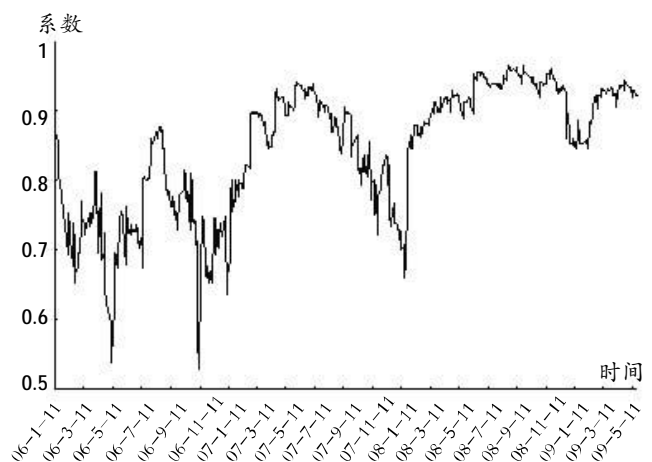
$$RZXBZ_t = 0.060 406RZXBZ_{t-1} + 0.097 932RZXBZ_{t-4}$$

通过上面自回归方程的残差序列的自相关性检验可以发现,残差序列已经不存在序列相关现象了。而对残差的 ARCH 效应的 LM 检验则表明,残差序列存在显著的 ARCH 效应,我们应按照上面自回归形式的均值方程,采用 GARCH 模型对收益率的波动性进行重新拟合。在这里我们将上面均值方程的残差进行标准化处理后,利用 MATLAB 的 UCSD\_GARCH 工具包估计相应的动态条件相关多元 GARCH 模型,其中:采用 GARCH(1,1)模型来消除 ARCH 效应;而 DCC 的系数分别设置为(1,1)。得到的方差方程的估计结果如表 3 所示:

表 3 GARCH 模型估计结果

|       | ARCH 项系数 $\alpha$ | GARCH 项系数 $\beta$ | $\alpha + \beta$ |
|-------|-------------------|-------------------|------------------|
| RSZCZ | 0.077 2           | 0.914 4           | 0.991 6          |
| RZXBZ | 0.083 7           | 0.887 1           | 0.970 8          |

从表 3 的结果可以看到,两个市场日收益率 GARCH(1,1)模型的方差方程式中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数之和分别为 0.991 6 和 0.970 8,均非常接近于 1,表明两个市场的条件方差所受的冲击是持久的,即冲击对未来所有的预测均有非常重要的作用。我们分别对上述两个市场的 GARCH(1,1)模型的残差进行检验,可以发现两个模型的残差序列已经都不存在自相关和 ARCH 效应了。同时,DCC 系数的估计结果分别为: $\alpha=0.051 5, \beta=0.939 8$ 。 $\beta$  非常接近于 1 说明两个市场的动态相关性具有很强的持续性特征,即上期两个市场相关性的强弱对本期相关性的具体数值具有很大影响,两个市场的动态相关性有较明显的惯性特征。为了更直观地反映深市中小企业板市场和主板市场的动态条件相关系数的变化,我们给出了动态条件相关系数估计结果的时间路径图:



动态条件相关系数的时间路径图

我们从上图可以很直观地看出两个市场的动态条件相关系数具有以下四个特征:

(1)在整个样本期,动态条件相关系数表现出随时间变化的特征,即时变特征。同时,两个市场的动态条件相关系数的最小值为 0.529 4,最大值为 0.964 1,可以看出两个市场的动态条件相关系数的波动区间非常大。

(2)虽然在样本期内两个市场的动态条件相关系数的均值很大,约为 0.85,但是从上图中我们可以直观地发现动态条件相关系数在整个样本期内还是有一个逐步增大的趋势。我们进一步分析发现,2008 年之前的样本的动态条件相关系数的均值仅为 0.796,而 2008 年之后的样本的动态条件相关系数的均值却高达 0.92,即 2008 年之后两个市场的相关性进一步增强。联想到 2007 年末开始的全球金融危机,我们可以看到在金融危机期间,金融市场通常会表现出一定的传染性,金融市场的相关性会显著增强,金融资产的协调运行能力明显增强。

(3)整个样本期内两市的动态条件相关系数的均值很大,约为 0.85,远远大于国外创业板市场与主板市场的收益率的相关系数。这是因为,国外的创业板市场与主板市场是相互独立的,而我国中小企业板市场并没有与主板市场独立开来,我国深市中小企业板市场是在深市主板市场的基础上建立的,

