

# 异质价格预期、无风险利率调整与证券市场波动<sup>①</sup>

袁晨<sup>1,2</sup>, 傅强<sup>1</sup>

(1. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400030; 2. 重庆交通大学管理学院, 重庆 400074)

**摘要:** 基于交易者的异质价格预期规则, 构建了二维离散非线性资产价格动态模型, 探讨了无风险利率调整对均衡点稳定性的影响, 实证检验了2004—2009年期间我国证券市场的波动性。理论分析表明, 提高无风险利率易导致证券市场难以形成局部稳定, 降低无风险利率则不会从本质上改变稳定性。实证结果显示: 相对基准期而言, 2006年8月—2008年10月的7次加息期间, 证券市场呈现波动加剧特征; 2008年10月—2009年10月的4次降息期间, 证券市场的波动性没有显著改变。

**关键词:** 异质价格预期; 无风险利率; 波动性; 均值回归

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2012)08-0084-13

## 0 引言

近20年来, 全球资产价格大幅度偏离其价值的情形不断出现。根据《上证统计月报》, 2006年10月上海证券交易市场的月末加权平均市盈率为22.84倍, 随后于2007年10月上升为69.59倍, 而2008年10月又跌至14.07倍。短短两年时间, 为何证券市场会形成如此剧烈的波动呢? 这类问题一直是经济金融领域持续的研究话题。

Shiller<sup>[1]</sup>与LeRoy和Porter<sup>[2]</sup>认为证券市场本身具有过度波动性, 即股价相对其标的物具有更大运动趋势。由于市场价格及其波动性源于投资者的交易行为, 因此, 始于20世纪80年代末和90年代初, 许多学者从异质主体行为和有限理性角度, 对金融市场的过度波动等特征展开了大量

研究。在非线性复杂科学领域中, 不同类型的投资者主要被归纳为图表者与基本面者<sup>②</sup>, 所采用的分析框架也被称为C&F法(图表者—基本面者分析法)。Frankel和Froot<sup>[5]</sup>研究美元汇率时发现, 一些专家认为汇率趋势将在短期持续, 另一些专家则认为汇率将会长期回归其价值, 并且不断上升的图表者比例放大了20世纪80年代美元汇率的波动幅度。Lux和Marchesi<sup>[6]</sup>发现, 超过某一临界值的图表者比例将导致发生市场波动。Brock等<sup>[7]</sup>认为, 交易者对于价格的不同看法使得市场难以形成稳定均衡, 并且价格的过度波动相关于交易者观点的分歧程度。Hommes<sup>[3]</sup>认为, 基本面者推动价格趋向价值, 图表者推动价格偏离价值, 当图表者的比例超过某一临界值时, 价格趋势进一步持续, 这强化了图表者的趋势追随信念, 自实现的趋势导致价格短期不断偏离价值, 但基本面

① 收稿日期: 2009-11-30; 修订日期: 2012-01-10。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70751050); 教育部高校博士点基金资助项目(20100191110033)。

作者简介: 袁晨(1973—), 男, 北京人, 博士, 讲师。Email: yuanchen27@163.com

② 许多异质主体模型(HAMs)引入了两种不同类型的交易者: 基本面者(fundamentalist)和图表者(chartist)。基本面者根据市场的基本面和经济因素(红利、宏观经济增长和失业率等), 倾向于投资被低估的资产并在资产被高估时出售资产, 他们的价格预期或交易策略常常被称为“均值回归”。图表者也就是所谓的技术分析者(technical analyst), 他们并不关心资产的基础价值, 而是根据历史价格的趋势外推以形成价格预期或交易策略。这方面的更多详细讨论可参见Hommes<sup>[3]</sup>及Samanidou等<sup>[4]</sup>。

者的均值回归策略将在长期决定市场价格。Boswijk 等<sup>[8]</sup>认为,当以可测度的实际利润作为策略选择的绩效评价标准时,如果图表者具有相对更好的表现,则趋势追随策略将吸引更多交易者,这会降低基本面者的人群比例,因此基本面者和图表者的数量比例具有跨期变动性。Menkhoff 等<sup>[9]</sup>使用了 C&F 分析法,通过对 300 名分析专家的实证研究表明,基本面者与图表者的异质行为对于解释汇率预期的异质性具有重要作用。该研究的主要观点是当汇率远离其基本面价值时,分析家将越来越倾向于汇率的均值回归,这降低了汇率预期的异质性;由于分析家往往对突发事件存在着异质观点,因此汇率趋势的突变将会增强观点的异质性。

1) 相关文献的相同之处。实证检验结果大体揭示出,股票指数通常表现为混沌和混乱的非线性运行特征(王卫宁等<sup>[10]</sup>)。理论研究主要采用非线性动力学,并认为基本面者和图表者的异质行为能够描述价格波动的内在作用机理,也就是,基本面者(稳定力量)与图表者(不稳定力量)的相互作用导致了市场非规律地转换于牛、熊市之间,资产价格难以预测并高度敏感于市场的初始条件。

2) 相关文献的不同之处。在价格非线性运行特征的原因方面,许多学者存在着不同认识。比如,Hommes<sup>[3]</sup>认为,价格的非线性特征来自基本面者与图表者的相互作用,Wieland 和 Westerhoff<sup>[11]</sup>认为,汇率波动至少部分是由于汇率的内生非线性运动规则所引起,de Grauwe 和 Grimaldi<sup>[12]</sup>认为,非线性特征的存在是由于市场存在交易成本,李红权等<sup>[13]</sup>认为,投资者的异质性与相互影响等因素是引发市场复杂行为的重要途径。

目前,国内非线性复杂科学及行为金融学的研究已经从早期分形分析及文献综述工作(魏宇和黄登仕<sup>[14]</sup>、王新宇等<sup>[15]</sup>以及崔鑫等<sup>[16]</sup>)逐步发展到采用异质主体模型的理论分析阶段。张维和张永杰<sup>[17]</sup>提出了基于异质信念的风险资产价格均衡模型,从理论上证明了投资者的意见分歧

程度能够影响股票价格。张维和赵帅特<sup>[18]</sup>给出了基于异质期望的股票收益率均衡解析模型,并认为以预期方式为载体的不同认知偏差的互动作用是影响风险资产定价的深层原因。袁晨和傅强<sup>[19]</sup>发展了市场交易者具有异质转换速度和异质交易策略的非线性证券价格动态模型,从理论上证明了我国证券市场的“T+1”交易制度能够导致均衡价格对于价值的偏离,并且随着市场传染效应的不断增大,资产价格逐渐呈现出复杂的运动轨迹而难以收敛于均衡点。近几年来,尽管国内外的相关研究均取得了快速发展,但仍然存在着两方面的不足:①大多数文献采用了解析证明和计算机仿真技术,主要从数理机制方面展开了相应分析与探讨,这使得研究结果往往缺乏经济管理含义;②许多工作仅从异质交易者角度来解释资产价格的动态演化特征。由此,在交易者异质性的框架下,分析一些宏观经济变量对资产价格及其波动的影响,并借此来解释现实经济现象和进行相关的政策分析,这是国内外非线性复杂科学和行为金融学仍需广泛开发的前沿研究领域和重点研究内容(Hommes<sup>[3]</sup>)。

