

第 10 章 用利差预测经济周期

Kajal Lahiri 和 Jiazhuo G. Wang

1. 引言

长期以来，金融经济学家认识到，像股票价格和利率这样的金融市场变量含有相当多关于经济的未来信息。近年来，许多研究证实，利差——即，在给定的日期可选择的两种金融资产的利率之差——对未来经济行为有非凡的预测能力。六个月的商业票据和六个月的国库券利率之差（参见 Friedman 和 Kuttner(1992, 1993b)以及 Bernanke(1990)）、联邦基金利率和长期国债利率之差（参见 Laurent(1988, 1989)、Bernanke 和 Blinder(1993)）以及短期国债利率和长期国债利率之差（参见 Estrella 和 Hardouvelis(1991)、Fama(1990)、Harvey(1989)以及 Stambaugh(1988)）是在文献中出现过的几个重要的利差。使用向量自回归技术（参见 Sims(1993)）以及格兰杰因果（Granger Causality）的概念，这一领域的研究者高度可信地证实了利差变量的边际预测能力。Stock 和 Watson(1989, 1990a, 1990b, 1993)在试图发展先行指标的综合指数时，发现从预测经济周期的角度看，商业票据—国库券利差和利率期限结构的“坡度”（即，收益曲线的斜率）是最有潜力的两个先行变量。

然而，有人猜测，由于种种原因，这些利率变量在二十世纪 90 年代的预测能力有所降低。在二十世纪 80 年代，联邦储备一些运作方法的改变可能降低了利率作为货币政策指标的可靠性。此外，金融创新和放松管制、商业票据市场不断深化、国际金融市场不断增强全球化和一体化，以及其他一些因素可能增大了不同货币市场工具之间的可替代性。¹这可能降低了利差对货币政策变革的敏感性。实际上，已经有人把 Stock 和 Watson(1993)的实验衰退指数（experimental recession index）未能预测出最近的衰退归因于这个指数过度依赖这些金融变量。

只有当我们可以发展一个合适的过滤规则（filter rule），它可以把预测变量的变化对应于对转折点的预测时，经济周期的预测指标才在事前²的意义上是有用的。McNees（1991）指出，不幸的是，很少有文献充分强调这个显而易见的要点。已经有人提出一些特别的过滤规则来解释先行指标的复合指数的月份变动——一个典型过滤规则是“三个月连续下跌”是经济将向下转折的信号。²在金融界，长期以来，人们认为收益曲线倒转是衰退即将来临的信号。任何经验规则一般都要在及时准确与避免误报预警信号之间进行权衡。Stock 和 Watson(1993)不是预测转折点，而是用他们的动态单指数模型进行随机模拟以得到在下一个经济会进入衰退状态的概率，他们对衰退的定义是未观测到的经济状态的一种特定的运动模式。

在本章中，我们将评价各种利差变量在非线性框架中预测经济周期转折点的相对表现。所有前面提到的研究，用的都是线性时间序列的方法，其中衰退时段不是系统所固有的。在实证经济学中的线性时间序列方法流行以前，包括 Keynes(1935)和 Hicks(1950)在内的许多更早期的学者强调经济周期不对称的问题。具体说来，这些作者观察到，与衰退相比，扩张的持续时间一般都更长，也较为和缓。Burns 和 Mitchell（1946，第 134 页）写到，“人们经常发现，紧缩比扩张的变化剧烈得多”。近年来，包括 Neftci(1984)、Sichel(1991)以及 DeGooijer 和 Kumar(1992)在内的不少作者发现了宏观经济时间序列非线性和不对称的证据。我们已经证明（Lahiri 和 Wang(1994)），要刻划和识别经济周期不同阶段的不同动态特性，线性时间

¹ 例如，参见 Bernanke(1990)，Bernanke 和 Mishkin(1993)，Estrella 和 Hardouvelis(1991)，Kashyap, Stein 和 Wilcox(1993)以及 Stock 和 Watson(1993)。

² 对识别转折点的各种过滤规则的进一步分析，参见 Zarnowitz(1992，第 11 章)。也可参见 Zellner 和 Hong(1989)。

序列模型的估计和预测中常用的准则函数 (criterion function) 是不够的。Stock 和 Watson (1990a)提醒说, 用非线性模型而不是线性模型, 可能可以更好地表述利差和后继经济行为之间的关系; 此外, 不能把衰退和扩张当作相互对称来处理。我们强调, 要以适当的先行时间预测出转折点。包括 McNees(1992)以及 Zarnowitz (1992, 第 13 章)在内的许多作者得出结论说, 如果使宏观经济预测在转折点附近经常出现的、相当大的误差最小化, 可以大大提高宏观经济预测的准确性和有用性。在我们的框架中, 对经济建立的模型是, 经济在两个状态 (扩张和衰退) 间转换, 从一个状态到另一个状态, 过程的动态行为可以有相当大的不同。经济在两个状态间的转换由一个两状态的马尔可夫过程决定。我们假定经济计量学家没有直接观察到这个转换, 但是对未观察到的潜在状态 (underlying state) 作出概率推断。Hamilton(1989, 1993)的非线性过滤算法也允许以灵活的方式用最大似然法估计总体参数。

我们的分析发现, 在 1953: 01—1993: 03 期间, 利差的表现相当好。在许多方面, 收益曲线的斜率是最好的预测指标, 其次是联邦基金和长期国债的利差。前者以准确的先行时间预测到我们样本期内所有 15 个波峰以及波谷的转折点, 并且没有任何错误信号。基于联邦基金利率的利差不能预测 1957—1958 年和 1960—1961 年的衰退。在 1966 年, 它也给出了错误的信号。与当前的看法相反, 这两个利差成功地预测到了最近衰退的波峰以及波谷。期限相互匹配的商业票据—国库券的利差的表现就没有那么好。1990 年衰退的信号在五个月之后才来到。此外, 它以将近六个月的平均先行时间预测出了所有波峰的转折点。而且, 不象其他两个利差变量, 这个变量一直不能以任何适当的先行时间预测波谷的转折点, 信号有一点滞后。这一结果与 Friedman 和 Kuttner(1993b)的观察相一致, 即商业票据—国库券利差不仅仅只是在衰退前很大, 在衰退中也很大。Bernanke(1990)使用线性时间序列分析, 用在一些利率之间进行“赛马”的方法, 预测九个不同的实际宏观经济月份指标以及通货膨胀率。尽管在 1961—1989 年间, 许多利率变量都是很好的经济预测指标, 他发现最好的单变量是商业票据和国库券的利差。然而, 必须指出, 在他的分析中, 没有对经济周期波峰与波谷附近的预测误差给予特别的考虑。

