

Market Fraction Model with Heterogeneous Agents and Its Empirical Study

Lin Li*, Ke Shi#

College of Mathematics and System Science, Xinjiang University, Urumqi Xinjiang
Email: 785105244@qq.com

Received: Oct. 8th, 2017; accepted: Oct. 24th, 2017; published: Oct. 30th, 2017

Abstract

On the basis of Xuezhong He and Youwei Li (2015), in this paper, we empirically evaluate the market fraction asset pricing model with heterogeneous traders. By conducting econometric analysis via Monte Carlo Simulations, we show that the estimates of the power law decay indices, GARCH parameters, TGARCH parameters, and explain the long range dependence volatility clustering, asymmetry in high-frequency financial time series respectively. This paper did empirical research on the shenzhen composite, and the model results are compared with the results of the real market, the result show that the heterogeneous beliefs model can well describe the real market.

Keywords

Heterogeneous Agents, Monte-Carlo Simulations, Power-Lawer Decay, GARCH, TGARCH

具有异质主体的市场分数模型分析及实证研究

李琳*, 师恪#

新疆大学, 数学与系统科学学院, 新疆 乌鲁木齐
Email: 785105244@qq.com

收稿日期: 2017年10月8日; 录用日期: 2017年10月24日; 发布日期: 2017年10月30日

摘要

在Xue-Zhong He and Youwei Li (2015)工作的基础上, 本文实证评估了含异质交易者的市场分数资产定价模型, 基于Monte-carlo模拟方法估计幂率衰减指数、GARCH参数、TGARCH参数, 分别解释金融序

*通讯作者。

#第一作者。

列的长记忆性、波动聚集性和非对称性。文章对深证综指做了实证研究, 并对模型结果和真实市场结果进行比较, 结果显示异质信念模型可以很好的描述真实市场。

关键词

异质交易者, Monte-Carlo模拟, 幂率衰减, GARCH, TGARCH

Copyright © 2017 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

所有的金融类文献都承认了交易者具有异质性, 并且异质性会影响资产定价。异质性就是行为的不同, 比如风险厌恶的不同, 但更明显的是信念(期望)的不同。早期的例子是 Lintner (1969) [1]研究发现金融市场中投资者的交易策略和表现各不相同, 典型的 HAMs 也高度重视期望的不同, 但是同经典的资产定价模型相比, 它不同于理性预期和单一代理概念, 应用了有限理性交易者, 这一概念由 Simon (1957) [2]提出, 当然这对金融学家来说是极具挑战的, 这是由于有限理性行为的范围太广, 而理性预期的结果却是唯一的。Cutler *et al.* (1991) [3]发现了理性交易者和噪声交易者的相互作用呈现正反馈——价格上升时买入, 价格下跌时卖出, 可以重现市场趋势和均值回归特征。De Long *et al.* (1990) [4]发现此模型中的理性交易者通过提高价格, 然后卖给图表分析者扰乱市场。

Brock and Hommes (1997, 1998)[5] [6]提出异质代理模型的关键成分是一类非理性正反馈交易者, 也称为图表分析者。图表分析者认为过去价格的变化会一直持续, 和基本面者面者形成对比, 基本面者基于均值回归策略, 认为市场价格会不断回归基础价值, 而图表分析者基于技术分析, 认为价格会延续历史价格模式。经典框架下基本面者和理性交易者很相似, 相比之下图表分析者就像势头交易者。除采用基本面者——图表分析者的区别外, HAMs 的特征还有交易者基于过去表现改变策略的灵活性, 就如 Brock and Hommes (1997) [5]介绍的那样。在这种机制的支持下, Bloomfield and Hales (2002) [7]给出了一些实证证据, 交易者基于最新实现利润的条件预测不断改变, 即使他们明白价格基本过程是服从随机游走的。在过去 20 年里, 有关 HAMs 的文献明显增多, Zeeman (1974) [8]首次提出用 HAMs 解释金融市场动力系统, 这篇文献很快被 Day and Huang (1990) [9], Kirman (1991) [10], Chiarella (1992)[11], Lux and Marchesi (1999) [12]进行推广, Brock and Hommes (1997, 1998)介绍了交易者策略转换的概念, 而且在金融市场行为的解释方法引发了广泛的兴趣, 参见 Chiarella *et al.* (2009) [13]对相关文献的总回顾中。

He and Li (2007) [14]发现异质代理、学习过程中的趋势追随调整速度、噪声和基本确定动态的相互作用是幂律分布波动的原因, He and Li (2015) [15]验证了 DAX30 指数的幂率行为, 并基于 Monte-carlo 模拟估计模型的幂率衰减指数, (FI) GARCH 参数, 说明模型可以很好地反映真实市场。

本文利用一些重要方法对前文献进行延拓, 例如加入 TGARCH 模型, 我们发现, 异质信念模型可以很好地拟合深证综指收益序列, 反映出本文所建理论模型具有一定的现实合理性。