本文基于图表者和基本面者的异质价格预期规则,构建了非线性动力学模型,分析了均衡点处的稳定性,探讨了无风险利率调整对稳定域的影响,并使用修正 GARCH-M 模型,实证检验了 2004—2009 年期间我国证券市场的波动性。迄今为止,在货币政策与股票市场关系方面,我国相关研究主要集中于利率调整对股票价格的影响。谢平和焦瑾璞<sup>[20]</sup>研究美国经济走势和货币政策操作的结果后发现,近几年来美国股市投资者主要透过利率的变动来预期美国经济走势,美联储调息与股价也因而呈现出正相关关系,也就是说,当利率上调时,股市也同时大涨,因为利率上调意味着经济增长;反之则意味着经济疲软,股市也随之下跌。孙华婷和马跃<sup>[21]</sup>认为,我国货币政策工具中只有利率才能影响股票价格,并检验出我国存在利率对股价的“指示器效应”,即央行的利率调整将对股价产生同向影响。目前,我国仍然缺乏利息调整与证券市场波动方面的研究。然而,我国

分别在 2006 年 8 月至 2007 年 12 月和 2008 年 10 月至 2008 年 12 月期间,进行了存贷款基准利率的 7 次加息和 4 次降息,而同期我国证券市场也经历了大幅上涨和急速下跌.在这种特殊情形下,升息和降息究竟对应着怎样的证券市场波动性,这是我国金融监管部门和学术界必须思考的重要问题.本文以异质主体模型(HAMs)为研究基础,旨在为我国利率调整与证券市场波动的关系方面,提供一种基于交易者异质行为角度的理论探索与行为解释,这对于相关政策制定具有一定的参考意义<sup>③</sup>.

### 1 模型建立

本文依据原创文献 Brock 和 Hommes<sup>[22]</sup>的研究框架,并采纳了 Chiarella 等<sup>[23]</sup>的离散形式,考虑带有一种风险资产和一种无风险资产的金融市场模型.无风险资产产生了总收益  $R = 1 + r$ ,这里  $r > 0$  是无风险利率<sup>④</sup>.记  $p_t$  为在时间  $t$  时风险资产的每股价格(不包括红利),  $\{y_t\}$  为随机分红过程,则市场中投资者财富为

$$W_{t+1} = RW_t + Q_t(p_{t+1} + y_{t+1} - Rp_t) \quad (1)$$

式中,  $W_t$  是投资者在时间  $t$  时的财富;  $Q_t$  是投资者将风险资产从时间  $t$  持有到时间  $t + 1$  时的持有量.用符号  $E_t$  和  $V_t$  表示交易者的期望和方差,红利被假定为服从独立同分布,  $\bar{y} = E_t(y_{t+1})$  记为交易者对下期红利的期望,  $R_{t+1} = p_{t+1} + y_{t+1} - Rp_t$  则表示在交易期( $t + 1$ )的每股超额收益.假定市场中交易者都是期望效用最大化者,并具有相同的风险厌恶程度,交易者财富的指数效用函数为

$$U(W) = -e^{-aW}$$

式中  $a$  代表市场中交易者的风险厌恶系数( $a > 0$ ).于是,根据上述给定条件,市场中全体交易者对风险资产的需求总量  $Q_t$  为<sup>⑤</sup>

$$Q_t = \frac{E_t(R_{t+1})}{aV_t(R_{t+1})} \quad (2)$$

因此,当市场中交易者预期每股超额收益为正时,则会购买风险资产,  $Q_t > 0$ ; 当预期超额收益为负时,将会卖出风险资产,  $Q_t < 0$ ; 当超额收益期望为零时,则对风险资产没有需求,  $Q_t = 0$ .

最终,风险资产市场的价格调整过程受到市场所有参与者的总投资需求影响,即正需求导致价格上升,负需求使得价格下降,零需求则对应于不变价格.记  $\mu > 0$  代表基于需求的价格调整尺度,则风险资产的价格调整表达式为

$$p_{t+1} = p_t + \mu Q_t = p_t + \frac{\mu E_t R_{t+1}}{aV_t R_{t+1}} \quad (3)$$

这里,本文采用了大多数文献中广泛使用的线性价格调整函数.

假定金融市场中仅存在基本面者和图表者,分别记为类型 1 和类型 2,记号  $n_1$  和  $n_2$  ( $= 1 - n_1$ ) 则分别表示他们占总交易者数量的百分比.同时,假设两种交易者均能通过公开信息来获得风险资产的基本面价值,并且两类交易者都不是完全理性的,至少是受短期利润驱动的有限理性.基本面者和图表者的行为异质性主要体现在对下期风险资产价格的不同预期规则上.

有必要指出的是,本文与 Chiarella 等<sup>[23]</sup>的区别体现在两方面:1) 价格调整过程.本文思路是基本面者和图表者采用不同的预测方法和手段,分别形成价格预期,市场对于下期价格的总体预期将是这两种价格预期的加权平均,这也就形成了市场的总体预期收益、预期方差和总需求,并推动了价格调整.该文思路是基本面者和图表者分别根据各自的预期价格形成预期收益和预期方差,最终分别确定自己的需求量,而市场的总需求则为这两种人群需求的比例加总.在这方面,本文的研究思路是非常符合现实世界的.比如,财经类

③ 在 1994 年英格兰银行三百年纪念会上,前美联储主席格林斯潘呼吁研究资本市场与货币政策的关系,并在 1999 年 8 月的联储 Kansas 会议上再次提出,希望引起学术界的重视.资料来源:谢平和焦瑾璞等<sup>[20]</sup>.

④ 美国通常用 3 个月期的短期国库券(Treasury bill)作为无风险利率,但我国国债市场存在着品种少等问题.本文借鉴廖理和汪毅慧<sup>[24]</sup>的选择,将 1 年期定期存款利率视为无风险利率,并认为央行对 1 年期定期存款利率的调整即为无风险利率调整.

⑤ 更多细节见文献[22].

媒体中经常会有一类专家分析宏观经济形势等基本面信息,另一类专家分析价格的上涨趋势等技术信息。同时,栏目会发布投资者对后市的看法,并主要将观点分为“看多”、“看空”和“看平”,专家或者媒体对市场的最终看法则是这些观点的加权平均。简而言之,人们在实际中更为常见的行为是进行价格预期的加总;2) 研究视角。Chiarella等<sup>[23]</sup>使用了分岔分析等数理手段,探讨了交易者的行为参数和价格调整尺度对系统的影响。本文将这些因素界定为市场长期形成的固定参数,主要从经济管理角度分析了无风险利率调整对系统稳定性的影响。

