

沪深 300 股指期货对股票市场波动性影响分析

叶 展

(厦门大学金融系, 福建 厦门 361005)

摘要:以 2005 年 4 月 8 日至 2011 年 4 月 1 日沪深 300 指数的收盘价作为原始数据,在借鉴国内外学者研究成果的基础上,采用 GARCH 模型实证研究我国推出沪深 300 股指期货对股票市场波动性的影响,得出股指期货的推出在一定程度上减小我国股票市场的波动性但这种影响较小等结论。

关键词:股指期货;波动性;GARCH 模型

中图分类号: F83

文献标识码: A

文章编号: 1672-3198(2011)12-0131-03

股指期货,指以股票指数作为标的资产的股票指数期货,交易双方约定在将来某一特定时间交收“一定点数的股价指数”的标准化期货合约。2010 年 4 月 16 日,中国金融期货交易所正式推出以沪深 300 指数为标的的股指期货合约。我国适时推出沪深 300 股指期货,旨在丰富金融市场的交易品种,完善我国金融市场和健全金融机制。

自从 1982 年 2 月堪萨斯期货交易所推出全球最早的股指期货合约——价值线指数合约以来,国内外学者做了大量关于股指期货与股票市场间关系的研究。由于不同的学者所选取的数据在时间、地域和研究对象上都存在差别,所以在股指期货对股票市场波动性影响的问题上未达成统一意见。如今,沪深 300 股指期货在我国金融市场上历经了

一年多的发展历程。在股指期货诞生一年多之际,本文通过实证分析,研究股指期货对我国股票市场波动性的影响,为衡量和管理股票市场风险提供借鉴意义。

1 数据比较与检验

1.1 数据选取及初步处理

本文选取沪深 300 指数自 2005 年 4 月 8 日编制起至 2011 年 4 月 1 日数据用于实证分析,数据来源自锐思数据库。将全样本数据分成两个阶段,即股指期货推出前阶段和推出后阶段,分别标记为子样本 A 和子样本 B:

全样本:2005 年 4 月 8 日至 2011 年 4 月 1 日;

子样本 A(推出股指期货前):2005 年 4 月 8 日至 2010 年 4 月 15 日;

银行的经营。要改变这种局面,就要拓展融资渠道来分担银行体系风险。

虽然说,住房贷款证券化可以将银行风险通过资本市场分散到投资者身上,增加银行资产的流动性,但是从 2005 年中国建设银行推出的个人住房抵押贷款证券化产品来看,由于市场规模小,无法满足市场需求,收效甚微,企业仍主要依赖银行贷款。为了抑制通货膨胀,央行近年来多次上调准备金率,使得银行面临资金短缺的危险。另一方面,尽管面对利润的诱惑,很多企业纷纷进入房地产市场,但是真正满足上市条件的企业并不多,在股市融资数量有限,因此加快资产证券化进程是必需的。针对目前我国银行在资产证券化过程中存在的问题,结合国情有步骤、有计划地推进,并且国家也要制定相关法律法规以利于证券化的实施,银行最终实现个人按揭贷款和房地产企业贷款都证券化。此外,发展房地产投资基金,引进外资等都可以达到拓展融资渠道,分散银行风险的目的。

住房贷款证券化可以分散银行风险,但是这种金融创新正是次贷危机的成因之一。尽管我国的金融创新刚起步,但是我们应该打好基础,使用优质资金进行创新,并且增加风险透明度,以此来防范风险。

3.2 完善个人和房地产企业的信用制度

由于信息不对称等原因的存在,商业银行不能够完全了解个人和企业的信用信息。虽然说我国自 2006 年已经开始运行全国信用信息基础数据库,里面也涵盖了大量的个人和企业的信贷信息,但是也存在不少问题,比如有关信用参数未纳入信用体系,信息透明化程度不高,资源分散而且缺乏共享机制等,这些都会给银行带来潜在风险。这就需要健全信用体系,通过完善信用体系,可以帮助信贷人员对申请人情况进行判断,有效防范道德风险,进而提高贷款

