

A Pricing Model Research with the General Function Parameters in Expected Belief

Yanping Bu, Ke Shi*

College of Mathematics and System Sciences, Xinjiang University, Urumqi Xinjiang
Email: sshike@sina.com

Received: May 6th, 2017; accepted: May 21st, 2017; published: May 27th, 2017

Abstract

In the classic asset pricing model theory, it is assumed that fundamental analysts' expected belief prices will deviate from the long-term benchmark price but will eventually return to the benchmark price in a certain period of time, and considering only the variance is a constant, in this paper the fundamental traders' price volatility is not only affected by the current price of its influence will from the current price but also the benchmark price of the deviation, and the chart analysts believe the learning process of the future price forecast from the current price and the price of the price history, the historical process is a geometric decay process, historical information memory parameters as a constant, therefore, in this paper, we expect the memory parameter selection as a general belief function, which constructs the asset pricing model with general function parameters in the expected beliefs.

Keywords

Function Parameter, Local Asymptotic Stability, Historical Information Memory Parameter, Statistical Test

预期信念中含一般函数参数的资本资产定价模型研究

卜燕平, 师 恪*

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

收稿日期: 2017年5月6日; 录用日期: 2017年5月21日; 发布日期: 2017年5月27日

*通讯作者。

摘要

在经典的经济资产定价模型理论中, 假定的是基本面分析者预期信念中价格在一定时间会偏离长期基准价格但最终会向基准价格回归, 而仅考虑方差是一个常数, 在本文中基本面交易者的价格波动不仅受到当前价格自身的影响, 还会受到当前价格和基准价格偏差的影响, 而图表分析者相信未来价格的预测来自于当前价格和历史价格的学习过程, 这个历史价格过程是一个有限的几何衰减过程, 选择的历史信息记忆参数为一个常数, 因此, 在本文中, 我们预期信念中记忆参数选择为一个一般函数, 由此构建了一个预期信念中有一般函数参数的资产定价模型。

关键词

函数参数, 局部渐近稳定, 历史信息记忆参数, 统计检验

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

传统的金融市场中大量的资产定价模型被引进强调了信念的异质性, 不同的交易者关于未来价格具有不同的预期信念。在大多数的资产定价模型中主要有两类交易者即基本面交易者和图表分析者, 早期的异质代理模型有 Zeeman (1974) [1], Haltiwanger and Waldmann (1985) [2], Frankel and Froot (1988) [3], DeLong *et al.* (1990) [4], Dacorogna *et al.* (1995) [5]。这些关于异质信念的模型为后期发展做了坚实的基础。例如, 在 Brock and Hommes (1997, 1998) [6] [7]文中建立一个 ABS 系统, 也称为自适应信念系统, 代理们会更新他们的信念随着时间的变化, 他们会通过选择不同的期望和预测函数基于过去的表现, 并且能够产生复杂的行为; 从局部稳定到高次循环甚至会产生复杂的混沌现象, 所以这个转化策略机制在后期信念当中起到很重要的作用, 在这个模型中参数的不同取值描绘了真实市场中一些显著的特点。Brock and Hommes (2002) [8]中建立了一个简单的自适应非线性模型, 能够解释真实市场序列的一些重要的经验特点(尖峰后尾, 波动聚集性, 长记忆)这个自适应信念系统提供了一个个人水平和市场水平行为的联系, 尤其, 一个人获利不仅观察的是最新价格消息, 至少应该有一部分是被市场心理所驱使, 在非线性的资产定价模型的影响下 Westerhoff (2004) [9], Chiarella *et al.* (2005) [10]和 Westerhoff and Dieci (2006) [11]建立了多维的框架产生了更复杂的动态, 这更向真实市场迈进。

经验的调查在平等的外国交易市场的金融时间序列, 展现了一些共同的金融特征, 所谓的固定事实包括尖峰, 厚尾(分布的尾部的密度高于预测的正态分布列的尾部), 波动聚集性(高或低的波动跟随高或低的波动), 和长范围独立波动(通常被描述为平方或者绝对回报自相关的缓慢延迟), 还有多样的冥律行为, Pagan (1996) [12]全面的讨论了金融时间序列固定事实的特征, Lux (2008) [13]关于一个近期调查了多样冥律行为的经验证据. 这些事实不完全与带有代表代理和理性期望的传统金融经济理论相悖, 但是这些理论不能提供有说服力的解释这些固定事实, He and Li (2007, 2008) [14] [15]考虑了个简单的市场分数模型, MF 模型是个简单的随机定价模型, 卷入两类交易者, He and Li (2007) [14]学习了 MF 模型的产生