2. 模型的建立

2.1. 做市商机制下的市场分数和市场出清价格

本文遵从 Brock and Hommes (1997, 1998)的分析框架, 考虑一个带有一种风险资产和一种无风险资产

的金融市场模型, 假定风险资产的弹性总收益为 $R = 1 + r/K$, r 表示无风险资产的年利率, K 表示年交易频次, 一般地, $K = 1, 12, 52, 250$ 。本文以金融市场的日收盘价为研究对象, 所以 $K = 250$ 。

记 p_t 为 t 时点风险资产的每股价格(不包括红利), $\{D_t\}$ 为随机分红过程, 则 $t + 1$ 时 h 类投资者财富为

$$W_{h,t+1} = RW_{h,t} + [p_{t+1} + D_{t+1} - RP_t]z_{h,t}, \quad (2.1)$$

这里, $W_{h,t}$ 和 $z_{h,t}$ 分别表示 h 类投资者 t 时点的财富和风险资产持仓量, $E_{h,t}$ 和 $V_{h,t}$ 分别表示基于 t 时点信息集下 h 类投资者 $t + 1$ 时点的条件期望和方差, 另 R_{t+1} 表示 $t + 1$ 时点的每股超额收益, 即

$$R_{t+1} = P_{t+1} + D_{t+1} - RP_t. \quad (2.2)$$

因此 2.1 和 2.2 式可以写为

$$E_{h,t}(W_{t+1}) = RW_t + E_{h,t}(R_{t+1})z_{h,t}, \quad V_{h,t}(W_{t+1}) = z_{h,t}^2 V_{h,t}(R_{t+1}). \quad (2.3)$$

假定市场中 h 类交易者有相同的风险厌恶效用函数为 $U_h(W) = -e^{-a_h W}$, 其中 a_h 为 h 类交易者的风险厌恶系数, 依据期望效用最大化, h 类投资者对风险资产的需求总和为:

$$z_{h,t} = \frac{E_{h,t}(R_{t+1})}{a_h V_{h,t}(R_{t+1})}. \quad (2.4)$$

考虑到投资者的异质性和信息的不对称性, 我们假定市场中仅存在两类交易者, 基本面者和图表分析者。假定基本面者和图表分析者的市场分数分别为 n_1 和 n_2 , 风险厌恶系数为 a_1 和 a_2 , 令 $m = n_1 - n_2 \in [-1, 1]$ 。假定外部供应为零, 依据式(2.4), 投资者的总额外需求为

$$z_{e,t} \equiv n_1 z_{1,t} + n_2 z_{2,t} = \frac{1+m}{2} \frac{E_{1,t}[R_{t+1}]}{a_1 V_{1,t}[R_{t+1}]} + \frac{1-m}{2} \frac{E_{2,t}[R_{t+1}]}{a_2 V_{2,t}[R_{t+1}]}. \quad (2.5)$$

本文运用的是做市商机制, 令 μ 表示做市商的价格调整速度, 为了表示突来的市场信息或者噪声者的投机行为, 我们引入噪声需求 $\tilde{\delta}_t$, $\tilde{\delta}_t \sim N(0, \sigma_\delta^2)$, 基于上述假设, 市场价格如下:

$$P_{t+1} = P_t + \mu z_{e,t} + \tilde{\delta}_t.$$

结合(2.5)式, 整理为

$$P_{t+1} = P_t + \frac{\mu}{2} \left[(1+m) \frac{E_{1,t}[R_{t+1}]}{a_1 V_{1,t}[R_{t+1}]} + (1-m) \frac{E_{2,t}[R_{t+1}]}{a_2 V_{2,t}[R_{t+1}]} \right] + \tilde{\delta}_t. \quad (2.6)$$

2.2. 基本面者

定义 $F_t = \{P_t, P_{t-1}, \dots, D_t, D_{t-1}, \dots\}$ 为 t 时点的一般信息集, 我们假定, 除一般信息集之外, 基本面者对风险资产基础价值 P_t^* 有额外信息, 假设其服从平稳随机游走过程

$$P_{t+1}^* = P_t^* \left[1 + \sigma_\varepsilon \tilde{\varepsilon}_t \right], \quad \tilde{\varepsilon}_t \sim N(0, 1), \sigma_\varepsilon \geq 0, P_0^* = \bar{P} > 0. \quad (2.7)$$

$\tilde{\varepsilon}_t$ 与噪声需求 $\tilde{\delta}_t$ 相互独立, 这种模式设定确保厚尾和波动聚集现象不是由基础价值过程产生的。因此, 在后面的讨论中, 任何风险资产自相关结构的出现将是由交易过程自身产生的。

对基本面者来说, 因为他们也意识到了非基本面交易者的存在, 例如下面要讨论的趋势追随者, 所以他们认为即使股票价格短期会偏离基础价值, 但长期来看, 最终会收敛到基础价值。我们假定基本面者的条件均值和方差是

$$E_{1,t}(P_{t+1}) = P_t + \alpha(P_t^* - P_t), V_{1,t}(P_{t+1}) = \sigma_1^2. \quad (2.8)$$

这里 σ_1^2 是恒定不变的, 参数 $\alpha \in [0, 1]$ 表示价格向基础价值回归的速度, 衡量了基本面者对基础价值的依赖程度。等式表明, 基本面者的预期价格是基础价值和最新市场价格的加权平均。