质量。

3.3 银行提高风险防范能力,加强管理

房地产贷款以房屋作为抵押,商业银行一旦无法收回,就将房产拍卖,但这是消极的回避风险的方法。其实商业银行不能将事后补救作为防范风险措施,应当注重事前的审查,银行必须对借款人的财务状况、抵押品的现值、还款意愿等信息有着充分的了解,严格遵循银监会关于发放房地产信贷的标准,及时了解房地产市场的变化情况,保证对贷款投向作出及时调整。并且要定期对信贷人员进行培训以提高其风险意识和职业道德,也可以对其经手的贷款申请进行责任认定以控制信用风险。

3.4 加强国家宏观政策调控,加大监管力度,稳定房价

政府应加强宏观调控,引导房地产企业有序竞争,具体来说应调整住房结构,增加廉租房和经济适用房建设;改善需求结构,防止过分投机。银监会应针对当前银行房地产信贷风险制定有效监管措施,定期或不定期对信贷业务进行检查来防范风险。央行应及时披露房地产信息,引导公众合理预期,规范市场行为。

参考文献

- [1] Robin Blackburn. The Subprime Crisis [J]. New Left Review, 2008, 50: 63-106.
- [2] 王重润. 房地产融资结构与金融风险研究[J]. 中国房地产金融, 2006, (9).
- [3] 吴建环,赵丽. 中国房地产信贷风险及其防范对策[J]. 商业研究, 2006, (24).
- [4] 王静,林琦. 从美国次级债危机看中国房地产金融市场的风险[J]. 财经科学, 2008, (2).
- [5] 袁萌萌,费秀娥. 我国房地产金融的风险及防范研究[J]. 技术与创新管理, 2009, (1).

子样本 B(推出股指期货后): 2010年4月16日至2011年4月1日;

同时, 沪深 300 指数收益率采用对数收益率计算。

在数据初步处理和比较阶段, 考虑到数据的可比性, 分别求 2009 年 4 月 15 日至 2010 年 4 月 15 日和 2010 年 4 月 16 日至 2011 年 4 月 1 日两段期限长度相近的沪深 300 指数的标准差, 前者为 1.80%, 后者为 1.62%, 由此推测股指期货推出后股票市场波动性可能有所减小, 但不一定精确, 需要通过建立指数日收益率序列的相关模型进一步检验得出结论。

1.2 描述性统计

为了考察沪深 300 指数日收益率序列的特征, 使用 Eviews 软件对子样本 A 日收益率数据做描述性统计, 描述统计量值的具体结果见表 1。

表 1 沪深 300 指数日收益率序列描述统计量值

| 均值 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 | JB 统计量 |
|----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|----------|
| 0.000998 | 0.089309 | -0.096952 | 0.021495 | -0.426569 | 5.166437 | 275.8084 |

由表 1 可得, JB 统计量显著大于临界值, 应拒绝沪深 300 指数日收益率序列呈正态分布的零假设。因此, 不能采用 F 检验等基于正态分布的统计方法检验收益率序列的波动性。

1.3 平稳性检验

本文选择平稳性的一种检验方法——单位根检验(Unit Root Test)。当求得的 ADF(Augmented Dickey-Fuller)值(负值)小于给定显著性水平下的临界值(负值), 则拒绝样本时间序列存在单位根的零假设, 即认为该序列为平稳序列。若序列存在单位根, 则为非平稳序列, 需要对序列进行差分处理, 使其达到平稳。表 2 为 Eviews 软件对子样本 A 日收益率数据的 ADF 单位根检验结果。

表 2 ADF 单位根检验结果

| ADF 检验值 | P 值 | 显著性水平 | 对应临界值 |
|-----------|--------|-------|-----------|
| -34.03124 | 0.0000 | 1% | -3.435497 |
| | | 5% | -2.863700 |
| | | 10% | -2.567970 |

在 1% 的显著性水平下, ADF = -34.03 远小于临界值 -3.4355, 所以拒绝样本存在单位根的零假设, 即认为沪深 300 指数日收益率时间序列为平稳时间序列, 这符合 GARCH 建模的条件。

