

# SW 型先行景气指数建设的实证研究

王金明<sup>1</sup>, 程建华<sup>2</sup>, 杨晓光<sup>3,4</sup>

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 长春 130012; 2. 安徽大学经济学院, 合肥 230039;  
3. 中国科学院预测科学中心, 北京 100080; 4. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100080)

**摘要:** 本文利用我国 1997 年 1 月到 2006 年 5 月的月度经济数据, 探讨建设 SW 型先行景气指数的可能性。实证研究表明, 利用一致指标计算的 SW 景气指数较好地反映了实际经济运行状况, 与 NBER 一致合成指数各有千秋; 而基于先行指标的 SW 型先行景气指数存在着不稳定、表现力差的缺点; 但是基于预测的 SW 型先行景气指数, 则有较好的预警性质。

**关键词:** SW 景气指数; 一致合成指数; SW 型先行景气指数

**中图分类号:** F810.5      **文献标识码:** A

## 1 引言

在监测经济周期方面, 各国政府广泛使用景气指数方法, 最为广泛采用的是传统的 NBER 景气指数方法<sup>[1]</sup>。随着计量经济分析模型的不断发展和广泛应用, 主成分分析、动态因子模型(Dynamic Factor Model)等更精深的计量工具被应用于景气指数的构建上。Stock 和 Watson<sup>[2-4]</sup> 利用动态因子模型, 捕捉体现经济变量之间协同变化的共同成分, 作为经济景气循环的指示器, 被称为 Stock - Watson 型景气指数, 简称 SW 景气指数。Stock 和 Watson 的基本思想是, 景气变动不应仅仅是针对 GDP 的变动而言, 而应该把景气循环看作更广泛的包括资本市场、劳动市场、商品销售市场在内的总体经济活动的循环。因此他们认为, 经济景气是隐藏在诸多经济变量的变动背后的一个共同的因素, 这一因素可以用一个不可观测的基本变量来体现, 反映着以上这些方面的多个总量经济指标的共同变动, 代表了总的经济状态, 这一不可观测的基本变量的波动才是真正的景气循环。

Stock 和 Watson 构建景气指数的思想方法在

理论界引起了广泛的关注和发展, 各国政府和研究机构也纷纷利用这种方法开发出新的景气指数和进行经济问题的实证分析研究。我国学者董文泉、高铁梅和陈磊等早在 1994 - 1995 年就用这一理论方法构建了中国 SW 景气指数, 并与用 NBER 传统方法构建的合成景气指数进行了比较, 研究结果显示两种指数都能较好反映我国宏观经济实际波动态势<sup>[5,6]</sup>。Stock, J. H. 与 Watson, M. W.<sup>[7]</sup> 以及 Hurlbich, K.<sup>[8]</sup> 则应用构建 SW 景气指数类似的动态因子模型方法分别预测美国和欧元区的通货膨胀; Min Qi<sup>[9]</sup> 则利用 Stock 和 Watson 两个不同 SW 先行指数<sup>[2,3]</sup> 结合美国其它的经济指标(如 S & P500 指数和利率)通过神经网络模型预测美国的复苏时间; Robert Megna 和 Qiang Xu<sup>[10]</sup> 利用 SW 型景气指数方法开发了一个反映美国纽约州地方财政收入状况的指示器, 用来预估未来纽约财政收入的波动变化。这些应用研究进一步验证了这一方法的可靠性和应用的广泛性。

SW 景气指数被用来反映总体经济的周期波动, 大体上与 NBER 的一致合成指数相对应, 但是比 NBER 的一致合成指数蕴涵着更多的内容, 理论上而言, 使用 SW 景气指数可以更好地监测经济周期的波动。但是对于经济景气监测而言, 更重要的是对经济的变化进行先导性预警, 例如 NBER 的体系中, 除了一致合成指数用来监测当期经济波动, 更有先行合成指数用来对经济未来的变化进行预警。但据我们所知, 到目前为止, 无论是国际还是国内利用 Stock 和 Watson 思想构建先行景气指数的工作

收稿日期: 2006 - 09 - 06; 修订日期: 2007 - 07 - 15

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70425004、700221001、70673009), 吉林大学“985 工程”创新基地资助项目

作者简介: 王金明(1975 -), 男(汉族), 吉林省辽源市, 吉林大学商学院讲师, 数量经济学博士, 美国科罗拉多大学访问学者, 研究方向: 宏观经济与计量经济。