本章的结构如下: 第 2 节介绍 Hamilton (1989) 的两状态马尔可夫转换模型及估计过程。

第 3 节是实证结果。第 4 节是实证结果对货币传导机制的意义。最后, 第 5 节是结束语。

2. Hamilton 的非线性过滤

模型假定数据生成过程有两个不同状态 (regimes) ——扩张和衰退。我们进一步假设该过程受由两状态马尔可夫过程决定的离散转换的影响。观测到的时间序列来自两个不同的状态, $S_t = 1, 2$ 。抽取出来的均值及方差都是当时所处状态的函数, $y_t / S_t \sim N(\mu_{st}, \Omega_s)$,

其中 $\mu_{S_t} = (\mu_1, \mu_2)$ 分别为 y_t 在扩张和衰退时的均值; $\Omega_{S_t} = (\sigma_1, \sigma_2)$ = 状态依赖的标准差;

S_t = 未观测到的状态变量, 根据一阶马尔可夫链: $P_{ij} = \Pr(S_t = i / S_{t-1} = j)$, 有

$P_{11} + P_{12} = P_{21} + P_{22} = 1 (i, j = 1, 2)$ 。令 $\lambda \equiv (\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, P_{11}, P_{22})$ 代表刻画观测到的数据

的概率密度 $P(y_1, y_2, \dots, y_t; \lambda)$ 特征的总体参数向量。当前的任务是估计能最好地拟合数据

的参数, 以及给定直到 t 为止的观测值, 对未观测到的状态进行推断。既然我们把 y_t ——一个特别关注的利差变量——作为先行指标, 就可以把计算出来的概率解释为对不久的将来

潜在状态的直接预测。

关于未观测到的状态的推断，分两步进行。³首先，估计总体参数；其次，使用估计出来的参数推断未观测到的状态。由于状态不可直接观测，故以概率的形式进行推断：

$$P(S_t = i / y_t, y_{t-1}, \dots, y_1; \lambda), \quad i = 1, 2. \quad (1)$$

它代表至时间 t 为止所观测的数据及给定 λ 值的条件下，过程在时间 t 时处于状态 i 的概率。

首先考虑假设 λ 的值已知时的推断过程。从众所周知的公式 $P(S_1 = 1) = (1 - P_{22}) / ((1 - P_{11}) + (1 - P_{22}))$ 给出的时间 $t=1$ ，状态 1 的无条件概率开始，可以计算 $P(S_2, S_1) = P(S_2 / S_1)P(S_1)$ ，它是 $t=1$ 以及 $t=2$ 时的状态的联合概率。给定以 S_1 和 S_2 为条件的 (y_1, y_2) 的联合正态密度函数，状态和观测值的联合概率密度为

$$P(y_2, y_1, S_2, S_1) = P(y_2, y_1 / S_2, S_1)P(S_2, S_1). \quad (2)$$

对状态求和，我们得到：

$$P(y_2, y_1) = \sum_{S_1=1}^2 \sum_{S_2=1}^2 P(y_2, y_1, S_2, S_1). \quad (3)$$

以计算 $P(S_2, S_1 / y_2, y_1) = P(y_2, y_1, S_2, S_1) / P(y_2, y_1)$ 得到的数据为条件，我们可以对前两个时期的状态作出推断。那么，在 $t=2$ 时，对状态 i 的推断为：

$$\begin{aligned} P(S_2 = i / y_2, y_1) &= P(S_2 = i, S_1 = 1 / y_2, y_1) \\ &\quad + P(S_2 = i, S_1 = 2 / y_2, y_1), \quad i = 1, 2. \end{aligned} \quad (4)$$

类似地，以 (4) 作为初始值，重复以上的过程，我们可以直到 t 为止观测到的时间序列为条件，对过程在 t 时的状态作出推断：

$$P(S_t / Y_t) = \sum_{S_{t-1}=1}^2 P(S_t, S_{t-1} / Y_t), \quad t = 2, 3, \dots, T. \quad (5)$$

其中 $Y_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_1)$ 。注意该过滤的一个副产品是基于所有观测值的样本似然函数：

$$P(y_1, y_2, \dots, y_T; \lambda) = \sum_{S_1=1}^2 \dots \sum_{S_T=1}^2 P(y_1, y_2, \dots, y_T, S_1, S_2, \dots, S_T; \lambda). \quad (6)$$

可以用数值方法直接使上式最大化来估计 λ 。然后，运用上述的过滤，可以用求得的参数进行推断。作为这一过程的结果，我们可以得到经济将在 t 时进入扩张或者陷入衰退的一系列概率，由此，我们可以预测经济周期的转折点。

3. 实证结果

下面分析三个利差变量的预测表现。它们是：(i) 联邦基金利率与十年期国债利率之差

³ 详见 Hamilton (1988, 1989, 1990, 1993)。

(FR_10TB); (ii) 十年期国债利率与一年期国库券利率之差 (10TB_1TB); 以及(iii) 六个月到期的商业票据利率与国库券利率之差 (6CP_6TB)。利用月份观测值, FR_10TB 的时间区间是 1955: 01—1993: 03, 10TB_1TB 的时间区间是 1953: 01—1993: 03, 6CP_6TB 的时间区间是 1959: 01—1993: 03。可从 Citibase 数据银行取得这些月份数据。这些序列如图 1—3 所示, 其中盒状区域代表国家经济研究局 (National Bureau of Economic Research, NBER) 标记的衰退。⁴ 对所有这些序列, 增广的 Dickey-Fuller 检验在 1% 的水平上拒绝非平稳的零假设。用 Hamilton (1990) 记述的所谓的 EM 算法可以解出最大似然估计。为了避免众所周知的、在估计正态混合分布的参数时会产生奇异问题, 我们遵从 Hamilton (1991) 的“拟贝叶斯”方法, 在估计两个状态的参数时使用了基于样本的某些先验值。

[此处依次插入图 1、图 2、图 3、图 4]

