

第 6 章 股票价格的波动率

Stephen F. LeRoy

1、引言

在早期有效资本市场的文献中，金融学院派与实务派之间争论的特点是互不理解。学院派坚称证券的价格完全由它们的预期收益决定——实际上，证券价格应等于预期收益的现值。另一方面，实务派也从不掩饰他们的观点。他们认为，只有天真的学院派才会如此认真地把现值关系作为一种资产定价的理论。众所周知，交易者通常都不会注意证券的现金流量，而且大的价格变动经常出现在完全缺乏有关未来现金流量信息的时候。对此说法，至少从 Samuelson (1965) 的文章开始，学院派就予以反唇相讥。他们认为，否认证券价格与现值的关系，就意味着存在着可获利的交易规则。如果未能确认一种明显比购买并持有证券更为有利的交易规则，那么就没有什么理由否认现值关系。

20 世纪 80 年代以前，在学院派内部就已经进行了关于市场有效性的实证检验。寻找收益可预测性的证据，结果以失败告终，从而支持了市场有效性。Shiller、LeRoy 和 Roter (1981) 提出了方差——界限检验。这个检验可以看作争论的中心已经由学院派转移到了实务派——人们不再寻找与找市场有效性所否定的收益模式，而是寻找市场有效性所隐含着的价格模式。显然，如果有人问及证券价格的变动是否是重要的，其答案是，这种重要性产生于基于经济理论的预测。

由于寻找可预测模式有截然相反的两种解释——找到能预测未来证券收益的模式以推翻市场有效性，或是找到能预测现行价格的模式来支持市场有效性，因此，很难理清这种从收益检验到价格水平检验的转变意味着什么。无论在哪一种情形中，早期证据都表明要寻找的相关关系并不在数据之中，因此，收益检验接受了市场有效性，而方差——界限检验却拒绝了市场有效性。

要理解验证市场有效性的收益检验和方差——界限检验之间的关系，就要注意有效市场模型（应用于股票价格中）中最简单的形式：

$$E_t(r_{t+1}) = \rho \quad (1.1)$$

这里 r_t 代表股票的（总）收益率， ρ 是一个大于 1 的常数， E_t 表示在一定信息集 I_t 下的数学期望值。公式 1.1 表明无论代理人拥有什么样的信息，股票的条件预期收益率为 ρ 。过去的信息，例如过去已经发放的股票红利，与未来的收益是不相关的。传统的有效性检验直接研究了这一假定。

另一方面，方差——界限检验利用收益率的定义

$$r_{t+1} \equiv \frac{d_{t+1} + p_{t+1}}{p_t} \quad (1.2)$$

从 1.1 可推出下面的关系式

$$p_t = \beta E_t(d_{t+1} + p_{t+1}), \quad (1.3)$$

其中 $\beta \equiv 1/(1 + \rho)$

通过替代，并用期望迭代法则，(1.3) 可写成：

$$p_t = E_t(\beta d_{t+1} + \beta^2 d_{t+2} + \cdots + \beta^{n+1} d_{t+n+1} + \beta^{n+1} p_{t+n+1}) \quad (1.4)$$

假如满足收敛条件：

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \beta^{n+1} E_t(p_{t+n+1}) = 0 \quad (1.5)$$

而(1.4)中的 n 趋于无穷大，就有

$$p_t = E_t(p_t^*) \quad (1.6)$$

其中 p_t^* 是事后合理 (ex-post rational) 股票价格。如果未来的股利可以完全预测到，那么股票价格就等于

$$p_t^* \equiv \sum_{n=1}^{\infty} \beta^n d_{t+n} \quad (1.7)$$

因为任何随机变量的条件期望值都会比随机变量本身更稳定，(1.6)隐含有一个方差界限不等式

$$V(p_t) \leq V(p_t^*) \quad (1.8)$$

但无论是 Shiller 还是 LeRoy 和 Roter 的研究，都提出了与不等式(1.8) 相反的实证结果：与在市场有效性条件下股息波动率所隐含的上界相比，股票价格的波动率似乎更大。

2、统计问题

实际结果与不等式 (1.8) 是相反的。为了解释这一事实，需要考虑许多统计问题。这些问题是：(1) 参数估计中的偏倚，(2) 多余参数(nuisance parameter)问题，以及 (3) 参数估计的样本变异。在这三个问题中，讨论方差——界限的文献，几乎都只注意到参数估计的偏倚。然而，由于总是可以通过调整拒绝域来容许误差，当不存在多余参数或样本变异的时候，参数估计偏倚并不是一个严重的问题。相反，多余参数问题——无论什么时候，当检验统计量的样本分布实质上受零假设下无约束参数的影响时——就会产生。这一问题使得想设置一个拒绝域，以便在零假设成立时按照预先确定的概率水平拒绝它，变得很难甚至不可能。因此这是个更加严重的问题。样本的高度变异性在统计检验中也是一个很严重的问题，因为它削弱了这一检验区分零假设和备择假设的能力，从而也就削弱了给定基准* (size) 时的检验功效 (power)。