较少。利用 Stock 和 Watson 的动态因子模型计算先行景气指数的困难在哪里?如何克服相应的困难?本文欲对这些问题做一点探索。

## 2 SW型指数的数学模型形式

### 2.1 动态因子模型

通过因子分析可以识别出一组指标所包含的共同波动成分,考虑到经济景气循环和每个经济指标都具有动态变化特征,即时间序列存在自相关性,因此,建立动态因子模型:

$$\Delta y_{it} = \gamma_i(L) \Delta \varepsilon_t + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (1)$$

$$\varphi(L) \Delta c_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\psi(L) u_{it} = v_{it} \quad (3)$$

其中,  $\gamma_i(L)$ 、 $\varphi(L)$ 、 $\psi(L)$  分别为  $p_i$ 、 $q$ 、 $r_i$  阶滞后算子多项式。 $\Delta y_{it}$  代表第  $i$  个一致经济指标  $Y_{it}$  的差分序列减去均值,它由共同成分的差分  $\Delta \varepsilon_t$  的当期和滞后期的线性组合与特殊成分  $u_{it}$  构成,  $\varepsilon_t$  和  $v_{it}$  彼此独立且服从正态分布,  $k$  为一致经济指标的个数。这里的  $c_t$  是我们最为关心的反映景气状态的 SW 景气指数。式(1)是因子模型的形式,而分别加入描述共同因子的动态行为和各个特殊成分动态行为的式(2)和式(3)后,则共同构成了动态因子模型。

### 2.2 动态因子模型的状态空间形式

在通常的计量经济模型中出现的所有变量都是可以观测到的,但是,式(1)~(3)构成的模型中包含了不可观测变量  $\alpha_t$ 。若要对这样的模型进行估计,可以将其写成状态空间形式,利用 Kalman 滤波识别不可观测变量<sup>[1]</sup>,同时完成参数估计。状态空间模型的一般形式为:

量测方程:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

状态方程:

$$\alpha_t = T_1 \alpha_{t-1} + R_1 \eta_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

在量测方程中,  $y_t$  是包含  $k$  个经济变量可观测向量,  $\alpha_t$  为状态向量,  $T$  表示样本长度,  $Z_t$  是  $k \times m$  参数矩阵,  $d_t$  是  $k \times 1$  向量,  $\varepsilon_t$  是  $k \times 1$  向量, 是均值为 0, 协方差矩阵为  $H_t$  的连续的不相关扰动项。在式(5)描述的状态方程中,  $T_1$  是  $m \times m$  参数矩阵,  $R_1$  是  $m \times g$  系数矩阵,  $\eta_t$  是  $g \times 1$  向量, 是均值为 0, 协方差矩阵为  $Q_t$  的连续的不相关扰动项。在所有的时间区间上, 扰动项  $\varepsilon_t$  和  $\eta_t$  是相互独立的。

### 2.3 数据说明

本文的研究驱动力,是服务于我国经济的景气

监测,因此本文研究的数据对象,全部为我国的经济数据,涉及到 104 个数据项,数据样本区间为 1997 年 1 月 - 2006 年 5 月间,数据频率为月度数据,数据来源于国家统计局统计月报和中国人民银行统计季报。

## 3 我国的 SW 景气指数

在探讨建立 SW 型先行景气指数之前,本节首先考虑建立 SW 景气指数,以作为进一步研究 SW 型先行景气指数的基础,同时加深对 SW 景气指数本身的认识。

### 3.1 指标选取和数据处理

SW 景气指数捕捉的对象是总体经济的当期变动趋势,因此 SW 景气指数基本上与 NBER 景气波动态势的一致指标中的共同成分相对应。为了能够与 NBER 一致合成指数进行比较,我们构建 SW 景气指数的指标是在一致指标中来选取的。

表 1 一致经济指标的 ADF 检验  
(无截距和趋势项,滞后 2 阶)

指标名称	ADF 检验统计量	1%临界值
$\Delta ip$	-4.27	-2.58
$\Delta rps$	-4.61	-2.58
$\Delta inv$	-4.53	-2.58
$\Delta m1$	-3.92	-2.58
$\Delta ep$	-2.66	-2.58

$K-L$  信息量是衡量两个序列概率分布的接近程度,相关系数是表明两个序列的相关程度,因此通过选定一个基准指标和基于基准指标的不同时差的指标序列,可利用  $K-L$  信息量和时差相关分析选择一致指标和先行指标。本文以工业增加值,现得到五个一致指标,它们分别为工业增加值( $IP$ )、产品销售收入( $RPS$ )、能源生产总量( $EP$ )、固定资产投资( $INV$ )和狭义货币供给( $M1$ ),每个经济指标都是同比增长率序列,并且经过季节调整。在这五个指标中,前三者体现了产出和销售市场的变化,后两者代表了资本市场的变化。在我国,由于劳动市场缺乏统计数据,无法得到劳动市场的数据去计算 SW 景气指数。但我们认为,由于我国劳动市场上供远大于求,可以认为劳动力供应是无限的,因此,劳动市场指标的缺乏,不影响 SW 景气指数对经济波动性质的捕捉。为了使用动态因子模型,需要保证所有的时间序列都满足平稳性要求,对每个序列进行差分处理后,ADF 检验表明,各个时间序列都

