

中国股票市场泡沫的持续期限检验

张兵 徐炜*

摘要 本文首次将“持续期限分析”这一经济计量学近三十年最重要的进展之一应用于中国股市泡沫的计量。我们在引入理性泡沫模型后提出，泡沫的存在意味着正的超额收益率的持续期限，即泡沫破裂的概率与游程长度成反比。随后，我们进行了实证检验，结论是中国股票市场存在着明显的泡沫。

关键词 持续期限分析，股市泡沫，突变率

根据《新帕尔格雷夫货币与金融大辞典》(1992)的提法，泡沫是指，在一个连续的金融运作过程中，一种或一系列资产价格的突然上升，并且随着最初的价格上升，人们产生对远期价格继续上升的预期，从而吸引更多新的买者。总的来看，在这个过程中，投机者感兴趣的是买卖资产获得的收益，而不是资产本身的用途及其盈利能力。股市泡沫根源于股票市场的虚拟性和不完全性。股票市场的交易并不存在一个具有帕累托效率的均衡点，在某一区域的任何一点，它都能达到供需均衡。在这一市场上，价格的高低很大程度上取决于交易双方对于未来价格的预期。而且，这种预期具有“自我维持”或“自我实现”的特点，即虽然人们知道股价已背离其内在价值，但股票价格越是上涨，越有更多的人相信股价会继续上涨，但是，在过高价位上，一旦股价止升回跌，很快会出现下行的正反馈激荡，导致泡沫彻底破裂。

股市泡沫是泡沫经济的重要组成部分，不断膨胀的股市泡沫是出现泡沫经济的先兆。对于我国股市是否存在泡沫，无论是理论界还是证券界，都有不同的观点，这主要源于对股市泡沫的检验标准或方法的不同。运用恰当的经济计量工具进行实证检验，揭示股市泡沫现象中的变量关系和数量特征，对于分析和论证股市泡沫的存在及其变化有着重要的意义。本文试图将“持续期限分析”这一经济计量学的近三十年的最重要的进展之一应用于中国股市泡沫的计量，对股市泡沫存在与否给予实证性的回答。

本文行文安排如下：首先是泡沫模型的回顾，并指出泡沫的存在意味着正的超额收益率的持续期限依赖；其次是介绍持续期限分析方法并将其运用在股市泡沫的检验；然后是数据和统计分析结果；最后是简短的评论。

一、泡沫模型

本节将在回顾泡沫模型的基础上，引申出泡沫的存在意味着正的超额收益率的持续期限，为我们的应用研究提供理论基础。

检验市场泡沫的工作，较早期见于 Flood 和 Garber (1980)，他们首次引入理性预期模型做为检验泡沫的理论基础。Blanchard 和 Watson (1982) 提出，除了非理性泡沫之外，还存在着理性泡沫。他们建立了一个动态预测模型来讨论泡沫经济的形成过程。Santoni (1987) 发展了理性投机泡沫理论，该理论模型在并不做出投资者不理性的假定下，允许股票价格偏离其内在基础价值，即股票价格中包含着理性泡沫。Santoni (1987) 指出了理性泡沫的三个特征：第一，理性泡沫具有连续性。如果仅仅依据股票的基础价值来预测股票的价格，回归分析的残差项的期望值将不等于零，取得正值的时候更多些。这种单边误差的持续性就形成

* 南京工业大学。通信作者及地址：南京工业大学经济管理学院，210009；电话：(025) 3463565；Email：zhangbing1818@sina.com。本研究得到国家留学基金委员会的资助。作者感谢裴平教授、姚洋主编和匿名审稿人的极具建设性的意见。

了理性泡沫。第二，理性泡沫具有连续的膨胀性。投资者认识到价格超过了基础价值，但他们相信泡沫仍将持续膨胀，产生更高的足以补偿泡沫破裂概率风险的收益。即使股价高估，由于投资者相信考虑到风险因素仍将获益，因此，他们理性地仍旧滞留在市场。第三，理性泡沫不可能出现负值，即基础价值的增长速度永远低于实际股价的增长速度。Froot 和 Obstfeld(1991)随后提出了“内在泡沫”模型，其中泡沫分量可表述为基本值的非线性函数，可解释为股价对基本值的过度反应。Allen 和 Corton(1993)建立理论模型，在信息不对称条件下分析了基金管理者个体理性的行为会导致泡沫。管理者经营的是公众基金，其收益安排类似于买入期权。这一合约极易引发管理者的风险偏好（赚了钱可以分享提成，亏了钱由基金持有者承担）。这时，管理者甚至会“搅起”泡沫(churning bubbles)。