机制, 在这个模型中假定三类市场参与者, 基本面分析者(信息提供者), 趋势追随者(少量信息供应者), 做市商, 主要的目的是展示, 在 MF 模型中资产价格的长远行为和随机系统能够被决定系统系统描述的自相关结构, 交易行为和市场分数, 在趋势追随者期望中一个历史学习过程, 通过学习历史价格来预期未来价格.He and Li (2008) [15]展现了市场一定时间段内会偏离基本价值, 但最终会回归于基本价值, 基本和图表分析者的近期和远期回报, 图表分析者的存活指数, 市场主导并且用确定系统的动态模型去描述数据的性质和特征, 包括自相关结构和有限分布, 用 Monte Carlo 模拟这些性质。

Chiarella *et al.* (2009) [16]和 Chen *et al.* (2012) [17]中描述了异质代理对于风险有不同的态度以及关于未来价格进化有不同期望, 这些交互产生了市场资产价格。对于这些模型一个关键的方面是对期望的反馈-代理的期望是基于未来内生变量价值的预测, 这个预测的实际值是由均衡方程所决定的, Chiarella and He (2014) [18]建立了同质固定风险厌恶下的异质预期定价模型, 估计模型参数并与 S&P500 对比说明基本面交易者和图表交易者的存在性并为两者之间的相互转换提供了证据。李娜(2015) [19]在图表分析者的期望函数中讨论了一般函数的情形, 在实证中把一般函数变为一个具体函数, 分析了时间序列价格的一些统计特征, Chiarella and He (2015) [20]中检验了一个简单是 MF 模型, 通过选择一组结构参数展示了自相关性(回报, 绝对回报, 平方回报)与 DAX30 指数作对比展现出类似的固定事实, 刘慧选(2016) [21]中在图表分析者的预期信念中加入了一个含低阶可微的一般函数, 考虑了均衡价格偏差对图表分析者预期信念的影响, 把这一般函数选择一低阶可微的具体函数, 讨论了初始值在平衡点的局部稳定区域范围内, 收益时序的自相关检验, 正态性检验还有一些统计特征, 说明了均衡价格偏差对图表分析者预期信念的分支稳定性的影响。

本文分析了在基本面分析者中关于风险态度受到价格偏差的扰动, 关于学习过程中的几何衰减参数变为一个一般函数参数, 建立一个 5 维资产定价动态模型, 对此非线性动态模型进行相关的稳定性分析和相关的实证讨论。

2. 模型建立

一般函数参数的引入

模型根据文献[20]。同样的, 我们考虑含有一支风险资产和无风险资产的金融市场模型。假定市场中存在两类投资者: 基本面分析者和图表分析者, 基本面分析者一致相信市场价格近时段内可能会偏离基本价值, 但是很快时段内股票价格会向基本价值回复, 于是基本面分析者在 $(t+1)$ 时点的价格的预期函数为

$$E_{i,t}(p_{t+1}) = p_t + \alpha(p_{t+1}^* - p_t), V_{i,t}(p_{t+1}) = \sigma_1^2 \quad (1)$$

其中 σ_1^2 表示基本价值的一个常数方差, $\alpha \in [0,1]$ 为基本面分析者的价格调整速率, 通常情况下, 一个 α 速度的高或者低会致使期望价格向基本价值回复速度快慢, 为了更贴切的说明真实市场, 这里图表分析者的价格波动主要由两部分组成, 一部分是不受时间约束的常数项方差, 另一部分是受当前价格和基本价值偏差影响的量有关, 这里加权参数取为一个一般函数, 则在本模型中基本面分析者的价格波动为:

$$V_{i,t}(p_{t+1}) = \sigma_1^2 + b_1 \omega_t \quad (2)$$

其中 $b_1 > 0$, σ_1^2 为常数, ω_t 为价格相对于基准价格偏差的一个加权平均形式, 这里的加权参数满足一个一般函数的形式, 我们设为 $f(\delta)$, 其中 δ 满足 $\delta \in [0,1]$, 当 δ 比较大(小)时, 关于价格偏差的历史信息对交易者预期价格波动的影响就大(小), 可表示 ω_t 为:

$$\omega_t = f(\delta)\omega_{t-1} + f(\delta)(1-f(\delta))(p_t - \bar{p}_t)^2 \quad (3)$$