在检验 (1.8) 时，我们直接面对这样一个事实：由于样本期之后的股利是不可观测的，所以 p_t^* 不能直接通过任何有限样本来构造。估计偏倚、多余参数和样本变异的问题在 (1.8) 的检验过程中有不同的表现形式，这取决于问题是如何处理的。有两个估计 $V(p_t^*)$ 的方法，即 Shiller 使用的非模型 (model-free) 估计量和 LeRoy 和 Porter 使用的基于模型(model-based)估计量。非模型估计量只是把不可观测的 p_t^* 换成可以观测到的 p_t^* 的样本条件期望值。假设可观测的代表序列 $P_{t|T}^*$ 的终值 $P_{T|T}^*$ 等于实际的 P_T ：

$$P_{T|T}^* \equiv P_T \quad (2.1)$$

由向后递推 (backward recursion) 可以计算出前期的 $P_{t|T}^*$ 的值

$$P_{t|T}^* \equiv \beta(P_{t+1|T}^* + d_{t+1}), \quad (2.2)$$

它具有合乎要求的性质：

$$E(P_{t|T}^* | P_1, d_1, \dots, P_T, d_T) = P_t^* \quad (2.3)$$

(假设在贴现过程中使用 β 的总体数值)。构造估计序列并不需要假设股利是如何产生的，这是一个很有吸引力的性质。在这个意义上，它是非模型的。

利用非模型估计量 $P_{t|T}^*$ 序列来构造 $\hat{V}(P_t^*)$ 有许多不尽人意的地方。最重要的是，如果建模者不想确立一个股利模型，那么就不可能去评价 $\hat{V}(P_t^*)$ 的样本变异，也就不可能构造置信区间。所以，Shiller 得出了 $\hat{V}(P_t)$ 和 $\hat{V}(P_t^*)$ 的点估计值，而没有 t 统计量的值也就不是偶然的了。

但是，人们还是可以研究 $\hat{V}(P_t^*)$ 在特定股利模型下的统计特性。事实上，也的确已经这样做了。正如 Flavin (1983) 和 Kleidon (1986) 所证明的那样，由于 $P_{t|T}^*$ 存在非常高的序列相关， $\hat{V}(P_t^*)$ 作为 $V(P_t^*)$ 的估计量有一个严重的向下偏倚；这一点可以参见 Gilles 和 LeRoy (1991) 的直观解释。正如前面所指出的，这一点本身并不是问题，因为总是可以通过调整拒绝域来消除偏倚的影响。但是，如果没有确立一个股利模型，就不可能作出这种调整。所以，如果采用这种技术路线 (route)，也就放弃了非模型估计量的优越性。而且，非模型估计量 $\hat{V}(P_t^*)$ 比模型估计量有更高的样本变异，这一点将在下面讨论。

如果人们愿意设定一个假设股利生成过程的统计模型，那么就可以构造一个基于模型的估计

* 基准 (size)，指犯第 I 类错误的概率——译者注。

量 $V(P_t^*)$ 。例如，假设股利的产生服从一阶自回归：

$$d_{t+1} = \lambda d_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2.4)$$

那么就很容易计算出 $V(P_t^*)$ 的总体值。它表达成 λ 、 σ_ε^2 和 β 的函数。用参数估计值替代总体值，就可以构造出基于模型的估计量 $\hat{V}(P_t^*)$ 。假设股利模型是正确设定的，那么模型估计量的偏倚就会很小（至少在某些设定条件下）。更重要的是，它的样本变异也很小[LeRoy-Parke(1992)]。在LeRoy和Parke设定的条件下，如果满足(1.8)，基于模型的 $V(P_t^*)$ 的点估计值大约要比 $V(P_t)$ 的估计值大3倍。但是，因为有多余参数问题需要讨论，这个结果并不是很重要。

除了构建 $V(P_t^*)$ 的各种方法不确定之外，由于(1.8)是一个不等式而非等式，还产生了一个更为基本的问题。假如零假设为真，那么 $V(P_t)$ 总体数值取决于投资者对未来股利估计的误差有多大。 $V(P_t^*) - V(P_t)$ 的波动率参数也同样取决于该误差的大小， $V(P_t^*) - V(P_t)$ 的样本值构造检验统计量。这个误差的方差不受市场有效性假设的约束，这种特征也使它成为一个多余参数。LeRoy和Parke认为这在数量上是非常严重的问题：将没有办法来设定统计量 $V(P_t^*) - V(P_t)$ 的拒绝域。由于这一多余参数问题，对(1.8)进行直接检验根本是不可能的。但由于(1.8)是一个最有名的方差——界限关系式，故这一结论显得很重要。

还有其他一些在经济计量学方面比不等式(1.8)有更好表现的方差——界限检验。为了导出这些检验公式，把 ε_{t+1} 定义为股票收益的新生（innovation）：

$$\varepsilon_{t+1} \equiv d_{t+1} + p_{t+1} - E_t(d_{t+1} + p_{t+1}), \quad (2.5)$$