图 1. 一年期国库券利率减十年期国债利率(1TB_10TB)1953:01-1993:03

图 2. 联邦基金利率减十年期国债利率(FR_10TB)1955:01-1993:03

图 3. 商业票据利率减国库券利率(6CP_6TB)1959:01-1993:03

图 4. 使用 10TB_1TB 的衰退概率 1953:01-1993:03

表 1 给出了参数估计值和它们的标准误。可以发现 FR_10TB 的均值以及一年期国库券利率与十年期国债利率之差在扩张时是负的, 而在衰退时是正的。此外, 平均说来, 私人—公共利差在衰退时 ($\mu_2 = 0.95\%$ 每年) 也比扩张时 ($\mu_1 = 0.27\%$ 每年) 更大。参数估计的标准误表明参数的估计是相当精确的。可以看出, 衰退时的残差的方差 (σ_2^2) 比扩张时的残差的方差 (σ_1^2) 大不少。很多文献都发现过这种依赖于状态的异方差性。⁵ 所有这些序列估计出来的转移概率 (P_{11} 和 P_{22}) 都大于 0.90, 这表明保持现有状态的倾向非常占优势。⁶ 图 4 描绘的是从 1950 年代中叶到 1993 年 3 月, 使用 10TB_1TB 逐月对经济将处于衰退状态所做的概率估计 (过滤推断), 即 $P(S_t = 2 / y_t, y_{t-1}, \dots, y_1; \lambda)$ 。我们发现简单的两状态马尔可夫转换模型在所有的三种情况下都给出了明显的信号。同样值得注意的是, 就在转折点之前, 概率快速增加, 趋近于 1。其结果是, 仅仅由于过滤规则而损失的先行时间很少, 例如, “连续三个月下跌” 规则发出信号前必须有三个月的滞后。我们对所有三个序列使用 0.90 作为引发一个波峰信号的临界值。不管何时, $P(S_t = 1 / y_t, y_{t-1}, \dots, y_1; \lambda)$ 超出 FR_10TB 的临界值 0.90、超出 6CP_6TB 和 10TB_1TB 的临界值 0.50, 就发出一个波谷转折点信号。选取这些临界值是为了平衡在整个样本期对每个转折点都发出信号, 同时又没有太多错误警报的需

⁴ 我们也尝试过十年期国债利率与三个月国库券利率之差 (10TB_3TB) 以及 3 个月到期的商业票据利率-国库券利率之差 (6CP_3TB), 这两个利差变量的表现分别非常类似于 10TB_1TB 和 6CP_6TB 的表现, 因而, 我们不单独报告这些结果。

⁵ 参见 Neftci(1984), French 和 Sichel(1993)以及 Dasgupta 和 Lahiri(1993)。

⁶ 遵从 Hamilton (1988, 1989), 我们也尝试着通过对误差过程增加自回归项, 得到更复杂的模型, 即

$$y_t = \mu_{s_t} + \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \varepsilon_t$$
, 其中 ε_t 为 $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, 我们允许 AR 达到 4 阶。按照对所有的观测值赋予同样权重的、传统模型的拟合标准 (即最大化的似然函数值), 这些模型比没有自回归误差项的模型稍好。然而, 由这些模型产生的概率预测比本文报告的差得多, 它们错过了大多数的转折点。因此, “拟合最好” 的模型对转折点的预测而言未必是最好的, 关于这点, 详见 Lahiri 和 Wang (1994)。本文中报告的模型与 Engel 和 Hamilton (1990) 的模型相同。

要。⁷ 幸运的是，概率估计正好使这些选择顺理成章，因而，不会影响本报告的结果。在样本期，有 15 个 NBER 标记的波峰与波谷。表 2 和 3 总结了三个利差变量在发出波峰和波谷转折点的信号方面的表现。

表 1
两状态马尔可夫转换模型的参数估计

参数	FR_10TB	10TB_1TB	6CP_6TB
μ_1	-1.4849 (0.0738)	1.4437 (0.0479)	0.2711 (0.0124)
μ_2	1.3493 (0.2431)	-0.1289 (0.0515)	0.9531 (0.0418)
P_{11}	0.9839 (0.0072)	0.9691 (0.0366)	0.9583 (0.0138)
P_{22}	0.9539 (0.0209)	0.9683 (0.0414)	0.9364 (0.0205)
σ_1^2	0.7759 (0.0713)	0.3902 (0.0111)	0.0268 (0.0030)
σ_2^2	2.5764 (0.3269)	0.4300 (0.0114)	0.2404 (0.0264)

注：括弧中的数是标准误。

表 2
波谷转折点信号

NBER 波谷	FR_10TB	10TB_1TB	6CP_6TB	LEI
54 年 3 月	NA	-6	NA	-2
58 年 4 月	NO	-1	NA	+1
61 年 2 月	NO	-3	+1	+1
70 年 11 月	-1	0	+8	+1
75 年 5 月	-2	-3	-1	-1
80 年 7 月	+2	-1	+2	0
82 年 11 月	-3	-3	+1	-1
91 年 3 月	-6	-6	+1	+2

注：先行 (-) 滞后 (+) 实际波谷。NO=当实际波谷出现时没有信号。NA=缺资料。

表 3
波峰转折点信号

NBER 波峰	FR_10TB	10TB_1TB	6CP_6TB	LEI
57 年 8 月	NO	-19	NA	-15
60 年 4 月	NO	-11	-1	-6
69 年 12 月	-16	-62	-8	-5
73 年 11 月	-6	-7	-5	-3
80 年 1 月	-12	-16	-5	-9

⁷ 参见 Neftci(1982), Diebold 和 Rudebusch(1989,1991), Koenig 和 Emery(1991)以及 Lahiri 和 Wang(1994)。