对股市泡沫存在性的检验成为实证研究的核心问题。实证检验方法大致可分成两类：一类是通过将股票价格与基础价值进行比较。这类检验包括方差法(variance bound test), 如 Shiller (1981) 和 West (1987) 将股票价格与股利进行比较；¹ 回归法 (West, 1987); 协整理论检验法(Engle 和 Granger, 1987) 等。这类方法都假定变量之间呈线性关系，但实际上收益率与其他变量（如红利）之间可能存在着非线性关系，股市泡沫的生成和破裂并不是线性的，而这正是这类检验无法克服的弊端，同时这类检验还存在着设定模型的联合检验问题，即坏模型问题。

另一类检验方法可称为属性法。由于理性投机泡沫的连续膨胀性，泡沫存在会留下痕迹，如自相关、偏度、峰度等。但属性法存在一个问题，即这些属性不是泡沫的独特属性，因为其他因素同样可以引起自相关等的变化，如时变的风险溢价会引致自相关；对不同性质新闻的反应及信息的成堆、批量到达会引致偏度和峰度与正态分布时不同。例如 Blanchard 和 Watson (1982) 在检验黄金市场泡沫时，通过序列相关检验无法拒绝原假设（没有泡沫），但却发现了厚尾的属性（峰度）。

本文将“持续期限分析”首次引入对中国股票市场泡沫的检验计量中，持续期限测试允许参数（游程结束的概率）随着游程长度及其属于正或负的超额收益率的类型而改变，² 是一种非线性测试。而且，持续期限测试比起泡沫存在的其他属性，如自相关、偏度、峰度等更具有独特的优势，可以单独反映出泡沫的存在。

在效率市场条件下，某种资产的预期收益率等于投资者要求的收益率，资产收益率模型为：

$$E_t[R_{t+1}] = r_{t+1} \quad (1)$$

式中， E_t 是在 t 时刻给定信息集下的数学期望， R_{t+1} 是资产在 $t+1$ 时刻的收益率， $R_{t+1} = (p_{t+1} - p_t + d_{t+1}) / p_t$ ， r_{t+1} 是投资者要求的随时间而改变的收益率，即整个经济体系的平均资产报酬率，是受宏观经济因素影响的变量，它能够影响所有资产的价格。

若以价格形式表示(1)式，则资产的现在值是将来价值按照投资者要求的收益率的折现：

$$P_t = E_t[p_{t+1} + d_{t+1}] / (1 + r_t) \quad (2)$$

式中， p_{t+1} ， d_{t+1} 分别是 $t+1$ 时刻的资产价格和股利。

我们可以对(2)式进行前项递推，得到资产的基本价值 P_t^* 为：

$$P_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[d_{t+i}]}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j})} \quad (3)$$

然而，Shiller (1978) 和 West (1987) 指出，方程(4)同样可能是一种均衡状况：

¹ Marsh 和 Merton(1986)认为公司经理时常调整、熨平股利，而这必然导致股利的方差小于股价的方差。因此，仅仅根据股利的方差小于股票的方差并不能证实泡沫的存在。

² 游程是指连续出现同样符号的超额收益率的个数。

$$P_t = P_t^* + B_t \quad \text{式中 } E_t[B_{t+1}] = (1+r_{t+1})B_t \quad (4)$$

B_t 就是价格泡沫。这种投机性泡沫一旦存在，如果也以投资者要求的收益率成长，将造成 P_t 偏离其由方程 (3) 决定的基本价值 P_t^* 。

Blanchard 和 Watson (1982) 首次指出了理性泡沫模型，其中泡沫 B_t 与基本价值 P_t^* 无关联的自增长。他们提出以下的理性泡沫过程，描绘出泡沫的生成和破灭：

$$\begin{aligned} B_{t+1} &= \frac{(1+r_{t+1})B_t}{p} - \frac{1-p}{p}a_0, \quad \text{概率为 } \pi \\ &= a_0, \quad \text{概率为 } 1-\pi \end{aligned} \quad (5)$$