这样，现值关系式(1.3)就变成

$$p_t = \beta E_t(d_{t+1} + p_{t+1}) = \beta(d_{t+1} + p_{t+1} - \varepsilon_{t+1}). \quad (2.6)$$

通过迭代，利用1.7中 p_t^* 的定义式并假设其收敛，(2.6)就成为：

$$p_t^* = p_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \varepsilon_{t+i}, \quad (2.7)$$

这样 p_t^* 与 p_t 的差异就表现为收益新生项的加权之和。等式(2.7)隐含着

$$V(p_t^*) = V(p_t) + \frac{\beta^2}{1 - \beta^2} V(\varepsilon_t). \quad (2.8)$$

我们暂时不讨论这一问题。

如果投资者可以得到有关未来股利的全部信息，那么通过构造假定的价格序列的波动率，可以导出价格波动率的上限。LeRoy和Portor还指出，如果有人愿意具体确定投资者至少有多少有关股利的最小限度的信息，那么价格波动率的下限也同样可以得出。如果假设投资者至少知道当期以及过去的股利信息，他们也许能够但也可能无法推导出预测未来股利的其他变量。令 \tilde{p}_t 代表在最小限度信息水平上的股票价格：

$$\tilde{p}_t = E(p_t^* | d_t, d_{t-1}, d_{t-2}, \dots), \quad (2.9)$$

因为 I_t 是由 $d_t, d_{t-1}, d_{t-2}, \dots$ 引致并经过精心修正的信息子集，从而得到，

$$\tilde{p}_t = E([E(p_t^* | I_t)] | d_t, d_{t-1}, d_{t-2}, \dots), \quad (2.10)$$

根据期望迭代法则，或者根据(1.6)，就可得到

$$\tilde{p}_t = E(p_t | d_t, d_{t-1}, d_{t-2}, \dots), \quad (2.11)$$

运用与(1.8)完全相同的推导过程，可以得到

$$V(\tilde{p}_t) \leq V(p_t), \quad (2.12)$$

因此， \tilde{p}_t 的方差就是 p_t 方差的下限。

这个下限并没有引起直接的实证上的关注，因为并没有人认为，与假设投资者知道现在和过去股利条件下的现值模型所隐含的股价相比，股票价格的波动程度会更小。然而，这个下限可用于更有意义的领域。在信息集由 $d_t, d_{t-1}, d_{t-2}, \dots$ 生成的假定下，把 $\tilde{\varepsilon}_{t+1}$ 定义为收益的新生项，

$$\tilde{\varepsilon}_{t+1} \equiv d_{t+1} + p_{t+1} - E(d_{t+1} + p_{t+1} | d_t, d_{t-1}, d_{t-2} \dots), \quad (2.13)$$

沿用 (2.7) 的精确推导可以得到

$$p_t^* = \tilde{p}_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \tilde{\varepsilon}_{t+i}. \quad (2.14)$$

方程 (2.14) 隐含着

$$V(p_t^*) = V(\tilde{p}_t) + \frac{\beta^2}{1-\beta^2} V(\tilde{\varepsilon}_t). \quad (2.15)$$

根据方程 (2.8)、(2.15) 以及不等式 (2.12) 的下限, 可以得到

$$V(\tilde{\varepsilon}_t) \geq V(\varepsilon_t), \quad (2.16)$$

这样, 现值关系式不仅意味着价格要比投资者拥有全部信息时的波动程度小, 而且意味着单纯一个时期的收益波动程度也要小于投资者拥有比假定条件更少信息时的收益波动程度。

为了验证 (2.16), 可以简单拟合一个股利的单变量时间序列模型, 并用它来计算 $\hat{V}(\tilde{\varepsilon}_t)$, $\hat{V}(\tilde{\varepsilon}_t)$ 恰好是如下回归残差方差的估计值

$$d_t + p_t = \beta^{-1} p_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.17)$$

West (1988) 将 LeRoy 和 Porter 的价格波动下限, 正式转化为计量经济学上更有意义的收益波动上限。与 Shiller 和 LeRoy-Porter 的价格波动上限检验一样, West 检验的结果也是否定的。West 报告了拒绝域的统计显著性 (正如所指出的那样, Shiller 没有计算出置信区间, 而 LeRoy 和 Porter 的否定结果只有很小的统计意义)。

一般而言, West 检验能够免于受最严重的计量经济学问题的影响, 而这种问题一直困扰着价格界限检验。更重要的是, 在零假设下, 收益新生项无序列相关, 所以从样本均值可以得到总体均值的优良估计 (要记住价格波动的非模型检验会受 p_t 与 p_t^* 高度序列相关的影响)。而且, 结合 t 统计量能够用来计算拒绝域。最后, 它不需要象用非模型方法估计 $V(\varepsilon_t)$ 那样要详加叙述投资者的信息状况。这意味着基于模型的价格界限检验中存在着的多余参数问题在这里不会出现。