上述式子表明, 当前价格与基本价格偏差和预期价格波动呈现正相关, 偏差越大波动就越强烈, 基

本面分析者存在的风险就越大, 基本面分析者就不容易回复到基准价值。

而对于技术分析者他们相信未来的价格是和历史价格学习过程有关系, 通过历史学习推算下时点的价格, 我们有对于图表分析者的信念可表示为:

$$\begin{cases} E_{1,t}(p_{t+1}) = p_t + \gamma(p_{t+1}^* - \mu_t), \\ V_{2,t}(p_{t+1}) = \sigma_1^2 + b_2 v_t \end{cases} \quad (4)$$

其中 γ 代表外推率, Chiarella and He (2015) [20]文中引入的学习过程是一个有限的几何衰减过程:

$$\mu_t = \delta\mu_{t-1} + (1-\delta)p_t, \quad v_t = \delta v_{t-1} + \delta(1-\delta)(p_t - \mu_{t-1})^2 \quad (5)$$

引入一个一般函数形式的参数, 考虑了一类持有非线性价格预期的图表分析者:

$$\begin{cases} \mu_t = f(\delta)\mu_{t-1} + (1-f(\delta))p_t \\ v_t = f(\delta)v_{t-1} + f(\delta)(1-f(\delta))(p_t - \mu_{t-1})^2 \end{cases} \quad (6)$$

为了简化计算原文假定 D_t 服从正态分布, 均值为 \bar{D}_t , 方差为 σ_D^2 , 且 $\sigma_D^2 = q\sigma_1^2$, 则基本面回报的预期函数为:

$$\begin{aligned} E_{1,t}(R_{t+1}) &= \alpha(\bar{p}_{t+1} - p_t) - (R-1)(p_t - \bar{p}_t) \\ V_{1,t}(R_{t+1}) &= (1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2 \end{aligned} \quad (7)$$

因此基本面分析者的最优需求为

$$z_{1,t} = \frac{1}{a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2} [\alpha(\bar{p}_{t+1} - p_t) - (R-1)(p_t - \bar{p}_t)] \quad (8)$$

图表分析者的回报的预期函数为

$$\begin{aligned} E_{2,t}(R_{t+1}) &= \gamma(\bar{p}_t - \mu_t) - (R-1)(p_t - \bar{p}_t) \\ V_{1,t}(R_{t+1}) &= (1+q+bv_t)\sigma_1^2 \end{aligned} \quad (9)$$

因此图表分析者的最优需求为

$$z_{1,t} = \frac{1}{a_1(1+q+bv_t)\sigma_1^2} [\gamma(\bar{p}_t - \mu_t) - (R-1)(p_t - \bar{p}_t)] \quad (10)$$

3. 非线性确定系统研究及其分析

从而, 我们可以得到下面一个五维随机差分系统

$$\begin{cases} p_{t+1} = p_t + \frac{\mu}{2} \left[\frac{1+m}{a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2} [\alpha(\bar{p}_{t+1} - p_t) - (R-1)(p_t - \bar{p}_t)] \right. \\ \quad \left. + \frac{1-m}{a_2(1+q+b_1v_t)\sigma_1^2} [\gamma(p_t - \mu_t) - (R-1)(p_t - \bar{p}_t)] \right] + \sigma_\varepsilon \tilde{\varepsilon}_t, \\ \omega_t = f(\delta)\omega_{t-1} + f(\delta)(1-f(\delta))(p_t - \bar{p}_t)^2, \\ u_t = f(\delta)u_{t-1} + (1-f(\delta))p_t, \\ v_t = f(\delta)v_{t-1} + f(\delta)(1-f(\delta))(p_t - \mu_{t-1})^2, \\ \bar{p}_{t+1} = \bar{p}_t \exp(-\sigma_\varepsilon^2/2 + \sigma_\varepsilon \tilde{\varepsilon}_t), \end{cases}$$

