

第 9 章 股票收益率的可预测成分*

Gautam Kaul

1. 引言

股票收益率的可预测性总是吸引着证券从业者（原因是显然的）和学者（原因就不那么显然了）。在本文中，我试图综述在金融经济学文献中用于揭示股票收益率的可预测成分的实证方法。考虑到近来关于可预测性的文献以惊人的速度增长，我不可能令人信服地综述这一领域的所有文章。因此，我将主要关注最近的文献中为量度股票收益率的可预测程度而引入和/或调整的实证技术。与经验文献中的重点相一致，我也将主要关注有众多股票的股票组合收益率的可预测性而不是单个股票收益率的可预测性。

除一些发现了有趣的经验规律的研究之外，我将不评论主要是“以结果为导向”的文章。而且，本综述主要集中于最近的文献中用以确定股票收益率可预测成分的重要性的通用统计方法。¹ 由于股票收益率的可预测性不可避免地与“市场有效性”这个概念相联系，我将讨论一些与信息有效市场中的资产价格行为有关的问题 [参见 Fama(1970, 1991)对市场有效性的著名综述]。

为了使本综述的范围可控制，我不评论大量并且日益增多的有关市场微观结构及其对收益率可预测性的影响的文献。最后，即使对于本文中评论的文章，我也将完全专注于实证方法，尽可能减少对实证结果的讨论。然而，在一定程度上可以说，类型化的事实 (stylized facts) 本身与其方法的发展密不可分，免不了要对经验证据进行一些讨论。

2. 为什么要研究可预测性

在讨论可预测性的经济重要性及其最近在实证方法上的进展之前，必须明确定义可预测性。令股票的收益率 R_t 服从一个具有有限期望 $E(R_t) = \mu$ 和有限自协方差 $E[(R_t - \mu)(R_{t-k} - \mu)] = \gamma_k$ 的平稳遍历随机过程 (stationary and ergodic stochastic process)。令 Ω_{t-1} 表示在 $t-1$ 时的信息集，其中 x_{t-1} ($M \times 1$ 向量) 是计量经济学家可获得的信息子集。那么，可以把可预测性定义为 R_t 对 x_{t-1} 的线性回归参数的特定约束：

$$R_t = \mu + \beta \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中 $\beta_{(1 \times M)} \neq 0_{(1 \times M)}$ 。

因此，就本文的目的而言，可预测性严格限定为收益率的可预测性。我不评论大量且日益增多的、关于资产收益率二阶矩可预测性的文献 [参见 Bollerslev、Chou 和 Kroner (1992)]。为方

* 我衷心感谢 John Campbell, Jennifer Conrad, Wayne Ferson, Tom George, Campbell Harvey, David Heike, David Hirshleifer, Bob Hodrick, Ravi Jagannathan, Charles Jones, Bob Korajczyk, G.S. Maddala, M. Nimalendran, Richard Roll, Nejat Seyhun 和 Robert Shiller 在为本文初稿提供宝贵的反馈意见时所花费的时间和精力。这个项目的一部分资助由密歇根大学商业管理学院 (Ann Arbor, 密歇根州) 提供。

¹ 例如，我不评论基于频域的方法 [例如，参见 Granger 和 Morgenstern(1963)] 或使用频率相对更低的、用来检验股票价格的相关性的、基于重标极差 (rescaled range) 的检验， [参见 Goetzmann (1993), Lo(1991) 以及 Mandelbrot (1972)]。我也不评论更近一段时期以来，遗传算法 (genetic algorithms) 在发现可获利的交易规则方面的应用 [参见 Allen 及 Karjalainen(1993)]。

便起见，除非特别声明，假设误差 ε_t 服从均值为 0、方差为常数 σ_ε^2 的条件正态分布。事实上，因为我们并不直接对收益率的二阶矩（或更高阶矩）的可预测性感兴趣，从概念的角度上说，可以假设收益率服从随机游走过程。因而，本来非常重要的、鞅(martingale)与随机游走间的差异变得无关紧要[参见 Fama (1970)]。显然，基于 (1) 式估计的统计推断将取决于对 ε_t 的正态性、同方差和/或自相关的任何偏离。考虑到用以获得异方差和/或自相关一致标准误的统计方法过去十多年来在经济学和金融学中已经得到广泛应用，我将不讨论这些方法。有兴趣的读者可以参考 Hansen (1982)，Hansen 和 Hodrick (1980)，Newey 和 West (1987) 以及 White (1980)。²

2.1 可预测性在经济学上的重要性

用统计术语定义了可预测性后，看来很自然会有一个疑问：为什么自有金融证券交易以来，可预测性受到如此势不可挡的关注。显然，正如 Roll(1988)在他的美国金融协会的主席演讲中雄辩地强调的，预测重要现象的能力是任何成熟科学的标志。³然而，就股票市场而言，证券从业者、个体投资者、学者都对可预测性有不同的定义。证券从业者、个体投资者看到资产收益率有可预测性会兴奋，是可以理解的，因为或多或少他们将可预测性等同于“战胜市场”。虽然一些学者对发现可预测性表现出类似的、不加掩饰的兴奋，学者关注可预测性也是基于收益率的可预测性有比战胜市场更复杂的含义。

考虑 Samuelson (1965) 提出的投机价格模型。假设世界上都是风险中性的经济人，他们都有一个共同的及不变的时间偏好，以及对未来自然状态的共同信念。在这个世界中，股票价格将服从子鞅(submartingale)，结果，股票收益率是一个公平博弈[也参见 Mandelbrot (1966)]。具体说来，令证券价格的对数 p_t 服从子鞅，即，

$$E(p_t | \Omega_{t-1}) = p_{t-1} + r, \quad (2)$$

其中 $r > 0$ 是外生给定的无风险收益率。

因此，股票收益率 R_t 由公平博弈给定，或者说，

$$E(R_t | \Omega_{t-1}) = r^4. \quad (3)$$

因此，在风险中性的世界里，显然由 (1) 定义的股票收益率的任何可预测性（即 $\beta \neq 0$ ）将有很强的金融经济学含义：任何股票收益率的可预测性将必然隐含股票市场是信息无效的。这个结果能够成立的一个重要假设是无风险收益率是外生决定的且不随时间变化。事实上，Roll (1968) 指出，如果期望通货膨胀率有任何随时间的变化，国库券的期望收益率都会发生变化。这可能是在金融经济学文献中第一次认识到这个事实：在没有由风险溢价的变化导致的可预测性的情况下，

² 遗憾的是，同方差性假定使本文无法涵盖显然是很重要的、有关条件波动率和期望收益率关系的文献[例如，参见 French、Schwert 和 Stambaugh (1987) 以及 Stambaugh (1993)]。也必须注意，假定股票收益率服从正态分布是为了方便起见，这样本综述只涵盖有限的论文。尽管如此，在一定的程度上，可以说正态性对本文综述的一些结果是至关重要的，读者必须小心，不要把这些结果一般化。

³ Roll 关注的主要焦点当然不同于本文关注的焦点。我们对未来收益率的可预测性感兴趣，而他研究我们使用过去及现在的信息解释现在的股票收益率变动的能力。

⁴ 必须注意，在风险中性世界中，证券价格 p_t 本身不一定总是鞅。从技术层面来说，应该把 p_t 理解为包括再投资的股利的“价格”[参见 LeRoy (1989)]。此外，在本文中，假定股票价格的鞅行为是风险中性的暗喻。然而，必须注意：(a) 风险中性并不能保证股票价格遵从鞅[参见 Lucas (1978)]；(b) 即使代理人是风险厌恶的，股票价格也可能遵从鞅 [参见 (Ohlson 1977)]。

即使在有效股票市场中，资产价格也可能是可预测的（参见下面的讨论）。

当然，根据在 $t-1$ 时用来预测未来收益率的信息的类型，可以把市场有效性分为更细的类型[例如，可参见 Robert (1959) 以及 Fama (1970)]。如果根据过去的股票价格、过去的公开信息以及过去的私人信息，股票收益率是不可预测的，那么股票市场将是弱式有效、半强式有效或强式有效。

直到 70 年代早期，风险中性在决定股票价格的鞅行为方面的关键作用是不清楚的。因此，在金融经济学的文献中，可预测性变成了市场无效的同义词就不奇怪了。实际上，学术文献强化了“现实世界”的看法：股票收益率的可预测性是金融资产错误定价的明显证据。情况确实如此，尽管事实上早在 1970 年，Fama (1970) 就对期望收益率在确定资产收益率的时间序列特性中的关键作用，以及期望收益率的基本假设与市场有效性检验之间不可避免的联系，进行了非常清晰、精确的讨论。

然而，到 70 年代晚期，LeRoy (1973) 及 Lucas (1978) 已经证明，在有效市场中，风险偏好对证券价格的鞅行为中起关键作用[也可参见 Hirshleifer (1975)]。同时，今天大多数学者认识到，在风险厌恶的世界里，理性的、随时间变化的风险溢价可以导致收益率的可预测性，因此，不能认为可预测性直接与市场无效同义。尽管如此，人们不能先验地排除股票收益率有可预测性是由于经济人非理性的“野兽精神 (animal spirits)” 这种可能性。因此，今天可预测性的存在对金融经济学具有复杂的含义。

考虑到在收益率可预测性经济含义的历史沿革中，过去的 20 年见证了，关于 (a) 股票收益率是否可预测，以及 (b) 可预测性反映理性的、随时间变化的风险溢价还是反映证券非理性的错误定价的研究，得到了迅速的发展[参见 Fama (1991)]。幸运的是，我的任务仅限于综述用来讨论上述问题 (a) 的实证方法，即，描述和评价用于揭示股票收益率有任何可预测性的实证技术。