3、股利平滑和非平稳性

反对方差——界限检验的一种观点是, 公司经理会修正股利并使之平滑。由于这种情形, 也由于事后合理股票价格依次是高度平滑的股利均值, 因此我们就不应该对实际股价比事后合理价格波动得更厉害而感到惊讶。Marsh 和 Merton 极力主张这一观点 (1983 和 1986)¹, 并认为方差——界限定理的成立需要他们导出的股利是外生的假定, 而且得到的序列是平稳的。

如果不能满足这些假定, 方差——界限定理就颠倒过来了。为了证明这一点, Marsh 和 Merton (1986) 假设经理将股利看成是过去股价的滞后分布:

$$d_t = \sum_{i=1}^N \lambda_i p_{t-i}. \quad (3.1)$$

进一步地, 由 (1.7), 事后合理股票价格可以写为:

$$p_t^* = \sum_{i=1}^{T-t} \beta^i d_{t+i} + \beta^{T-t} p_T^*. \quad (3.2)$$

最后, Marsh 和 Merton 把样本平均股价取作最终事后合理股票价格, 即

$$p_T^* = \frac{\sum_{t=1}^T p_t}{T}. \quad (3.3)$$

将 (3.1) 和 (3.3) 代入 (3.2), 可以看到 p_t^* 是样本 p_t 的加权平均数。利用这一结果, Marsh 和 Merton 证明了每个样本 p_t^* 的方差都小于 p_t 的方差, 这正好与方差——界限定理相反。

¹ 这一讨论引自 Gille-LeRoy(1991)的 1988 年版本, 作者提供的资料。应编者的要求, Mersh 和 Merton 的讨论在出版时删去了。

Marsh 和 Merton 的结论引出了这样一个问题：如果经理们修正股利使之平滑，则方差——界限不等式就会反向。最严重的问题来自这一事实：还没有任何一篇文献在严格推导方差——界限定理时，明确地或隐含地用到外生性和平稳性的假设。相反，这个定理仅仅依赖于随机变量的条件期望值的波动小于随机变量本身这一事实。那么，为什么股利的平滑化使得方差——界限定理出现相反的结果呢？实际上，Marsh 和 Merton 并没有证明方差——界限定理是不正确的，而只是说在设定的条件下， p_t^* 和 p_t 的样本方差的结果改变了总体不等式的不等号方向。Marsh 和 Merton 未能用符号来区分样本矩和总体矩，但无需费多大力气便可仔细阅读他们的文章。

Marsh 和 Merton 对股利的论述暗示着股利和价格必然是不稳定的（Shiller 在 1986 年发表的对 Marsh-Merton 的评价中已经证明了这一点）。在总体矩趋于无限时（或者说随时间变化，这取决于如何解释）所得到的不等式并不意味着对样本矩同样成立，在非平稳的总体中，总体矩和相应的样本矩并没有本质上的联系²——实际上，如果认为，在时间序列分析中样本矩和总体矩有一个相对应的关系，那么这种观点恰恰产生于平稳时间序列分析。所以，在任何时点（如在 Marsh 和 Merton 的模型中）都成立的总体方差——界限不等式，与 Marsh 和 Merton 证明的结论（即在他们的设定中，对于每一可能的样本，相应的样本方差——界限不等式符号相反）没有矛盾。

Marsh 和 Merton 的例子，如果在研究非平稳数据时使用了在平稳数据才适用的方法，那就会被误导。经证明，Marsh 和 Merton 的结论当然是正确的，其逻辑含义是，如果人们想要在股价波动的分析中有所突破，他就要确切地构造在所假定的非平稳状态下才能适用的统计方法。但 Marsh 和 Merton 没有做到这一点，其模型扩展并没有达到这一步。这是因为在 Marsh-Merton 模型中，没有包括那些对模型有驱动作用的外生变量的设定。其模型的唯一行为假设是，经理在设定股利时，对股价的反应是个外生变量。

Marsh 和 Merton 对方差——界限检验提出了两个批评：（1）它依赖于股利稳定假设；（2）它依赖于股利外生的假设，这一点与股利经过经理修正而变得平滑的事实是相反的（第二个批评在 Marsh 和 Merton（1983）未出版的论文中表现得尤其突出，这一论文是针对 LeRoy 和 Porter（1981）而言的）。Marsh 和 Merton 认为这两点是可以相互转换的，外生性就隐含平稳性，平滑化的股利是非平稳性的。但事实上，股利作为外生变量并不意味着它是平稳的，同时，平稳的股利也不意味着它就是外生变量。而正如我们前面所看到的那样，对于方差——界限定理，哪一个都不需要。

事实上，Shiller 所采用的特殊实证模型只有当股利是水平平稳时，它才具有吸引人的计量经济学特性³。但是，分析家无论是象 Marsh 和 Merton 那样，把股利一分配决定模型化，还是象 LeRoy 和 Porter 那样，直接赋予股利一个概率模型，都不是实质性的。如果后者所假设的股利模型与前者所隐含的股利行为是一致的，那么这两者是等价的。只要方差——界限检验能正确描述股利的行为，它就是可以接受的，无论公司经理是否平滑股利，也不论这样的行为（假如发生）是否已经模型化了。