在 (5) 式描述的过程中，泡沫成长因素恰好足以补偿投资者如果泡沫以 $(1-\pi)$ 的概率破灭并且回到初始值 a_0 的风险损失。

为了满足 (5) 式描述的泡沫存在的属性，即泡沫长时间存在，然后突然破灭，泡沫持续的概率 π 必须大于 $1/2$ 。

理性投机泡沫模型允许未预期的股票价格变化 $e_{t+1} = (R_{t+1} - r_{t+1})P_t$ ，来自于两个不可观测的渠道：

未预期的基本价值变化

$$m_{t+1} = p_{t+1}^* + d_{t+1} - (1+r_{t+1})p_t^* \quad (6)$$

和未预期的泡沫的变化

$$h_{t+1} = B_{t+1} - (1+r_{t+1})B_t \quad (7)$$

而基本价值变化与泡沫变化之和： $e_{t+1} = m_{t+1} + h_{t+1}$ ，却是可以观测的。

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= m_{t+1} + \frac{(1-p)}{p}((1+r_{t+1})B_t - a_0), \quad \text{概率为 } \pi \\ &= m_{t+1} - (1+r_{t+1})B_t + a_0, \quad \text{概率为 } 1-\pi \end{aligned} \quad (8)$$

根据有效市场假定，预期的总体价格变化应该等于 0，然而，即使基本价格的变化系统地 0 周围，出现正的价格变化的概率也可能大于 $1/2$ 。这是由泡沫生成发展的内生的偏度决定的。泡沫一旦生成并持续，它将出现连续的较小的正的价格变化，直到突然的大变化——泡沫破裂。因此泡沫出现会留下“痕迹”，泡沫生成了，正的价格变化是主流，我们可以观察到自相关。

由 (8) 式，我们推出负的超额收益率出现的概率， $l_{t+1} = \text{Prob}(e_{t+1} < 0)$ ，可表示为：

$$l_{t+1} = pF\left[-\frac{(1-p)}{p}((1+r_{t+1})B_t - a_0)\right] + (1-p)F[(1+r_{t+1})B_t - a_0] \quad (9)$$

式中， $F(\cdot)$ 是 μ_{t+1} 的累积密度函数。

(9) 式中， l_{t+1} 对 B_t 求导，得到 (10) 式：

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_{t+1}}{\partial B_t} &= -(1-p)(1+r_{t+1}) \left[f\left(-\frac{(1-p)}{p}((1+r_{t+1})B_t - a_0)\right) - f((1+r_{t+1})B_t - a_0) \right] \\ &< 0 \end{aligned} \quad (10)$$

由于 $\pi > 1/2$ ，同时 (10) 式中第二个密度函数 $f(\cdot)$ 的自变量的绝对值大于第一个 $f(\cdot)$ 的自变量的绝对值，因此式 (10) < 0 ，这说明，随着泡沫的成长，观测到的负的超额收益率出现的

概率将减小。(5)式和(10)式揭示出更加独特的泡沫痕迹是：如果股票价格中包含有泡沫，那么观察到的正的超额收益率将表现出正的持续期限。泡沫破裂的概率与游程长度成反比，即游程越长，泡沫结束（出现了负的超额收益率）的可能性越小。

由于理性泡沫不会出现负值，因此上述关系不适用于负的超额收益率的游程。泡沫将会产生正的超额收益率的持续期限依赖，而不会产生负的超额收益率的持续期限依赖。

二、持续期限分析法及其在股市泡沫检验中的运用

状态变量不连续的时间序列模型就是持续期限模型（duration dependence model）。持续期限分析法最初应用于医学和生物学界，比如医生应用它计算心脏病移植术后病人可能存活时间的数据，即持续期限数据。我们可利用最大似然法求出存活时间的分布函数，进而对现在的病人的生存时间可以有一个概率上的判断。该方法也可用于其它方面，再举一例：如我们想预测某球队在单败淘汰制的比赛中能够成功进入到第几轮，可能我们想到运用非条件概率 $f(i)=Pr$ （在第 i 轮失败的概率），但这种方法较复杂，还要同时考虑球队前几轮失败的情况，而且假定每轮失败的概率相同与事实不符。这时，如果运用条件概率 $h(i)=Prob$ （在前一轮获胜的条件下，本轮失败的概率）可简化该问题，我们只需考虑一个轮次的情况。这里，比赛轮次数即持续期限。在这个例子中我们看到，条件概率分布是持续期限分析的核心概念。而在这里 $h(i)$ 即随机变量“能够进入的比赛轮次”的突变率（hazard rate）。近来持续期限模型在经济学的的应用日益增多，如应用在失业时期的持续期分析（Nicholas Kiefer, 1988）等。