关于收益率的可预测性对于金融经济学文献的重要性的最后一个想法。检验资本资产定价模型一直有很大的魅力，这是可以理解的，因为没有理论上站得住脚、经验上经得起检验的诸如股票这样的基本金融资产的相对期望收益率的模型(或多个模型)，现代金融学的基础将是不稳固的。收益率预测至少在这些检验的一个子集中起关键作用；特别地，如果股票收益率没有可靠的可预测性，无条件检验和条件检验的重要区别将变得毫无关系[Gibbons 和 Ferson (1985) 很好地阐明了资产定价模型无条件检验与条件检验的区别]。

3. 股票收益率的可预测性：方法论

我将分两大类讨论确定收益率可预测性的文献在方法论上的贡献。第一类包括只基于过去股票价格所包含的信息来评估股票收益率可预测性的所有检验。第二类包括用其他过去的公开信息来预测股票收益率的检验。

3.1 基于过去收益率的可预测性

评估收益率可预测性最简单、最显然的检验是早期研究中使用的自回归，这种方法主要考察短期的可预测性。

3.1.1 回归法：短期

令 (1) 中的 X_{t-1} 只限于一个变量：股票过去的收益率， R_{t-1} 。那么，我们可以将 (1) 改写为：

$$R_t = \mu + \phi_1 R_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\text{其中 } \phi_1 = \frac{\text{Cov}(R_t, R_{t-1})}{\text{Var}(R_t)} = \frac{\gamma_1}{\gamma_0}。$$

类似地，可以将 R_t 对任何过去的 $t-k$ 时期的收益率回归来量度可预测性，相应的自相关系数用 ϕ_k 表示。这可以评估任何可预测性的统计显著性，例如，通过对任何一个特定系数 $\phi_j = 0$ 进行假设检验。利用 j 阶自相关向量的渐近分布可以实行这样的检验 [参见 Bartlett (1946)]。

$$\sqrt{T}\hat{\phi} = \sqrt{T}[\hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_j]' \overset{a}{\sim} N(O, I), \quad (5a)$$

$$\text{其中 } \hat{\phi}_j = \frac{\sum_{t=j}^T (R_t - \hat{\mu})(R_{t-j} - \hat{\mu})}{\sum_{t=1}^T (R_t - \hat{\mu})^2}, \quad (5b)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t,$$

T =样本中时间序列观测值的总个数。

在不具有可预测性的零假设下，也可用由 Box 和 Pierce(1970)引入的 Q -统计量来对 $\phi_k = 0 \forall k$ 的假设进行联合检验，其中

$$Q = T \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j^2 \sim \chi_k^2。 \quad (6)$$

早期随机游走捷足先登 (preoccupation)，且 Working (1934) 宣称从随机游走导出的特征类似于在实际股票价格中观测到的变动模式，早期的几个研究主要集中于以自相关为基础的股票价格随机性的检验[参见 Kendall (1953) 以及 Fama (1965, 1970)]。这些早期的实证研究得出的结论，要么是股票价格服从随机游走，要么是尽管偶尔能观测到股票收益率的自相关在统计上显著，但是从经济的角度看，还是微不足道。⁵在 Working (1960) 和 Fisher (1966) 证明了无论是在单个证券还是在证券组合的水平上，时间上和/或横截面上股票价格的加总将导致收益率的伪可预测性 (spurious predictability) 之后，收益率的任何小的自相关的经济含义也是令人怀疑的。

然而，更近一段时期以来，由于不同因素的推动，基于短期自相关的检验以不同的形式出现。考虑到风险厌恶可能使股票收益率的风险溢价随时间变化，Conrad 和 Kaul (1988) 假设条件期望收益率满足简约的 AR (1) 模型，并检验实际的收益率是否确实遵从隐含的 ARMA 表达式。具体说来，令

$$R_t = E_{t-1}(R_t) + \varepsilon_t, \quad (7a)$$

$$E_{t-1}(R_t) = \mu + E_{t-2}(R_{t-1}) + \mu_{t-1}, \quad (7b)$$

其中 $E_{t-1}(R_t)$ 是在 $t-1$ 时 R_t 的条件期望， ε_t = 未预期的股票收益率， $|\psi_1| \leq 1$ 。

给定 (7a) 和 (7b) 的模型，实际股票收益率将服从如下形式的 ARMA (1,1) 模型：

$$R_t = \mu + \psi_1 R_{t-1} + a_t + \theta_1 a_{t-1}, \quad (8)$$

⁵ Granger 和 Morgenstern (1963) 采用谱分析 (spectral analysis) 得到相似的结论。

其中 $|\theta_1| \leq 1$ 。

应注意的是，股票的期望收益率的自协方差为正[参见 (7b)]也将导致实际收益率的自协方差为正。然而，对未来期望收益率的正的冲击，导致同期的资本损失，进而导致实际收益率的自协方差为负。具体说来，在 (8) 中的自回归系数代表正的持续参数 ψ_1 ，而移动平均参数 θ_1 是负的[参见 Conrad 和 Kaul (1988) 以及 Campbell (1991)]。因此，一些研究者认为，由于期望收益率的改变对股票价格有两个方向相反的影响，发现股票收益率的任何可预测性是非常困难的。然而，使用周收益率数据，Conrad 和 Kaul (1988) 发现：(a) 估计的自回归系数 ψ_1 为正，且范围在 0.40 至 0.60 之间；(b) 更重要的是，股票收益率的可预测性对 NYSE/AMEX (纽约证券交易所/美国证券交易所) 的小公司股票组合收益率变化的解释力，可以高达 25%。

考虑到股票的周收益率中有快速向均值回复 (mean-reverting) 的成分 (回想 ψ_1 的值在 0.40 和 0.60 之间)，Conrad 及 Kaul (1989) 证明，当过去的月内信息被赋予递减的权重时，月收益率的可预测性可能很显著。这是因为最近的月内信息包含了最多关于下一个月的期望收益率的信息；在使用月份数据预测月收益率时赋予所有过去的月内信息以相等的权重，实际上忽略了月内信息。具体说来，定义连续复利的月股票收益率 R_t^m 为

$$R_t^m = \sum_{k=0}^3 R_{t-k}^w, \quad (9)$$

其中 R_{t-k}^w 是在 $t-k$ 周的连续复利股票收益率。由 (7b) 得，本月股票的期望收益率为

$$\begin{aligned} E_{t-4}(R_t^m) &= E_{t-4}\left[\sum_{k=0}^3 R_{t-k}^w\right] = (1 + \psi_1 + \psi_1^2 + \psi_1^3)E_{t-4}(R_{t-3}^w) \\ &= \pi_1 R_{t-4}^w + \pi_2 R_{t-5}^w + \dots, \end{aligned}$$

其中 $\pi_i = (-\theta_1)^{i-1}(\psi_1 + \theta_1)(1 + \psi_1 + \psi_1^2 + \psi_1^3) \forall i = 1, 2, 3, \dots$ 。

因而，如果我们对预测股票的月收益率感兴趣，对过去的月内数据所赋的权重通常是迅速递减的。Conrad 和 Kaul (1989) 对过去的周收益率和日收益率赋予几何递减权重，发现事前信息对小公司的股票组合月收益率的解释力，可以高达 45%。另一方面，那些用过去的月收益率的研究通常只能解释实际收益率变化的 3%—5%，因为它们隐含地给予所有过去的月内信息以相等的权重。

尽管近期对短期收益率进行的、基于自回归 (以及基于方差—比率，参见 3.3 节) 的检验发现股票收益率在统计上和经济上都有显著的可预测性，但对这一点必须谨慎，大多数短期收益率的研究使用证券组合的周收益率，观察到的可预测性至少有一些是由于市场微观结构引起的伪可预测性。具体说来，非同步交易 (nonsynchronous trading) 可以使股票组合的收益率产生明显为正的自协方差[例如，参见 Boudoukh、Richardson 和 Whitelaw (1994)，Fisher (1966)，Lo 和 Mackinlay (1990b)，Muthuswamy (1988) 以及 Scholes 及 Williams (1977)]。

3.1.2 回归法：长期

关于股票收益率短期可预测性的早期文献发现股票收益率的短期自相关系数较小，从而得出结论说这一证据支持市场有效性。也有人认为，股票收益率缺乏可靠的可预测性，意味着股票价格接近于它们的内在价值。然而，这个结论有两个问题。首先，最近的研究（参见前述）发现短期收益率有明显的可预测性[Conrad 和 Kaul (1988, 1989) 以及 Lo 和 MacKinlay (1988)]。其次，如 Campbell (1991) 所示，期望收益率的微小但持续的变化对股票价格有着巨大的影响。实际上，Shiller (1984) 和 Summers (1986) 指出，股票价格包含一个重要的非理性成分，这个成分围绕内在价值长时间地上下摆动。然而，不可能在短期股票收益率中发现这种缓慢的、向均值回复的成分。

在对 Summers (1986) 的讨论中，Stambaugh (1986a) 认为，虽然在短期数据中，这些围绕内在价值的长时间上下摆动无法检测，但是长期收益率应该是显著负自相关的。Fama 和 French (1988) 将这个基本的直觉正式化，提出了一个资产定价模型，现在这个模型实际上成了所有（长期）市场有效性检验的备择假设。

令股票价格的对数 p_t 包含一个随机游走的成分 q_t ，以及一个缓慢递减的平稳成分 z_t 。具体说来，

$$p_t = q_t + z_t, \quad (10)$$

其中

$$q_t = \mu + q_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d(0, \sigma_\eta^2);$$

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2);$$

$$|\phi_1| \leq 1;$$

$$E(\eta_t \varepsilon_t) = 0。$$

股票价格的两个成分， q_t 和 z_t ，也代表了永久成分（permanent component）和暂时成分（temporary component）。给定（10）中的股票价格模型，股票收益率可写为：

$$\begin{aligned} R_t &= p_t - p_{t-1} = [q_t - q_{t-1}] + [z_t - z_{t-1}] \\ &= \mu + \eta_t + \varepsilon_t + (\phi_1 - 1) \sum_{i=1}^{\infty} \phi_1^{i-1} \varepsilon_{t-i}。 \end{aligned} \quad (11)$$