是平稳的, 检验结果见表 1。

### 3.2 模型计算和 SW 景气指数

以状态空间形式估计此动态因子模型, 结果如下:

量测方程:

$$\begin{aligned} \Delta ip_t &= 0.041 \times \Delta c_t + 0.053 \times \Delta c_{t-1} + u_{1t} \\ \Delta pps_t &= 0.018 \times \Delta c_t + 0.025 \times \Delta c_{t-1} + u_{2t} \\ \Delta inv_t &= 0.080 \times \Delta c_t + 0.078 \times \Delta c_{t-1} + u_{3t} \\ \Delta ml_t &= 0.031 \times \Delta c_t + 0.023 \times \Delta c_{t-1} + u_{4t} \\ \Delta ep_t &= 0.068 \times \Delta c_t + 0.021 \times \Delta c_{t-1} + u_{5t} \\ \Delta ip_t &= 0.041 \times \Delta c_t + 0.053 \times \Delta c_{t-1} + u_{1t} \end{aligned}$$

状态方程:

$$\begin{aligned} \Delta c_t &= 1.64 \times \Delta c_{t-1} - 0.81 \times \Delta c_{t-2} + \epsilon_{1t} \\ u_{1t} &= 1.95 \times u_{1,t-1} - 0.97 \times u_{1,t-2} - 0.02 \times u_{1,t-3} + v_{1t} \\ u_{2t} &= 2.21 \times u_{2,t-1} - 2.01 \times u_{2,t-2} - 0.74 \times u_{2,t-3} + v_{2t} \\ u_{3t} &= 2.24 \times u_{3,t-1} - 2.07 \times u_{3,t-2} - 0.77 \times u_{3,t-3} + v_{3t} \\ u_{4t} &= 2.39 \times u_{4,t-1} - 2.22 \times u_{4,t-2} - 0.79 \times u_{4,t-3} + v_{4t} \\ u_{5t} &= 2.26 \times u_{5,t-1} - 2.09 \times u_{5,t-2} - 0.76 \times u_{5,t-3} + v_{5t} \end{aligned}$$

对数似然值: 501.15 AIC 准则: -7.88

由模型模拟得到了共同因子  $\Delta c_t$ , 将其转化为表征宏观经济运行态势的景气指数, 即 SW 景气指数  $c_t$ , 如图 1 所示。

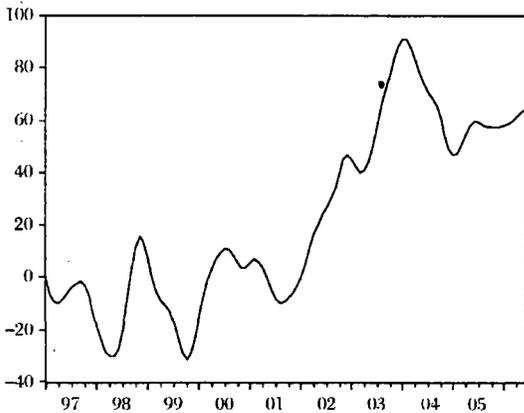


图 1 SW 景气指数

考察 SW 景气指数, 可以看到其基本上刻画了我国近 10 年的经济波动状况。1996 年“软着陆”以来, 中国告别了计划经济下的短缺经济, 出现了总需求不足和通货紧缩, 这迫使我国政府开始采取扩张

的财政政策, 连续增发国债扩大政府支出, 同时, 屡次降低利息率等货币政策也在努力地扩大内需, 从而摆脱通货紧缩, 避免出现进一步的经济减速。在持续实施的扩张性宏观调控政策下, 景气指数显示, 宏观经济景气在波动中逐渐回升。然而, 在房地产等行业发展的带动下, 钢铁、水泥等产业出现了局部的过热态势。央行于 2003 年 9 月和 2004 年 4 月先后两次调高法定准备金率, 抑制投资盲目扩张, 固定资产投资累计增长率由 2004 年 2 月份 53% 降低到全年增长 27.6%, 景气指数显示, 2004 年以后, 宏观经济开始出现回落, 不过, 从 2005 年开始, 景气指数又显示出上升的态势。