81年7月	-8	-9	-8	-5
90年7月	-15	-18	+5	-5

注：先行(-) 滞后(+) 实际波峰。NO=当实际波峰出现时没有信号。NA=缺资料。

收益曲线的斜率(即 10TB_1TB)表现最好——它发出了所有的转折点信号,没有错误信号。发出衰退信号的平均先行时间将近 20 个月,发出波谷转折点信号的平均先行时间略少于三个月。Estrella 和 Hardouvelis(1991)发现,利差在 5—6 个季度的预测时间跨度上预测功效最大。1969 年 12 月的波峰信号的先行时间很长。信号出现于 1964 年 10 月,一直到 1969—1970 年的衰退开始时才消失。然而,我们应该指出,如所预期的那样,收益曲线的斜率确实发生了反转,在整个 1966 年始终为正。1966—1967 年这段时间有增长衰退期(growth recessionary period)的特征。1964 年的减税以及开始于 1965 年第 4 季度并持续至 1968 年年底的国防开支的巨大增长(由于越战升级)可能避免了一次充分成形的衰退。在这些年中,国防开支由 1965 年第 4 季度每年 655 亿美元增加到 1968 年年底的每年 800 亿美元,增长超过 20%。^{*}由国防开支剧增导致的产出增加刺激了一次小的投资热潮,投资热潮进一步增加了需求。正是这次过度的财政刺激暂时延迟了衰退的出现。众所周知,这增加了通货膨胀的压力。在 1966—1968 年间,预期到货币政策会收紧,10TB_1TB 的利差持续保持在与历史标准相比相对较高的水平。货币政策最终在 1968 年底刹车,而经济在 1969 年 12 月陷入衰退。

从 1969 年开始,FR_10TB 的预测记录同样令人印象深刻。它以与 10TB_1TB 类似的先行时间发出了所有的转折点信号。然而,FR_10TB 在 1966—1967 年给出了两个错误信号而且未能对 1957—1958 年和 1960—1961 年的衰退发出信号。错误信号可以用其后 1966—1967 年间的增长衰退来解释,增长衰退实质上是由 1966 年的“信用破灭”引起的(参见 Bernanke 和 Blinder(1992),第 911—912 页)。FR_10TB 不能预测出 1957—1958 年和 1960—1961 年的衰退并不让人感到意外。Bernanke 和 Blinder(1992)认为,联邦基金利率是可以较好地预测未来经济行为的预测因子,因为它是一个反映货币政策立场的良好指示器(indicator)。在 1966 年之前,联邦基金利率一般低于贴现率,因而不是反映货币政策的良好指示器。当基金利率在贴现率之下时,联邦借款的数量微不足道。那么,联邦基金利率将不再对基金利率和贴现率间的差额敏感。另一方面,10TB_1TB 的表现很好是因为整个战后时期,国库券市场很大,而且发展良好,因此敏感地记录了货币政策的变化及其他经济发展。这支持了 Romer 和 Romer(1993)的观点,他们认为在整个战后时期有一个利率渠道(interest rate channel)。FR_10TB 和 10TB_1TB 都以 15—18 个月的先行时间成功地预测到了最近的 1990 年 7 月的波峰,以 6 个月的先行时间成功地预测到了 1991 年 3 月的波谷。这个结果令人吃惊,因为这个领域的大多数研究者曾认为,根据 1990 年 7 月前的利差行为,无法预测最近的衰退时段。⁸Sims(1993)的 9 个变量的概率 VAR 模型未能预测出 1990 年的衰退。Fair(1993)的评论认为,最近的衰退不是一个容易预测的事件。

另外,值得注意的另一个有趣问题是,在人们认为联储已经从以联邦基金利率为中介目标转向以非借入储备为中介目标的 1979—1982 年间,FR_10TB 和 10TB_1TB 的预测能力没有减弱。然而,由于在二十世纪 80 年代早期,储备要求是滞后的,每周的非借入储备目标与借入储备目标紧密相关。以借入储备为目标,基本上就是联储以前曾经使用过的以联邦基金利率为目标的方法。⁹

除了一个例外,私人—公共利差(6CP_6TB)以平均 5—6 月的先行时间发出了自 1960

^{*} 原文为 50%, 有误。——译者注。

⁸ 唯一的例外是 Laurent(1989), 他用联邦基金与长期政府债券的利差清楚地预测到了 1990 年的衰退。

⁹ 对这点的进一步讨论, 参见 Goodfriend(1991), Karamouzis 和 Lombra(1989)以及 Feinman 和 Poole(1989)。

年以来所有周期的波峰信号。1990年7月的波峰信号在波峰过后5个月才出现。6CP_6TB的预测能力另一个令人失望的方面是它没有以任何先行时间预测出周期的波谷。平均来说，滞后两个月。虽然考虑到战后衰退的平均持续时间仅11个月多一点，这个结果可以理解，但是FR_10TB和10TB_1TB即使在预测这些波谷时，表现也相当好。6CP_6TB不能提前预测出周期的波谷，与Friedman和Kuttner(1993b)发现的利差不仅在衰退前很大，而且在衰退中也特别大的观察是相一致的。可以用这样一个事实来解释这个现象：除了货币政策因素，6CP_6TB利差也反映了违约风险和商业融资的需求，在整个衰退期间，违约风险和商业融资的需求往往很高。我们也应该注意到，三个利差变量都预测到了1973—1975的衰退。信号出现在1973年的第二季度，明显在1973—1974的货币政策紧缩之前，参见Romer和Romer(1993)。因此，我们的结论是这些利差变量还包含除货币政策立场以外的信息。¹⁰

我们也注意到6CP_6TB另外发出了7个后来没有得到证实的衰退信号。错误的波峰信号出现在1966年6月、1966年11月、1968年8月、1971年9月、1978年11月、1984年7月和1987年5月。有证据表明，其中五个与NBER标记的增长衰退期：1966年6月、1969年3月、1979年12月、1984年6月和1989年2月有关。¹¹即使在这些时段，与FR_10TB及10TB_1TB相比，私人—公共利差还是更容易出现错误的经济周期信号。许多观察者指出，因为二十世纪80年代商业票据市场日益深化，更具流动性，6CP_6TB的预测能力在近几年恶化相当厉害。然而，我们发现在80年代，6CP_6TB非常活跃，总共发出了五对转折点信号，尽管有两个信号后来发现是错的。

在我们的分析中，10TB_1TB和FR_10TB在预测经济周期时明显比6CP_6TB要好，这看起来与Bernanke(1990)以及Friedman和Kuttner(1993b)的证据不一致。然而，我们要指出的是，在我们的框架中，最优预测时间的跨度是自由的，结果发现最优预测时间跨度比许多研究中常用的一个月的时间跨度长得多。实际上，Bernanke和Mishkin(1993)已经指出，一旦预测时间跨度由1个月改为12个月，6CP_6TB不再是最好的预测指标。另一个重要结果是预测波谷的最优预测时间跨度比预测波峰的时间跨度明显短很多。标准的VAR文献忽略了在扩张与衰退之间的这种不对称性，假定在整个时间序列中只有一个单一的预测时间跨度。