2.3. 趋势追随者

不同于基本面者, 趋势追随者是技术型交易者, 他们相信未来价格可由不同的模式或者历史价格形成的趋势预测得到, 假定趋势追随者通过长期样本平均推断最新价格变化, 并且调整他们的方差估计, 确切来说, 假定他们的条件均值和方差是

$$E_{2,t}(P_{t+1}) = P_t + \gamma(P_t - u_t), V_{2,t}(P_{t+1}) = \sigma_1^2 + b_2 V_t. \quad (2.9)$$

这里 $\gamma, b_2 \geq 0$ 是常数, u_t 和 v_t 是样本均值和方差, 他们分别服从某些认知过程, 参数 γ 是外推率, 参数 γ 的大小反映了趋势追随者外推的强弱, 系数 b_2 表示样本方差对条件方差的影响。有多种认知过程可以估计样本均值 u_t 和样本方差 v_t , 本文假设

$$u_t = \delta u_{t-1} + (1 - \delta) p_t, \quad (2.10)$$

$$v_t = \delta v_{t-1} + \delta(1 - \delta)(P_t - u_{t-1})^2, \quad (2.11)$$

$\delta \in [0, 1]$ 是常数, 当记忆滞后长度趋于无穷大时, 样本期望和方差是个几何衰减受限过程。从根本上说, 几何衰减概率过程 $(1 - \delta)\{1, \delta, \delta^2, \dots\}$ 与历史价格 $\{P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots\}$ 是相关联的。参数 δ 是几何衰减率。选择这个过程有两点原因: 第一, 估计样本均值和方差时, 交易者倾向于对当前价格附以很大权重, 对以前或者更早的价格附以很小的权重; 第二, 我们相信几何衰减过程可能有确定的自相关结构, 甚至是在真实金融市场观察到的长记忆特征, 另外, 它也有数学处理的优势。

2.4. 完整的随机模型

为了简化计算, 我们假设随机红利过程 D_t 服从正态分布 $D_t \sim N(\bar{D}, \sigma_D^2)$, 预测长期基础价格为 $\bar{P} = \bar{D}/(R - 1)$, 价格和红利的无条件方差联系为 $\sigma_D^2 = q\sigma_1^2$, 基于式(2.8)~(2.9), 有

$$E_{1,t}(R_{t+1}) = P_t + \alpha(P_{t+1}^* - P_t) + \bar{D} - RP_t = \alpha(P_{t+1}^* - P_t) - (R - 1)(P_t - \bar{P}),$$

$$V_{1,t}(R_{t+1}) = (1 + q)\sigma_1^2.$$

因此, 基本面者的最优需求为

$$z_{1,t} = \frac{1}{a_1(1 + q)\sigma_1^2} [\alpha(P_{t+1}^* - P_t) - (R - 1)(P_t - \bar{P})]. \quad (2.12)$$

特别的, 当 $P_t^* = \bar{P}$,

$$z_{1,t} = \frac{(\alpha + R - 1)(\bar{P} - P_t)}{a_1(1 + q)\sigma_1^2}. \quad (2.13)$$

同样, 基于(2.9)式(应用 $\bar{D} = (R - 1)\bar{P}$), 有

$$E_{2,t}(R_{t+1}) = P_t + \gamma(P_t - u_t) + \bar{D} - RP_t = \gamma(P_t - u_t) - (R - 1)(P_t - \bar{P}),$$

$$V_{2,t}(R_{t+1}) = \sigma_1^2(1 + q + b_2 v_t),$$

这里, $b = b_2/\sigma_1^2$ 。因此, 趋势追随者的最优需求为

$$\tilde{z}_{2,t} = \frac{\gamma(P_t - u_t) - (R-1)(P_t - \bar{P})}{a_2 \sigma_1^2 (1 + q + b v_t)}. \tag{2.14}$$

将式(2.12)和(2.14)带入式(2.6), 我们得到在做市商机制下的价格动力系统, 一个 4 维随机差分系统 (SDS):

$$\begin{cases} P_{t+1} = P_t + \frac{\mu}{2} \left[\frac{1+m}{a_1(1+q)\sigma_1^2} [\alpha(P_{t+1}^* - P_t) - (R-1)(P_t - \bar{P})] + (1-m) \frac{\gamma(P_t - u_t) - (R-1)(P_t - \bar{P})}{a_2 \sigma_1^2 (1 + q + b v_t)} \right] + \tilde{\delta}_t, \\ u_t = \delta u_{t+1} + (1-\delta) P_t, \\ v_t = \delta v_{t-1} + \delta(1-\delta)(P_t - u_{t-1})^2, \\ P_{t+1}^* = P_t^* [1 + \sigma_\varepsilon \tilde{\varepsilon}_t]. \end{cases} \tag{2.15}$$