Fama 和 French (1988) 建议，通过 k -期收益率对它自身滞后一期(长度为 k)的值回归，使用多期自相关系数来检验可预测性。具体说来，

$$\sum_{i=1}^k R_{t+i} = \alpha(k) + \beta(k) \sum_{i=1}^k R_{t+i-1} + \mu_t(k)^*。 \quad (12)$$

从（12）可以明显看出， $\beta(k)$ 衡量多期自相关，这个参数的普通最小二乘估计量为

* $\sum_{i=1}^k R_{t+i} = \alpha(k) + \beta(k) \sum_{i=1}^k R_{t+i-1} + \mu_t(k)$ ，有误。——译者注。

$$\hat{\beta}(k) = \frac{\text{Cov}[\sum_{i=1}^K R_{t+i}, \sum_{i=1}^K R_{t+i-1}]^*}{\text{Var}[\sum_{i=1}^K R_{t+i-1}]}, \quad (13a)$$

经过一些代数处理，可以证明 $\hat{\beta}(k)$ 的概率极限为 [例如，可参见 Jegadeesh (1991)]:

$$p \lim[\hat{\beta}(k)] = \frac{-(1-\phi_1^k)^2}{2\gamma k(1-\phi_1) + 2(1-\phi_1^k)}, \quad (13b)$$

其中 $\gamma = (1+\phi_1)\sigma_\eta^2 / 2\sigma_\varepsilon^2$ 是由收益率的永久成分产生的无条件方差与由暂时成分产生的无条件方

差之比，在零假设下， $\hat{\beta}(k)$ 的渐近方差为

$$T\text{Var}[\hat{\beta}(k)] = \frac{2k^2 + 1}{3k}. \quad (14)$$

由 (13) 明显可以看出，股票收益率的任何可预测性全部都是由暂时成分产生的 [即，如果 $\phi_1 = 1$ ，那么 $p \lim[\hat{\beta}(k)] = 0$]。更重要的是，当 ϕ_1 接近于 1 时，短期收益率将会呈现微弱的自相关 [即 (12) 中 k 值小]，而在长期水平上将有很大的负自相关 (即， k 值大)。具体说来，Fama 和 French (1988) 认为，收益率可能呈现一个 U 型模式的负自相关：在非常短和非常长的时间跨度上接近于零，但是在适当长的时间跨度上则显著为负。当收益率的累积区间 $k \rightarrow \infty$ 时，由于暂时成分的缘故， $p \lim[\hat{\beta}(k)] \rightarrow -1/2$ ，但是 k 期收益率的永久成分的方差最终将超过暂时成分的方差，因为它是随 k 线性递增的 (即对非常大的 k ， $k\gamma \rightarrow \infty$)。从而，大的 k 值将把 $p \lim[\hat{\beta}(k)]$ 向零推进。

Jegadeesh (1991) 提供了长期收益率可预测性的另一个估计量 [也参见 Hodrick (1992)]。他认为，如果股票价格遵从 (10) 的过程，出于检验功效(power)的考虑 (参见第 4 节)，须做单期收益率对多期收益率的回归。具体说来，

$$R_t = \alpha + \beta(1, k) \sum_{i=1}^k R_{t-i} + u_t. \quad (15)$$

$\beta(1, k)$ 的 OLS 估计量为

$$\beta(1, k) = \frac{\text{Cov}[R_t, \sum_{i=1}^k R_{t-i}]}{\text{Var}[\sum_{i=1}^k R_{t-i}]}. \quad (16a)$$

由 (13) 得

$$p \lim[\hat{\beta}(1, k)] = \frac{-(1-\phi_1)(1-\phi_1^k)}{2\gamma k(1-\phi_1) + 2(1-\phi_1^k)}. \quad (16b)$$

* 原书为 $\hat{\beta}(k) = \frac{\text{Cov}[\sum_{i=1}^K R_{t+i}, \sum_{i=1}^K R_{t-i+1}]}{\text{Var}[\sum_{i=1}^K R_{t+i}]}$ ，有误。——译者注。

在不具有可预测性的零假设下， $\hat{\beta}(1, k)$ 的渐近方差为

$$T\text{Var}[\hat{\beta}(1, k)] = 1/k. \quad (17)$$

将 (16) 与 (13) 比较，我们可以看出，如果备择假设是方程 (10) 所示的模型，增大因变量的测量区间将导致长期收益率对滞后长期收益率回归有更大的斜率系数。然而增大因变量的测量区间也会增大估计的标准误[比较 (17) 与 (14)]。在使用 Geweke (1981) 的近似斜率法 (approximate-slope procedure) 量度 $\hat{\beta}(k)$ 对 $\hat{\beta}(1, k)$ 的渐近功效 (asymptotic power) 时，Jegadeesh (1991) 发现，后一种效应总是占主导地位。因此，对合理的参数值，对因变量最优的 k 值总是 1。然而，对自变量的测量区间的选择，取决于对备择假设的合理的参数设定。不奇怪，当 ϕ_1 接近于 1 时，要用长的测量区间来揭示可预测性；而如果在收益率的方差中永久成分占的份额 γ 很大，以用更短的测量区间为宜 [关于功效问题的更详细的讨论在第 4 节]。

3.2. 方差—比率统计量

在文献中，用来揭示经济时间序列中可预测成分的统计和经济重要性的另一种广泛使用的方法是方差比率方法。然而，方差—比率统计量最先由 French 及 Roll (1986) 广泛应用于比较交易期和非交易期股票收益率的波动行为。Cochrane (1988) 使用方差—比率统计量衡量在总产出中随机游走(或永久成分)的重要性；Poterba 和 Summers (1988) 用这种方法衡量在价格向均值回复的背景下，收益率的长期可预测性[参见 (10)]；而 Lo 和 MacKinlay (1988, 1989) 对使用短期股票收益率检验随机游走假设的方差—比率统计量进行了到目前为止最正式的分析[也参见 Faust (1992)]。虽然在经济学文献中，使用方差—比率统计量的背景有所不同，但是最终目的是一样的：为了评估股票收益率（或其他经济时间序列）的可预测成分的重要性。⁶

方差—比率统计量基本的直觉来自资产价格的随机游走模型。如果股票价格服从随机游走， k -期收益率的方差将是 k 乘以单期收益率的方差。换言之，收益率的方差将与测量区间 k 成比例增加。 k -期方差比率为：

$$\hat{V}(k) = \frac{\text{Var}(\sum_{i=1}^k R_{t+i})}{k\text{Var}(R_t)} - 1, \quad (18)$$

其中，为了简便，因子 k 出现在方差比率的分母中并且从比率中减去 1。

方差—比率统计量 $\hat{V}(k)$ 从直觉上吸引人的地方是在不具有可预测性的零假设下， $\hat{V}(k)$ 将等于零。此外，如下所示， $\hat{V}(k) \geq 0$ 取决于单期收益率是否为正的（负的）自相关（或等价地，证券价格或收益率是否向均值回复）。

在不具有可预测性的零假设下， $\hat{V}(k)$ 的渐近方差为 [参见 Lo 和 MacKinlay (1988)，Richardson 和 Smith (1991)]：

⁶ 正如 Frank 所指出的[参见 LeRoy (1989)]，在方差—比率统计量引入金融学之前的近四十年，Working (1949) 提出，统计序列可以用模型表示成随机游走和平稳成分之和。更重要的是，他也提出用方差—比率检验来确定每一部分的相对重要性。

$$TVar[\hat{V}(k)] = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}。 \quad (19)$$

3.3 综合

本节综合了人们业已提出的基于过去股票价格中所包含的信息，对股票收益率中可预测性的存在进行检验的所有统计量。⁷ 上述讨论的收益率可预测性的所有检验（近似地）都是单期收益率自相关的线性组合。因此，在不具有可预测性的零假设下，所有这些统计量的期望值均为零。然而，由于不同统计量对不同滞后的单期自相关赋予不同的权重，在不同的备择假设下，它们的行为可能会有显著差别。

回想 3.1.1 节 j 阶自相关向量的渐近分布如下

$$\sqrt{T}\hat{\phi}(k) = \sqrt{T}[\hat{\phi}_1(k), \dots, \hat{\phi}_j(k)]' \sim N(O, I), \quad (20a)$$

其中 k =测量区间的长度，而 $\hat{\phi}_j(k)$ = j 阶自相关。

为了简便，我们把 j 阶自相关向量系数重新定义为：

$$\hat{\phi}_j = \frac{\sum_{t=j}^T (R_t - \hat{\mu})(R_{t-j} - \hat{\mu})}{\frac{1}{k} \sum_{t=1}^T (\sum_{j=1}^k R_{t+j-k} - k\hat{\mu})^2}。 \quad (20b)$$

注意(20b)中与(5b)中的 j 阶自相关系数的区别在于自协方差没有用单期的方差加权。相反，因为 Fama 和 French (1988) 的多期自回归 (12) 和 Jegadeesh (1991) 的修改过的自回归 (15) 的自变量都是 k -期收益率，(20b)中的自协方差以 k -期收益率的方差加权。显然，在不具有可预测性的零假设下，对 j 阶自相关系数进行这样的修改，在大样本中没有影响。然而，在不同的备择假设下，这种看起来很小的修改可能对统计推断有重要的影响。