### 1.1 基本面者的价格预期规则

模型中,基本面者具有超级的价格预测能力,即基本面者不仅会考虑图表者的趋势外推行为,还会分析新的经济信息(如突发事件等因素),以形成下期的预测值  $p_{1,t+1}^{pre}$ 。同时,如果价格偏离价值越远,基本面者认为价格的趋势越不可能持续。因此,基本面者的价格预期由两部分组成,一部分依赖自身的价格预测值,另一部分则来自均值回归策略。公式表达如下

$$E_t(p_{1,t+1}) = \alpha_t p_{1,t+1}^{pre} + (1 - \alpha_t) \bar{p} \quad (4)$$

式中  $\bar{p} = \bar{y}/(R - 1)$  是价格的基本面价值(遵从永续红利现金流模型);  $E_t(p_{1,t+1})$  代表了基本面者对下期价格的预期值。等式(4)清楚地表明,基本面者对于价格朝着预测价格  $p_{1,t+1}^{pre}$  的方向运动具有部分信心,对于价格将长期回归其价值具有部分信心。权重  $\alpha_t$  度量了基本面者对下期价格预测值  $p_{1,t+1}^{pre}$  的依赖程度,其表达式为

$$\alpha_t = \exp[-\rho(\bar{p} - p_t)^2] \quad (5)$$

式中  $\rho > 0$ , 为基本面者对价格偏离价值的灵敏度系数。结合式(4)和(5)可知,随着价格持续偏离价值,基本面者对预测值  $p_{1,t+1}^{pre}$  的自信程度  $\alpha_t$  将逐渐减少,关于均值回归的权重  $(1 - \alpha_t)$  则逐渐增加。

### 1.2 图表者的价格预期规则

图表者尽管也能获得风险资产的基本面价

值,但他们仅依据趋势追随策略。因此,图表者对下期价格的预期值也就是外推价格趋势所获得的预测值,其公式为

$$E_t(p_{2,t+1}) = p_{2,t+1}^{pre} = p_t + g(p_t - p_{t-1}) \quad (6)$$

式中  $E_t(p_{2,t+1})$  代表图表者的价格预期值;  $p_{2,t+1}^{pre}$  代表图表者的价格预测值;  $g$  为趋势追随效应的强度度量,如果  $g > 0$ , 那么这类图表者被称为趋势交易者<sup>⑥</sup>。

### 1.3 动态系统

由于金融市场中仅包含基本面者和图表者,因此市场的总体价格预期将是上述两种价格预期的加权平均,权重为两种交易者的人群比例,即

$$E_t(p_{t+1}) = n_1 E_t(p_{1,t+1}) + n_2 E_t(p_{2,t+1}) \quad (7)$$

将式(4)、(6)代入式(7)则得

$$E_t(p_{t+1}) = n_1 [\alpha_t p_{1,t+1}^{pre} + (1 - \alpha_t) \bar{p}] + n_2 [p_t + g(p_t - p_{t-1})] \quad (8)$$

对超额收益  $R_{t+1} = p_{t+1} + y_{t+1} - Rp_t$  两边取期望值,并代入  $\bar{y} = E_t(y_{t+1})$ 、 $R = 1 + r$ 、 $\bar{p} = \bar{y}/(R - 1)$  和式(8),可得出超额收益的预期表达式为

$$\begin{aligned} E_t(R_{t+1}) &= E_t(p_{t+1} + y_{t+1} - Rp_t) \\ &= E_t(p_{t+1}) + (R - 1)\bar{p} - Rp_t \\ &= n_1 [\alpha_t p_{1,t+1}^{pre} + (1 - \alpha_t) \bar{p}] + n_2 [p_t + g(p_t - p_{t-1})] + r\bar{p} - Rp_t \end{aligned} \quad (9)$$

为简化起见,假定市场的总体价格预测方差及风险资产的分红过程均服从独立同分布,即  $V_t(p_{t+1}) = \sigma_1^2$ 、 $V_t(y_{t+1}) = \sigma_2^2$ , 则超额收益的方差表达式为

$$\begin{aligned} V_t(R_{t+1}) &= V_t(p_{t+1} + y_{t+1} - Rp_t) \\ &= \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \end{aligned} \quad (10)$$

将式(9)、(10)代入价格设置式(3)则有

$$\begin{aligned} p_{t+1} &= p_t + \mu A \{ n_1 [\alpha_t p_{1,t+1}^{pre} + (1 - \alpha_t) \bar{p}] + n_2 [p_t + g(p_t - p_{t-1})] + r\bar{p} - Rp_t \} \end{aligned} \quad (11)$$

⑥ 当  $g < 0$  时,也称为反趋势交易者或者逆向思维交易者。这种情形下,仍然可以根据本文相关分析框架进行讨论。限于篇幅,本文仅讨论  $g > 0$  时,市场存在趋势交易者的情形。

式中  $A = \frac{1}{a(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}$  ,且恒大于零. 根据基本面者不仅分析图表者行为、新的经济信息变化,还包括风险资产的长期价值,因此,基本面者的价格预测值  $p_{1,t+1}^{pre}$  对式(11) 具有完全信息,公式表达为

$$E_t(p_{t+1} - p_{1,t+1}^{pre}) = 0$$

通过对式(11) 两边取期望,可解出  $p_{1,t+1}^{pre}$  为

$$\begin{cases} p_{t+1} = \frac{p_t + \mu A \{ (n_2 + n_2g - R) p_t + [n_1(1 - \alpha_t) + r] \bar{p} - n_2gq_t \}}{1 - n_1\mu A \alpha_t} \\ q_{t+1} = p_t \end{cases} \quad (13)$$

## 2 均衡点及稳定域

通过使用符号“ $\cdot$ ”表示单位时间步进算子,二维离散非线性价格动态模型能重新改写为

$$\begin{cases} p' = \frac{p + \mu A \{ (n_2 + n_2g - R) p + [n_1(1 - \alpha(p)) + r] \bar{p} - n_2gq \}}{1 - n_1\mu A \alpha(p)} \\ q' = p \end{cases} \quad (14)$$

这里  $\alpha(p) = \exp[-\rho(\bar{p} - p)^2]$ .

下面关注模型(14) 是否存在均衡点及其稳定性. 可以证明  $P^* = (\bar{p}, \bar{p})$  是模型(14) 的唯一稳定均衡点. 由于  $P^*$  对应于风险资产的价值处,于是可以将  $P^*$  点看作模型(14) 的基本面稳定状态. 通过雅可比矩阵在  $P^*$  点的特征值可以研究该均衡点的局部平稳性. 用

$$J_c = \begin{bmatrix} \frac{\partial p'}{\partial p} & \frac{\partial p'}{\partial q} \\ \frac{\partial q'}{\partial p} & \frac{\partial q'}{\partial q} \end{bmatrix}$$

表示模型(14) 的雅可比矩阵. 将均衡点  $P^* = (\bar{p}, \bar{p})$  代入  $J_c$ , 可得均衡点处的雅可比矩阵  $J_c^*$  的参数表达式

$$J_c^* = \begin{bmatrix} \frac{1 + \mu A [n_2(1 + g) - R]}{1 - n_1\mu A} & -\frac{n_2\mu Ag}{1 - n_1\mu A} \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$$

分别用记号  $\det$  和  $\text{tr}$  代表  $J_c^*$  的行列式和迹. 则有

$$\det J_c^* = \frac{n_2\mu Ag}{1 - n_1\mu A}$$

$$\text{tr} J_c^* = \frac{1 + \mu A [n_2(1 + g) - R]}{1 - n_1\mu A}$$

由下面不等式组

$$p_{1,t+1}^{pre} = \frac{p_t + \mu A \{ (n_2 + n_2g - R) p_t + [n_1(1 - \alpha_t) + r] \bar{p} - n_2gq_t \}}{1 - n_1\mu A \alpha_t} \quad (12)$$