该模型中我们假定基本价值等于长期基准价值, 得 $\bar{p}_{t+1} = \bar{p}$, 两类投资者具有相同的风险偏好, 即 $a_1 = a_2$, $x_t = p_t - \bar{p}$, 为当前价格和基本价格偏差, 扰动项目 $\sigma_\varepsilon \tilde{\varepsilon}_t = 0$, 且令 $u_t = (x_t, \omega_t, u_t, v_t)$, 该模型的确系统可以定义

$$U_{t+1} = F(U_t), \quad (11)$$

其中 $F: R^4 \rightarrow R^4$, F 函数可描述为下面式子:

$$\begin{aligned} F_1(U_t) &= p_{t+1} - p_t + \frac{\mu}{2} \left[\frac{1+m}{a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2} [\alpha x_t - (R-1)x_t] \right. \\ &\quad \left. + \frac{1-m}{a_2(1+q+b_1v_t)\sigma_1^2} [\gamma(x_t - u_t + \bar{p}) - (R-1)x_t] \right], \\ F_2(U_t) &= f(\delta)\omega_{t-1} + f(\delta)(1-f(\delta))(x_t)^2, \\ F_3(U_t) &= f(\delta)u_{t-1} + (1-f(\delta))(x_t + \bar{p}), \\ F_4(U_t) &= f(\delta)v_{t-1} + f(\delta)(1-f(\delta))(x_{t+1} - u_t + \bar{p})^2 \end{aligned}$$

则 F 为 $R^4 \rightarrow R^4$ 的非线性算子。

3.1. 特殊情况下基本平衡解的存在性及稳定性分析

下面阐述确定模型平衡点的存在性和稳定性。当市场分数 $m=1$ 时模型(16)转化为:

$$\begin{cases} x_{t+1} = x_t + \frac{1+m}{a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2} [-\alpha x_t - (R-1)x_t], \\ \omega_{t+1} = f(\delta)\omega_t + f(\delta)(1-f(\delta))(x_t)^2, \end{cases} \quad (12)$$

定理3.1 (1)系统(17)存在唯一的基本平衡解 $(x, \omega) = (0, 0)$, 并且均衡价值是全局渐进稳定当且仅当参数函数 $0 \leq f(\delta) \leq 1$ 且

$$0 < \mu < \mu_1 \equiv \frac{2a_1(1+q)\sigma_1^2}{R+\alpha-1}$$

当 $\lambda = 1 - \mu \frac{R+\alpha-1}{a_1(1+q)\sigma_1^2}$, 这个二维模型会出现flip分支。

(2) 当函数参数是连续可微时, 对任意的 $0 \leq \delta < 1$, 当 $\left| \frac{1-a_1b\sigma_1^2\mu}{(a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2)^2} + f(\delta) \right| < 1$, 系统(17)的

零解是指数渐进稳定的。

证明 首先我们证明(1)成立。设系统(17)的平衡解为 $U = F(U)$, 即 $(x, \omega) = F(x, \omega)$, 则平衡解满足方程组

$$\begin{cases} x = x + \frac{1+m}{a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2} [-\alpha x - (R-1)x], \\ \omega = f(\delta)\omega + f(\delta)(1-f(\delta))(x)^2, \end{cases}$$

则平衡解满足 $\mu(1-R-\alpha)x = 0$, 可得平衡解存在唯一, $(0, 0)$ 为平衡点。

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial F_1(U)}{\partial x} \right|_{(0,0)} &= 1 + \frac{\mu}{a_1(1+q)\sigma_1^2}(1-R-\alpha) = M, \\ \left. \frac{\partial F_1(U)}{\partial \omega} \right|_{(0,0)} &= -\frac{a_1 b_1 \mu \sigma_1^2}{a_1(1+q)^2} = H, \\ \left. \frac{\partial F_2(U)}{\partial x} \right|_{(0,0)} &= 0, \quad \left. \frac{\partial F_2(U)}{\partial \omega} \right|_{(0,0)} = f(\delta), \end{aligned}$$

则Jacobi矩阵为

$$\begin{bmatrix} M & H \\ 0 & f(\delta) \end{bmatrix}$$

矩阵的特征方程为

$$G(\lambda) = (\lambda - f(\delta))[\lambda - M] = 0$$

由文献[18]中的Jury判据, 可以查到平衡点稳定的充要条件为:

$$G(0) < 1, \quad G(1) > 0, \quad G(-1) > 0$$

则可以得到如下关系

$$\begin{aligned} \kappa_1 &= |f(\delta)| < 1, \quad 0 \leq \delta \leq 1, \\ \kappa_2 &= |M| = \left| 1 - \frac{\mu}{a_1(1+q+b_1\omega)\sigma_1^2} \right| < 1, \end{aligned}$$