下面给出持续期限分析法几个重要的定义。设期限变量为 T ，其分布函数 $F(t)$ ： $F(t)=Prob(T < t)$ 描述了当随机变量 T 小于某个临界值 t 时的条件概率分布。其相应的密度函数为 $f(t)=dF(t)/dt$ 。

存活函数 $S(t)$ （Survival Function）给出了分布的上尾区域， $S(t)=1-F(t)=Prob(T > t)$ 即随机变量 $T > t$ 时的条件概率。换言之，存活函数 $S(t)$ 表示了持续时间变量 t 在给定的时间长度中生存下来的可能性。

突变率函数为（Hazard Rate Function）： $h(t)=f(t)/S(t)$ 。突变率是指一个状态持续到 t 时刻并在 t 时刻改变的比率。如果 $t=t^*$ 时， $dh(t)/dt < 0$ ，我们说存在正的持续期限（依赖性），即突变率函数向下倾斜性的分布被称作有正的持续期限（依赖性）。在上面的球队例子中， $h(i)$ 表示了球队顺利进入到第 i 轮并在这一轮遭到淘汰的概率，即突变率。如果球队具有“动量惯性”，即随着比赛进行，每一轮次输球的概率下降，则我们认为出现了正的持续期限依赖性。

在运用的过程中，最关键的就是分布函数形式的设定，不同的形式会得到不一样的结果。在实际的分析中，由于研究问题的性质，已知开始时我们提出问题的方式，我们可能更愿意用突变率函数，而不是密度、CDF 或存活函数构建模型（格林，1998：第 783 页）。突变率函数提供了更方便应用的定义（Kiefer, 1988）。³ 学者们最初假设突变率函数是常数，也就是假设突变率是不变的，这与人们的直观感觉有一定的出入。后来，有人将突变率函数设定为一种“U”字型的函数，还有人将它设定为 Weibull 型、Lancaster 型。

本文的目的是将持续期限法引入股票市场泡沫的计量中。我们首先将收益率序列转换为正的和负的超额收益率的游程长度。⁴ 在这里，游程是指连续出现同样符号的超额收益率的个数。例如，一个序列由 4 个正的超额收益率、接着 3 个负的、2 个正的、最后是 4 个负的

³ 突变率函数 $h(t)$ 和存活函数 $S(t)$ 的关系为： $h(t)=f(t)/S(t)=dF(t)/dt/S(t)=-dS(t)/dt/S(t)=-dlnS(t)/dt$ 。突变率函数刻画了在给定某一时间段 t 时，期限变量 T 将中断它的持续性的条件概率的变化率，即期限变量 T 在给定某一时刻中断的概率。

⁴ 这种将收益率分为正负两种状态的方法与 Blanchard 和 Watson（1982）的思路一致。

超额收益率的序列可以转换成两个数据集,一个数据集包括 4 和 2 两个正的超额收益率个数,另一个数据集包括 3 和 4 两个负的超额收益率个数。这些数据组成了数据集 S_T , 即 T 个随机的游程长度为 I 的值。由此 I 是一个正值的、离散的随机变量,它由离散密度函数 $f_i = \text{Prob}(I=i)$, 和相应的累计密度函数 $F_i = \text{Prob}(I < i)$ 产生。突变率 $h_i = \text{Prob}(I=i | I \geq i)$ 表示游程持续到 i , 并且在 i 结束的概率。突变率函数与密度函数的区别在于前者以条件概率方式描述数据,而密度函数以非条件概率方式描述数据,他们的选取依赖于研究问题的性质。由于本文研究收益率游程与游程长度的依赖关系,因此选取突变率是恰当的。突变率与密度函数的关系为:

$$h_i = \frac{f_i}{(1 - F_i)}$$

和

$$f_i = h_i \prod_{j=1}^{i-1} (1 - h_j). \quad (11)$$

我们假定正的持续期限依赖(负值的突变率)将会出现在股市泡沫中,即连续出现正值收益率结束的概率将会随着游程长度的增加而下降(类似于具有动量惯性的球队)。

为了进行持续期限分析,我们选择突变率函数的对数逻辑分布形式:

$$h_i = \frac{1}{1 + e^{-(a+b \ln i)}} \quad (12)$$

这里, h_i 即泡沫结束的条件概率。我们选择对数逻辑函数形式,是因为如果泡沫出现,突变率将逐渐逼近泡沫破裂的概率。⁵ McQueen (1994)首先使用了这个模型,Chan (1998)曾运用同样的函数形式分析了亚洲国家股市的泡沫。对数逻辑函数形式将无边界的 $\alpha + \beta \ln i$ 转换成 $(0,1)$ 空间的 h_i 。没有泡沫存在的零假设意味着,泡沫结束的概率与游程长度无关,或者说,出现正的或负的超额收益率是随机的, $\beta=0$ 。而有泡沫存在的备择假设是正的超额收益率结束的概率随着游程长度的增加而下降,或者说,斜率参数 β 的值是负的。

由于理性泡沫不可能为负值,第一节的模型并不意味着负的超额收益的游程也会表现出持续期限,上述关系将不适用于负的超额收益率的游程。因此,我们对负的超额收益率的游程进行持续期限分析检验时, β 不会显著地异于 0,至少不会为显著的负值。

我们用对数似然法估计参数。定义 N_i 是样本中全部游程长度为 i 的数目,对数似然的密度函数形式为:

$$L(\mathbf{q} | S_T) = \sum_{i=1}^{\infty} N_i \ln f_i \quad (13)$$

这里 \mathbf{q} 是参数向量。利用上述等式(11),并定义 M_i 是游程长度大于 i 的超额收益率数目,对数似然函数的突变率形式为:

$$L(\mathbf{q} | S_T) = \sum_{i=1}^{\infty} (N_i \ln h_i + M_i \ln(1 - h_i)). \quad (14)$$

⁵ 对(9)式求极限: $\lim_{B_i \rightarrow \infty} I_{t+1} = pF(-\infty) + (1-p)F(\infty) = (1-p)$, 该式说明随着泡沫成长,突变率将逐渐逼近泡沫破裂的概率。

我们将式 (12) 代入式 (14) 然后将对数似然函数最大化。 $\beta=0$ 的对数似然率测试 (LRT), 其分布是自由度为 1 的卡方分布。

三、数据和实证分析

本论文采用的数据是上证综合指数和深圳综合指数的周数据。上证综合指数周数据为 1991 年 1 月 2 日至 2001 年 5 月 30 日。深圳综合指数周数据为 1991 年 4 月 4 日至 2001 年 5 月底。各数据来源于 Datastream。每个周数据都是星期三的收盘价, 如果周三正好是假期, 我们选取周四的收盘价, 我们同时也选取了每月的收盘价作为月数据。之所以同时选取周数据和月数据是因为泡沫理论并没有告诉我们典型的泡沫长度, 虽然有实证研究指出泡沫可能持续数月甚至几年。同时由于我国股市出现的时间较短, 用月数据研究数据点不够, 因此进行持续期限分析时, 只使用周数据。我们采用收盘价的对数收益率进行分析, 令 p_t 为 t 时的收盘价, 对数收益率定义为: $r_t = \ln(p_t / p_{t-1}) \times 100$ 。

下面是股票指数收益率的序列相关性研究, 计算相关系数公式为:

$$r(k) = \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(r_t)}\sqrt{\text{Var}(r_{t-k})}} = \frac{\text{Cov}(r_t, r_{t-1})}{\text{Var}(r_t)} \quad (15)$$

$$Q_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{r^2(k)}{T-k} \quad (16)$$

式中, r_k 为时间序列 r_t 的相关系数, k 是滞后阶数。序列相关系数近似于独立正态分布, 为了测试所有序列相关系数全部为 0 的联合假设, 我们应用 Box-Pierce Q 统计量。 Q 服从自由度为 k 的卡方分布。表 1 是两个市场周收益数据和月收益数据的统计。