3. 实证分析与数值模拟

3.1. 深证综指基本统计特征及相关检验

本文以深证综指(399106)日收盘价为基准反映真实金融市场特征, 数据来源为深圳财富趋势科技股份有限公司通达信软件, 选取上证指数日收盘价作为数据集, 共 5118 个观测值, 样本区间为 1996.05.10~2017.06.20, 记 P_t ($t=1, 2, \dots, 5118$) 为 t 时点的价格指数, $r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 为收益率。

3.1.1. 收益率序列基本统计特征

我们从表 1 可知 r_t 的偏度为 $-0.627225 < 0$, 即收益率出现负值得概率大于出现正值的概率。JB 统计量非常显著, 拒绝正态分布的零假设, 峰度大于 3, 亦表明收益率不服从正态分布, 且具有尖峰厚尾特征。

3.1.2. 相关性检验

本文选择 Ljung-Box Q 统计量对收益率序列的自相关进行检验, 零假设为“序列不存在 k 阶自相关”, 具体的 Q 统计量(Ljung, Box, 1979)表达式为

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{T-j}.$$

其中, r_j 为 j 阶自相关系数, T 为样本容量, k 是设定的滞后阶数。

检验结果如下: 在滞后 20 期的情况下, Q 统计量为 77.922, 在 5% 的显著性水平下, 拒绝自相关系数联合为零的假设。因此, 收益率序列存在自相关。

3.1.3. 平稳性检验

由图 1 初步判断 P_t 序列不平稳而 r_t 序列平稳, 下面进行序列稳定性检验,

最常用的平稳性检验方法由 Kwiatkowski、Phillips、Schmidt 和 Shin 于 1992 年提出, 称为 KPSS 检验, 零假设为“序列为平稳时间序列”, 其检验方程为

$$x_t = \beta D_t + \mu_t + u_t,$$

Table 1. Statistics of return

表 1. r_t 的统计特征

Mean	Std	Skewness	Kurtosis	Min	Max	Jarque-Bera
0.000491	0.018842	-0.627225	3.660153	-0.105887	0.092438	428.4303

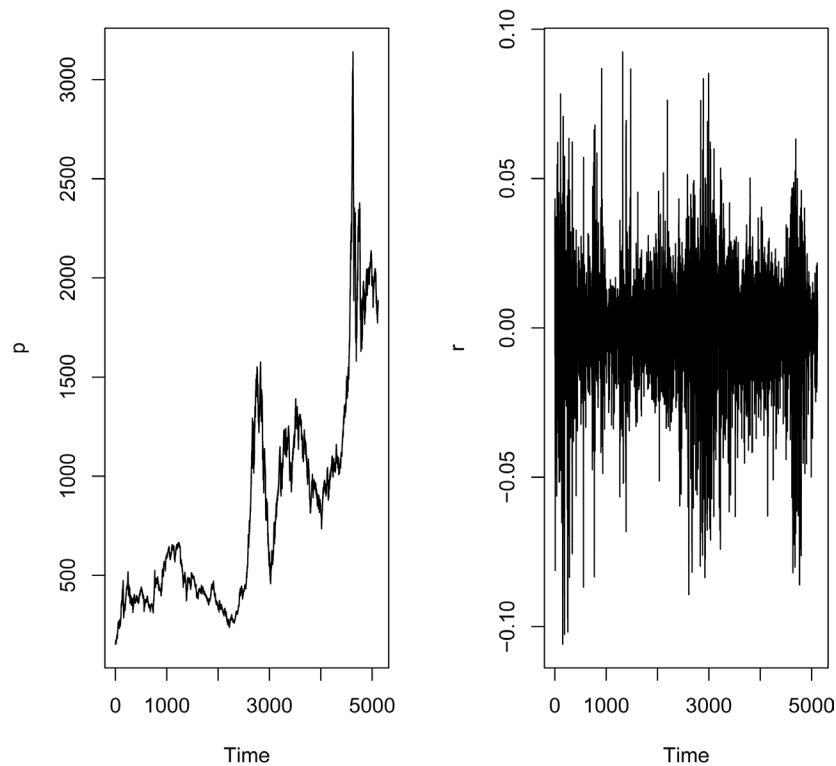


Figure 1. Time series of price and return
图 1. 上证指数价格和对数收益时间序列图

$$x_t = \beta D_t + \mu_t + u_t,$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

其中, D_t 包含确定性成分, u_t 是一个可能含有异方差的平稳序列, μ_t 是一个随机游走过程。

检验结果如下: KPSS 统计量为 0.0878, 小于 5% 水平下的临界值 0.463, 不能够拒绝收益率序列为平稳时间序列的零假设, 所以收益率序列为平稳时间序列。

3.2. 收益率的波动聚集性和非对称性分析

金融时间序列常表现出不稳定的特点, Mandelbrot (1983) 指出: “大的波动倾向于伴随着大的波动(或正向或反向), 而小的波动倾向于伴随着小的波动。” 这种现象后来被称为波动的聚集效应, 在股市中尤为常见。对于股价反向冲击所产生的波动将大于等量正向冲击所产生的波动, 这就是所谓的股市波动的杠杆效应。一般认为, 当等量的正负冲击对股市波动产生不同的影响时, 就称为股市波动的非对称性。