将式(12) 代入式(11), 则得出一个金融市场中风险资产价格的跨期动态演变过程

$$\begin{cases} 1 - \text{tr} J_c^* + \det J_c^* = \frac{\mu A (R - 1)}{1 - n_1\mu A} > 0 \\ 1 + \text{tr} J_c^* + \det J_c^* = \frac{2 + \mu A (n_2 - n_1 + 2n_2g - R)}{1 - n_1\mu A} > 0 \\ 1 - \det J_c^* = \frac{1 - n_1\mu A - n_2\mu Ag}{1 - n_1\mu A} > 0 \end{cases} \quad (15)$$

给出了二维离散非线性动力系统的局部渐进稳定性判别条件. 由于  $0 \leq n_2 \leq 1$  ,且  $\mu, A, g$  均为大于零的数, 因此

$$1 - n_1\mu A - n_2\mu Ag \leq 1 - n_1\mu A$$

当  $1 - n_1\mu A - n_2\mu Ag > 0$  时, 不等式组(15) 的第1个及第3个不等式恒成立, 于是分析被严格地限制在这一范围内. 为了能更好地理解这一限制范围, 将定义式  $A = \frac{1}{a(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}$  ,  $n_1 = 1 - n_2$  代入该

不等式, 变形后可得

$$n_2(g - 1) < \frac{a(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) - \mu}{\mu}$$

不等式左边项由图表者比例  $n_2$  及趋势追随效应  $g$  组成, 因此左边项代表了图表者效应; 不等式右边项由价格调整尺度  $\mu$ 、风险厌恶系数  $a$ 、交易者对下期价格和分红过程的预测方差  $\sigma_1^2$  和  $\sigma_2^2$  组成,

将右边项称为由市场因素所决定的市场临界值。因此, 限制条件  $1 - n_1\mu A - n_2\mu A g > 0$  所对应的含义为: 图表者效应必须小于市场临界值, 当图表者效应大于市场的承受度时, 将导致市场波动的发生。于是, 均衡点处的稳定性主要由不等式组 (15) 的第 2 个不等式决定, 即要求如下等式成立

$$2 + \mu A (n_2 - n_1 + 2n_2g - R) > 0 \quad (16)$$

通过改写不等式 (16), 可得均衡点处关于无风险利率的稳定区间表达式<sup>⑦</sup>

$$0 < r < 2 \left[ \frac{1}{\mu} a (\sigma_1^2 + \sigma_2^2) - 1 \right] + 2n_2(1 + g) \quad (17)$$

对稳定区间式 (17) 的诠释为: 1) 区间上限由价格调整尺度、交易者的风险厌恶系数、交易者预测方差及图表者效应等多种市场因素决定, 而对区间下限则没有限制。因此, 当无风险利率超过

临界值上限时, 均衡点难以形成局部稳定; 当无风险利率下降时, 系统稳定性并不会发生本质改变<sup>⑧</sup>。2) 在其他市场因素不变下, 相对较弱的图表者效应  $2n_2(1 + g)$  对应着较小的区间上限值, 这时无风险利率的调高将很容易导致系统的不稳定; 相对较强的图表者效应  $2n_2(1 + g)$  则引起了较大的区间上限值, 这时无风险利率的调高将很难改变系统的局部稳定性。

易纲<sup>[26]</sup> 以 1 年期存款基准利率为例, 将 1979 - 04 ~ 2008 - 12 期间我国的利率调整划分为 6 个周期, 图 1 的点给出了我国第 6 轮利率调整 (2004 - 10 ~ 2008 - 12) 所包含的调息日期, 图 1 的实线则描绘了 2004 - 01 ~ 2009 - 10 期间我国的上证指数。值得说明的是, 由于采用了上证指数的月线图, 故 2008 年 10 月的两次降息事件在图 1 中由同一点表示。

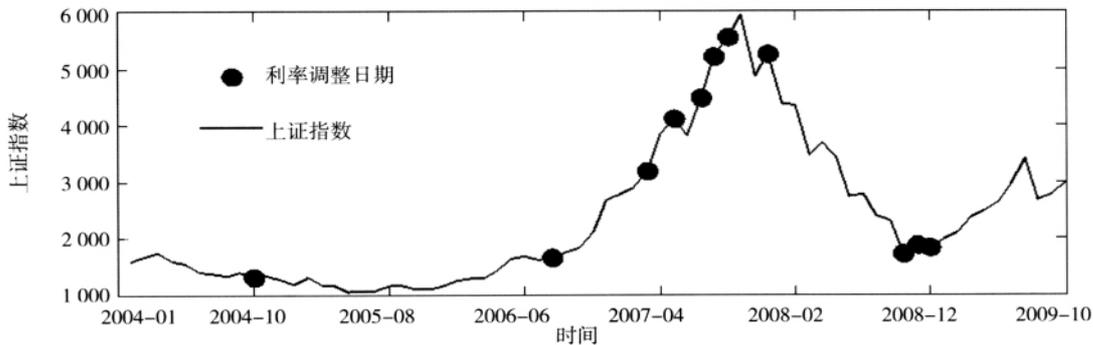


图 1 2004 至 2009 年期间上证指数及利率调整日期

Fig. 1 Shanghai stock index and the day of risk free rate adjustment from 2004 to 2009

现在, 使用区间式 (17) 的含义来解释图 1 所显示的内容<sup>⑨</sup>: 1) 2004 - 01 ~ 2006 - 08 期间, 央行分别于 2004 - 10 及 2006 - 08 进行了两次升息, 同期的上证指数未有明显趋势特征, 在 2006 年 8

月升息以后, 我国证券市场出现了大幅上涨。这是由于该阶段的图表者效应相对较弱, 稳定区间的上限值较小, 2006 年 8 月的升息可能超过了这一临界值, 导致上证指数开始偏离这一较长时期的

⑦ 将该不等式变形, 则得  $2(1 - n_1\mu A - n_2\mu A g) + 4n_2\mu A g > \mu A r$ , 由于此时  $1 - n_1\mu A - n_2\mu A g > 0$ , 不等式左边项显然大于零。因此, 关于无风险利率的稳定区间上限是有意义的。同时, 基于两个原因 (① 非线性系统的多维多参数系统较为复杂, 而单参数平面自治系统的研究成果比较成熟 (张琪昌等<sup>[25]</sup>); ② 其他参数不是重点考虑内容) 只考虑了利率参数  $r$  对系统稳定性的影响。

⑧ 这里有必要强调 3 点: ① 为避免歧义, 对仅包含  $n_2$  和  $g$  而不含有其他参数的表达式统称为图表者效应, 而不仅指  $n_2(g - 1)$ ; ② 无风险利率的稳定区间下限是否存在临界值, 以及这一临界值由哪些市场因素决定, 这需要进一步的探索, 也是本文的后续研究内容; ③ 价格调整尺度、交易者的风险厌恶系数及交易者预测方差 3 个因素均在金融市场的长期交易过程中形成, 相对图表者效应  $n_2(1 + g)$  而言不容易变化。因此, 稳定区间上限临界值的短期改变主要是由图表者效应所决定。