如先前所述，目前所有讨论的统计量可以改写成 j -阶自相关系数的加权平均，虽然权重各不相同。我们可以把所有检验统计量定义为自相关的线性组合，即

$$\lambda_s(k) = \sum_j \omega_{js} \hat{\phi}_j(k), \quad (21)$$

其中 ω_{js} = 特定检验统计量 $\lambda_s(k)$ 赋予 j 阶自相关的权重 [其中 s 是检验统计量的指数]。

在不具有可预测性的零假设下，由 (20a) 得：⁸

$$\sqrt{T}\omega\hat{\phi}(k) \sim N(O, \omega\omega')。 \quad (22)$$

因为每一个统计量都是 j 阶自相关的（近似）线性组合，在零假设下这些自相关系数服从渐近正态分布 [参见 (20a)]，因而所有检验统计量都是正态分布。使用 (21)，三个估计量可改写为 [参见 Cochrane (1988)，Jegadeesh (1990)，Lo 和 MacKinlay (1988) 以及 Richardson 和 Smith (1994)]：

⁷ 本节的讨论主要依据 Richardson 和 Smith (1994) 的分析。也可参考 Daniel 和 Torous (1993)。

⁸ 相关的一个研究路线衡量不同时间跨度的线性交易策略的可获利性 [参见 Debondt 和 Thaler (1985) 以及 Lehmann (1990)]。在这些研究中，无论是对单个证券还是对证券组合来说，交易策略的盈利都是自协方差平均数的函数 [参见 Ball、Kothari 和 Shanken (1995)，Conrad 和 Kaul (1994)，Jegadeesh (1990)，Jegadeesh 和 Titman (1993) 以及 Lo 和 MacKinlay (1990a)]。

$$\hat{\beta}(k) = \frac{\sum_{j=1}^{2k-1} \min(j, 2k-j) \hat{\phi}_j(k)}{k}, \quad (23a)$$

$$\hat{\beta}(1, k) = \frac{\sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j(k)}{k}, \quad (23b)$$

$$V(k) = 2 \sum_{j=1}^{k-1} \frac{(k-j)}{k} \hat{\phi}_j(1). \quad (23c)$$

给定 (23a) — (23c) 中的权重和精确公式，在零假设下，很容易算出每个估计量 [或任何形如 $\lambda_s(k) = \sum_j \omega_{js} \hat{\phi}_j(k)$ 的其他估计量] 的渐近方差。具体说来， $TVar[\lambda_s(k)] = \sum_j \omega_{js}^2$ 。因而，可以用如下式子计算这三个估计量的渐近方差：

$$TVar[\hat{\beta}(k)] = \frac{2k^2 + 1}{3k}, \quad (24a)$$

$$TVar[\hat{\beta}(1, k)] = 1/k, \quad (24b)$$

$$TVar[\hat{V}(k)] = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}. \quad (24c)$$

特定检验统计量 $\lambda_s(k)$ 的适当程度完全取决于所考虑的备择假设。例如，假设股票价格反映“真实”价值，但是由于市场微观结构的影响，记录时产生了有良好统计特性的测量误差，即，观测到的价格 $P_t^0 = P_t + e_t$ （其中 P_t = 真实价格，而 e_t = 随机测量误差），那么显然股票收益率的备择模型将遵从 MA (1) 过程，而检测这种可预测性的最优权重将是 $\omega_j = 0 \forall j > 1$ 。其他任何加权方案将使算出来的检验统计量不够有效 [参见 Kaul 和 Nimalendran (1990)]。对特定检验统计量 $\lambda_s(k)$ 的选择严重依赖于备择假设的更详细的讨论，见第 4 节。

在文献中使用备择检验统计量的情况下，Richardson 及 Smith (1994) 提出了另外一个重要的观点，如果零假设为真，那么，这些统计量之间将彼此高度相关。其原因在于， $\hat{\beta}(k)$ ， $\hat{\beta}(1, k)$ 和 $\hat{V}(k)$ 都倾向于抓住共同的抽样误差。具体说来，三个估计量的渐近方差—协方差矩阵可写成：⁹

$$TVar \begin{pmatrix} \hat{\beta}(k) \\ \hat{\beta}(1, 2k) \\ \hat{V}(2k) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{2k^2 + 1}{3k} & 1/2 & k \\ 1/2 & \frac{1}{2k} & \frac{2k-1}{2k} \\ k & \frac{2k-1}{2k} & \frac{2(4k-1)(2k-1)}{6k} \end{pmatrix}. \quad (25)$$

对于大的 k 值，相关系数在 75% 与 88% 之间变化，而 Richardson 及 Smith (1994) 证实，在

⁹ 注意，为了便于比较这三个估计量，计算的是 $\hat{\beta}(k)$ 、 $\hat{\beta}(1, 2k)$ 和 $\hat{V}(2k)$ 的方差—协方差矩阵。

小样本中，这三个估计量之间确实存在高度相关。这个问题特别重要，因为如 Richardson (1993) 所指出的，即使真实的价格完全不可预测，仍可以获得由 (10) 式的备择流行模型(alternative fads model)预测的 U 型的自相关变动模式。因此，考虑到根据 $\hat{\beta}(k)$ 可能会错误地拒绝零假设，如果我们使用 $\hat{\beta}(1, k)$ 和 $\hat{V}(k)$ 也得出同样的结论，就不会十分令人吃惊了。

3.4 基于基本面变量 (fundamental variables) 的可预测性

尽管基于股票价格中的历史信息股票收益率的可预测性受到了极大的关注，仍有一些研究者用“基本面变量”来评估股票收益率的可预测性。在一个关于可预测性的开创性贡献中，Fama 和 Schwert (1977) 使用国库券利率来预测股票和债券的收益率[也可参见 Fama (1981)]。

在过去十多年中，也有人用一些新的基本面变量来预测股票收益率。例如 Campbell (1987)，Campbell 和 Shiller (1988)，Cutler、Poterba 和 Summers (1991)，Fama 和 French (1988, 1989)，Flood、Hodrick 和 Kaplan (1987)，Keim 和 Stambaugh (1986)，以及其他的文章，使用像股利收益率、市盈率、期限结构等等这样的金融变量来预测未来的股票收益率。与之相类似，Balvers、Cosimano 和 MacDonald (1990)，Fama (1990) 和 Schwert (1990) 使用像产出和通货膨胀这样的宏观经济基本面变量来预测股票收益率[也可参见 Chen (1991)]，而 Seyhun (1992) 使用内部人交易(insider trading)总量的变动模式来揭示股票收益率的可预测成分。Ferson 和 Harvey (1991)，Evans (1994) 以及 Ferson 和 Korajczyk (1995) 近期的文章主要关注基于滞后变量的股票收益率的可预测性和基于诸如 Chen、Roll 和 Ross (1986) 所确定的经济“因素”的股票收益率的可预测性之间的关系。Ferson 和 Schadt (1996) 指出，如果预先确定的公开信息可以消除普遍使用的、用无条件的指标来衡量的共同基金经理绩效的偏误，那么，如果使用条件指标，共同基金经理“看起来更好”。最后，Jagannathan 和 Wang (1996) 证实，允许市场资产组合的期望收益率随时间变化的模型也有可能用来解释不同的股票平均收益率丰富的横截面变差(variation)。

使用基本面变量来揭示股票收益率可预测成分的典型回归估计与 (12) 的回归相类似：

$$\sum_{i=1}^k R_{t+i} = \alpha(k) + \beta(k)X_t + u_t(k), \quad (26)$$

其中 X_t = 股利收益率，产出，...

(12) 与 (26) 的唯一不同，在于后者使用过去的基本面变量，而 (12) 使用过去的收益率。同样，除 Hodrick (1992) 以外，是将多期收益率对通常是由固定的时间区间计算的基本面变量回归。¹⁰ 这些类似于 (26) 的回归估计研究，最显著的发现是：(1) 几个不同的变量可预测股票收益率；(2) 所有这些情形中，回归的 \bar{R}^2 确实随着因变量测量区间长度的增大而急剧增大，因此，长期股票收益率确实有很强的可预测性。

因此，关于以基本面变量为基础的收益率可预测性，更近一段时期以来的文献主要集中于长期股票收益率。这很自然，特别是考虑到最常用的、可供选择的收益率的时间序列模型[见 (10)] 也隐含长期收益率的更大可预测性。实际上，由 Shiller (1981) 以及 LeRoy 和 Porter (1981) 开创的“过度波动”文献，可以看成是关于长期收益率可预测性的大量文献的先驱。这一些文献认

¹⁰ 遵从 Jegadeesh (1991)，Hodrick (1992) 将单期收益率对在多个期间计算的过去的股利回归。对这种方法有效性的讨论，参见 4.1 节。

为，如果证券价格相对于后来的股利过于波动，则意味着长期收益率（或者更具体说来是“无限期”收益率的对数）是可预测的[也可参见 Shiller（1989）]，[也可参见下述关于用过去股利收益率预测长期股票收益率的讨论。]可以公平地说，在所有可用于预测股票收益率的可能变量中，股利收益率受到了最多的关注[例如，参见 Campbell 和 Shiller（1988a），Fama 和 French（1988b），Flood、Hodrick 和 Kaplan（1987），Goetzmann 和 Jorion（1993），Hodrick（1992）以及 Rozeff（1984）]。选择股利收益率变量也并不意外，可以用相当简单的资产价格模型证明：（a）股利收益率在预测股票收益率中的作用；（b）股利收益率对长期的预测能力比对短期更强。

遵从 Campbell 和 Shiller（1988a），考虑股利贴现的现值模型：

$$P_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \quad (27)$$

给定固定的股利增长率 G 和固定的期望收益率，我们得到股票价格的 Gordon（1962）模型（对 $R > G$ ）：

$$P_t = \left(\frac{1+G}{R-G} \right) D_t \quad (28)$$

Campbell 和 Shiller（1988a）证明，对于随时间变化的期望收益率，研究价格、股利、和收益率之间关系的对数线性近似是有益的。使用这一近似，可以将（28）式中的股利增长模型的“动态”形式写成：