是否可以接受 Shiller 的趋势平稳假设，引起了争议。许多分析家认为，主要的宏观经济时间序列指标，如 GNP，有一个单位根。关于趋势平稳性假设与宏观经济时间序列单位根的争论，在这里就不予评论了，但要指出的是：（1）在所有主要的宏观经济时间序列中，总股利最接近于趋势平稳性；（2）许多计量经济学家认为，要区分趋势平稳性与单位根，实证上是很困难的。

Kleidon（1986）指出，如果股利有一个单位根，并且股利的波动中有一个永久的成分，那么股票价格应当比在平滑股利情况下有更大的波动率。Kleidon 认为：过度波动的证据只不过反映了股利的非平稳性。但是，这个观点并没有获得认可。首先，当股利是由一个具有单位根的线性时间序列过程生成时，West 检验是有效的。所以，如果现值期望模型是正确的，股利和股价就是协整的。我们还记住，West 发现股价是过度波动的。在其他的检验中，Campbell 和 Shiller（1988）率先出版了有关股利非平稳性的论文，他们是通过检验股价对股利的比率而不是价格水平得到这一结果的。但结论是相同的，即股价是过度波动的。LeRoy 和 Parker（1992）证明了 LeRoy 和 Porter

² Gilles 和 LeRoy 在 1991 年的论文中举了一个例子，由 Kleidon 1986 年的论文改编而来。在这个例子中，鞅收敛定理暗示虽然样本方差——界限不等式在整个总体期内的每一个时点都是成立的，但是无论样本期有多长，基于样本期的方差——界限不等式不等号方向相反的概率是无限大。正如 Marsh 和 Merton 所说的，非稳定性是造成这一问题的罪魁祸首。

³ LeRoy 和 Porter 基于利润留存的反向影响，使用了一个趋势修正，这一结果本应使得数据平稳，但实际上却产生一个向下趋势序列的（这解释了为什么它们拒绝了方差——界限定理，但统计意义却很小）。LeRoy-Porter 趋势修正的失败原因尚不清楚。

已经应用过的方差等式：

$$V(p_t^*) = V(p_t) + \frac{\beta^2}{1 - \beta^2} V(\varepsilon_t) \quad (3.4)$$

通过调整使其适用于股价——股利的加强变量，得到：

$$V(p_t^*/d_t) = V(p_t/d_t) + \delta V(\gamma_t) \quad (3.5)$$

其中 δ 是各种参数的函数，其假设条件是所有加强变量 p_t/d_t 、 p_t^*/d_t 和 γ_t 的方差不随时间变化（这一假设与导出 (3.4) 中的 p_t 、 p_t^* 和 ε_t 等加强变量的方差不随时间变化的假设相对应）。

LeRoy 和 Parker 也发现了过度波动[同样可见 LeRoy 和 Stergerwald (1993)]。

这样，关于股利是具有趋势平稳性，或者是具有单位根的争论，从方差——界限检验的角度来看就是无关紧要的了。无论如何，波动率都大于现值模型的预测结果。

4、泡沫

上面的结果表明，至少在某些形式的股利非平稳性下会出现过度波动。但是这并不意味着就能完全忽略 Marsh 和 Merton 提出的批评。任何基于模型的方差——界限检验都需要详细设定概率法则、股利的生成是平稳还是非平稳的假定，而批评者总能对这些设定表示怀疑。例如，LeRoy 和 Parker 假设股利是遵循几何随机游走的，其特征与实际数据没有太大偏差。但也有可能是经理平滑股利的行为导致了一个更加复杂的股利模型。在这种情况下，LeRoy 和 Parker 的结果只反映他们对股利模型作了错误的设定。

有两种情况会使基于特定股利设定的方差——界限检验失效，比如几何随机游走模型。首先，即使数据集长达一个世纪（即 Shiller (1981) 的数据集时间长度，这同样被用于其后的许多方差——界限的论文中），也还是太短以致于不能正确估计股利波动率，例如状态转移模型就需要非常长时期的数据才能精确计算估计值。另外，股票市场可能遇到“比索 (peso) 问题”——投资者可能会将时变概率用在有限样本条件下并不会发生的事件中。

第二种会使方差——界限检验无效的情况是理性投机泡沫。让我们考虑一个 Marsh 和 Merton 的股利平滑化行为的极端例子：假设公司发放一些预定的正的（但是很低）的股利⁴。这样，所有收益的波动表现为资本的增加（或减少）。在这种条件下，公司的市值反映其资本的价值，而资本的价值在假设中是不依赖于过去的股利的。因为股利所隐含的波动率是零，所以价格波动平滑明显大于股利所隐含的波动。这就违反了方差——界限定理。理论上，在这个例子中所发生的情况是：因为不能满足 (1.5) 的约束条件，所以股票价格不等于股利现值的极限。这个在 (1.5) 中无效的模型就是所谓的*理性投机泡沫模型*——价格高于未来股利的现值，但是由于人们期望价格还会往上涨，因而就满足 (1.3)。只要股利平滑化使得——甚至在无限样本中方差——界限关系的实证检验仍然无效，Marsh 和 Merton 认为存在理性投机泡沫。