⑨ 此处仅从本模型所涉及的因素进行分析, 将会忽略同期其他可能影响证券市场的相关因素。货币政策方面, 孙华妤和马跃<sup>[21]</sup> 认为, 我国货币政策工具中只有利率才能影响证券价格, 货币数量对证券市场不起作用, 因此, 存款准备金率对证券市场所产生的影响, 也将不予考虑。

稳定状态. 而2004年10月的利率水平可能仍然低于临界值, 加息事件并不能引起指数的大幅改变. 第4部分将通过模型的仿真来继续说明这一道理, 即利率的微调能够从本质上改变系统的稳定性. 2) 2006 - 08 ~ 2007 - 12 期间, 上证指数呈现持续上涨特征. 根据谢平和焦瑾璞<sup>[20]</sup>、孙华好和马跃<sup>[21]</sup>, 利率上调具有经济增长的“指示器效应”, 这可能引起了基本面者对市场价值的看高和图表者效应的增强. 因此, 2007年5月上证指数上升到4 000点附近并取得了短暂的稳定, 此时, 较强的图表者效应对应着较大的稳定区间上限值. 然而, 央行在2007 - 03 ~ 2007 - 12 期间的6次升息可能使得利率水平超过了临界值, 这导致市场难以形成持续的稳定. 在升息的指示器效应、升息打破局部稳定及图表者效应的共同作用下, 上证指数被持续推至最高点, 并最终在2007 - 11 ~ 2008 - 11 期间回到了2004 - 01 ~ 2006 - 08 的初始状态. 3) 2008 - 10 ~ 2008 - 12 期间, 央行为了应对金融危机的负面影响而进行了4次降息(易纲<sup>[26]</sup>). 这一阶段和随后的2009 - 1 ~ 2009 - 10 期间, 上证指数呈现出较为稳定的小幅上涨特征.

从结果上看, 2007年期间我国的利率上调政策也许最终改变了上证指数的运行趋势, 但也付出了证券市场剧烈波动的代价. 综上所述, 本文认为: 提高无风险利率易导致证券市场难以形成局部稳定, 降低无风险利率则不会从本质上改变系统的稳定性.

### 3 模型的仿真实现

为了保持经济的稳定运行, 央行往往进行无风险利率的阶段调整. 因此, 本文选择3种不同的利率水平, 对价格的演变过程进行仿真. 具体步骤为: ① 假定初始价格并不位于价值  $p^* = (\bar{p}, \underline{p})$  处, 此时设定为  $p_0 = 0.2, q_0 = 0.2$ ; ② 固定除参数  $r$  之外的所有其他参数值, 分别为  $\bar{p} = 0, n_1 = 0.985, \mu = 1, A = 0.99, g = 0.01, \rho = 1$ ; ③ 分别选取利率  $r = 0.04, 0.05, 0.051$ , 模拟这3种不同利率水平所对应的价格动态特征. 值得强调的是, 对于任何有意义的初始条件和参数值的大范围选择, 价格收敛迭代次数不尽相同, 但能得到相似结果.

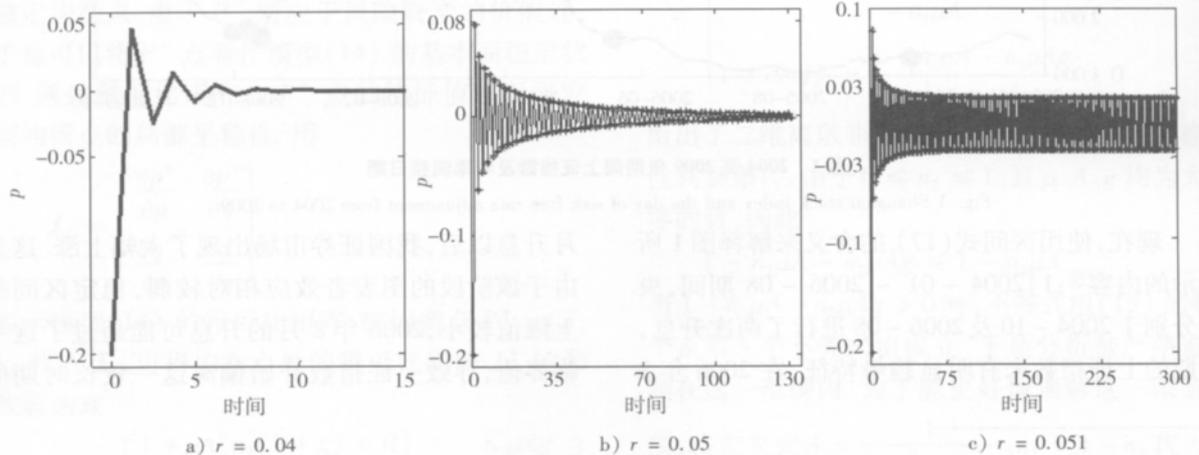


图2 不同  $r$  值所对应的价格轨线图

Fig. 2 Three time series of  $P$  for different  $r$

图2a) b) c) 分别描绘了  $r = 0.04, 0.05, 0.051$  时价格的波动性及收敛速度. 图2显示, 当无风险利率  $r = 0.04$ (临界值内) 时, 价格大约仅需要10步迭代后快速回到稳定点  $p^* = 0$  处;  $r = 0.05$  时(约为临界值), 这一过程大约需要125步迭代;  $r = 0.051$  时(临界值外), 价格以震荡走势

离开初始点并呈现出多期波动, 经过300步迭代后, 价格仍然震荡于区间  $(-0.03, 0.03)$  范围内而不能收敛. 图2清晰地表明, 随着无风险利率不断增大, 价格表现为更长时间地偏离价值和更为复杂的运动轨迹, 当利率超过临界值时, 价格不能收敛于价值处.

## 4 实证检验

### 4.1 数据采集

股价指数代表了整个股票市场的行情变化和发展趋势,总体上能够反映政策及宏观因素变化对股票市场的影响。因此,本部分使用上证指数收盘价及其收益率的日交易数据,对 2006-8-19 ~ 2009-10-15 期间,我国 11 次利率调整与股市波动的相互关系进行实证检验。上证指数日数据全部取自 CSMAR 数据库,全部样本期为 2004-1-2 ~ 2009-10-15。利率调整的具体发生日期则来自中国人民银行的官方网站 www.pbc.gov.cn。

### 4.2 研究方法步骤

由于市场的波动性是衡量市场稳定性的关键指标,因此实证部分的研究假设:相对基期而言,加息期间证券市场呈现波动加剧特征,降息期间证券市场的波动性没有显著改变。实证部分的具体步骤及方法如下。

1) 对模型式(13)进行拟合。主要是检验模型是否合理,所对应的思想是:如果模型的价格变量不能很好地拟合上证指数的实际运行趋势,则模型所得出的结论并非完全合理;如果模型能够从整体上拟合上证指数的运行趋势,则理论结果具有一定的合理性。因此,拟合优度(样本内静态预测)、样本内动态预测及样本外静态预测是主要考虑的 3 个因素。