2 沪深 300 指数日收益率序列自回归方程的建立

2.1 自回归滞后阶数选择

现考察沪深 300 指数全样本日收益率序列的滞后阶数, 假设其自回归方程为:

$$R_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^q \varphi_i R_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中, $\{\varepsilon_t\}$ 是具有有限均值和有限方差的独立同分布的随机变量序列, 即白噪声序列。 $\varphi_i (i=1, 2, \dots, n)$ 为自回归系数。为了确定适当的自回归滞后阶数和较优良的模型, 本文采用 AIC 准则和 SC 准则进行筛选。二者都引入惩罚函数, 用参数的个数来惩罚所用的模型。选择变量的滞后阶数时, AIC 值或 SC 值越小越优。Eviews 软件对沪深 300 指数日收益率序列滞后 1 至 4 期的回归分析如表 3 所示。

当滞后阶数为 4 时, AIC 值最小, 但 SC 值最大。但另一方面, 表中只有滞后阶数为 4 的对应 F 统计值在 5% 的水平下是统计显著的, 因而选取滞后 4 阶较为合适。因此, 自回归方程表示如下:

$$R_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^q \varphi_i R_{t-i} + \varepsilon_t$$

表 3 不同滞后阶数回归结果

| 滞后阶数 | ATC 值 | SC 值 | F 统计值 | F 统计值概率 |
|------|-----------|-----------|----------|----------|
| 1 | -4.912403 | -4.905141 | 0.843321 | 0.358601 |
| 2 | -4.911081 | -4.900183 | 0.594497 | 0.551974 |
| 3 | -4.911852 | -4.897313 | 1.407544 | 0.238871 |
| 4 | -4.914382 | -4.896198 | 2.598428 | 0.034727 |

2.2 ARCH 效应检验

检验一个模型的残差序列是否含有 ARCH 效应主要有两种方法: 残差平方相关图检验和 ARCH LM 检验。现分别用两种方法判断残差序列是否存在 ARCH 效应。

2.2.1 残差平方相关图

残差平方相关图显示直到所定义的滞后阶数的残差平方的自相关系数(AC)和偏自相关系数(PAC), 计算出相应滞后阶数的 Ljung-Box Q 统计量。残差平方相关图可以用来检查残差自回归条件异方差性(ARCH)。如果残差中不存在 ARCH, 各阶滞后自相关和偏自相关系数应为 0, 且 Q 统计量应不显著。反之, 则说明残差序列存在 ARCH 效应。Eviews 软件给出的沪深 300 指数日收益率序列 AR(4) 模型的残差平方相关图如表 4 所示。

表 4 沪深 300 指数日收益率序列 AR(4) 模型残差平方相关图

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----------|--------|--------|-------|
| █ | █ | 1 0.122 | 0.122 | 21.622 | |
| █ | █ | 2 0.090 | 0.076 | 33.472 | |
| █ | █ | 3 0.118 | 0.101 | 53.911 | |
| █ | █ | 4 0.116 | 0.089 | 73.683 | |
| █ | █ | 5 0.073 | 0.037 | 81.375 | 0.000 |
| █ | █ | 6 0.133 | 0.101 | 107.15 | 0.000 |
| █ | █ | 7 0.132 | 0.088 | 132.67 | 0.000 |
| █ | █ | 8 0.124 | 0.076 | 155.08 | 0.000 |
| █ | █ | 9 0.056 | -0.002 | 159.69 | 0.000 |
| █ | █ | 10 0.136 | 0.086 | 186.70 | 0.000 |
| █ | █ | 11 0.073 | 0.011 | 194.53 | 0.000 |
| █ | █ | 12 0.058 | 0.003 | 199.49 | 0.000 |

由图 5 可得, 自相关系数(AC)和偏自相关系数(PAC)不为 0, 且 p 值为零, Q 统计量是统计显著的, 所以沪深 300 指数日收益率序列 AR(4) 模型的残差序列存在 ARCH 效应。当然, 残差平方相关图只能给出粗略的判断, 为了得到更准确的结果, 需结合 ARCH LM 检验。

2.2.2 ARCH LM 检验

ARCH LM 检验统计量由一个辅助检验回归计算。为检验原假设: 残差中直到 q 阶都没有 ARCH, 运行如下回归:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + v_t$$