近期的经济学文献对泡沫作了很多研究，部分是因为其在解决过度波动问题中的潜在作用（有关合理泡沫的理论研究，可参见 Gilles 和 LeRoy (1992) 以及他们所引用的资料来源；关于合理泡沫应用于方差——界限的实证结果摘要，可参见 Flood 和 Hodrick (1990)）。这里不打算详细讨论泡沫问题。我们只想强调，那种广为流传的在模型中加入理性假设就不会出现泡沫的模糊观念是错误的。这种模糊观念来自于在实践中错误地把 (1.5) 当作是横断面条件（a transversality condition）（横断面条件是与最优化问题相关联的，这类问题在这里还没有详细论述过），并假设能自动满足。实际上，（1）有些做得很好的最优化问题并非必定要有横断面条件，（2）横断面条件即使对于最优化问题是必须的，也并不意味着总是对 (1.5) 成立。在 Gilles 和 LeRoy (1992) 的论文中已经有这样的例子。这些例子看起来的确有些深奥难懂，但是，我们的目标是解释过度波动，而它本身就是违反直觉的。考虑到这些，我们就不能轻易放弃无法控制的违反直觉的偏好设定。

如果满足 (1.3) 但不满足 (1.5)，那么股票价格与股利期现值的差异等于一个满足下式的泡沫项：

⁴ 这一论述与有限责任制相矛盾。有限责任制是与随机获利相联系的，它隐含着公司经理可能无法保证肯定在无限期的将来支付正的股利。这个异议虽然是正确的，但与我们现在所关心的东西不相关，因此这里暂不讨论。

$$b_{t+1} = (1 + \rho)b_t + \eta_{t+1} \quad (4.1)$$

所以泡沫模型是一个漂移为 ρ 的鞅。由于泡沫的价值按照平均速率 ρ 增长，该增长率高于股利的增长率（否则股价就会无穷大），股价的增长要比股利迅速得多。这样，股利——价格比会随时间的推移而降低。但是以图形表示的对股利——价格比的非正式检验中，并没有显示出明显的向下趋势。根据 Flood 和 Hodrick（1990）的综述，大部分的实际研究也没有发现存在泡沫的证据。然而，理论和实证研究都在迅速发展，这个结论可能在短期内就会反过来。目前还难以证明：公司平滑股利，可使得方差——界限检验中的平稳性假设不成立。

5.时变贴现率

对于证券价格为何会出现明显的过度波动，一个可能的解释是条件期望收益率取决于条件变量的值，而这与（1.1）相矛盾。除非为了简化，否则没有理由象（1.1）所隐含的那样，要接受股票收益的条件期望值不随时间变化这一约束条件。如果代理人是风险厌恶的，就会希望资本市场的均衡条件反映风险与收益之间的权衡，这样（1.1）就会被包含收益分布的更高阶矩和条件均值的项所取代（如 APM）。因此（1.1）均衡条件的最好解释，是从假设存在风险中性的有效市场 [LeRoy(1973),Lucas(1978)]中得到。

而且，在代理人是风险厌恶型的简单模型中，价格波动很可能会超过风险中性条件下的预测结果。直观上是很简单的：由于不喜欢风险，代理人会努力将高支出和高收入时期的消费转移到二者都低的时期。收益的降低意味着这种转移代价越来越高，所以证券价格的表现似乎在惩罚作出这种调整的代理人。如果在收入高（低）的时候股价也高（低），那么就会促使代理人去调整他们的储蓄行为或非储蓄行为，与生产技术相适应，以便平衡。这样，代理人越是不喜欢风险，股价就越会出现跳跃式均衡（LaCivita 和 LeRoy(1981),Grossman 和 Shiller(1981)）。这就产生了一种可能性：明显的波动只是（1.1）中风险中性假设人为错误设定的结果。

原则上，简单修正一下有效市场模型，就足以解释为什么存在价格波动。如果随后的其他解释不重要，那可能是因为只要修正市场有效性的特征，就很容易地改变（1.8）了对波动率的预测（参见 Eden 和 Jovanovic（1994）、Romer（1993）或 Allen 和 Gale（1994）的近期成果）。

例如，考虑一个交迭生成模型（overlapping generations model），其总股利是确定的，但是某些随机因素，比如随机转移财富或货币危机都会影响代理人的行为。通常这种随机冲击会影响均衡股票价格。确定的总股利和随机性价格并存，与市场有效性的基本表达式是相矛盾的，因为确定性的股利意味着（1.8）的右边为零，而左边严格为正。显然，从任何意义上看，如果没有交易费用，代理人是理性的，并有一个合理的期望，那么这样的模型都是有效的。非对称信息的模型可以用来预测价格波动中超过与传统市场有效性定义相关联的部分。