表 1. 中国股票市场收益率的统计

	上海股票市场		深圳股票市场	
	周收益	月收益	周收益	月收益
观察值个数 T	542	124	530	121
均值	0.5165	2.29	0.3556	1.59
标准差	0.0725	0.163	0.06380	0.154
偏度	2.73 (0.105)	0.96 (0.220)	1.33 (0.106)	0.823 (0.222)
峰度	32.29 (0.210)	12.81 (0.439)	14.86 (0.212)	4.84 (0.444)
r_1	0.089*	-0.025	0.136*	0.168
r_2	0.033	0.060	0.023	0.003
r_3	0.055	-0.084	0.036	0.010
r_4	-0.067	-0.170	0.015	-0.074
r_5	-0.021*	-0.075	0.054	-0.087
r_5	10.242	5.94	15.248	6.07
$Q(5)$	0.069	0.310	0.018	0.29
显著性水平 p 值				

注: T 是观察值数目, 偏度、峰度数值下面括号内的数值是其渐近标准差, 分别为 $(6T)^{1/2}$ 和 $(24T)^{1/2}$, r_k 是滞后 K 阶的序列相关系数, $Q(5)$ 是 Box-Pierce Q 统计量, 检验(1)至(5)联合为零的原假设是否成立, p 值是 $Q(5)$ 检验的显著水平。*号表示在 5% 显著性水平下异于 0。

从表 1 我们看到所有的指数收益率峰度系数较大，这意味着厚尾分布。同时，偏度都是正值，这与我们的设想相反，也与其他亚洲国家的情况相反（Chan, 1998），而与我国股市“上涨迅速，跌幅有限”的特点相一致。经过我们计算，上海和深圳股票指数的 5 个最高日涨幅的平均值为 27.39 和 20.9%，而相应的日最大跌幅的 5 日平均值为-13.0%和-12.1%，因此出现了正的偏度值。

对于周综合指数收益率，上海综合指数滞后 1 期和 5 期的序列相关系数不为 0。深圳综合指数在滞后 1 期异于 0，周收益数据的 $Q(5)$ 值显示出序列相关性的存在。对于月收益数据，上海和深圳综合指数月收益数据已经没有自相关，符合随机游走。表 1 的结果总体上显示了周收益数据自相关的存在。至此，我们发现了自相关、峰度等泡沫出现留下的“痕迹”。

为了进行持续期限测试，我们首先需要知道超额收益率。超额收益率是本研究的重要中间变量。我们的思路是首先建立能最好描述与预测指数收益率的模型，其残差项作为超额收益率。在早期的研究中，一些经济学家已经证明过去收益率具有短期预测能力，例如：Fama(1965)发现道琼斯工业指数 30 种股票日收益率的一阶自相关系数的平均值为 0.03。Conrad 和 Mackinlay(1988)为了消除非同步交易对收益率研究造成的影响，仅将都在周三进行交易的股票按公司规模分类，组成股票组合，即考察周三至下周三的收益率。他们发现周收益率的自相关性仍存在，以上研究证实短期收益率具有预测能力。Fama 和 French(1988)使用股利报酬率预测了纽约股票交易所股票组合的收益率，收益率的时间跨度从 1 个月到 5 年。结果显示，股利报酬率和期限差价对月度和季度收益率也具有较强的解释能力。

在进行超额收益率估算时，McQueen (1994)使用的基准模型是：

$$R_t = a_0 + a_1 R_{t-1} + a_2 R_{t-2} + a_3 R_{t-3} + a_4 TERM_{t-1} + a_5 D/P_{t-1} + e_t \quad (17)$$

式中 R_t 是指数收益率，下标表示时期。TERM 是期限差价(Term spread)，即前期 AAA 级债券组合收益率与国债到期收益率的差额，D/P 是前期发放股利额与股价的比率。作者在基准模型中加入这两项是为了消除时变的风险溢价的影响。

由于我国 TERM、D/P 这两项变量的时间序列数据既难以获取，同时数据质量又无法保证，所以本文选用较简单的 AR 模型。⁶ 首先通过简单的 AR(3)模型，采用残差自相关检验和拉格朗日乘子检验方法，发现了异方差的存在，而结合变量筛选和各种统计值比较，认为 GARCH(1,1)拟合效果最理想。受限于篇幅，我们没有将检验结果列出。

我们将周数据 AR(3)-GARCH(1,1)模型的残差项做为超额收益率。运用 AR(3)-GARCH(1,1)模型，消除了基于序列相关性对股价的线性预测，这样可以更好地通过残差项检测“非线性”的泡沫因素的存在。