3.2.1. GARCH 模型参数估计

作为金融市场收益序列的显著特征, 许多变换条件方差经济模型都被用来检验和衡量波动聚集性, 本文应用 Engle (1982) 提出的, Bollerslev (1986) 推广的 GARCH 模型, 如果收益率服从 AR(1) 过程, 那么 GARCH(p,q) 定义如下:

$$\begin{cases} r_t = a + br_{t-1} + \varepsilon_t, & \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2, & z_t \sim N(0,1), \end{cases}$$

这里 L 是滞后算子, $\alpha(L) = \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i$, $\beta(L) = \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$ 。定义 $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$, 可以改写成一个 ARMA(s,p)

过程

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + (1 - \beta(L))v_t$$

这里 $s = \max\{p, q\}$, 表 2 列出上证指数 GARCH(1,1) 的参数估计, 这里期望过程包含一个 AR(1) 结构。从表 2 可以看出 $\alpha_1 + \beta_1$ 接近于 1, 说明序列具有长记忆特征。

3.2.2. TGARCH 模型参数估计

描述杠杆效应的一种常用模型是门限 GARCH 模型, 又称为 TGARCH 模型, 它是由 Zakoian (1994)、以及 Glosten、Jaganathan 和 Runkle (1994) 分别独立提出来的, 在 TGARCH 模型中, 条件方差方程的形式为:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

$$d_{t-i} = \begin{cases} 0, & \varepsilon_{t-i} \geq 1 \\ 1, & \varepsilon_{t-i} < 0 \end{cases}$$

其中, γ_i 被称为杠杆效应系数。

本文建立 TAR(1,1) 模型拟合收益率序列, 这里期望过程包含一个 AR(1) 结构。拟合结果如表 3 所示, 可以发现, 拟合的非对称系数为 0.0284, 且在 5% 的水平下显著异于零, 其符号为正号, 说明深证综指对利好消息的反映小于利空消息。

3.3. 金融市场幂率行为分析

我们分别画出深证综指的收益率、平方收益和绝对收益的自相关系数图, 结果如图 2 所示, 从图中我们发现, 收益的自相关系数不显著, 而绝对收益和平方收益的自相关系数显著, 衰减缓慢且绝对收益自相关系数大于平方收益自相关系数, 自相关系数的这种特征表明波动具有长记忆性或者说是幂率行为特征。

除了从图形上初步判断 r_t 、 r_t^2 和 $|r_t|$ 的自相关结构外, 我们也可以构造模型来估计自相关衰减率, Geweke and Porter-Hudak (1983) 提出基于对数谱坐标回归, 用半参数法估计分数差分参数 d , 其中谱坐标为 $\omega_j = 2\pi j/T$ ($j = 1, 2, \dots, m$), GPH 估计法如下所示:

$$\log I(\omega_j) = c - d \log(4 \sin^2(\omega_j/2)) + v_j,$$

其中假设 $v_j \sim N\left(0, \frac{\pi^2}{6}\right)$ 。如果纵坐标 $m = g(T)$ 满足 $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$, $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T)/T = 0$ 且

Table 2. GARCH(1,1) estimates

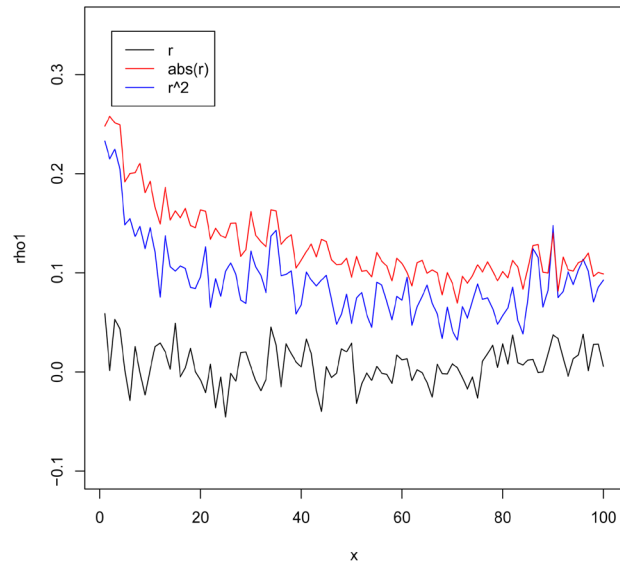
表 2. 深证综指 GARCH(1,1) 参数估计

$a \times 10^3$	b	$\alpha_0 \times 10^4$	α_1	β_1
0.197 (0.0002)	0.0498 (0.0147)	0.04 (0.00)	0.0856 (0.0073)	0.9037 (0.0078)