将三个利差变量的表现与商业部的先行经济指标指数(Leading Economic Indicators, LEI)的表现相比较是有趣的。表2和表3的最后一列是LEI在预测NBER定义的扩张与收缩时的表现。这一列给出了根据现在可得到的LEI数据，使用同样的过滤规则时的先行时间预测，详见Lahiri和Wang(1994)。我们发现它以将近7个月的平均先行时间预测出了所有的波峰。在预测周期的波谷时的记录没有那么引人注目——平均而言，LEI跟踪所有的波谷，平均滞后0.125个月。因此，信号几乎与波谷同时出现。然而，与6CP_6TB类似，在1956:05、1962:05、1966:06、1984:06和1987:11，LEI给出了另外五对转折点信号，后来没有NBER定义的衰退与之相对应。这些信号中的大多数可以再一次地用其后发生的增长衰退来解释。因此，LEI的整体表现与6CP_6TB非常类似。我们应该指出，不同于LEI的许多成分，利率预测指标不必进行数据修订以及偶尔的重大定义更改。¹²此外，可以更快地拿到利率数据。特定月份的LEI数据只有在下个月底才能拿到。考虑到这些额外的优点，三个利差变量的表现——尤其是10TB_1TB和FR_10TB——比起先行指标指数真的很突出。

本研究使用的方法有几个优点。首先，结果不依赖于任何像实际GNP、失业或工业生产指数这样的特定的宏观经济时间序列。衰退是一个综合的概念，可以用经济活动整体水平

¹⁰ 这与Bernanke(1990)、Estrella和Hardouvelis(1991)以及Friedman和Kuttner(1993)一致。

¹¹ 这些年表，参见Zarnowitz(1992，第342-344页)。

¹² 参见Diebold和Rudebusch(1991a, 1991b)，Koenig和Emery(1991)以及Lahiri和Wang(1994)，他们研究了LEI的实际表现。

普遍下降来定义衰退。McNees(1991)指出，实际上不可能仅用一个或两个单个序列来刻画一次衰退的特征。NBER 考虑用大量的各种月份数据来对经济周期的转折点作出追溯性的判断，其中不同来源的数据的相对重要性基本上由专家的判断决定。¹³ 其次，我们的结果与是否使用修正过的数据或是原始数据无关。例如，Estrella 和 Hardouvelis (1991) 发现，期限结构变量预测修正过的而不是原始的 GNP 数据，效果更好。最后，我们的分析，除了在最大似然估计时使用了某些基于样本的先验信息，完全是 *事前的*。我们报告的向下转折概率不是基于全样本 (y_1, y_2, \dots, y_T) 的“平滑”推断，而是基于 (y_1, y_2, \dots, y_t) 的“过滤”推断。与此相反，Estrella 和 Hardouvelis(1991)报告的是基于估计的 Probit 模型的衰退概率，其中，在 NBER 定义的衰退时，因变量取值 1，其他情况取 0。在他们的分析中，自变量是滞后 4 个季度的 10TB_1TB。他们报告的概率是样本期内因变量的拟合值，而不是样本期外的事前预测值。此外，他们对自变量的特定选择也不经意地假定在预测所有的扩张和衰退时，先行时间是固定的 4 个季度，这使分析有严重的设定误差。

4. 对货币传导机制的意义

货币传导机制是货币政策传导至实际 GDP 和通货膨胀的过程。为了有效传导货币政策，有必要理解传导机制的特性。我们发现，FR_10TB 和 10TB_1TB 以非常相似的先行时间发出扩张和衰退信号。从 1960 年代中期以来，联邦基金利率比其它任何变量都更能代表联储有意识和有目的的政策举措。产出和价格有可能不是直接对联邦基金利率有反应，而是对至少 3—6 个月到期的实际利率有反应。国库券利率是由该工具期限内联邦基金利率的预期决定的。因此，联储以联邦基金利率作为操作的对象，目的是为了描述利率的期限结构，从而改变短期和中期的实际利率，参见 Mishkin(1990)。Bernanke(1990, 表 7)显示，基金目标变化公告在两周内完全反映在实际的联邦基金利率中。Cook 和 Hahn(1989)证实，在二十世纪 70 年代，相应于基金利率目标 1% 的变化，3、6、12 个月的国库券利率变化约 50 个基点。这说明每一次目标变化的一半在它实现之前已经被人们预期到了。这也解释了 Estrella 和 Hardouvelis(1991)的发现：期限结构的倾斜程度还包含除货币政策变更以外的信息。然而，由于联储有意识地对经济事件做出反应，我们不能自动说联邦基金利率的改变是利率改变的基本原因——可能两者都是由更基本的冲击所驱动。这些冲击可能是技术冲击、偏好冲击、需求冲击或供给冲击。当然，正如 Goodfried(1991)曾指出的，许多这些冲击都可能源于联储的政策失误或是对联储的政治压力的改变。实际上，Bernanke 和 Blinder(1992)指出，基金利率的更新压倒性地代表了由货币政策产生的对储备供给的冲击。应注意的是，10TB_1TB 的变化尽管有些变弱，但与 FR_10TB 的变化非常类似。由于国库券利率主要影响储蓄者和投资者的行为而不是借款者的行为（参见 Friedman 和 Kuttner, 1993a），看起来货币政策主要是首先通过影响这些代理人发挥作用，而 10TB_1TB 与 FR_10TB，基本上代表货币政策的状态。

近年来，包括 Bernanke 和 Blinder(1992)，Friedman 和 Kuttner (1993b) 以及 Kashyap、Stein 和 Wilcox(1993)在内的许多作者，都强调货币政策传导机制中独立的“信贷”渠道的重要性。根据信贷渠道，货币政策对利率的直接影响被外部融资溢价（外部融资与内部融资的融资成本之差）的内生变化放大。Bernanke 和 Gertler(1995)指出，货币政策改变将通过两个途径影响信贷市场的外部融资溢价：资产负债表渠道（或净值渠道）和银行贷款渠道。平衡表渠道的出现是由于紧缩的货币政策直接或间接弱化借款者资产负债表的状况。除了影响