得到超额收益率后，我们将式(12)代入式(14)然后将对数似然函数最大化，得到表 2 和表 3 的结果。以上运算由 Eviews4.1 软件完成。

⁶ McQueen (1994) 在对超额收益率估算模型进行稳健性 (robustness) 分析时发现，运用简单的均值模型、自回归模型、ARCH 模型、线性逻辑值模型等，在进行泡沫检验时，均得出一致的结论。

表 2. 上海综合指数的游程、突变率和持续期限分析检验

游程长度	正值		负值	
	实际游程数目 总数=139	突变率	实际游程数目 总数=141	突变率
1	83	0.597	64	0.454
2	29	0.518	39	0.506
3	14	0.519	23	0.605
4	4	0.308	7	0.466
5	3	0.333	4	0.5
6	2	0.333	2	0.5
7	1	0.25	0	0
8	0	0	1	0.5
9	2	0.667	0	0
10	0	0	1	1
11	0	0		
12	0	0		
13	0	0		
14	1	1		
对数逻辑测试				
α		0.422	-0.134	
β		-0.596	0.166	
$h1:\beta=0$			0.67	
显著性水平 p 值		0.08		

表 3. 深圳综合指数的游程、突变率和持续期限分析检验

游程长度	正值		负值	
	实际游程数目 总数=122	突变率	实际游程数目 总数=123	突变率
1	73	0.598	47	0.382
2	23	0.469	36	0.474
3	13	0.5	15	0.375
4	6	0.462	13	0.52
5	3	0.429	3	0.25
6	2	0.5	4	0.444
7	1	0.5	0	0.4
8	0	0	2	0.333
9	0	0	1	0.5
10	0	0	1	0
11	1	1	1	1
对数逻辑测试				
α		0.362	-0.382	
β		-0.427	0.0189	
$h1:\beta=0$			0.94	
显著性水平 p 值		0.08		

注：在表 2 和表 3 中，正的或负的超额收益被定义为周数据 AR(3)-GARCH(1,1)模型的残差项，长度为 i 的游程是出现同样符号 i 次的数目。突变率 $h_i = N_i / (N_i + M_i)$ 度量了游程已持续到 i 并且将在 i 结束的条件概率，这里 N 是游程长度为 i 的超额收益率个数， M 是游程长度大于 i 的超额收益率个数， P 值是显著性水平。

从表 2 和表 3 看出，正值的超额收益率游程具有明显的负 β 值，上海是 -0.596，深圳是 -0.427，并且都在 10% 显著性水平上异于 0，因此拒绝了没有泡沫存在的零假设。而对于负的超额收益率的游程，无持续期限依赖的零假设没有被拒绝， β 为很小的正值，但不显著异于 0。

至此，持续期限方法证实了中国股票市场泡沫的存在。

四、分析与评论

理性投机泡沫模型在不对投资者做出是否理性的前提下，允许股票价格偏离其基础价值。而投资者相信泡沫仍将持续膨胀，投资股市产生的收益仍将足以补偿泡沫破裂的概率风险，正是在这个意义上，投资者滞留在市场是理性的。我们在该模型框架下，运用持续期限分析法证实了中国股市确实存在着明显的泡沫。

不同于自然演变的成熟股市，发展了仅仅 12 年的中国股市是典型的政府强制性制度变迁的产物。在这一过程中，政府扮演着提供创新方案并组织实施的主导作用。从制度安排来考察我国股市存在着许多制度缺陷，导致股票这一投资工具始终供不应求，长期成为稀缺资源；目前我国债市、期市几乎名存实亡，金融衍生工具迟迟不推出，导致大量热钱涌向股市；在一级市场上，为了维持“国有股市”的属性，上市公司股份被划分为非流通股和流通股，并对流通股高溢价发行；在二级市场上政府容忍上市公司长期不分配现金股利，这必然导致二级市场成为追逐价差，而非价值投资的场所。为了实现股市为国有企业筹资服务的政策目的，政府又不断地对股市提供着隐性担保契约，即当股市发展不符合政策意图（如过度低迷）时，政府会采取行政手段和控制扩容节奏等措施，积极干预股市。而为了维系投资者对股市发展的预期，政府提供隐性担保的效果使得（4）式： $E_t[B_{t+1}]=(1+r_{t+1})B_t$ 中的贴现率 $r_{t+1} > 0$ ，即投资者的预期中既包括了市场本身的信息，也包括了政府的隐性担保信息。投资者因而不断地在二级市场追逐价差，股市俨然赌场（吴敬琏，2001），⁷ 政府则在投资者良好预期的基础上不断扩容，使更多的国有企业得以上市筹资，看似形成了“双赢”的博弈格局，实则是政府不断提供并竭力维持隐性担保，结果必然是股市的过度信用膨胀和高泡沫。但是政府的隐性担保机制与高度市场化的股市本质属性是内在矛盾的，也是不可持续的。制度风险渗透于市场风险之中，使得风险不断放大，最后必然导致股市泡沫破灭。实际上 2001 年下半年以来股市大跌，起因于政府认识到泡沫的危害而采用收缩挤压的方式，关键仍在于投资者预期发生了改变。投资者预期紊乱至今，这也使得我国股市一年来一蹶不振。