这些研究是富有建设性的，但不应看作是解决了波动率难题。关于方差——界限的文章并未对这个疑难问题作出正确的解释，其他的理论解释又很少。相反，长期以来的文献表明，在某些条件下一个简单的模型表现得很好，在另一些条件下却可能表现不好。重新解决这一问题并不在于找出其他不会产生与数据相矛盾的波动率的更一般的模型，——这一点是毫无疑问的——而在于指出这些模型确实解释了证券价格的变动。但是这样的解释还没有出现。例如，试图将风险厌恶的效应包括到证券定价中的努力并没有获得成功（Hanson 和 Singleton（1983），Mehra 和 Prescott(1985)），其他对过度波动的解释在实证中也并不成功。

之所以对方差——界限争论有着长久的兴趣，这是因为即使在事后，我们也未能很好解释证券价格的行为。很难想象一个比这更重要的结论，已经改变这一情况。近期金融实证研究并没有做到这一点。

6.解释

近来使用的方差——界限检验似乎并不存在某些重要的计量经济问题——例如，LeRoy 和 Parke（1992）用蒙特卡罗模拟来评估检验统计量的行为，并以此确保实际统计量的经济计量偏倚等于模拟统计量的偏倚。所以，计量经济问题是与设定拒绝域相联系的。在这些重新界定的方差——界限检验中，再次发现了价格的过度波动。

有关方差——界限检验的统计问题的争论在近年来已经销声匿迹，不再认真讨论关于不存在

超过最简单的期望现值关系式所隐含的价格波动率问题。就象上面所提及的对方差——界限检验的修正一样，其他方面的进展则更为重要：在方差——界限检验发展的同时，传统市场有效性检验自身也在发展。对于传统市场有效性检验的最重要修正，就是研究了在比早期检验要长得多的时间跨度（time horizons）内的收益自相关性。Fama 和 French（1988）发现能对收益率作显著的预测。收益的自相关性在对 5—10 年的收益率进行平均后最为明显。早期的研究，象 Fama（1970）所报告的那样，只研究了收益在几个星期或几个月的相关性而不是几年的相关性。

通过对传统的市场有效性检验和方差——界限检验的对比，我们可以学到很多对经济理论进行经济计量检验的一般性方法。由于检验用的是同样的零假设，可认为不存在不同的拒绝理由。但是记住这一点非常困难：过度波动的存在得出了“我们无法解释股票价格”的结论，而收益自相关的结果又得出了一个更普遍的结论——“证券平均收益率随时间逐步变动”。

为了认识到这两种论述是不合理的，假设证券价格等于现值模型的预测结果与一个独立于股利的随机项之和，且股利存在有较低的新生方差并有高度的自相关性。这一随机变量可以解释为是由非理性的偏好造成的，或者由于反映投资机会变化、社会环境变化或其他情况的变化而使证券收益发生的平滑变动。这种调整会造成过度波动，也会产生可以观测到的收益自相关。由于假设条件中的同样的备择假设会同时产生过度波动和收益自相关，没有必要为这两种不同的拒绝原因提供解释。在这里要学的一课是：拒绝一个模型就仅仅是拒绝一个模型。应注意的是，人们往往愿意谈论其检验导致被拒绝的原因，而不是谈论被拒绝模型本身。

虽然普遍认为过度价格波动可能与长时期内的收益自相关在统计上是一回事，但是很多金融学家却会忽略过度价格波动与资本市场有效性相关联的可能性。Fama 就是一个很好的例子。他在 1991 年对他 1970 年的研究进行修正时，再一次强调了任何市场有效性检验都必然是与一个特定收益模型联合检验的观点（他在 1970 年的综述中也做了这样的强调）。他于是查阅了较长时期内收益存在高度负自相关的证据（在这方面他做出了主要的贡献），并认为这在统计上相当于是“与基础价值的大幅度偏离”（第 1581 页）。但是，在讨论方差——界限检验时，Fama 认为，虽然它们是“表现期望收益随时间变化的另一有用方式”，但是方差——界限检验“不能提供关于市场有效性的信息”。与此相反，联合假设问题仅用于方差界限检验而不用用于自相关检验：如果其中一种能够提供与市场有效性相关的信息，那么另一种也是如此。

要学的另外一课是一定要小心那些感觉良好、但实际上并非如此的潜在心理定势。例如，很容易把明显拒绝方差——界限的检验当作是表面特征。然而，用外部的随机项来解释收益自相关就显得力不从心了。同样，下面的说法也是不正确的：一般来说，一个随机项增加或减少两、三个百分点，如果实际股票收益（平均大约为 6% 或 8%）是高度自相关的，将会导致股价方差的大幅增加。实际股票收益率的微小变动在数学上相当于价格波动率的巨大变动，因此两者有一些类似的表面相关特征。

7. 结论

在引言部分提到过学院派和金融实务派关于资本市场有效性的各种争论。来自市场有效性的模型，如以 CAPM 为基础的投资组合管理模型，在某种程度上战胜了实务派。本来在很大程度上，金融市场有效性的支持者和反对者之间的争论已经渐渐止息了，双方都赞同两者之间有分歧。但是价格过度波动的证据再次引发了争端，因为它看起来是首次为证券定价过程中存在非理性的因素提供了明确的证据。现在很清楚还存在其他更保守的方法来解释过度波动的情况：例如，我们只是不知道是什么引发了未来股利贴现率的变化。