Table 3. TGARCH(1,1) estimates

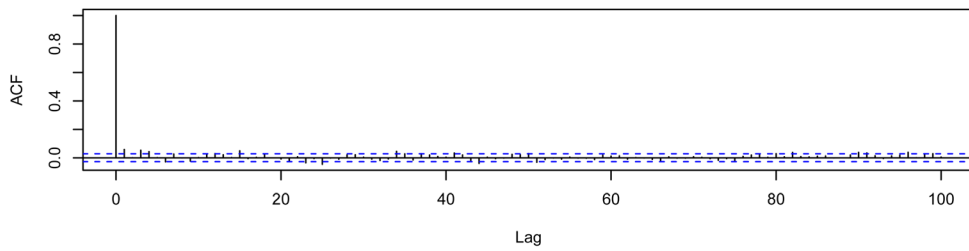
表 3. 深证成指 TGARCH 模型参数估计

$a \times 10^3$	b	$\alpha_0 \times 10^4$	α_1	β_1	γ_1
0.057 (0.0002)	0.0525 (0.0148)	0.04 (0.00)	0.0699 (0.0080)	0.9042 (0.0078)	0.0284 (0.0098)

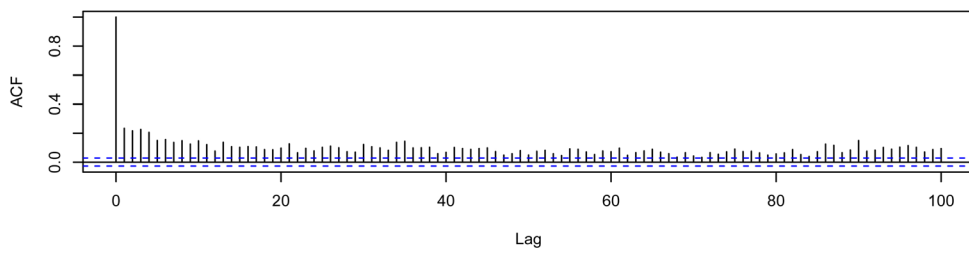


(a)

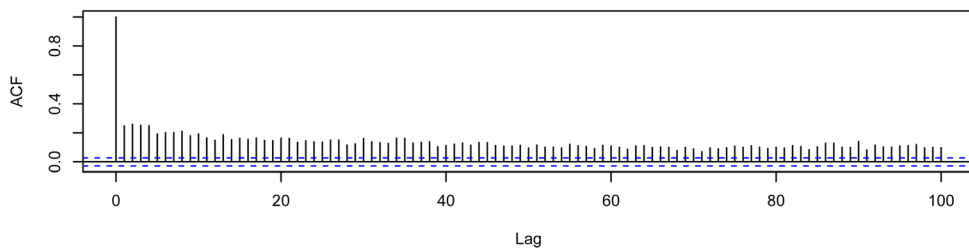
Series r



Series r^2



Series abs(r)



(b)

Figure 2. The ACs of the returns, the squared returns and the absolute returns

图 2. 深证综指 r_t 、 r_t^2 、 $|r_t|$ 自相关图

$\lim_{T \rightarrow \infty} (\log(T)^2) / g(T) = 0$, 则 OLS 估计满足以下极限分布:

$$\sqrt{m}(\hat{d}_{GPH} - d) \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\pi^2}{24}\right).$$

这里我们分别估计 $m = 50, 100, 150, 200$ 时的 d 值, 结果如表 4 所示。

我们发现收益率序列的 d 值在任意显著性水平下均不显著, 而绝对收益和平方收益的 d 值在任意显著性水平下均显著, 这说明平方收益和绝对值收益具有幂率行为特征, 而且绝对收益率的持续性比平方收益率强。

3.4. SDS 模型的有效性讨论

以上主要讨论验证了真实金融市场收益率的一些特征, 下面我们对对应讨论模型的有效性。基于 Monte-Carlo 模拟统计检验, 模拟独立运行 1000 次, 每次生成 4000 个观测值。根据 He and Li (2015), 参数选取如下所示:

α	γ	a_1	a_2	μ	m	δ	b	σ_e	σ_δ
0.85	8.46	6.02	0.38	0.5	-0.2	0.29	6.76	0.24	3.47

3.4.1. 模型收益率的自相关结构

首先, 我们看 SDS 模型的自相关结构, 想知道模型是否能够复制真实市场的一些结论, 模拟独立运行 1000 次, 对每一次模拟, 我们估计收益率、平方收益和绝对收益的自相关系数, 然后取均值, 结果如图 3 所示, 通过比较图 2, 我们可以看到 r_t 、 r_t^2 、 $|r_t|$ 的自相关函数的衰减模式很类似, 为了观察模型的拟合效果, 在图 4 中我们 Newey-West 修正标准差画出深证综指收益率、平方收益和绝对收益的置信区间, 清楚发现 SDS 模型自相关系数基本落在深证综指自相关系数置信区间内, 说明本文所建理论模型具有一定的现实合理性。

Table 4. The estimates of d

表 4. 深证综指及模型 d 值估计

	d	t	p-Value	95% CI	d_{sds}
r_t	0.118	1.081	0.285	[-0.101, 0.337]	-0.3059
	0.129	1.784	0.775	[-0.014, 0.272]	-0.2168
	0.069	1.215	0.226	[-0.043, 0.181]	-0.1884
	0.065	1.373	0.171	[-0.028, 0.158]	-0.1688
r_t^2	0.374	3.282	0.002	[0.145, 0.603]	0.3837
	0.369	5.394	0.000	[0.233, 0.504]	0.3660
	0.274	5.129	0.000	[0.169, 0.380]	0.3385
	0.264	5.635	0.000	[0.172, 0.357]	0.3294
$ r_t $	0.402	3.753	0.000	[0.186, 0.616]	0.4976
	0.427	6.385	0.000	[0.294, 0.560]	0.4549
	0.361	7.086	0.000	[0.260, 0.462]	0.4193
	0.353	8.053	0.000	[0.267, 0.440]	0.3963