¹³ 参见 Hall(1991)。

借款者的资产负债表，货币政策还可能影响商业银行贷款的供给，这是银行贷款渠道。因此，除了通常影响负债（即存款）的“货币”渠道，货币政策还通过影响银行的资产（即贷款）以及企业的净值来发挥作用。Bernanke 和 Blinder(1992)发现，货币政策对存款的影响立刻发生，并大约在九个月内完成。另一方面，银行贷款在将近六个月之后才开始反应，并且存款减少的影响要到第二年底才全部反映在借款中。Bernanke 和 Gertler(1995)发现，货币紧缩对公司现金流和利润不利的资产负债表效应一般在大约六到九个月达到顶峰。在美国，主要的衰退通常要归因于起初是为了对付通货膨胀压力而实施的紧缩货币政策。美国战后的扩张平均持续期略长于 4 年，¹⁴ 而出现货币政策紧缩后，货币渠道或信贷渠道发挥作用需要时间，因而我们无法判断两个渠道中，哪个更有效。这个研究领域的大多数先前的分析都假定扩张和衰退相互对称，这样一来，在一次货币紧缩之后贷款缓慢减少的原因也可以解释为什么在货币政策放松之后贷款缓慢增加，参见 Ramey(1992)。然而，平均说来，战后衰退仅持续 10—11 个月。在意识到经济开始陷入衰退（这至少要花 2—3 个月）之后，人们预期联储将会放松货币政策。Romer 和 Romer(1994)指出，在战后的八次衰退中，货币政策每一次都在结束衰退方面发挥了作用。正是这一事实，即经济总是在货币政策刺激之后如此短的时间内转向，表明放松的货币政策不是通过贷款/借款渠道而是通过货币和资产负债表渠道起作用。我们的观察不是认为独立的贷款渠道不存在；实际上，可以用扩张的贷款供给对产出的影响有滞后来解释扩张期长的原因。然而，我们的分析确实认为，货币渠道加上资产负债表效应作为反周期的政策工具，它们本身足够有效。Ramey(1992)以及 Romer 和 Romer(1991)得出过类似的结论，仅强调传统的货币渠道的作用。¹⁵

资产负债表渠道独立且迅速的作用与战后衰退比扩张更陡并且时间更短的事实是一致的。Gertler 和 Gilchrist(1994)以及 Oliner 和 Rudebusch(1994)发现，当公司面临现金困难时，大企业和小企业的行为明显不同。大公司更可能从商业票据市场及其他的短期信贷来源筹得资金，一般可以通过增加它们的短期借款来处理未预期到的现金流减少。与之相反，小企业——在大多数情况下更难在短期信贷市场上筹款——用减少产量来应对现金紧张。而且，在紧缩的货币政策时期，大企业和小企业在衰退刚要开始之前面临现金困难时的行为差异更为重要。在繁荣时，小企业看来用与大企业一样的方式平滑产出。因此，流动性约束有可能影响许多这些小企业的衰退期，扩张的货币政策将比在繁荣期对经济有更剧烈的影响。这与我们在本研究中发现的经济周期不同阶段不对称的事实是一致的。使用类似的框架，Garcia 和 Schaller(1995)发现，货币政策在衰退时比在扩张时更有效力。

将 6CP_6TB 与 FR_10TB 和 10TB_1TB 进行比较（见表 2 和 3），我们发现前者始终先行于周期的波峰，并且先行时间比其余两个少得多。此外，平均而言，6CP_6TB 滞后于每个周期的波谷近两个月。另一方面，FR_10TB 和 10TB_1TB 总是以先行 2—3 个月的时间预测出波谷。这些结果与 Friedman 和 Kuttner（1993b）对为什么私人—公共的利差与经济周期一起移动的解释相一致。在事先假定商业票据和国库券之间的组合可替代性不完美的基础上，他们提出了三个互相独立的解释。首先，利差直接反映了感受到的违约风险，感受到的违约风险灵敏地综合各种信息。其次，商业票据—国库券的利差增大是紧缩的货币政策导致银行借款收缩的症状。最后，公司现金流的周期变化可以通过利差在衰退就要开始前和衰退期间扩大这样一种方式影响商业票据市场。我们可以发现，这些因素中没有一个是会使商业票据—国库券的利差在衰退之前发生很大变化。例如，不同于 FR_10TB 或 10TB_1TB，仅在借款开始收缩之后，货币政策才会反映在 6CP_6TB 中，而借款开始收缩至少要在货币政策开始紧缩的六个月之后才发生。此外，正如我们早先所指出的，违约风险和一直在变化的现

¹⁴ 参见 Diebold、Rudebusch 和 Sichel (1993, p262)。

¹⁵ Romer 和 Romer (1993) 最近指出，紧缩的货币政策对银行借款大部分的影响可归因于像直接信贷控制、特别储备要求、道义上的劝告等等这些旨在直接减少银行贷款的联储行动，而不是归因于货币政策传递机制内在的特征。也可参见 Bernanke (1993)。

金需求不仅在衰退即将开始前有增大的趋势，而且在衰退中也有增大的趋势。

最后，6CP_6TB 滞后 5 个月预测出上一次的衰退，而 FR_10TB 和 10TB_1TB 先行 15—18 个月预测出波峰。Bernanke 和 Lown(1991)的分析显示，由于借款者的资产负债表弱化再加上银行部门在衰退前的“信贷困境”，导致贷款放缓，加速了衰退的发生。他们指出，在 1990 年衰退开始之前的那一年，银行借款的减少伴随着商业票据以及金融公司贷款的扩张，这与银行贷款供给约束引发经济低迷的假设相一致。Owens 和 Sehref(1992)以及 Canton 和 Wenninger(1993)也给出了支持在衰退之前有信贷困境的证据，而 Romer 和 Romer(1993)确定 1988 年 12 月是战后有显著的货币紧缩的 7 个时期之一。这解释了为什么 FR_10TB 和 10TB_1TB 可以预测衰退。然而，由于需求的整体状况变差以及其他因素，信贷渠道的力量不足以促使商业票据—国库券利差在波峰到来前充分增大，从而发出衰退信号。然而，像以前的衰退那样，它的确滞后一个月给出了波谷信号。这仅仅意味着以前帮助 6CP_6TB 跟踪复苏的因素在上一次转折点时也出现了。