通过改写动态模型式(13),可得如下形式

$$p_{t+1} = \left\{ \frac{1 + \mu A [n_2(1+g) - (1+\eta)]}{1 - n_1 \mu A \alpha_t} \right\} p_t + \left( \frac{-\mu A n_2 g}{1 - n_1 \mu A \alpha_t} \right) p_{t-1} + \left\{ \frac{\mu A [n_1(1 - \alpha_t) + r]}{1 - n_1 \mu A \alpha_t} \right\} \bar{p}$$

由此,建立如下计量模型

$$p_{t+1} = b_0 + b_1 p_t + b_2 p_{t-1} + b_3 M_{t-2} + b_4 t + \varepsilon \quad (18)$$

式中  $p_t$  为第  $t$  日的上证指数收盘价;  $M_{t-2} = \sum_{i=2}^n \frac{p_{t-i}}{n-1}$ , 代表了从  $t-2$  日至两年前该日的价格平均值,  $M_{t-2}$  是  $\bar{p}$  的替代变量<sup>⑩</sup>;  $t$  是时间度量,目的是为了消除价格时间序列的谬误相关。

模型拟合的样本期间为 2006-1-6 ~ 2008-12-31, 样本量为 727 个。  $M_{t-2}$  则选用了 2004-1-2 ~ 2005-12-30 的平均值作为基本价值值的初始值,其后的值则依次采取移动平均获得。样本外预测则选用 2009-1-5 ~ 2009-10-15 的数据进行静态预测,之所以选择静态预测,主要是因为现实中交易者主要依据当天的收盘价及下一交易日前所获得的新信息来预测市场的下期价格,因此交易者将会每日更新  $p_t$ 、 $p_{t-1}$  等解释变量,而不会依据模型的前一迭代值进行动态价格预测。

2) 采用虚拟变量的分析手段,利用上证指数日收益率的修正 GARCH-M(1,1) 模型,用模型残差项的条件方差来描述股票市场的波动性,通过将加息和降息期间所对应的股市波动性与基期进行比较,以检验实证假设。

我国于 2007 年 3 月至 12 月期间共进行了 6 次加息,2008 年 10 月至 12 月期间共进行了 4 次降息,这使得前后两次利率调整的时间间隔非常短。对每次利率调整都进行独立分析,将会由于样本量少等问题而难以实现。因此,将 2006-8-19 ~ 2007-12-21 的 7 次加息看做 1 次加息,并将从第 1 次升息直到第 1 次降息的时期视为加息的影响阶段,即 2006-8-19 ~ 2008-10-8; 同理,将 2008-10-9 ~ 2008-12-23 的 4 次降息也

<sup>⑩</sup> 实际上,股票的基本价值将随着宏观经济环境、时间等因素改变而发生变化。经典的贴现值模型使用了红利或者股票收益的现值来衡量股票价值,但在现实中,未来存在太多的不确定性,因而难以准确衡量股票的基本价值。国际资本市场上一般使用价格的年线(250 个历史交易日收盘价的平均值)作为研判趋势的支撑线。本文采用了两年的移动价格平均来替代基本价值,理由为:1) 两年的移动价格平均既能反映“均值”这一含义,又能包含基本价值随时间而变动这一含义;2) 2006 ~ 2008 年中国股票市场呈现急剧的上升和下降,两年线可以相对消除这一脉冲式变化。

当做1次降息,并将第1次降息日及其随后时期,即2008-10-9~2009-10-15看作降息的影响阶段.因此,通过将虚拟变量引入常用的GARCH-M模型,可以很方便地获得上证指数收益率在不同时期的波动性.根据陈雄兵和张宗成<sup>[27]</sup>等文献,本文采用如下的修正GARCH模型

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-6} + \beta_2 \sqrt{h_t} + \beta_3 D_1 + \beta_4 D_2 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim \text{i. i. d } N(0, h_t)$$

$$h_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_2 h_{t-1} + \theta_3 D_1 + \theta_4 D_2 \quad (19)$$

式中,  $R_t$  代表  $t$  日的上证指数日收益率,其定义式

为上证指数相邻两个交易日收盘价的对数一阶差分,即  $R_t = 100 * (\ln P_t - \ln P_{t-1})$ . 模型中引入  $R_{t-6}$  是为了消除收益率序列的自相关性;  $D_1$ 、 $D_2$  分别为代表加息和降息的虚拟变量,若交易日发生在2006-8-19~2008-10-8,则  $D_1$  取1,否则取0;若交易日发生在2008-10-9~2009-10-15,则  $D_2$  取1,否则取0.于是,用于比较的基准期则为2004-1-2~2006-8-18.

### 4.3 检验结果

1) 表1给出了对式(18)的估计结果,图3则分3个子图描绘了上证指数的实际值与样本内静态预测、样本内动态预测、样本外静态预测的模拟结果.

表1 模型的拟合结果

Table 1 Regression results of the dynamical model

系数	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$
检验	43.427 66	0.983 097	0.014 560	-0.037 694	0.136 506
结果	(3.800 34) ***	(26.382 3) ***	(0.390 85)	(-3.412 66) ***	(2.635 89) ***
	调整 $R^2$	统计量	AIC 信息准则	特征根(模数)	
	0.996 867	57 590.40	11.502 02	0.997 691(-0.014 594)	
				0.997 691(0.014 594)	

注: 圆括号内为系数的  $t$  统计量,上标 \*\*\* 代表在1%的水平下显著.

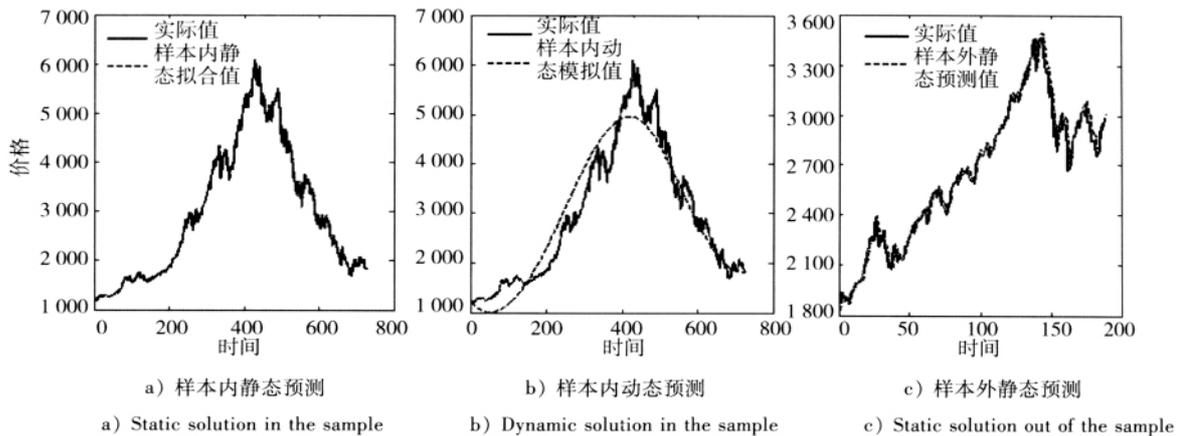


图3 实际值与预测值的3种比较

Fig. 3 The comparison of actual and forecast data for different methods

根据表1及图3可以看出:其一,系数  $b_1$ 、 $b_3$  的  $t$  值均在1%水平上显著,这表明上证指数在样本期内主要受到前期价格的影响并具有均值回归效应.其二,特征根的模均小于1,说明模型是平稳系统.其三,几乎不能通过图3a)看出上证指数

的实际值与样本内静态预测值的区别,这是因为模型具有很高的  $R^2$  (0.9969);通过观察图3b)可以发现,模型迭代值所产生的动态预测值序列能很好地反映上证指数实际值的运行趋势及其转折点;同样,很难通过图3c)发现样本外静态预测值

与实际值的不同,这说明模型具有较好的预测能力. 总体来看,计量模型式(18)能很好地拟合上证指数序列,反映出本文所建理论模型具有一定的现实合理性.