# 论基金经理人声誉激励机制的建立

李豫湘(教授) 景华桥

(重庆大学经济与工商管理学院 重庆 400045)

**【摘要】** 本文通过对基金经理人的声誉激励机制模型的分析来说明声誉激励的作用,并用博弈论来说明声誉激励机制发挥作用的机理,从而探讨建立声誉激励机制的有效途径。

**【关键词】** 基金经理人 声誉激励机制 博弈 基金投资人

## 一、基金经理人的声誉激励机制模型

本文在已有研究的基础之上,把声誉机制引入到我国的基金投资领域,用一个简单模型的推导来说明声誉机制对基金经理人的激励作用。

假设在市场机制作用下,基金经理人的声誉主要由基金业绩来决定,即:

$$P=P[f(m,n)]=P(m,n)$$

其中: $m$ 表示基金经理人为追求基金业绩而努力的程度(在这里主要考虑基金经理人在任期内的努力程度); $n$ 表示基金经理人的投资能力, $m$ 与 $n$ 相互独立; $f(m,n)$ 表示基金业绩由基金经理人的努力程度和投资能力决定。基金业绩越

它只是主板市场的一个延伸,这就造成了两者的相关性远远强于国外创业板市场与主板市场的相关性。

(4)市场间的动态条件相关性分析是判断市场一体化程度的重要工具,当金融市场完全分割时,由于缺乏相互的联动机制,市场之间的相互影响很小。然而,当市场一体化程度提高后,彼此之间的联动关系就会加强。通过以上分析,我们可以发现我国中小企业板市场和主板市场的相关性虽然具有时变特征,但是两者间的相关性在样本期内一直较强,即两个市场的市场分割并不明显,两个市场存在一定的联动机制。这种相关性为投资者在两个市场间构建投资组合和进行风险管理提供了重要依据。

## 三、结论

本文运用DCC-MVGARCH模型研究了深市中小企业板市场和主板市场之间的动态相关性,研究发现:

第一,两个市场的动态条件相关系数具有明显的时变特征,由于我国中小企业板市场是在主板市场的基础上设立的,因而两个市场的相关性较强,并且呈现出不断增强的趋势。

第二,我国中小企业板市场与主板市场的相关性要远远强于国外创业板市场与主板市场的相关性,这是因为我国中小企业板市场是附属于主板市场的,而国外创业板市场则是完全独立于主板市场的。由此我们可以推测,我国创业板市场设立以后,其与主板市场的相关性应该弱于中小企业板市场

好,基金经理人的声誉收益就越大,但基金经理人为了追求短期业绩可能采取机会主义行为。这里为了分析的严谨,我们引入一个长期的衡量因素,从而可以给出基金经理人的声誉收益:

$$P=\alpha P(m_x,n)+\beta P(m_y,n)$$

$$m=m_x+m_y$$

其中: $m_x$ 表示基金经理人的努力投入量; $m_y$ 表示基金经理人为追求长期的社会声誉以期在将来获得更大收益而努力的程度; $m$ 为总的努力投入,且 $\frac{\partial P}{\partial m_x}>0$ , $\frac{\partial P}{\partial m_y}>0$ , $\frac{\partial P}{\partial n}>0$ ; $\alpha$ 、

$\beta$ 分别代表基金经理人追求当前基金业绩和将来发展的努力

与主板市场的相关性,当然这也会受到我国证券监管部门对创业板市场所制定的相关规定的规定的影响。

第三,金融危机的爆发使得两个市场的相关性显著增强,表明金融危机期间有紧密联系的金融市场通常会表现出一定的传染性,最终导致两个市场的动态相关性增强、金融资产的协调运行能力增强。这对于我们在不同市场间确定投资组合和进行风险管理均有一定的指导意义。

## 主要参考文献

1. Engle R.F..Dynamic Conditional Correlation:A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models.Journal of Business and Economic Statistics,2002;20
- 2.董秀良,吴仁水.基于DCC-MGARCH模型的中国A、B股市场相关性及其解释.中国软科学,2008;7
- 3.唐齐鸣,操巍.沪深美港股市的动态相关性研究.统计研究,2009;2
- 4.潘婷,潘淑娟.我国中小企业板市场与主板市场的运行特征比较.金融经济,2006;18
- 5.朱玲玲,胡日东.我国中小企业板块和主板关系的实证分析.华侨大学学报(哲学社会科学版),2007;2
- 6.王旻,杨朝军.创业板市场对主板市场的冲击效应研究.财经研究,2009;5