5. 结论

我们研究了几个利差在预测 1953 年—1993 年间美国经济周期转折点时的相对表现。为了描述预测变量的变化对转折点预测的影响，我们使用了 Hamilton(1989)发展的非线性过滤。在我们的框架中，允许经济的动态行为以持续期 (duration) 和波动率 (volatility) 表示在扩张期和收缩期的变化。我们集中关注在过去研究中发现的、最有潜力的三个利差变量。它们是联邦基金利率与十年期国债利率之差 (FR_10TB)、十年期国债利率与一年期国库券利率之差 (10TB_1TB) 以及六个月商业票据率与六个月国库券利率之差 (6CP_6TB)。在 1953—1993 年间，第二个利差，即期限结构的坡度，表现最好——它发出了所有的转折点 (波峰与波谷) 信号，没有任何错误信号。波峰信号的平均先行时间将近 20 个月而波谷信号的平均先行时间将近 3 个月。基于联邦基金利率的利差行为与基于收益曲线的利差行为相似，先行时间非常接近。

所有更早期的研究都强调利差变量在预测波峰时的成功，很少研究它们在预测复苏时的表现。我们的分析重申了这样的观点：衰退状态时的特征与扩张状态时的特征大不相同，而预测衰退的最优预测时间跨度具有比预测扩张的最优预测时间跨度长得多的倾向。我们也发现，最近的周期，1990 年 7 月的波峰与 1991 年 3 月的波谷，仅根据 FR_10TB 和 10TB_1TB 就可以预测出来。基金利差没有预测出 1957 年和 1961 年的衰退，且在 1966 年发出了错误的衰退信号。这个不理想的表现并非完全出人意料。在二十世纪 50 年代，联邦基金市场还没有充分发展，基金利率的变化不反映货币政策的立场。唯一的错误警报反映了 1966 年的信贷紧缩之后，紧接着 1966—1967 年的增长衰退。商业票据—国库券利差没有预测出 1990 年的衰退，但它以近 6 个月的平均先行时间预测出了所有其他的衰退。然而，不象 10TB_1TB 和 FR_10TB，6CP_6TB 平均滞后两个月发出波谷转折点信号，它也给出了 7 个错误信号。^{*}有证据表明，其中大多数与增长衰退有关。尽管商业票据—国库券利差的表现三个利差中最差，它的预测记录非常类似于商业部的先行指标综合指数。因此，考虑到利率迅速可得而且从不需要修正，三个利差的总体表现真的非同寻常。我们的实证结果也表明，货币政策传导机制通常的“货币”和“资产负债表”渠道，通过直接影响利率的期限结构、银行存款和借款，在传导反周期的货币政策方面比所谓的“信贷渠道”更起作用。从进行实际预测的角度，本研究最重要的实证结果是，利差始终能够在事前基础上，以极好的先行时间预测经济周期。

^{*}原文为“它也给出了 6 对错误信号”，与前文不一致，有误。——译者注。

致谢

我们在经济计量学协会第7届世界大会（东京，1995年8月22—29日）上报告了本文更早期的版本。我们感谢 Paul Fisher, Kenneth Kuttner, G.S.Maddala, John Taylor 和 Victor Zarnowitz 的许多有益的评论和建议。

参考文献

- Bernanke, B. S. (1990). On the predictive power of interest rates and interest rate spreads. *New England Econom. Rev. Federal Reserve Bank of Boston*, November-December, 51-68.
- Bernanke, B. S. (1993). How important is the credit channel in the transmission of monetary policy? A Comment. *Carnegie-Rochester Conf. Vol. 39*, 47-52.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *Amer. Econom. Rev.* 82, 901-921.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler (1995). Inside the Black Box: The credit channel of monetary policy transmission. *J. Econom. Perspectives* 9, 27-48.
- Bernanke, B. S. and F. S. Mishkin (1993). The predictive power of interest rate spread: Evidence from six industrialized countries. Paper presented at the American Economic Association meeting, Anaheim, California.
- Bernanke, B. S. and C. Lown (1991). The Credit Channel. *Brookings Paper on Econom. Activity*. 2, 205-239.
- Burns, A. F. and W. C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*. Cambridge, Mass: NBER.
- Cantor, R. and J. Wenningery (1993). Perspective on the credit slowdown. *Fed. Res. Bank of N. Y. Quart. Rev.* 18, 3-36.
- Cook, T. and T. Hahn (1989). The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *J. Monetary Econom.* 24, 331-349.
- Dasgupta, S. and K. Lahiri (1993). On the use of dispersion measures from NAPM surveys in business cycle forecasting. *J. Forecasting* 12, 239-253.
- De Gooijer, J. G. and K. Kumar (1992). Some recent developments in nonlinear time series modeling, testing, and forecasting. *Internat. J. Forecast.* 8, 135-156.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1989). Scoring the leading indicators. *J. Business* 64, 369-391.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1991a). Turning point prediction with the composite leading index: An ex ante analysis. In: K. Lahiri and G. H. Moore, eds., *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge Univ. Press, 231-256.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1991b). Forecasting output with the composite leading index: A real-time analysis. *J. Amer. Statist. Assoc.* 86, 603-610.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch and D. F. Sichel (1993). Further evidence on business cycle duration dependence. In: J. H. Stock and M.W. Watson, eds., *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Univ. Chicago Press for NBER, Chicago, 255-284.
- Engel, C. M. and J. D. Hamilton (1990). Long swings in the dollar: Are they in the data and do market know it? *Amer. Econom. Rev.* 80, 689-713.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis (1991). The term structure as a predictor of real economic activity. *J. Finance* 46, 555-576.
- Fair, R. C. (1993). Estimating event probabilities from macroeconomic models using stochastic stimulation. In: J. H. Stock and M. W. Watson, eds., *New Research in Business Cycles, Indicators,*