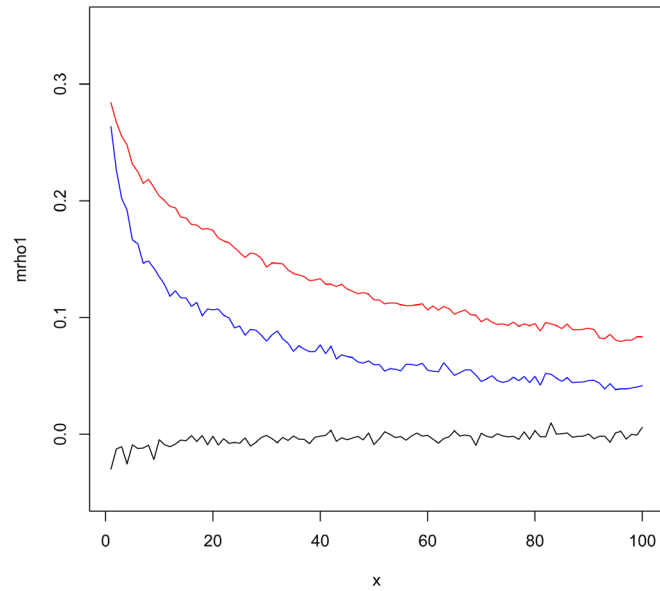


Figure 3. The ACs of the returns, the squared returns and the absolute returns for model

图 3. SDS 模型 r_t 、 r_t^2 、 $|r_t|$ 及自相关图

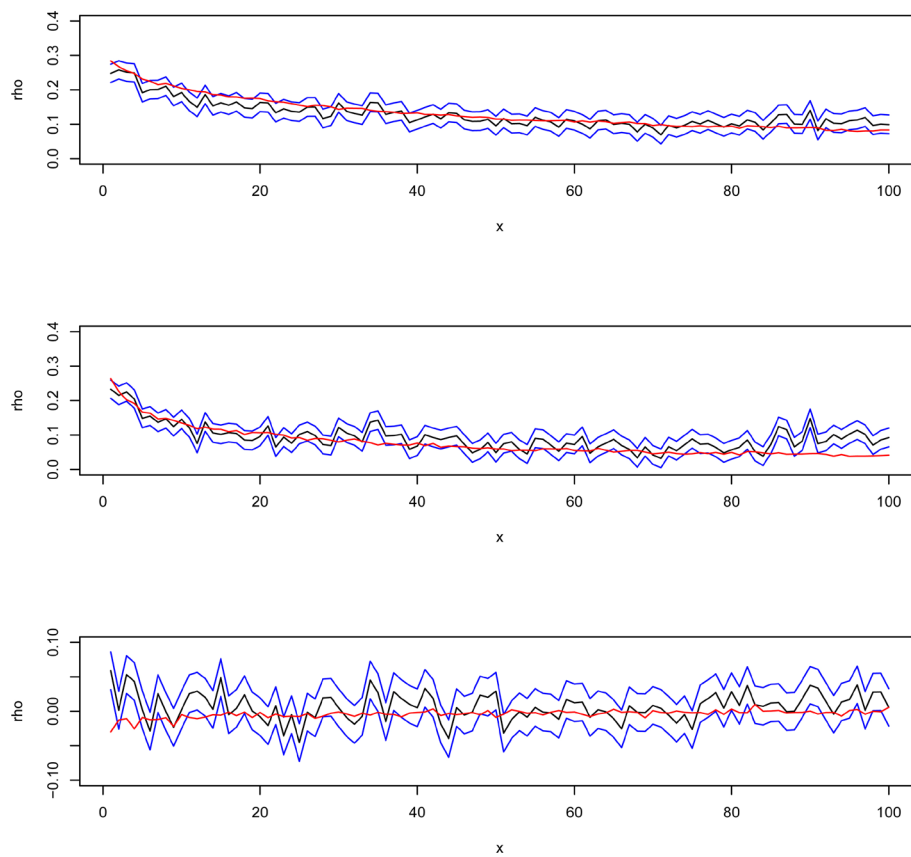


Figure 4. The ACs of the returns, the squared returns and the absolute returns for model and the composite

图 4. SDS 模型 r_t 、 r_t^2 、 $|r_t|$ 自相关图 深证综指的置信区间

Table 5. GARCH(1,1) estimates for model
表 5. SDS 模型 GARCH(1,1)参数估计

$a \times 10^3$	b	$\alpha_0 \times 10^4$	α_1	β_1
0.2366	-0.0101	0.5867	0.0857	0.9041
(0.0002)	(0.0175)	(0.00)	(0.0346)	(0.0384)