### 3.3 SW 景气指数与一致合成指数的对比分析

用同样的五个一致指标, 利用 NBER 方法计算得到的一致合成指数结果如图 2 所示。通过图 2 可以看出, NBER 一致合成指数和 SW 景气指数有大致相同的走势, 不过也存在差别。

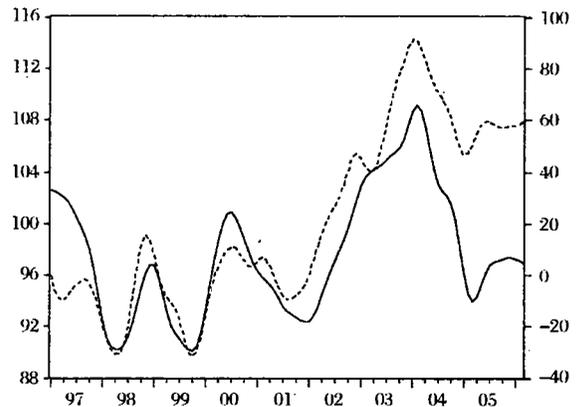


图 2 一致合成指数(实线, 左坐标)与 SW 景气指数(虚线, 右坐标)

一致合成指数的第一轮短周期在 1998 年 5 月份开始走出谷底开始回升, 在 1998 年 12 月到达峰值, 1999 年 10 月达到谷底。与一致合成指数类似, SW 景气指数在 1998 年 4 月份走出谷底, 在 1998 年 11 月到达峰值, 也于 1999 年 10 月达到谷底。

一致合成指数的第二轮短周期从 1999 年 11 月开始, 至 2000 年 7 月达到峰值, 2001 年 12 月达到谷底。SW 景气指数这轮周期的下降幅度较小, 但峰谷日期也与一致合成指数相近。

一致合成指数的第三轮短周期从 2002 年 1 月开始, 2004 年 2 月出现峰值, 并于 2005 年 3 月达到谷底; SW 景气指数从 2001 年 9 月开始上升, 2004 年 1 月达到峰值, 2005 年 1 月到达谷底, 这与一致合成指数相类似。随后, 一致合成指数和 SW 景气

指数都显示出上升并趋稳的态势。

除了两个指数峰谷点的差异外,一致合成指数与 SW 景气指数最显著的差异出现在样本末端,与 SW 景气指数相比,一致合成指数下降幅度更大。针对这两个指数出现的差异,我们选取综合警情指数作为比较的标准分别对比这两个指数。可以看出,综合警情指数在样本末端与 SW 景气指数更相近,对于峰谷点日期,这几个指数都很接近。

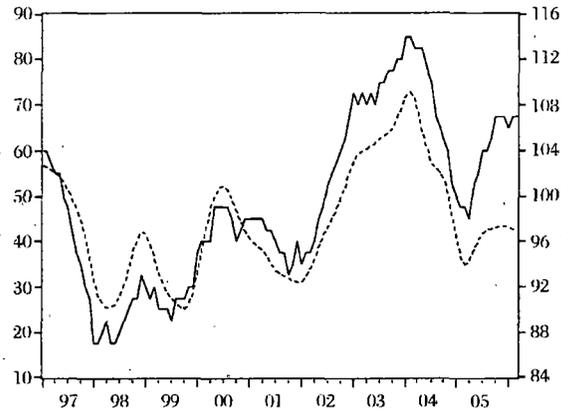


图 3.1 一致合成指数(虚线)与综合警情指数(实线)

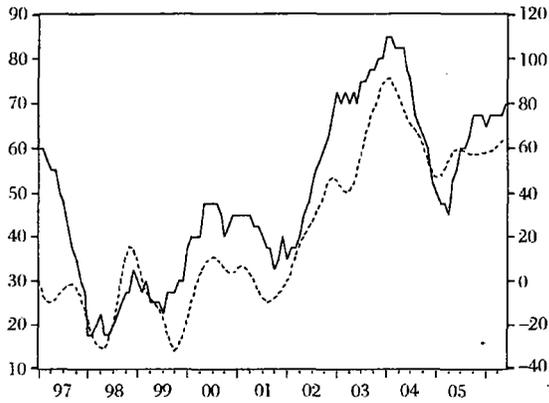


图 3.2 SW 景气指数(虚线)与综合警情指数(实线)