这是一个对常数项和直到 q 阶的滞后平方残差所作的回归。这个检验回归有两个统计量: ① F 统计量是对所有滞后的残差平方的联合显著性所作的一个省略变量检验;

② $T \times R^2$ 统计量是 LM 检验统计量, 它是观测值个数 T 乘以回归检验的 R^2 。

检验残差序列是否具有 ARCH 效应, 即检验上式中所有回归系数是否同时为零。若所有回归系数同时为零的可能性很大, 则序列不存在 ARCH 效应; 反之, 若所有回归系数同时为零的可能性很小, 或至少存在一个系数显著不为零, 则残差序列存在 ARCH 效应。对沪深 300 指数日收益率序列 AR(4) 模型的 ARCH LM 检验结果如表 5 所示。

由表 5 可知, F 值是统计显著的, 且样本滞后 12 阶的 LM 统计量的值为 99.97, 其 p 值为 0, 小于 1% 的显著性水平。所以拒绝原假设, 即认为残差序列存在 ARCH 效应。

至此, 本文认为应该进一步选择 GARCH 模型对沪深 300 指数日收益率序列建模。

表 5 ARCH LM 检验结果

| | | | |
|------------------------|----------|-----|----------|
| F 统计值 | 8.871089 | p 值 | 0.000000 |
| T × R ² 统计值 | 99.96551 | p 值 | 0.000000 |

3 GARCH 模型选择及检验

3.1 GARCH 模型选择

为了考察并检验沪深 300 股指期货推出对股票市场波动性的影响, 本文选取全样本数据并引入一个虚拟变量, 等于 0 或 1, 在股指期货推出前取值为 0, 在股指期货推出后取值为 1。通过引入虚拟变量刻画沪深 300 股指期货对我国股票市场波动性的影响。经修正的 GARCH(p, q) 模型如下:

$$R_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i R_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$a_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \delta D_t$$

其中, 参数应满足的条件与上文介绍的 GARCH 模型相同。当修正的 GARCH 模型的参数 $\delta < 0$ 且统计显著时, 表明股指期货推出后股票市场的波动性减小; 当 $\delta > 0$ 且统计显著时, 表明股指期货推出后股票市场的波动性增加; 当 $\delta = 0$ 时, 表明股指期货推出后股票市场的波动性不受影响。由于需要检验不同阶数的 GARCH 模型拟合效果, 故分别选用不同阶数对方程进行拟合后结合 AIC 准则和 SC 准则筛选, 结果见表 6。

表 6 不同阶数 GARCH(p, q) 模型拟合效果

| 模型类型 | TAC 值 | SC 值 | 德宾-沃森统计值 |
|-------------|-------------|-----------|----------|
| GARCH(1, 1) | -5.0.86856 | -5.054124 | 2.010904 |
| GARCH(2, 1) | -5.0.85624 | -5.049256 | 2.007489 |
| GARCH(1, 2) | -5.0.85655 | -5.049286 | 2.006902 |
| GARCH(2, 1) | -5.0.090809 | -5.050804 | 2.017670 |

根据 AIC 和 SC 准则, GARCH(1, 1) 模型的 AIC 值和 SC 值均较小, 同时结合德宾·沃森统计值, 可以看出 GARCH(1, 1) 模型较为合适, 故应用此模型分析沪深 300 股指期货的推出对股票市场波动性的影响。Eviews 的估计结果为:

$$R_t = 0.0011 + 0.0289R_{t-1} - 0.0067R_{t-2} + 0.0434R_{t-3} + 0.0275R_{t-4} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 3.55 \times 10^{-6} + 0.0594\varepsilon_{t-1}^2 + 0.9339\sigma_{t-1}^2 - 2.55 \times 10^{-7}D_t$$

以上结果显示, D_t 的系数为负, 说明沪深 300 股指期货的推出减小股票市场的波动性, 但由于系数很小且统计不显著, 说明沪深 300 股指期货对股票市场波动性的影响较小。