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (29)$$

其中 $\rho = 1/[1 + \exp(d-p)]$ ， $k = -\log(\rho) - (1-\rho)\log(1/\rho - 1)$ ，所有小写字母代表各自变量的对数，而 $(d-p)$ 是股利—价格比率（对数）的固定均值，遵从一个平稳过程。

为了证明股利收益率变量对预测未来股票收益率的重要性，方程（28）可以按照股利收益率（对数）形式改写[也可参见 Campbell、Lo 和 MacKinlay（1993）]为：

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1+\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}] \quad (30)$$

由（30）可知，股利收益率的潜在预测能力是显而易见的：只要未来的股利增长率（括号中的第一项）的变动不是太大，目前的股利收益率就代表了股票收益率的未来期望值（括号中的第二项）。此外，因为我们在（30）中将所有未来的收益率贴现，所以目前的股利收益率对长期的股票收益率可能有更大的预测能力。¹¹

考虑到估计类似于（26）的回归，而不是估计类似于（12）或（15）的相对特殊的自回归的经济合理性，直到最近为止，没有人用怀疑的眼光看待从“基本面回归”中发现的惊人的证据。例如，Jegadeesh（1991）在研究像（12）这样的自回归的功效时，表达了普遍的看法“…用这些[基本面]变量可以预测不同时间跨度的收益率的证据，看起来没有争议”（第 1428 页）。

然而，当 k 很大时，由于不可避免地要使用小样本，像（26）式这样的（长期）回归在统计上会有问题。[Nelson 和 Kim（1993）以及 Goetzmann 和 Jorion（1993）分析的]第一个问题涉及 $\beta(k)$ 的 OLS 估计量的偏倚，因为股利收益率（或其他基本面变量）是滞后内生变量。第二个统计问题

¹¹ Campbell、Lo 和 MacKinlay（1993）也证明，一个高度持续的期望收益率成分[即，7(b)中的 $\psi_1 \sim 1$]怎样能够（和其他基本经济因素变量）使股利收益率长期水平的预测能力增大。

是 $\hat{\beta}(k)$ 的 OLS 标准误也是有偏的[参见 Hodrick (1992), Kim、Nelson 和 Startz (1991), Richardson 和 Smith (1991) 以及 Richardson 和 Stock (1989)]。

Mankiw 和 Shapiro(1986)以及 Stambaugh(1986b)的分析认为, $\hat{\beta}(k)$ 的小样本偏倚可能很大。例如, 考虑双变量系统[也可参见 Nelson 和 Kim (1993)]:

$$Y_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (30a)$$

$$X_t = \mu + \phi X_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim i.i.d(0, \sigma_\eta^2) \quad (30b)$$

以及

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = E(\eta_t \eta_{t-k}) = E(\varepsilon_t \eta_{t-k}) = 0 \forall k \neq 0。$$

可以证明, 虽然 (30a) 中的 $\hat{\beta}_{OLS}$ 是一致的, 但是在小样本中 $\hat{\beta}_{OLS}$ 是有偏的, 而且其偏倚与 ϕ 的 OLS 估计量的偏倚成比例[参见 Stambaugh (1986b)]:

$$E[(\hat{\beta} - \beta)] = \frac{Cov(\varepsilon_t, \eta_t)}{Var(\eta_t)} E[(\hat{\phi} - \phi)] \quad (31a)$$

而 Kendall (1954) 证实, $\hat{\phi}_{OLS}$ 的偏倚近似于 $-(1+3\phi)/T$ 阶, 其中 T 是样本容量。因此,

$$E[(\hat{\beta} - \beta)] \cong \frac{Cov(\varepsilon_t, \eta_t)}{Var(\eta_t)} [-(1+3\phi)/T]。 \quad (31b)$$

由 (31a) 和 (31b) 可知, 即使 X_{t-1} 在预测 Y_t 时, 实际上没有解释能力, 估计 ϕ 时的小样本偏倚也会导致伪可预测性 (spurious predictability)。如果 (a) 新生(innovation) ε_t 和 η_t 的相关系数越高; (b) X_t 的自相关越高; (c) 样本容量越小, 伪可预测性就越强。

回归 (26) 的第二个问题是, 由于样本容量小, 大多数研究者使用的 k 期收益率 (即, 因变量) 都是交迭的观测值 (overlapping observation), 这反过来引起, 误差项的序列相关。只有当收益率无序列相关时, 传统的 OLS 标准误才是渐近合适的。Hansen 和 Hodrick (1980) 提出了自相关一致渐进标准误, 经过修改后可以用于处理异方差[参见 Hodrick(1992)]。Richard 和 Smith(1991) 使用一个创新的方法, 用一个非常简单、独立于数据的形式——例如, 三个基于自相关的统计量的渐近方差取与 (24a) —(24c) 相同的形式——代替 Hansen 和 Hodrick (1980) 的标准误调整 (standard-error adjustments), 推导出近似标准误。Hodrick (1992) 在回归 (26) 的背景下, 给出了与 Richard 和 Smith (1991) 的标准误相对应的异方差一致标准误。¹² [4.1 节对在估计类似于 (26) 的回归时使用交迭观测值获得的效率增益进行了详细分析。]

Nelson 和 Kim (1993) 将股票收益率和股利收益率, 作为一阶向量自回归过程 (VAR) 联合建模, 来处理 $\beta(k)$ 的 OLS 估计量有偏以及它们的标准误有偏的问题[也可参见 Hodrick (1992)]。

¹² 也可参见 Newey 和 West (1987) 的半正定的自相关和异方差一致方差估计量。

具体说来，令

$$Z_t = AZ_{t-1} + U_t, \quad (32)$$

其中 Z_t 代表股票收益率及滞后股利收益率。为了评价在小样本时 $\hat{\beta}(k)$ 的偏倚和渐近标准误的特性，Hodrick (1992) 以及 Nelson 和 Kim (1993) 都在收益率方程斜率系数为零的零假设下模拟 (32) 式的 VAR 模型。VAR 方法是有吸引力的，因为它直接处理股利收益率的持续性问题[参见 (30b) 中的 ϕ]以及股票收益率和股利收益率的新生[分别由 (30a) 和(30b)中的 ε_t 和 η_t 代表]之间强烈（负）同期相关问题。

Hodrick(1992)以及 Nelson 和 Kim (1993) 都发现，如果能够校正 (a) 由股利收益率的内生性导致的 $\hat{\beta}(k)$ 的小样本偏倚；(b)文献中提到的渐近标准误的小样本偏倚[也可参见 Goetzmann 和 Jorion (1993)]，统计推断可能会发生显著的改变。¹³

然而，在一个更一般的水平上，所有可预测性的检验都会遇到数据挖掘的问题。例如，Lo 和 MacKinlay (1990) 指出，依据经验的规则（如规模效应）将股票分组的证券组合，怎样使统计检验有偏。然而，与我们有更直接关系的是 Foster 和 Smith (1992) 以及 Lo 和 MacKinlay (1992) 的工作，他们分析了最大 R^2 ——一个在多项科学的研究中广泛使用的衡量可预测性程度的指标[例如，参见 Roll (1988)]——的特性。Foster 和 Smith (1992) 推导出当研究者从一个可行变量集中选取预测变量时最大 R^2 的分布。例如，考虑一个多元回归：

$$Y_t = \mu + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (33)$$

其中 X_t 是 k 个回归元的矩阵。

在向量 $\beta = 0$ 的零假设下，回归 (33) 的 R^2 是 $Beta[\frac{k}{2}, \frac{T-(k+1)}{2}]$ 分布，其中 T 是样本容量。可以用 R^2 的分布评估回归 (33) 的拟合优度。假设研究者从一个有 M 个潜在回归元的集合中选取 k 个预测变量，对这个选择，需要调整 R^2 的临界值。使用秩统计量(order statistic)，Foster 和 Smith (1992) 证明，对于独立回归，最大 R^2 的分布函数为

$$U_{R^2}(r) = P_r\{R_1^2 \leq r, R_2^2 \leq r, \dots, R_{\binom{m}{k}}^2 \leq r\} = [Beta(r)]^{\binom{m}{k}}, \quad (34)$$

其中 $Beta(r)$ 是自由度为 $K/2$ 和 $\frac{T-(k+1)}{2}$ 的 β 密度函数的累积分布函数。

考虑到文献中所估计的是非独立回归，方程 (34) 为最大 R^2 的真实分布函数提供了一个下界。Foster 和 Smith (1992) 指出，即使我们从潜在回归元的有限集中“挖掘”出一些预测变量，

¹³ (即使在无预测能力的零假设下) 迭交的收益率对高度自相关的股利收益率和/或价格的回归，也可能会有 Granger 和 Newbold (1974) 举例说明过的伪回归现象。

我们可以得到相当高的 R^2 ，它不超过 (33) 中 $\beta = 0$ 假设下的最大 R^2 。因为在长期的研究中，（独立的甚至交迭的）观测值的数量（ T ）可能比较小，由 (34) 式可知，相对于短期回归，长期回归可以更容易地得到虚假的高 R^2 值。¹⁴

在一篇相关的文章中，Lo 和 MacKinlay (1992) 直接最大化股票收益率的可预测性，其中给出了文献中揭示的可预测性在经济上是否显著的评价。他们使 (33) 中的回归元固定不变，通过让因变量（具体说来，是要预测其收益率的股票组合的成分或组合的权重）变化使可预测性达到最大。另一方面，Foster 和 Smith (1992) 使要预测的资产收益率保持不变，通过改变预测变量集使可预测性达到最大。尽管如此，两个研究都为最大 R^2 值提供了有用的边界，在经验研究中，能够达到这些边界，纯属偶然。