- and Forecasting, Univ. Chicago Press for NBER. Chicago, 157-176.
- Fama, E. F. (1990). Term structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns. *J. Monetary Econom.* 25, 59-76.
- Feinman, J. and W. Poole (1989). Federal reserve policy-making: An overview and analysis of the policy process: A comment. *Carnegie-Rochester Conf. Series on Pub. Pol.* 30, 63-74.
- French, M. W. and D. F. Sichel (1993). Cyclical patterns in the variance of economic activity. *J. Business Econom. Statist.* 11, 113-119.
- Friedman, B. M. and K. N. Kuttner (1992). Money, income, prices and interest rates. *Amer. Econom. Rev.* 82, 472-492.
- Friedman, B. M. and K. N. Kuttner (1993a). Another look at the evidence on money-income causality. *J. Econometrics* 44, 189-203.
- Friedman, B. M. and K. N. Kuttner (1993b). Why does the paper-bill spread predict real economic activity? In: J. H. Stock, and M. W. Watson, eds., *New Research in Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, Chicago: Univ. Chicago Press and NBER, 213-249.
- Garcia, R. and H. Schaller (1995). Are the effects of monetary policy asymmetric? Mimeo, Univ. Montreal, Canada.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1994). Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *Quart. J. Econom.* 109, 309--340.
- Goodfriend, M. (1991). Interest rates and the conduct of monetary policy. *Carnegie-Rochester Conf. Ser. on Pub. Pol.* 34, 7-30.
- De Gooijer, J. G. and K. Kumar (1992). Some recent developments in non-linear time series modeling, testing, and forecasting. *Internat. J. Forecast.* 8, 135--156.
- Hall, R. E. (1991). The business cycle dating process. *NBER Reporter*, NBER Inc., Winter 1991/2, 1-3.
- Hamilton, J. D. (1988) Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates. *J. Econom. Dynamic Control* 12, 385-423.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57, 375-384.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *J. Econometrics* 45, 39-70.
- Hamilton, J. D. (1991). A Quasi-Bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal Distributions. *J. Business Econom. Statist.* 9, 27-39.
- Hamilton, J. D. (1993). Estimation, inference, and forecasting of time series subject to changes in regime. In: G. S. Maddala, C. R. Rao and R. Vinod, eds., *Handbook of Statistics*, Vol. 11, North-Holland, Amsterdam, 231-260.
- Harvey, C. R. (1988). The real term structure and consumption growth. *J. Financ. Econom.* 22, 305-333.
- Hicks, J. (1950). *A Contribution to the Theory of Trade Cycle*. Oxford, Clarendon.
- Karamouzis, N. and R. Lombra (1989). Federal reserve policymaking: An overview and analysis of the policy process. *Carnegie-Rochester Conf. Series on Pub. Pol.* 30, 7-62.
- Kashyap, A. K., J. C. Stein and D. W. Wilcox (1993). Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. *Amer. Econom. Rev.* 83, 79-98.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: Macmillan.
- Koenig, E. F. and K. M. Emery (1991). Misleading indicators? Using the composite leading indicators to predict cyclical turning points. *Fed. Res. Bank of Dallas, Econom. Rev.* (July), 1-14.
- Koenig, E. F. and Emery, K. M. (1993). Why the composite index of leading indicators doesn't lead.

- Contemp. Pol. Issues 12, 52-66.
- Laurent, R. D. (1988). An interest rate-based indicator of monetary policy. *Econom. Perspectives*, Fed. Res. Bank of Chicago, January/February, 3-14.
- Laurent, R. D. (1989). Testing the 'Spread'. *Econom. Perspectives*, Fed. Res. Bank of Chicago, July/August, 22-34.
- Lahiri, K. and J. G. Wang (1994). Predicting cyclical turning points with leading index in a Markov switching model. *J. Forecasting* 13, 245-263.
- McNees, S. K. (1991). Forecasting cyclical turning points: The record in the past three recessions. In: K. Lahiri and G. H. Moore, eds., *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, Cambridge, 151-168.
- McNees, S. K. (1992). How large are the economic forecast errors? *New Engl Econom. Rev.* Fed. Res. Bank of Boston, July/August, 25-42.
- Mishkm, F. S. (1990). What does the term structure tell us about future inflation? *J. Monetary Econom.* 25, 77-95.
- Neftci, S. N. (1982). Optimal prediction in cyclical downturns. *J. Econom. Dynamic Control* 4, 225-241.
- Neftci, S. N. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *J. Politic. Econom.* 92, 305-328.
- Oliner, S. and G. Rudebusch (1994). Is there a broad credit channel? Mimeo, Board of Governors, Washington, D.C.
- Owens, R. E. and S. L. Schreft (1993). Identifying credit crunches. Fed. Res. Bank of Richmond, Working Paper No. 93-2, Richmond, Virginia.
- Ramey V. A. (1993). How important is the credit channel in the transmission of monetary policy? *Carnegie-Rochester Conf. Ser. on Pub. Pol.* 39, 1-45.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (1994). What ends recessions? In: S. Fischer and J. Rotemberg, eds., *NBER Macroeconomics Annual 1994*, MIT Press: Cambridge, Mass., 13-57.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (1993). Credit channels or credit actions? An interpretation of the postwar transmission mechanism. NBER working Paper No. 4485, October.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (1990). New evidence on the monetary transmission mechanism. *Brookings Papers on Econom. Activity* 1, 149-213.
- Sichel, S. (1989). Are business cycle asymmetric? A correction. *J. Politic. Econom.* 97, 1255-1260.
- Sims, C. A. (1993). A nine-variable probabilistic macroeconomic forecasting model. In: J. H. Stock and M. W. Watson, eds., *New Research on Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, Chicago, 179-212.
- Stambaugh, R. F. (1988). The information in forward rates: Implications for models of the term structure. *J. Finan. Econom.* 21, 41-70.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1989). New Indexes of leading and coincident economic indicators. In: O. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, 351-394.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1990a). Business cycle properties of selected U.S. economic time series, 1959-1988. NBER Working Paper, No. 3376.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1990b). A probability model of the coincident economic indicators. In: K. Lahiri and G. H. Moore eds., *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*. Cambridge University Press, 63-89.
- Stock, J. H and M. W. Watson (1993). A procedure for predicting recessions with leading indicators:

- Econometric issues and recent experience. In: J. H. Stock and M. W. Watson, eds., *New Research on Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, Chicago, 95-153.
- Zarnowitz, V. (1992) *Business Cycle: Theory, History, Indicators, and Forecasting*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Zellner, A. and C. Hong (1989). Forecasting international growth rate using Bayesian shrinkage and other procedures. *J. Econometrics* 40, 183-202.