则联立上述两式子可得 $0 \leq f(\delta) \leq 1$ 且

$$0 < \mu < \mu_1 \equiv \frac{2a_1(1+q)\sigma_1^2}{R+\alpha-1}$$

参照文献[23]中的定理, 而系统对每一个解都有 $\lim_{t \rightarrow \infty} x(t; x_0, t_0) = 0$, 故方程在零解是全局渐进稳定的, 由Flip分支定义可以得到在 $\mu = \mu_1$, 即 $\lambda = -1$ 处会出现反转分支。

接下来我们证明系统指数渐近稳定。首先将该二维模型线性化, 在平衡点 $(0,0)$ 处的Jacobi矩阵形式为

$$\begin{bmatrix} C & N \\ 0 & f(\delta) \end{bmatrix}$$

其中

$$C = 1 + (1-R-\alpha) \frac{\mu}{a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2} = M, \quad N = \frac{-a_1 b \sigma_1^2 \mu}{(a_1(1+q+b_1\omega_t)\sigma_1^2)^2}.$$

记

$$y_t = (x_t, \omega_t)$$

则根据文献[22]中的系统线性化方法, 有 $y_{t+1} = A_t y_t + g(t, y_t)$, 其中 $g(t, y_t) = F(t, y_t + x_0) - x_0 - A_t y_t$, 计算可得

$$g(t, y_t) = \left[\begin{array}{c} (1-C)x_t - N\omega_t + \frac{\mu}{a_1(1+q+b\omega)\sigma_1^2}[-\alpha x_t - (R-1)x_t] \\ f(\delta)(1-f(\delta))(x_t)^2 \end{array} \right]$$

当 $F(t, \infty)$ 连续可微时可以得到, $y \rightarrow 0$ 时, $g(t, y_t)$ 是无穷小的, 运用文献[22]中的定理3.4.5, 要证明差分方程组的零解是指数渐近稳定的, 就要使得 $g(k, y_k)$ 是无穷小的对所有的 k 一致成立, 即

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{g(t, y_t)}{\|y\|} = 0,$$

其中 $\|y\| = \sqrt{x_t + \omega_t}$ 。当 $y \rightarrow 0$ 时, 我们有 $(1-C)x_t - N\omega_t + \frac{\mu}{a_1(1+q+b\omega)\sigma_1^2}[-\alpha x_t - (R-1)x_t] \rightarrow 0$ 。

下证 $x(t+1) = A(t)x(t)$ 一致渐近稳定, 则满足 $A(t)$ 的所有列和小于1。已知, 线性方程是渐进稳定的则

$$\left| \frac{-a_1 b \sigma_1^2 \mu}{(a_1(1+q+b_1 \omega_t) \sigma_1^2)^2} + f(\delta) \right| < 1, \quad \|g(t, y(t))\| \leq \sqrt{1+f(\delta)} \|x(t)\|.$$

由文献[22]中的定理3.4.3可得 $x(t)$ 是一致渐近稳定, 而连续可微的参数, $f(\delta)(1-f(\delta))(x_t)^2 \rightarrow 0$ 则方程组的零解是指数渐近稳定的。 **定理3.1证毕。**

3.2. 一般情况下基本平衡解的存在性及稳定性分析

定理 3.2 当参数 $|f(\delta)| < 1$, 基本平衡解是稳定的, 关于 $\gamma_0 < \gamma < \gamma_1$, 这里

$$\gamma_0 = \frac{-2a_1 f(\delta)}{1-f(\delta)}(1+q)\sigma_1^2$$

$$\gamma_1 = \frac{-2a_1 f(\delta)}{1-f(\delta)}(1+q)\sigma_1^2$$

于且关于价格调整速率 $\mu_0 < \mu < \mu_1$, 这里

$$\mu_0 = \frac{-2Q}{f(\delta)\{(1-R-\alpha)(1+m)+(1-m)(1+\gamma-R)\}}$$

$$\mu_1 = \frac{2Q}{f(\delta)\{(1-R-\alpha)(1+m)+(1-m)(1+\gamma-R)\}}$$

其中 $Q = a_1(1+q)\sigma_1^2$, 另外当 $0 \leq \alpha < 1$ 时, 一个 flip 分支会发生在 $\mu = \mu_1$ 上。

4. 数值模拟

这一部分我们将对比分析本文模型与 Chiarella and He (2015) [20] 所建的模型(分别用 PM 和 BM 表示)得到的仿真数据, 以及真实市场所呈现的统计特征市场, 本文模型选取 $f(\delta) = a\delta^2 + \delta$, 当 a 和 b_1 取零时候, 所得到的模型和文献[20]一样。