Table 6. TARCH(1,1) estimates for model
表 6. SDS 模型 TGARCH(1,1)参数估计

$a \times 10^3$	b	$\alpha_0 \times 10^4$	α_1	β_1	γ_1
-1.4988	-0.0105	0.3793	0.0005	0.9322	0.1255
(0.0009)	(0.0188)	(0.00)	(0.0021)	(0.0287)	(0.0540)

3.4.2. 模型 GARCH 和 TGARCH 参数估计

同样的方法用于估计 GARCH、TGARCH 模型参数, 这里, 我们继续计算估计参数的均值, 结果如表 5、表 6 所示。由表 5 可看出 $\alpha_1 + \beta_1$ 接近于 1, 说明模型序列具有强的波动持续性, 由表 6 得到模型 TGARCH 的非对称系数为 0.1255, 其符号为正号, 说明模型序列对利好消息的反映小于利空消息。综合分析, 本模型可以很好地反映收益序列的波动聚集性和非对称性。

3.4.3. 模型幂率衰减指数估计

本小节继续运用 GPH 方法估计模型幂率衰减指数, 并计算估计参数均值, 结果如表 4 最后一列所示, 从表中我们发现, 平方收益和绝对收益序列估计 d 值均在深证综指估计 d 值的 95% 置信区间内, 说明模型合理有效。

4. 结束语

在 Xue-Zhong He and Youwei Li (2015)模型的基础上, 本文对基于深证综指的异质信念模型进行了数值模拟。结果显示本文模型可以很好拟合真实金融序列的波动聚集性、非对称性和长记忆性。最后, 本文没有考虑交易者在交易期转换投资策略的情况, 因此建立加入实变市场分数的异质信念模型, 并对其模拟和实证检验, 也是未来研究的一个重点方向。

参考文献 (References)

- [1] Lintner, J. (1969) The Aggregation of Investor'S Diverse Judgments and Perferences in Purely Competitive Security Markets. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, **4**, 347-400. <https://doi.org/10.2307/2330056>
- [2] Simon, H. (1957) A Behavioral Model of Rational Choice. In: *Models of Man, Social and Rational: Mathematical Essays on Rational Human Behavior in a Social Setting*. Wiley, New York. <https://doi.org/10.2307/2298010>
- [3] Cutler, D.M., Poterba, J.M. and Summers, L.H. (1991) Speculative Dynamics. *Review of Economic Studies*, **58**, 529-546.
- [4] DeLong, J., Shleifer, A., Summers, L. and Waldmann, R. (1990) Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Economic Analysis & Policy*, **98**, 703-738.
- [5] Brock, W. and Hommes, C.H. (1997) A Rational Route to Randomness. *Econometrica*, **69**, 1059-1095. <https://doi.org/10.2307/2171879>
- [6] Brock, W. and Hommes, C.H. (1998) Heterogeneous Beliefs and Routes to Chaos in a Sample Asset Pricing Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **22**, 123-1274. [https://doi.org/10.1016/S0165-1889\(98\)00011-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1889(98)00011-6)
- [7] Bloomfield, R. and Hales, J. (2002) Predicting the Next Step of a Random Walk: Experimental Evidence of Regime-Switching Beliefs. *Journal of Financial Economics*, **65**, 397-414. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00147-2](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00147-2)

-
- [8] Zeeman, E. (1974) On the Unstable Behavior of Stock Exchange. *Journal of Mathematical Economics*, **1**, 39-49. [https://doi.org/10.1016/0304-4068\(74\)90034-2](https://doi.org/10.1016/0304-4068(74)90034-2)
- [9] Day, R.H. and Huang, W. (1990) Bulls, Bears and Market Sheep. *Journal of Economic Behavior and Organization*, **14**, 299-329. [https://doi.org/10.1016/0167-2681\(90\)90061-H](https://doi.org/10.1016/0167-2681(90)90061-H)
- [10] Kirman, A. (1991) In: Taylor, M. Ed., *Epidemics of Opinion and Speculative Bubbles in Financial Markets. Chapter 17 of Money and Financial Markets*. Macmillan, London, 354-368.
- [11] Chiarella, C. (1992) The Dynamics of Speculative Behavior. *Annals of Operations Research*, **37**, 101-123. <https://doi.org/10.1007/BF02071051>
- [12] Lux, T. and Marchesi, M. (1999) Scaling and Criticality in a Stochastic Multi-Agent-Model of a Financial Market. *Nature*, **397**, 498-500. <https://doi.org/10.1038/17290>
- [13] Chiarella, C., Dieci, R. and He, X. (2009) Heterogeneity, Market Mechanisms and Asset Price Dynamics.
- [14] He, X. and Li, Y. (2007) Power Law Behavior, Heterogeneity, and Trend Chasing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **31**, 3396-3426. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2006.11.008>
- [15] He, X. and Li, Y. (2015) Testing of Market Fraction Model and Power-Law Behavior in the DAX 30. *Journal of Economic Finance*, **31**, 1-17.

知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2325-2251, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: sa@hanspub.org