有关方差——界限的论战，加上金融学的相应发展，在很大程度上缩小了市场有效性的支持者和反对者之间的鸿沟。过度波动的存在意味着存在着可获利的交易规则，但众所周知，这只能给利用这种交易规则的人带来很小的利益。实际上，现值定价的巨大偏差与利用这种偏差只得到低收益并存的现实为有关市场有效性的争论找到了一条中间道路。因为无法找到能获得超额收益的交易规则，从这一点看，市场有效性的支持者是对的；但由于证券价格变动的很大部分是市场基本因素所不能解释的，因而市场有效性的反对者也没有错。双方都是对的，双方都在讨论同一套类型化事实（stylized fact）。

有一些市场有效性的支持者坚决认为，把过度波动作为支持心理因素在证券定价中起重要作用的证据是不科学的。例如，可以参阅 Cochrane（1991）对 Shiller（1989）的精彩评论。根据他的观点，只有无可辩驳的证据，且不受其他观点的影响时候才是科学的。这里“科学”并不是传

统意义上的“科学”。如果不科学这一术语要用在这里的话，也不奇怪，因为未能够解释的残差却能解释数据的变差这一事实，一直存在于模型中。当完全以公认的新古典主义经济学为基础的金融模型，仍然无法作出证券价格行为的事后解释时，为什么科学要排除包括心理学的领域？

参考文献

第六章(1)

- Allen, F. and D. Gale (1994). Limited market participation and volatility of asset prices. *Amer. Econom. Rev.* 84, 933-955.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Rev. Financ. Stud.* 1, 195-228.
- Cochrane, J. (1991). Volatility tests and efficient markets: A review essay. *J. Monetary Econom.* 27, 463-485.
- Eden, B. and B. Jovanovic (1994). Asymmetric information and the excess volatility of stock prices. *Economic Inquiry* 32, 228--235.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *J. Finance* 25, 283-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *J. Finance* 46, 1575-1617.
- Fama, E. F. and K. R. French (1988). Permanent and transitory components of stock prices. *J. Politic. Econom.* 96, 246-273.
- Flavin, M. (1983). Excess volatility in the financial markets: A reassessment of the empirical evidence. *J. Politic. Econom.* 91, 929-956.
- Flood, R. P. and R. J. Hodrick (1990). On testing for speculative bubbles. *J. Econom. Perspectives* 4, 85-101.
- Gilles, C. and S. F. LeRoy (1992). Bubbles and charges. *Internat. Econom. Rev.* 33, 323-339.
- Gilles, C. and S. F. LeRoy (1991). Economic aspects of the variance-bounds tests: A survey. *Rev. Financ. Stud.* 4, 753--791.
- Grossman, S. J. and R. J. Shiller (1981). The determinants of the variability of stock prices. *Amer. Econom. Rev. Papers Proc.* 71, 222-227.
- Hansen, L. and K. J. Singleton (1983). Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Econometrica* 91, 249-265.
- Kleidon, A. W. (1986). Variance bounds tests and stock price valuation models. *J. Politic. Econom.* 94, 953-1001.
- LaCivita, C. J. and S. F. LeRoy (1981). Risk aversion and the dispersion of asset prices. *J. Business* 54, 535-547.
- LeRoy, S. F. (1973). Risk aversion and the martingale model of stock prices. *Internat. Econom. Rev.* 14, 436-446.
- LeRoy, S. F. and W. R. Parke (1992). Stock price volatility: Tests based on the geometric random walk. *Amer. Econom. Rev.* 82, 981-992.
- LeRoy, S. F. and A. D. Porter (1981). Stock price volatility: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica* 49, 555-574.
- LeRoy, S. F. and D. G. Steigerwald (1993). Volatility. University of Minnesota.
- Lucas, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica* 46, 1429--1445.
- Marsh, T. A. and R. C. Merton (1986). Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices. *Amer. Econom. Rev.* 76, 483-498.
- Marsh, T. A. and R. E. Merton (1983). Earnings variability and variance bounds tests for stock market

- prices: A comment. Reproduced, MIT
- Mehra, R. and E. C. Prescott (1985). The equity premium: A puzzle. *J. Monetary Econom.* 15, 145-161.
- Romer, D. (1993). Rational asset price movements without news. *Amer. Econom. Rev.* 83, 1112-1130.
- Samunlson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Indust. Mgmt. Rev.* 6, 41-49.
- Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *Amer. Econom. Rev.* 71, 421-436.
- Shiller, R. J. (1989). *Market Volatility*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Shillcr, R. J. (1986). The Marsh-Merton model of managers' smoothing of dividends. *Amer. Econom. Rev.* 76, 499-503.
- West, K. (1988), Bubbles, fads and stock price volatility: A partial evaluation. *J. Finance* 43, 636-656.