原文模型 Chiarella and He(2015) [20] 参数的选取如表 1、表 2 所示, 本文模型选取 a 表示对参数平方项的反应强度, 参数的选取的初始值是在平衡点的全局渐近稳定区域内。

为了进行数据对比, 我们选取两只股票数据, 上证指数(999999)日收盘价作为数据集, 样本有 5356

个观测值, 周期是从 1993 年 7 月 22 日到 2017 年 3 月 13 日, 深证综指(399106)日收盘价作为数据集, 样本有 5051 个观测值, 周期是从 1996 年 5 月 10 日到 2017 年 3 月 17 日, 数据取自齐鲁证券通达信, 通过选取数据来比较本文模型与 Chiarella and He (2015) [23] 中模型哪个能更好的反映真实市场的特点。

图 1~4 分别展示了模型 PM、BM 与深圳指数和上证指数的收益时间序列图, 从收益的时间序列图可观察到收益具有波动聚集特点。可知, 模型 PM 和 BM 均能模拟出真实市场资产收益序列的波动特点。

接下来, 对模型 PM、BM 与工业指数的收益序列进行分布检验。表 3、表 4 展示了显著性水平为 0.05 时, Kolmogorov-Smirnov 检验及 Lilliefors 检验两种统计检验的结果, 对 Lilliefors 检验来说, 当 P 值小于 0.001 时返回 0.001。对 Kolmogorov-Smirnov 检验及 Lilliefors 检验来说, $H = 1$ 表示在置信度 0.05 下不接受原假设, P 值越小表明接受原假设的概率也很小, 且检验统计量的观测值大于或等于临界值, 所以不接受原假设, 即不接受收益服从正态分布这一假设。由以上两种统计检验结果可得, 三种收益序列均拒绝分布服从正态分布的原假设, 而本模型检验统计量及观测值本模型大于原模型, 因此从图检验和统计检验表明模型 BM 能很好的模拟出金融数据的非正态性。

Table 1. The initial parameters of the model PM

表 1. 模型 PM 的初始参数

α	γ	a_1	μ	m	δ	b	σ	R	a_2	q	b_1	a
0.858	8.464	6.024	2	-0.2	0.4	6.763	0.4	1.0002	0.383	2	0	0

Table 2. The initial parameters of the model BM

表 2. 模型 BM 的初始参数

α	γ	a_1	μ	m	δ	b	σ	R	a_2	q	b_1	a
0.858	8.464	6.024	2	-0.2	0.4	6.763	0.4	1.0002	0.383	2	1	-0.5

Table 3. Kolmogorov-Smirnov test

表 3. Kolmogorov-Smirnov 检验

资产	H 值	P 值	检验统计量观测值	临界值
PM	1	0	0.4743	0.0185
BM	1	0	0.4753	0.0185
深证综指	1	0	0.4688	0.0185
上证指数	1	0	0.4732	0.0191

Table 4. Lilliefors test

表 4. Lilliefors 检验

资产	H 值	P 值	检验统计量观测值	临界值
PM	1	0.0001	0.4743	0.0185
BM	1	0.0001	0.4753	0.0185
深证综指	1	0.0001	0.4688	0.0185
上证指数	1	0.0001	0.4732	0.0191