3.2 GARCH 模型检验

虽然已经建立 GARCH(1, 1) 模型, 但仍需检验该模型是否消除了 ARCH 效应, 因此再次进行 ARCH LM 检验, 结果如表 7 所示。

表 7 ARCH LM 检验结果

| | | | |
|------------------------|----------|-----|---------|
| F 统计值 | 0.379111 | p 值 | 0.97114 |
| T × R ² 统计值 | 4.576185 | p 值 | 0.97066 |

在滞后 12 阶时, LM 统计量值为 4.58, 且其 p 值大于 5% 的显著性水平, 所以不能拒绝原假设, 表明经过 GARCH

(1, 1) 处理后, 残差序列已经不存在 ARCH 效应。另一方面, 模型中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数之和为 $0.0594 + 0.9339 = 0.9933 < 1$, 满足模型弱平稳的约束条件。

4 模型拓展: GARCH-M 模型

在金融中, 证券的收益率可能会依赖于它的波动率。在现代金融理论中, 具有较高可观测到的风险的资产可获得较高的收益率, 即金融资产的收益率应当与其风险成正比。因此, 有学者提出 GARCH-M 模型, 在式 R_t 中加入 σ_t 或 σ_t^2 或 $\ln \sigma_t^2$, 例如:

$$R_t = \mu + \theta \sigma_t + \varepsilon_t$$

θ 为投资者的风险厌恶系数, 是单位风险的收益补偿。理性的投资者对高风险的资产要求高收益补偿, 因此正常情况下 $\theta > 0$ 。本文选择在 R_t 中加入 σ_t , 分别对子样本 A 和子样本 B 使用 Eviews 得出如下结果:

股指期货推出前:

$$R_t = 0.0023 + 0.291R_{t-1} - 0.0242R_{t-2} + 0.0363R_{t-3} + 0.0414R_{t-4} - 0.0610\sigma_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 2.19 \times 10^{-6} + 0.0639\varepsilon_{t-1}^2 + 0.9333\sigma_{t-1}^2$$

股指期货推出后:

$$R_t = 0.0050 + 0.0136R_{t-1} + 0.0131R_{t-2} + 0.1467R_{t-3} + 0.0246R_{t-4} - 3.6416\sigma_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 2.15 \times 10^{-6} - 0.0020\varepsilon_{t-1}^2 + 0.9919\sigma_{t-1}^2$$

由结果发现, 无论股指期货推出前后, θ 均为负值, 且股指期货推出后 θ 的绝对值增大, 说明我国有较多投资者在股票市场上表现为风险爱好者, 投资行为不够理性, 且股指期货推出后一部分投资者借着该市场增大其投机行为, 整体上我国的投资者群体仍未趋向理性。

5 结论及建议

本文通过 GARCH 模型实证分析了我国推出沪深 300 股指期货对股票市场波动性的影响, 得出以下两点结论。

第一, GARCH(1, 1) 模型的实证分析结果表明我国沪深 300 股指期货上市后一定程度上减小股票市场的波动性, 总体上发挥稳定市场的功能, 但这种影响较小。

第二, Eviews 得出的 GARCH-M 模型结果显示我国投资者的总体投资行为仍不够理性, 部分投资者的风险爱好特征在沪深 300 股指期货推出后表现得更为明显, 这可能是由于参与股指期货交易的投资者缺乏经验和知识水平有限造成的。

综上所述, 鉴于沪深 300 股指期货在一定程度上能减小股票市场波动性的功能, 我国应继续促进股指期货的快速发展, 完善期货市场和现货市场的交易机制。同时, 在我国股指期货参与者投资水平较有限的情况下, 应加强投资者教育, 完善投资者结构, 大力培养和储备金融工程人才, 让专业投资成为主流, 有助于股票市场稳定健康发展。

参考文献

[1] Ruey S. Tsay. 金融时间序列分析(第 2 版)[M]. 北京: 人民邮电出版社, 2009.

[2] 陈晓静, 李冠琦. 我国推出股指期货对股票市场波动性影响的实证研究[J]. 国际商务研究, 2011, (2).

[3] 李华, 程婧. 股指期货推出对股票市场波动性的影响研究——来自日本的实证分析[J]. 金融与经济, 2006, (2).

[4] 李卓. 股指期货对股票现货市场的影响研究[D]. 吉林大学, 2007.