4. 功效的比较

迄今为止，我们一直关注在不具有可预测性的零假设下，文献中用来评判股票收益率可预测性的检验统计量的统计特性。然而，对任何统计量都颇关键的是它在鉴别对零假设的偏离时的功效。检验统计量的功效可以在特定备择假设的背景下确定。

评价统计量功效的最常用方法是在不同的备择假设下，使用强化计算机的模拟 (computer-intensive simulation) [例如，参见 Hodrick (1992)，Lo 和 MacKinlay (1989)，Kim 和 Nelson (1993) 以及 Poterba 和 Summers (1988)]。这种功效比较的一个经典例子是 Lo 和 MacKinlay (1989) 在有限样本中对方差比率统计量关于基准和功效 (size and power) 相对于几个备择假设的详尽彻底的研究。虽然长期研究的特征是样本容量小，可能使得在任何特定统计量的有限样本特性时，不可避免地要用到强化计算机的方法。但是一些近期的研究表明，渐近功效的比较可以帮助我们理解在备择假设下检验统计量有不同的（或相似的）行为的原因。具体说来，Campbell、Lo 和 MacKinlay (1993)，Hansen 和 Hodrick (1980)，Jegadeesh (1991)，Richardson 和 Smith (1991，1994)，以及其他的研究，使用 Bahadur (1960) 和 Geweke (1981) 的方法来比较检验统计量的相对渐近功效，这需要比较检验统计量的近似斜率。检验统计量的近似斜率，用 c_s 表示，其定义是在给定的备择假设下，随着样本容量的增加，统计量的渐近边际显著性水平的对数下降的速率。Geweke (1981) 证明，检验统计量 $\lambda_s(k)$ 的极限分布是 χ^2 ，在零假设下，它的近似斜率等于 $1/T$ 与检验统计量乘积的概率极限。

作为功效比较的一个例证，我们假定备择假设是如 (10) 所示的暂时—持久股票价格模型。这种选择有吸引力，因为这个模型在文献中使用很广。此外，遵从 Jegadeesh (1991) 以及 Richardson 和 Smith (1991，1994)，我们比较基于自相关的三个主要统计量 $\hat{\beta}(k)$ 、 $\hat{\beta}(1,2k)$ 和 $\hat{v}(2k)$ 的相对渐近功效。注意，选择这些统计量也是很自然的，因为它们是一致自相关估计量的线性组合 [参见 (21)]，它们的极限分布是 χ^2 分布。这样一来，我们可以直接使用 Geweke (1981) 的方法进行功效比较。

注意到所有基于自相关的统计量都可用 $\lambda_s(k) = \sum_j \omega_{js} \hat{\phi}_j(k)$ 表示，我们需要选择 ω 和 k 来

¹⁴ Granger 和 Newbold (1974) 也强调，在使用交迭的股票收益率作为因变量来增加 T 的长期研究中， R^2 是不可靠的。

最大化特定检验统计量 $\lambda_s(k)$ 的近似斜率[参见 Richardson 和 Smith (1994)]:

$$c_s^{k,\omega} = \{\omega[p \lim(\hat{\phi}(k))]\}' \{\omega\omega'\}^{-1} \{\omega[p \lim(\hat{\phi}(k))]\}. \quad (35)$$

(35) 中唯一未知的是 $\hat{\phi}(k)$ 的概率极限, 已知 (10) 所示的备择模型, 它很容易确定。具体说来,

$$p \lim[\hat{\phi}_j(k)] = \frac{-[1/(1+\gamma)]\phi^{j-1}(1-\phi)^2}{2[\gamma/(1+\gamma)](1-\phi) + 2[1/(1+\gamma)](1-\phi)^k/k}. \quad (36)$$

将 (36) 中 $p \lim[\hat{\phi}_j(k)]$ 的值代入 (35) 式, 我们可以找出近似斜率最大的检验值, 并用它作为评判所有现有统计量的相对功效的基准。具体说来, 对于 ω 和 k , 最大化 (35) 中的 c_s , 我们得到:

$$\max_{\omega,k} \left[\frac{[1/(1+\gamma)][1-\phi]^2}{2[\gamma/(1+\gamma)](1-\phi) + 2[1/(1+\gamma)](1-\phi)^k/k} \right]^2 \frac{[\sum_j \omega_j \phi^{j-1}]^2}{\sum_j \omega_j^2}. \quad (37)$$

正如 Richardson 和 Smith (1994) 所指出的, (37) 中的这个最大化问题可以分成两部分。括号中的第一部分明显是随着 k 的增大而达到最大, 但是 k 增加的边际收益递减, 递减的速率是两个未知数 γ (股票价格方差中永久成分对暂时成分的份额之比) 和 ϕ (暂时成分的持续参数) 的函数。第二部分涉及到权重 ω 的选择, 权重仅仅取决于 ϕ , 因为在 (10) 的备择模型下, ϕ 完全解释了自相关的模式。而且, 给定一个固定的 ϕ , 最优权重 $\omega_j = \phi^{j-1} \forall j$, 即, 渐近最大功效统计量的最优权重将呈几何级数递减。

从上述的讨论看来, 与对自相关赋予相等权重的 $\hat{\beta}(1,2k)$ 统计量以及对富含信息的低阶自相关实际上不赋予任何权重的 $\hat{\beta}(k)$ 统计量相比, 对自相关赋予递减权重的方差比率统计量 $\hat{V}(2k)$ 将表现出最大的功效[参见 (23a) —(23c)]。然而, Richardson 和 Smith (1994) 所做的近似斜率的直接比较显示, 当备择模型是 (10) 的形式时, $\hat{\beta}(1,2k)$ 统计量对偏离零假设的检测和 $\hat{V}(2k)$ 统计量一样好。产生这个令人困惑的结果, 是由于在自协方差加权时 $\hat{\beta}(1,2k)$ 使用的是多期收益率而 $\hat{V}(2k)$ 使用的是单期收益率[比较(16a)与 (18)]。因此, 对于方差比率 $\hat{V}(2k)$, 选择 $k=1$ 降低了它的功效, 因为 (37) 中的第一项没有最大化。相反, 对于 $\hat{\beta}(1,2k)$, 选择 $k>1$ 增加了它的功效; 然而, 平坦的 (而不是几何级数递减的) 权重损害了它的效率。这个从检验的理论功效比较中得到的有价值的见解, 有助于我们理解两个从表面上看来不同的检验统计量有明显相似的功效 [给定 (10) 为备择模型] 的根源。

* 原书为 $\max_{\omega,k} \left[\frac{(1/1+\gamma)[1-\phi]^2}{2(\gamma/1+\gamma)(1-\phi) + 2(\gamma/1+\gamma)(1-\phi)^k/k} \right]^2 \frac{[\sum_j \omega_j \phi^{j-1}]^2}{\sum_j \omega_j^2}$, 有误。——译者注。

4.1 交迭的观测值

关于股票收益率可预测性，很大一部分文献集中于使用过去收益率和/或基本面变量的长期可预测性。然而，因为“理论”不能说明什么是长期，实证研究使用五到十年的持有期来评判有没有可预测性。然而，由于历史数据少，很难获得大量独立的（即非交迭的）长期收益率的观测值。例如，在 1926 年（CRSP 记录开始的日期）至 1994 年，仅有 14 个无交迭的五年区间。如此小的样本使得统计推断很不可靠，因此，看到过去十年中有几种方法试图从手边有限的历史数据中挖出尽可能多的信息，并不奇怪。

为了解决小样本问题，一个自然的方法是使用交迭的数据，这已经是大多数经验研究者的选择。Hansen 和 Hodrick（1980）使用 Bahadur（1960）和 Geweke（1981）的渐近斜率法，发现交迭数据可以增加长期关系估计量的渐近有效性。Richardson 和 Smith（1994）量化了用过去收益率预测未来收益率时使用交迭数据带来的效率增益（参见 3.1 节）。他们指出，同一时期使用交迭数据比非交迭数据多提供将近 50% 的“观测值”。

然而，Boudoukh 和 Richardson(1994)证明，在通过估计基本面变量的信息含量来衡量长期可预测性时，使用交迭数据的效率增益可能会被严重稀释[参见回归（26）]。具体说来，如果用于预测股票收益率的基本面变量高度自相关——这几乎是不可避免的[例如，参见 Keim 和 Stambaugh（1986）以及 Fama 和 French(1988b)]——交迭数据的效率增益迅速减小。此外，人们普遍建议的其他方法事实上甚至可能比使用交迭的观测值更无效率。

例如，考虑使用非交迭数据和一个预测变量来估计（26）式的回归，即，每 k 期抽取一个数据，得到样本容量为 T/k 个 k 期观测值。 $\hat{\beta}(k)$ 的渐近方差为：

$$TVar[\hat{\beta}(k)] = k^2 \frac{\sigma_R^2}{\sigma_x^2}, \quad (38)$$

其中 σ_R^2 和 σ_x^2 为单期收益率和自变量 X_t 的方差。

假设，与之相反，用交迭的观测值估计（26）式，令预测变量遵从 $X_t = \mu_x + \phi_x X_{t-1} + \varepsilon_t$ 形式的自回归模型， $0 < \phi_x < 1.0$ ¹⁵。在这些条件下，Boudoukh 和 Richardson（1994）证明， $\beta(k)$ 的交迭估计量，用 $\hat{\beta}_o(k)$ 表示，其渐近方差为

$$TVar[\hat{\beta}_o(k)] = \frac{\sigma_R^2}{\sigma_x^2} \left[k + \frac{2\phi_x}{1-\phi_x} \left(k-1 - \phi_x \frac{1-\phi_x^{k-1}}{1-\phi_x} \right) \right]. \quad (39)$$