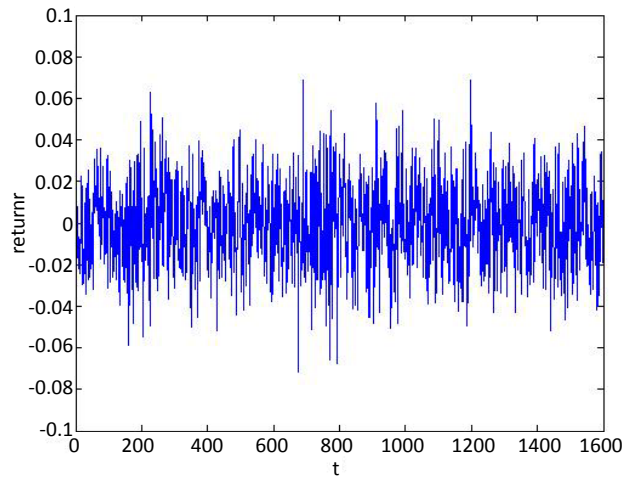


Figure 1. PM income sequence diagram

图 1. PM 的收益序列图

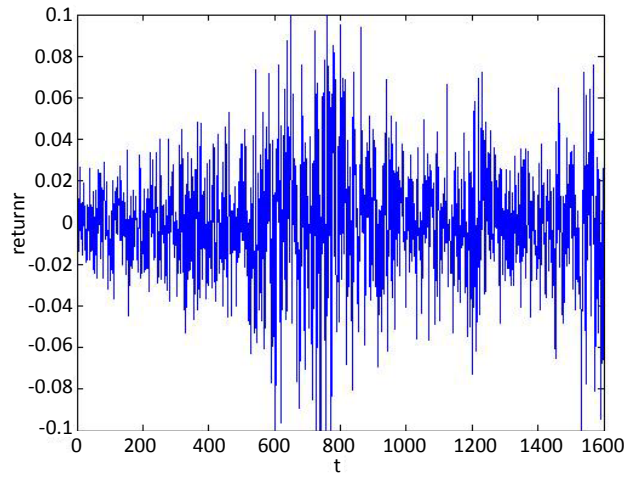


Figure 2. BM income sequence diagram

图 2. BM 的收益序列图

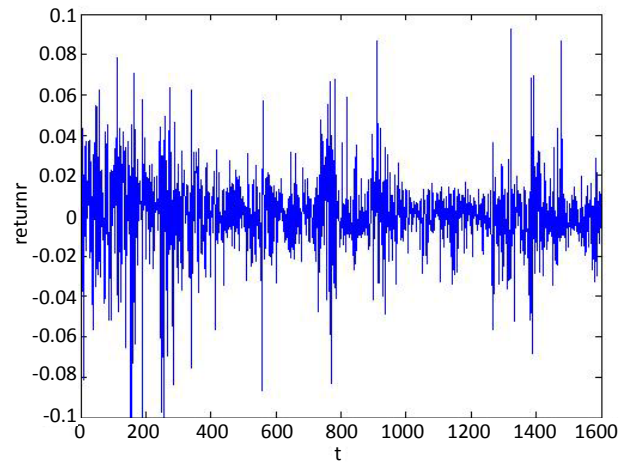


Figure 3. The proceeds of the Shanghai Composite Index

图 3. 上证综指的收益序列图

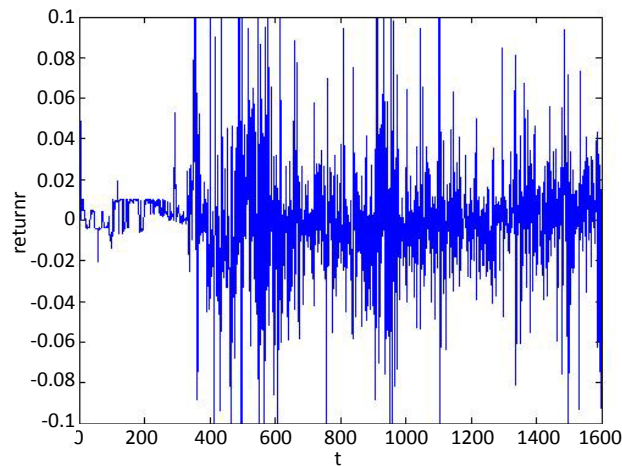


Figure4. The proceeds of the Shanghai securities composite index

图 4. 上证指数的收益序列图

5. 结论

在传统金融模型背景之上, 对趋势追随者的预期信念进行更新, 建立在预期信念中含有一般函数参数的资产定价模型。利用熟知的差分方程方面的相关理论知识, 首先, 计算了此模型的平衡解的存在条件。将一般函数具体化, 分析了包含具体函数的三个不同模型下非线性系统的稳定性及分支情况, 说明本文模型在一定程度上对原模型进行了推广。对比分析含有一般函数参数资产定价模型与上证指数和深证综指的时间序列图, 统计检验(Kolmogorov-Smirnov 检验、Lilliefors 检验), 说明建立的模型能更好地刻画收益的非正态性、收益波动聚集性等真实市场的特征。

参考文献 (References)