参考文献

- Allen and Corton, “Churning Bubbles.” *Review of Economic Studies*, 1993,60,813-836.
- Blanchard, O.J. and M.W. Watson, “ Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets.” In: Wachtel, P. Ed., *Crisis in the Economic and Financial System*, Lexington: Lexington Books, 1982 .
- Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press, 1997.
- 戴园晨，“股市泡沫生成机理以及由大辩论引发的深层思考——兼论股市运行扭曲与庄股情结”，《经济研究》，2001 年第 4 期，第 41-50 页。
- Fama, E. F., “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, 1970,25, 383-417.

⁷ 在投资者确信政府提供了隐性担保契约，使得（4）式 r_{t+1} 为正的前提下，投资者入市投资是完全理性的选择。也正是在这个意义上，我们认为运用理性泡沫模型是合适的。

- Fama, E., and M. Blume, "Filter Rules and Stock Market Trading." *Journal of Business*, 1966, 39, 226-241.
- Fama, E.F. and K.R. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices." *Journal of Political Economy*, 1988,96, 246-273.
- Flood, R.P., and P.M. Garber, "Market Fundamentals Versus Price Level Bubbles: The First Test." *Journal of Political Economy*, 1980,88,745-770.
- Froot, Kenneth, "Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices." *American Economic Review*, 1991,81,1189-1214.
- 格林, 《经济计量分析》, 王明舰译。北京: 中国社会科学出版社, 1998 年。
- Kalok Chan, "Are There Rational Speculative Bubbles in Asian Stock Markets?" *Pacific-Basin Finance Journal*, 1998, 6,125-151.
- McQueen, G.R., S. Thorley, "Bubbles, Stock Returns and Duration Dependence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1994, 29, 379-401.
- Nicholas Kiefer, "Economic Duration Data and Hazard Functions." *Journal of economic literature*, 1988,26,646-679.
- Robert P. Flood and P. M. Garber, "Market Fundamentals Versus Price-level Bubbles: The First Test." *Journal of Political Economy*, 1988, 96, 745-770.
- Santoni, G.J., "The Great Bull Markets 1924-1929 and 1982-87: Speculative Bubbles or Economic Fundamentals?" *Review of Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1987, 16-29.
- Shiller, R.J., "Do Stock Prices Move too much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 1981, 71, 421-436.
- Takeshi Amemiya, 续期限分析, <http://www.ccer.org.cn>, 2001.
- West, K.D., "A Specification Test for Speculative Bubbles", *Quarterly Journal of Economics*, 1987,102,553-580.
- West, K.D., "Bubbles, Fads, and Stock Price Volatility Tests: A Partial Evaluation." *Journal of Finance*, 1988,43, 639-656.
- 吴敬琏, 《十年纷争话股市》, 上海: 上海远东出版社, 2001 年。
- 张宗新、姚力、厉格非, "中国证券市场制度风险的生成及化解", 《经济研究》, 2000 年第 10 期, 第 60-66 页。

A Duration Dependence Test for Bubbles in Chinese Stock Markets

BING ZHANG WEI XU

(Nanjing University of Chemical Technology)

Abstract In this paper, a new testable implication is derived from the rational speculative bubbles model stating that the presence of bubbles implies positive duration dependence in runs of excess returns. Specifically, the probability of observing an end to a run of excess returns declines with the length of the run. We apply duration dependence tests to test discrete runs of weekly stock index and find strong evidence of bubbles in Chinese stock markets.

JEL Classification G15, G14, C52