2) 上证指数日收益率序列的描述性统计特征及其平稳性 ADF 检验结果汇总于表 2,表 3 则给出了 GARCH 模型的估计结果.

根据表 2,样本期内上证指数日收益率序列具有明显的尖峰厚尾特征,偏度系数为 -0.278,峰度系数为 5.631,利用 JB 统计量可以判定收益率序列不符合正态分布;ADF 统计量为 -37.160,远小于 1% 临界值,表明收益率是平稳序列. 因此,采用 GARCH 模型的建模方法较为合理.

表 2 收益率序列的描述性统计特征及平稳性检验结果

Table 2 Descriptive statistics of stock market returns and the result of ADF test

统计特征	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	稳定性检验	ADF 统计量	1% 临界值
	0.049	1.956	-0.278	5.631	422.794		-37.160	-3.435

通过观察表 3 的统计量可以看出,标准化残差滞后 30 阶的  $Q$  统计量、标准化残差平方滞后 30 阶的  $Q$  统计量以及残差滞后 3 阶的

ARCH LM 统计量均对应较大的  $p$  值,表明残差序列不存在自相关或异方差,从而模型充分有效.

表 3 GARCH-M 的估计结果

Table 3 Estimation results of the GARCH-M model

系数	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
均值方程	0.326 5 (1.936 2)*	-0.082 4 (-2.923 4)***	-0.226 9 (-1.872 6)*	0.319 4 (2.427 8)**	0.348 7 (2.380 7)**
系数	$\theta_0$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$	$\theta_4$
方差方程	0.035 0 (2.852 5)***	0.065 1 (6.994 6)***	0.921 5 (88.059 9)***	0.052 3 (2.192 4)**	0.024 4 (1.072 4)
统计量	$Q(30)$	$Q^2(30)$	对数似然值	ARCH LM 检验	
	28.280 [0.503]	19.959 [0.894]	-2 772.185	0.235 5 [0.871 7]	

注:圆括号内为  $z$  统计量,上标\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;方括号内为  $p$  值; $Q(30)$  是标准化残差序列的 Ljung-Box  $Q(30)$  统计量.

根据表 3 的估计结果,实证部分得出以下观点:

1) 均值方程表明:系数  $\beta_2 = -0.226 9$  并在 10% 的水平下显著,这表明收益率与市场波动间存在负相关性;系数  $\beta_3 = 0.319 4$ 、 $\beta_4 = 0.348 7$  均为正值并在 5% 的水平下显著,这揭示出上证指数在升息和降息期间均能获得比基期更高的平均收益率水平. 因此,升息期间的收益上升能够在一定程度上吻合孙华妤和马跃<sup>[21]</sup>的“指示器效应”,而降息期间的收益上升则与该文观点相反. 根据图 1,这种吻合与冲突可能与利率调整的时期有关,即升息事件大多发生在 2007 年的股价上涨阶段,降息事件均发生在近几年上证指数的最低点.

2) 方差方程显示:相对基期而言  $\theta_3 = 0.052 3$  并在 5% 的水平下显著,这说明升息期间股市呈现波动加剧的特征; $\theta_4 = 0.024 4$  但  $t$  值为 1.072 4,反映出降息期间股市波动性没有显著改变.

### 5 结束语

本文基于图表者和基本面者的异质价格预期规则,构建了二维离散非线性资产价格动态模型,分析了均衡点处的稳定性,探讨了无风险利率调整对稳定域的影响,并使用修正 GARCH-M 模型,实证检验了 2004~2009 年间我国证券

市场的波动性. 主要结论为: 提高无风险利率易导致证券市场难以形成局部稳定, 降低无风险利率则不会从本质上改变稳定性; 实证结果揭示出, 相对基期而言, 加息期间证券市场呈现波动加剧特征, 降息期间证券市场的波动性没有显著改变.

通过汇总上述研究结论及相关文献的观点, 总体上认为: 1) 在 2007 年央行升息政策的指示器效应和破坏局部稳定性的共同作用下, 上证指数被趋势外推至 2007 年 10 月的最高点, 最终在均值回归等因素的作用下形成了随后的大崩溃. 证券市场在这一阶段表现为大起大落的剧烈波动. 2) 由于降息不会从本质上改变均衡点的稳定性, 因此 2008 年底的降息期间及其随后的 2009 年,

证券市场确实取得了相对稳定, 至少未表现出波动加剧的特征.

应当说明的是, 本文的主要观点更多是建立在一些理论假设基础上的结果. 同时, 考虑到央行利率调整的阶段性, 实证部分采用了虚拟变量的形式, 检验了升息和降息期间的股市波动性. 相对包含利率变量的计量模型而言, 这种方法虽然在一定程度上可以间接地验证本文的理论观点, 但仍然缺乏直接的说服力. 尚待改进及未来研究方向主要为两方面: 理论方面, 探索无风险利率的稳定区间下限是否存在临界值, 以及临界值由哪些市场因素所决定; 实证方面, 采用具有连续性的上海银行间同业拆放利率 (SHIBOR), 以获得更为直接的检验结果.

#### 参 考 文 献:

- [1] Shiller R J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? [J]. *American Economic Review*, 1981, 71(3): 421–436.
- [2] LeRoy S F, Porter R D. The present-value relation: Tests based on implied variance bounds [J]. *Econometrica*, 1981, 49(1): 97–113.
- [3] Hommes C H. Heterogeneous agent models in economics and finance [M] // Judd K L, Tesfatsion L. *Handbook of Computational Economics II*, Amsterdam: North-Holland, 2006: 1109–1186.
- [4] Samanidou E, Zschischang E, Stauffer D, et al. Agent-based models of financial markets [J]. *Physica A*, 2007, 70(3): 409–450.
- [5] Frankel J A, Froot K A. Chartists, fundamentalists, and trading in the foreign exchange market [J]. *American Economic Review*, 1990, 80(2): 181–185.
- [6] Lux T, Marchesi M. Volatility clustering in financial markets: A microsimulation of interacting agents [J]. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 2000, 3(7): 675–702.
- [7] Brock W A, Hommes C H, Wagener F O O. Evolutionary dynamics in markets with many traders types [J]. *Journal of Mathematical Economics*, 2005, 41(1/2): 7–42.
- [8] Boswijk H P, Hommes C H, Manzan S. Behavioral heterogeneity in stock prices [J]. *Journal of economic dynamics and control*, 2007, 31(6): 1938–1970.
- [9] Menkhoff L, Rebitzky R R, Schroder M. Heterogeneity in exchange rate expectations: Evidence on the chartist-fundamentalist approach [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2009, 70(1/2): 241–252.
- [10] 王卫宁, 汪秉宏, 史晓平. 股票价格波动的混沌行为分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2004, (4): 141–147.  
Wang Weining, Wang Binghong, Shi Xiaoping. An analysis of chaotic behavior in volatility of financial price [J]. *Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2004, (4): 141–147. (in Chinese)
- [11] Wieland C, Westerhoff F H. Exchange rate dynamics, central bank interventions and chaos control methods [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2005, 58(1): 117–132.
- [12] de Grauwe P, Grimaldi M. Heterogeneity of agents, transactions costs and the exchange rate [J]. *Journal of Economic Dy-*