- [1] Zeeman, E.C. (1974) The Unstable Behavior of Stock Exchange. *Journal of Mathematical Economics*, **1**, 39-49.
- [2] Haltiwanger, J. and Waldmann, M. (1985) Rational Expectations and the Limits of Rationality: An Analysis of Heterogeneity. *American Economic Review*, **75**, 326-340.
- [3] Frankel, J.A. and Froot, K.A. (1988) Chartists Fundamentalists and the Demand for Dollars. *Greek Economic Review*, **10**, 49-102.
- [4] DeLong, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. and Waldmann, R.J. (1990) Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, **98**, 703-738. <https://doi.org/10.1086/261703>
- [5] Dacorogna, M.M., Muller, U.A., Jost, C., Pictet, O.V., Olsen, R.B. and Ward, J.R. (1995) Heterogeneous Real-Time Trading Strategies in the Foreign Exchange Market. *European Journal of Finance*, **1**, 383-403. <https://doi.org/10.1080/13518479500000026>
- [6] Brock, W. and Hommes, C.H. (1997) A Rational Route to Randomness. *Econometrica*, **65**, 1059-1095. <https://doi.org/10.2307/2171879>
- [7] Brock, W. and Hommes, C.H. (1998) Heterogeneous Beliefs and Routes to Chaos in a Simple Asset Pricing Model. *Journal of Economic Dynamic & Control*, **22**, 1235-1274.
- [8] Hommes, C.H. (2002) Modeling the Stylized Facts in Finance through Simple Nonlinear Adaptive Systems. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, **99**, 7221-7228. <https://doi.org/10.1073/pnas.082080399>
- [9] Westerhoff, F. (2004) Multiasset Market Dynamics. *Macroeconomic Dynamics*, **8**, 591-616.
- [10] Chiarella, C., Dieci, R. and Gardini, L. (2005) The Dynamic Interaction of Speculation and Diversification. *Applied Mathematical Finance*, **12**, 17-52. <https://doi.org/10.1080/1350486042000260072>
- [11] Westerhoff, F. and Dieci, R. (2006) The Effectiveness of Keynes-Tobin Transaction Taxes When Heterogeneous

- Agebts Can Trade in Different Markets: A Behavioral Finance Approach. *Journal of Economic Dynamic & Control*, **30**, 293-322.
- [12] Pagan, A. (1996) The Econometrics of Financial Markets. *Journal of Empirical Finance*, **3**, 15-102.
- [13] Lux, T. (2008) Financial Power Laws: Empirical Evidence, Models and Mechanisms. In: Cioffi-Revilla, C., Ed., *Power Laws in the Social Sciences: Discovering Complexity and Non-Equilibrium in the Social Universe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [14] He, X. and Li, Y. (2007) Power-Law Behaviour, Heterogeneity, and Trend Chasing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **31**, 3396-3426.
- [15] He, X. and Li, Y. (2008) Heterogeneity, Convergence, and Autocorrelations. *Quantitative Finance*, **8**, 59-79.
- [16] Hens, T. and Schenk-Hoppe, K., Eds. (2009) *Handbook of Financial Markets: Dynamics and Evolution*. Elsevier, North-Holland, 277-344.
- [17] Chen, S.-H., Chang, C.-L. and Du, Y.-R. (2012) Agent-Based Economic Models and Econometrics. *The Knowledge Engineering Review*, **27**, 187-219. <https://doi.org/10.1017/S0269888912000136>
- [18] Chiarella, C. and He, X.Z. (2014) Heterogeneous Expectations in Asset Pricing: Empirical Evidence from the S&P500. *Journal of Economic Behavior & Organization*, **105**, 1-16.
- [19] 李娜. 预期信念中含一般性函数的资产定价模型的研究[D]: [硕士学位论文]. 乌鲁木齐: 新疆大学, 2015.
- [20] He, X.-Z. and Li, Y. (2015) Testing of a Market Fraction Model and Power-Law Behaviour in the DAX 30. *Journal of Empirical Finance*, **31**, 1-17.
- [21] 刘慧选. 预期信念中含低阶可微一般函数的资产定价模型及实证分析[D]: [硕士学位论文]. 乌鲁木齐: 新疆大学, 2016.
- [22] 周义仓, 曹慧, 肖燕妮. 差分方程及其应用[M]. 北京: 科学出版社, 2014: 134.
- [23] 贺小明, 彭名书. 常微分方程与动力系统概论[M]. 北京: 北京理工大学出版社, 2012.

期刊投稿者将享受如下服务:

1. 投稿前咨询服务 (QQ、微信、邮箱皆可)
2. 为您匹配最合适的期刊
3. 24 小时以内解答您的所有疑问
4. 友好的在线投稿界面
5. 专业的同行评审
6. 知网检索
7. 全网络覆盖式推广您的研究

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

期刊邮箱: aam@hanspub.org