注意：尽管非交迭估计量 $\hat{\beta}(k)$ 和交迭估计量 $\hat{\beta}_o(k)$ 的渐近方差，都随收益率的测量区间 k 的增大而增大，但后者的渐近方差也随 ϕ_x （预测变量过程的自回归参数）的增加而增加。实际上，Boudoukh 和 Richardson(1994)证明，用 720 月的数据且 $\phi_x = 0.99$ （样本容量及自回归参数与几

¹⁵ 对 X_t 来说，一阶自回归模型可能是合适的，因为虽然大多数预测变量有滞后 1 期的接近于 1.0 的自相关，但是更高阶的自相关通常衰减得相当快[参见 Keim 和 Stambaugh（1986）]。

个长期研究相同)，基于交迭的五年区间的 $\hat{\beta}_o(k)$ 将与仅基于 14 个非交迭的五年区间的估计量 $\hat{\beta}(k)$ 的效率相同！可以直接从 (38) 和 (39) 的比较中看出自回归参数 ϕ_x 在减小使用交迭数据时获得的效率增益上的重要性：当 $\phi_x = 0$ 时，非交迭数据由于 k 而更没有效率， k 是长期测量区间的长度。

不幸的是，解决这个小样本问题的另一种直觉上有吸引力的方法可能实际上比使用交迭数据更差，尽管这种方法有避免计算自相关一致标准误的优点。具体说来，遵从 Jegadeesh (1991)，Hodrick (1992) 建议，应该用单期收益率作为因变量，而用经过 k 期加总的预测变量作为自变量来估计 (26) 中的 $\beta(k)$ [也可参见 Cochrane(1991)]。虽然在 $\phi_x = 0$ 的假设下，这个备择估计量 $\hat{\beta}_A(k)$ 的渐近有效性和交迭估计量 $\hat{\beta}_o(k)$ 的渐近有效性相同，Boudoukh 和 Richardson(1994)指出，由于我们可得到的数据历史有限， $\hat{\beta}_A(k)$ 的有效性比 $\hat{\beta}_o(k)$ 的有效性要低得多，特别是当测量区间 k 越大，预测变量的自相关越高时，更是如此。 $\hat{\beta}_A(k)$ 的有效性比 $\hat{\beta}_o(k)$ 的有效性低的原因主要是由于 $\hat{\beta}_A(k)$ 的分母是 X_t 的 k 期方差而 $\hat{\beta}_o(k)$ 的分母仅仅是 X_t 的单期方差。在有限样本中，计算 X_t 的 k 期方差比计算单期方差更无效率。

因此，上述的讨论表明，解决长期研究固有的小样本问题的常用方法可能并不让人满意。这是否意味着长期回归前途暗淡？答案显然不是。从经济学的角度看，可能只有在长期时才能辨别出可预测性大多来源于理性还是非理性（参见 3.1 节和 3.4 节）。而且现在正在进行的研究也表明，即使从统计学的角度看，尽管长期回归会产生与小样本有关的效率问题，这些回归还是可能提供一些信息。例如，Stambaugh (1993) 近期的研究表明，对于诸如 (26) 的回归，违背 OLS 的假定[例如，本综述没有直接讨论的、广为记载的异方差性]可能实际上会提高长期回归相对于对应的短期回归的效率；交迭的长期回归比起非交迭的长期回归，相对的效率增益甚至更大。此外，Campbell (1993) 和 Stambaugh (1993) 的研究表明，对于(26)中 $\beta_o(k)$ 不等于零的另一种回归，交迭数据的效率增益会扩大。

5. 结论

在本文中，我试图综述揭示股票收益率中可预测性变动模式的各种常用的方法。我有意识地将讨论限于那些与新的统计技术的发展和/或应用有关的（而且可能推动其发展的）经验事实。因此，本综述主要关注最广泛使用的技术的统计特性。

因为没有什么可以替代稳健的经验“事实”，我既讲述了统计方法的长处也讲了其短处。稳健的事实成为大多数后继理论研究和实证研究的基础。¹⁶ 具体说来，如果股票收益率包含可预测的成分，那么必须确定这样的可预测性的经济显著性。大致说来，最近人们用两种方法评价股票收益率的可预测性的经济显著性。第一种方法使用不同的经济计量技术或建模技术，试图评估可预

¹⁶ 当然，考虑到中大多数金融的实证研究都是基于*现有企业* (surviving firms) 的历史数据，任何类型化的事实 (stylized fact) 必须在消除由*现有企业*数据产生的偏倚之后仍存在[参见 Brown、Goetzmann 和 Ross(1995)]。

测性是由于“野兽精神”或者由于随时间变化的风险溢价[例如，参见 Bekaert 和 Hodrick (1992)，Bollerslev 和 Hodrick (1995)，Fama 和 French(1993)，Ferson 和 Harvey(1991)，Ferson 和 Korajczyk(1995)以及 Jones 和 Kaul(1996)]。

第二种方法涉及投资者使用可预测性作出资产配置决策的决定。例如，Breen、Glosten 和 Jagannathan(1989)指出，资产组合管理者利用预测模型将资金在国库券和股票之间进行转换的服务值所管理的资产价值的 2%的年度管理费用[也可参见 Pesaran 和 Timmerman(1995)]，在这个意义上，用国库券收益率预测股票收益率的可预测性有经济显著性。在更近期的一篇文章中，Kandel 和 Stambaugh (1996) 证明，资产收益率的可预测性即使在统计上较弱，也能大大影响风险厌恶的贝叶斯资产者的投资组合决策。

参考文献

- Allen, F. and R. Karjalainen (1993). Using genetic algorithms to find technical trading rules. Working Paper, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.
- Bahadur, R. R. (1960). Stochastic comparison of tests. *Ann. Math. Statist.* 31, 276-297.
- Balvers, R. J., T. F. Cosimano, and B. McDonald (1990). Predicting stock returns in an efficient market. *J. Finance* 45, 1109-1128.
- Ball, R., S. P. Kothari, and J. Shanken (1995). Problems in measuring portfolio performance: An application to contrarian investment strategies. *J. Financ. Econom.* 38, 79-107.
- Bartlett, M. S. (1946). On the theoretical specification of sampling properties of autocorrelated time series, *J. Roy. Statist. Soc.* 27, 1120-1135.
- Bekaert, G. and R. J. Hodrick (1992). Characterizing predictable components in equity and foreign exchange rates of return. *J. Finance* 47, 467-509.
- Bollerslev, T., R. Y. Chou, and K. F. Kroner (1992). ARCH modeling in finance: A review of theory and empirical evidence. *J. Econometrics* 52, 5-59.
- Bollerslev, T. and R. J. Hodrick (1995). Financial market efficiency tests. In: M. Hashem Pesaran and Mike Wickens, eds., *Handbook of Applied Econometrics*. Basil Blackwell, Oxford, UK.
- Boudoukh, J. and M. P. Richardson (1994). The statistics of long-horizon regressions revisited. *Math. Finance* 4, 103-119.
- Boudoukh, J., M. P. Richardson, and R. F. Whitelaw (1994). A tale of three schools: Insights on autocorrelations of short-horizon security returns. *Rev. Financ. Stud.* 7, 539-573.
- Box, G. E. P. and D. A. Pierce (1970). Distribution of the residual autocorrelations in autoregressive moving average time series models, *J. Amer. Statist. Assoc.* 65, 1509-1526.
- Breen, W., L. R. Glosten, and R. Jagannathan (1989). Economic significance of predictable variations in stock returns. *J. Finance* 44, 1177-1189.
- Brown, S. J., W. N. Goetzmann, and S. A. Ross (1995). Survival. *J. Finance* 50, 853-873.
- Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. *J. Financ. Econom.* 18, 373-399.
- Campbell, J. Y. (1991). A variance decomposition for stock returns. *Econom. J.* 101, 157-179.
- Campbell, J. Y. (1993). Why long horizons? A study of power against persistent alternatives. Working Paper, Princeton University, Princeton, NJ.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988a). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Rev. Financ. Stud.* 1, 195-227.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988b). Stock prices, earnings, and expected dividends. *J. Finance* 43, 661-676.

- Campbell J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay (1993). Present value relations. In: *The Econom. of Financ. Markets*. Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA.
- Chen, N. (1991). Financial investment opportunities and the macroeconomy. *J. Finance* 46, 529-554.
- Chen, N., R. Roll and S. A. Ross (1986). Economic forces and the stock market. *J. Business* 59, 383-403.
- Cochrane, J. H. (1988). How big is the random walk in GNP? *J. Politic. Econom.* 96, 893-920.
- Cochrane, J. H. (1991). Volatility tests and efficient markets: A review essay. *J. Monetary Econom.* 27, 463-485.
- Conrad, J. and G. Kaul (1988). Time-variation in expected returns. *J. Business* 61, 409-425.
- Conrad, J. and G. Kaul (1989). Mean reversion in short-horizon expected returns. *Rev. Financ. Stud.* 2, 225-240.
- Conrad, J. and G. Kaul (1994). An anatomy of trading strategies. Working Paper, University of Michigan, Ann Arbor, MI.
- Cutler, D. M., J. M. Poterba, and L. M. Summers (1991). Speculative dynamics. *Rev. Econom. Stud.* 58, 529-546.
- Daniel, K. and W. Torous (1993). Common stock returns and the business cycle. Working Paper, University of Chicago, Chicago, IL.
- DeBondt, W. and R. Thaler (1985). Does the stock market overreact? *J. Finance* 40, 793-805.
- Evans, M. D. D. (1994). Expected returns, time-varying risk, and risk premia. *J. Finance* 49, 655-679.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *J. Business* 38, 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *J. Finance* 25, 383-417.
- Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *J. Finance* 45, 1089-1108.
- Fama, E. F. (1991): Efficient capital markets: II. *J. Finance* 46, 1575-1617.
- Fama, E. F. and K. R. French (1988a). Permanent and temporary components of stock prices. *J. Politic Econom.* 96, 246-273.
- Fama, E. F. and K. R. French (1988b). Dividend yields and expected stock returns. *J. Financ. Econom.* 22, 3-27.
- Fama, E. F. and Kenneth R. French (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *J. Financ. Econom.* 25, 23-49.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert (1977). Asset returns and inflation. *J. Financ. Econom.* 5, 115-146.
- Faust, J. (1992). When are variance ratio tests for serial dependence optimal? *Econometrica* 60, 1215-1226.
- Ferson, W. E. and C. R. Harvey (199t). The variation of economic risk premiums. *J. Politic Econom.* 99, 385-415.
- Ferson, W. E. and R. A. Korajczyk (1995). Do arbitrage pricing model explain predictability of stock returur? *J. Business* 68, 309-349.
- Ferson, W. E. and R. W. Schadt (1995). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *J. Finance*, to appear.
- Fisher, L. (1966). Some new stock-market indexes. *J. Business* 39, 191-225.
- Flood, K., R. J. Hodrick, and P. Kaplan (1987). An evaluation of recent evidence on stock market bubbles. Working Paper 1971, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Foster, F. D. and T. Smith (1992). Assessing goodness-of-fit of asset pricing models: The distribution of the maximal R^2 . Working Paper, Duke University, Durham, NC.

- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh (1987). Expected stock returns and volatility. *J. Financ. Econom.* 19, 3--29.
- Fuller, W. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley & Sons, New York.
- Geweke, J. (1981). The approximate slope of econometric tests. *Econometrica* 49, 1427-1442.
- Gibbons, M. and W. E. Ferson (1985). Testing asset pricing models with changing expectations and an unobservable market portfolio. *J. Financ. Econom.* 14, 217-236.
- Goetzmann, W. N. (1993). Patterns in three centuries of stock market prices. *J. Business* 66, 249-270.
- Goetzmann, W. E. and P. Jorion (1993). Testing the predictive power of dividend yields. *J. Finance* 48, 663-679.
- Gordon, M. J. (1962). *The investment, financing, and valuation of the corporation*. Irwin, Homewood, IL.
- Granger, C. W. J. and O. Morgenstern (1963). Spectral analysis of New York stock market prices. *Kyklos* 16, 1-27.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974). Spurious regressions in econometrics. *J. Econometrics* 2, 111-120.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50, 1029-1057.
- Hansen, L. P. and R. J. Hodrick (1980). Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *J. Politic. Econom.* 88, 829-853.
- Hirshleifer, J. (1975). Speculation and equilibrium: Information, risk, and markets. *Quart. J. Econom.* 89, 519-542.
- Hodrick, R. J. (1992). Dividend yields and expected stock returns: Alternative procedures for inference and measurement. *Rev. Financ. Stud.* 5, 357-386.
- Jagannathan, R. and Z. Wang (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *J. Finance* 51, 3-54.
- Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *J. Finance* 45, 881-898.
- Jegadeesh, N. (1991). Seasonality in stock price mean reversion: Evidence from the U.S. and the U.K. *J. Finance* 46, 1427-1444.
- Jegadeesh, N. and S. Titman (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *J. Finance* 48, 65-91.
- Jones, C. M. and G. Kaul (1996). Oil and the stock markets. *J. Finance* 51, 463-492.
- Kandel, S. and R. F. Stambaugh (1989). Modeling expected stock returns for short and long horizons. Working Paper, University of Chicago, Chicago, IL.
- Kandel, S. and R. F. Stambaugh (1990). Expectations and volatility of consumption and asset returns. *Rev. Financ. Stud.* 3, 207-232.
- Kandel, S. and R. F. Stambaugh (1996). On the predictability of stock returns: An asset-allocation perspective. *J. Finance* 51, 385-424.
- Kaul, G. and M. Nimalendran (1990). Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction? *J. Financ. Econom.* 28, 67-83.
- Keim, D. and R. F. Stambaugh (1986). Predicting returns in the stock and bond markets. *J. Financ. Econom.* 17, 357-390.
- Kendall, M. G. (1953). The analysis of economic time-series, Part I: Prices. *J. Roy. Statist. Soc.* 96, 11-25.
- Kendall, M. G. and A. Stuart (1976). *The Advanced Theory of Statistics*. Vol. 1. Charles Griffin,

London.

- Kim, M. J., C. Nelson, and R. Startz (1991). Mean reversion in stock prices? A reappraisal of the empirical evidence. *Rev. Econom. Stud.* 58, 515-528.
- Lehmann, B. N. (1990). Fads, martingales, and market efficiency. *Quart. J. Econom.* 105, 1-28.
- LeRoy, S. F. (1973). Risk aversion and the martingale property of stock returns. *Internat. Econom. Rev.* 14, 436-446.
- LeRoy, S. F. (1989). Efficient capital markets and martingales. *J. Econom. Literature* 27, 1583-1621.
- LeRoy, S. F. and Richard D. Porter (1981). Stock price volatility: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica* 49, 97-113.
- Lo, A. W. (1991). Long-term memory in stock prices. *Econometrica* 59, 1279-1314.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Rev. Financ. Stud.* 1, 41-66.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1989). The size and power of the variance ratio test in finite samples: A Monte Carlo investigation. *J. Econometrics* 40, 203-238.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1990a). When are constrained profits due to market overreaction? *Rev. Financ. Stud.* 3, 175-205.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1990b). An econometric analysis of nonsynchronous trading. *J. Econometrics* 45, 181-211.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1990c). Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *Rev. Financ. Stud.* 3, 431-467.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1992). Maximizing predictability in the stock and bond markets. Working Paper, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA.
- Lucas, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica* 46, 1429-1446.
- Mandelbrot, B. (1966). Forecasts of future prices, unbiased markets, and 'martingale' models. *J. Business* 39, 394-419.
- Mandelbrot, B. (1972). Statistical methodology for non-periodic cycles: From the covariance to R/S analysis. *Ann. Econom. Social Measurement* 1, 259-290.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and M. D. Shapiro (1991). Stock market forecastability and volatility: A statistical appraisal. *Rev. Econom. Stud.* 58, 455-477.
- Mankiw, N. G. and M. D. Shapiro (1986). Do we reject too often? *Econom. Lett.* 20, 139-145.
- Marriott, F. H. C. and J. A. Pope (1954). Bias in estimation of autocorrelations. *Biometrika* 41, 390-402.
- Muthuswamy, J. (1988). Asynchronous closing prices and spurious autocorrelations in portfolio returns. Working Paper, University of Chicago, Chicago, IL.
- Nelson, C. R. and M. J. Kim (1993). Predictable stock returns: The role of small sample bias. *J. Finance* 48, 641-661.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987). A simple, positive definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-707.
- Ohlson, J. (1977). Risk-aversion and the martingale property of stock prices: Comments. *Internat. Econom. Rev.* 18, 229-234.
- Pesaran, M. H. and A. Timmermann (1995). Predictability of stock returns: Robustness and economic significance. *J. Finance* 50, 1201-1228.
- Poterba, J. and L. H. Summers (1988). Mean reversion in stock returns: Evidence and implications. *J. Financ. Econom.* 22, 27-60.

- Richardson, M. P. (1993). Temporary components of stock prices: A skeptic's view. *J. Business Econom. Statist.* 11, 199-207.
- Richardson, M. P. and J. H. Stock (1989). Drawing inferences from statistics based on multiyear asset returns. *J. Financ. Econom.* 25, 323-347.
- Richardson, M. P. and T. Smith (1991). Tests of financial models in the presence of overlapping observations. *Rev. Financ. Stud.* 4, 227-257.
- Richardson, M. P. and T. Smith (1994). A unified approach to testing for serial correlation in stock returns, *J. Business* 67, 371-399.
- Roberts, H. V. (1959). Stock-market 'patterns' and financial analysis: Methodological suggestions. *J. Finance* 14, 1-10.
- Roll, R (1988). R2. *J. Finance* 43, 541-566.
- Roll, R. (1968). The efficient market model applied to U.S. treasury bill rates. Unpublished Ph.D. thesis, Graduate School of Business, University of Chicago, Chicago, IL.
- Rozeff, M. (1984). Dividend yields are equity risk premiums. *J. Port. Mgmt.* 11, 68-75.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Ind. Mgmt. Rev.* 6, 41-49.
- Scholes, M. S. and J. Williams (1977). Estimating beta from nonsynchronous data. *J. Financ. Econom.* 5, 309-327.
- Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *J. Finance* 44, 1115-1153.
- Schwert, G. W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *J. Finance* 45, 1237-1257.
- Seyhun, N. S. (1992). Why does aggregate insider trading predict future stock returns? *Quart. J. Econom.* 107, 1303-1331.
- Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent movements in dividends? *Amer. Econom. Rev.* 71, 421-436.
- Shiller, R. J. (1984). Stock prices and social dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 457-497.
- Shitter, R. J. (1989). *Market volatility*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Stambaugh, Robert F. (1986a). Discussion. *J. Finance* 41, 601-602.
- Stambaugh, Robert F. (1986b). Bias in regression with lagged stochastic regressors. Working Paper, University of Chicago, Chicago, IL.
- Stambaugh, R. F. (1993). Estimating conditional expectations when volatility fluctuates. Working Paper, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.
- Summers, L. H. (1986). Does the stock market rationally reflect fundamental values? *J. Finance* 41, 591-601.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-828.
- White, H. (1984). *Asymptotic Theory for Econometricians*. Academic press, Orlando, FL.
- Working, H. (1934). A random difference series for use in the analysis of time series. *J. Amer. Statist. Assoc.* 29, 11-24.
- Working, H. (1949). The investigation of economic expectations. *Amer. Econom. Rev.* 39, 150-166.
- Working, H. (1960). Note on the correlation of first differences of averages in a random chain. *Econometrica* 28, 916-918.