- namics and Control ,2005 ,29(4) : 691 – 719.
- [13]李红权,汪寿阳,马超群. 股价波动的本质特征是什么? ——基于非线性动力学分析视角的研究[J]. 中国管理科学,2008 ,16(5) : 1 – 8.
- Li Hongquan ,Wang Shouyang ,Ma Chaoqun. What's the nature of volatility in stock prices?: Based on the nonlinear dynamical analysis principle [J]. Chinese Journal of Management Science ,2008 ,16(5) : 1 – 8. ( in Chinese)
- [14]魏 宇,黄登仕. 金融市场多标度分形现象及与风险管理的关系 [J]. 管理科学学报,2003 ,6(1) : 87 – 91.
- Wei Yu ,Huang Dengshi. Multifractal phenomenon and financial risk management [J]. Journal of Management Sciences in China ,2003 ,6(1) : 87 – 91. ( in Chinese)
- [15]王新宇,宋学锋,吴瑞明. 中国证券市场的分形分析 [J]. 管理科学学报,2004 ,7(5) : 67 – 74.
- Wang Xinyu ,Song Xuefeng ,Wu Ruiming. Fractal analysis of China stock markets [J]. Journal of Management Sciences in China ,2004 ,7(5) : 67 – 74. ( in Chinese)
- [16]崔 鑫,邵 芸,王宗军. 资本市场非线性理论研究综述与展望 [J]. 管理科学学报,2004 ,7(3) : 75 – 85.
- Cui Xin ,Shao Yun ,Wang Zongjun. On non-linearity in capital market: Summary and prospect [J]. Journal of Management Sciences in China ,2004 ,7(3) : 75 – 85. ( in Chinese)
- [17]张 维,张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格 [J]. 管理科学学报,2006 ,9(4) : 58 – 64.
- Zhang Wei ,Zhang Yongjie. Heterogeneous beliefs , short-selling constraints and the asset prices [J]. Journal of Management Sciences in China ,2006 ,9(4) : 58 – 64. ( in Chinese)
- [18]张 维,赵帅特. 认知偏差、异质期望与资产定价 [J]. 管理科学学报,2010 ,13(1) : 52 – 59.
- Zhang Wei ,Zhao Shuaite. Cognitive biases ,heterogeneous expectation and asset pricing [J]. Journal of Management Sciences in China ,2010 ,13(1) : 52 – 59. ( in Chinese)
- [19]袁 晨,傅 强. “T + 1”交易制度下非线性证券价格动态模型及实证 [J]. 管理科学学报,2011 ,14(3) : 83 – 96.
- Yuan Chen ,Fu Qiang. Nonlinear dynamical model of security prices under “T + 1” trading mechanism and its empirical test [J]. Journal of Management Sciences in China ,2011 ,14(3) : 83 – 96. ( in Chinese)
- [20]谢 平,焦瑾璞. 中国股票市场发展与货币政策完善 [J]. 金融研究,2002 ,(4) : 1 – 12.
- Xie Ping ,Jiao Jinpu. The capital market development and monetary policy improvement [J]. Journal of Financial Research ,2002 ,(4) : 1 – 12. ( in Chinese)
- [21]孙华妤,马 跃. 中国货币政策与股票市场的关系 [J]. 经济研究,2003 ,(7) : 44 – 53.
- Sun Huashu ,Ma Yue. Monetary policy and stock market in China [J]. Economic Research Journal ,2003 ,(7) : 44 – 53. ( in Chinese)
- [22]Brock W ,Hommes C H. Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a simple asset pricing model [J]. Journal of Economic Dynamics and Control ,1998 ,22(8/9) : 1235 – 1274.
- [23]Chiarella C ,Dieci R ,Gardini L ,et al. A model of financial market dynamics with heterogeneous beliefs and state-dependent confidence [J]. Computational Economics ,2008 ,32(1/2) : 55 – 72.
- [24]廖 理,汪毅慧. 中国股票市场风险溢价研究 [J]. 金融研究,2003 ,(4) : 23 – 31.
- Liao Li ,Wang Yihui. The risk premium of China's stock market [J]. Journal of Financial Research ,2003 ,(4) : 23 – 31. ( in Chinese)
- [25]张琪昌,王洪礼,竺致文. 分岔与混沌理论及应用 [M]. 天津: 天津大学出版社,2005.
- Zhang Qichang ,Wang Hongli ,Zhu Zhiwen. Bifurcation and Chaos: Theory and Application [M]. Tianjin: Tianjin University Press ,2005. ( in Chinese)
- [26]易 纲. 中国改革开放三十年的利率市场化进程 [J]. 金融研究,2009 ,(1) : 1 – 14.
- Yi Gang. The 30-year-long course of the market-based interest rate reform in China [J]. Journal of Financial Research ,2009 ,(1) : 1 – 14. ( in Chinese)

[27]陈雄兵,张宗成. 基于修正 GARCH 模型的中国股市收益率与波动周内效应实证研究[J]. 中国管理科学,2008, 16(4): 44-49.

Chen Xiongbing, Zhang Zongcheng. The day-of-the-week effect on stock return and volatility in China: Empirical evidence from modified GARCH model[J]. Chinese Journal of Management Science, 2008, 16(4): 44-49. (in Chinese)

## Heterogeneous price expectations , risk free rate adjustment and volatility of security markets

*YUAN Chen<sup>1 2</sup> , FU Qiang<sup>1</sup>*

1. College of Economy and Business Administration , Chongqing University , Chongqing 400030 , China;
2. School of management , Chongqing Jiaotong University , Chongqing 400074 , China

**Abstract:** After constructing a two-dimensional discrete nonlinear dynamical model of asset prices with traders' heterogeneous price expectations , this paper studies the impact of risk free rate adjustments on the stability of the equilibrium point. Moreover , an empirical test has been used to study the volatility of Chinese stock market from 2004 to 2009. Theoretical analysis shows that the local stability in security markets is difficult to show up due to the increasing risk free rate , and it can not be essentially changed when the risk free rate declines. Furthermore , the results are also indirectly confirmed by the empirical work. Especially compared with the benchmark , the volatility of China's stock market is excessive during the seven times of increasing interest rate from August 2006 to October 2008. However , during the four times the central bank's reduced interest rates from October 2008 to October 2009 , the volatility shows no significant difference with respect to the benchmark.

**Key words:** heterogeneous price expectations; risk free rate; volatility; mean reversion