从图 2 与图 3.1 及图 3.2 还可以看出,一致合成指数的历史表现较 SW 景气指数的历史表现稳定,小峰小谷比较少,但是 SW 景气指数在样本末端表现更优,而对于经济状况的判断,样本末端是我们最为关心的。因此可以说 NBER 一致合成指数与 SW 景气指数各有优点。我们认为,不同的景气指数事实上是从不同的角度去度量经济周期的波动,各有自己的优缺点,而用不同的指数去监测经济的变化,可以使我们对经济的判断更加准确可靠,这也是我们研究不同景气指数的原因之一。

#### 4 基于先行指标的 SW 型先行景气指数

本节考虑利用动态因子模型,分析先行指标的

共同波动成分,建立 SW 型先行景气指数,我们把这样的先行景气指数叫做基于先行指标的 SW 型先行景气指数。如果能够得到稳定的、符合经济运行事实的 SW 型先行景气指数,将对预测宏观经济的未来走势工作具有十分重要的意义。

仍然用工业增加值增速作为基准指标,通过时差相关分析和 K-L 信息量初步筛选出一组先行指标(表 2)。用动态因子模型计算先行指标组的共同成分,计算结果很不稳定,因此,本文对先行指标组的经济指标进行组合分别计算。计算过程中发现,多数组合都很难识别其共同成分,或者计算出来的结果对模型结构的细微变化、初值设定等反应异常灵敏。如果这种现象是由于使用 Kalman 滤波迭代方法本身造成的问题,则不能解释在利用一致指标计算 SW 景气指数的时候计算结果较为稳定的事实。因此我们认为,所选经济指标的特性才是导致计算结果不稳定的重要原因。这是因为一致经济指标的同期相关性较大,利用动态因子模型能够捕捉到指标中包含的共同成分,从而得到其共同波动特征;而如果几个经济指标的相关性不是很强,则通过模型自然难以识别出它们包含的共同成分。

表 2 先行指标组包含的经济指标

1. 钢产量
2. 原油产量
3. 房地产开发投资
4. 外商直接投资(实际利用)
5. 工业产销率
6. 财政支出
7. 产成品库存(逆转)
8. 生产资料价格指数(逆转)

表 3 列出了钢产量(*steel*)、财政支出(*fiscal*)、生产资料价格指数(逆转指标)(*price*)这三个先行指标(经过季节调整,同比增长率)的同期相关系数。可以看出,钢产量与另两个指标的当期相关系数为负值,财政支出和生产资料价格指数相关性也不是很强。

表 3 *steel*, *fiscal* 和 *price* 三个先行指标的相关系数

	<i>steel</i>	<i>fiscal</i>	<i>price</i>
<i>steel</i>	1	-0.47	-0.57
<i>fiscal</i>	-0.47	1	0.51
<i>price</i>	-0.57	0.51	1

先行指标同期相关性较差是因为,筛选先行指

标是用工业增加值作为基准指标,选择相关系数最大的指标,而不管先行期有多长。由于入选的先行指标先行期差异较大,这些先行指标的同期相关系数很可能较小。因此,对先行期不加区分地选择先行指标组合进行计算,用动态因子模型识别其共同成分十分困难,很不稳定。

经过试验发现,用钢产量、房地产开发投资(*ih*)和工业产销率(*rips*)这三个指标计算的共同成分较为稳定。究其原因,可以发现工业增加值与钢产量滞后 6 阶的序列相关性最大(相关系数为 0.779),工业增加值与房地产开发投资滞后 9 阶的序列相关性最大(0.726),工业增加值与工业产销率滞后 6 阶的序列相关性最大(相关系数为 0.73),即这几个指标先行于基准指标的时期相近。计算这三个指标的同期相关系数也可以发现相关性较强。因此,用动态因子模型能够计算出它们稳定的共同波动成分。对指标的数据处理和平稳性检验等类似前文,不再赘述。计算结果如下:

量测方程:

$$\Delta steel_t = -0.0043 \times \Delta c_t - 0.015 \times \Delta c_{t-1} + u_{1t}$$

$$\Delta rips_t = 0.0014 \times \Delta c_t + 0.0021 \times \Delta c_{t-1} + u_{2t}$$

$$\Delta iht = 0.0049 \times \Delta c_t + 0.0037 \times \Delta c_t + u_{3t}$$

状态方程:

$$\Delta c_t = 1.499 \times \Delta c_{t-1} - 0.685 \times \Delta c_{t-2} + \epsilon_t$$

$$u_{1t} = 2.319 \times u_{1,t-1} - 2.102 \times u_{1,t-2} + 0.727 \times u_{1,t-3} + v_{1t}$$

$$u_{2t} = 1.654 \times u_{2,t-1} - 0.892 \times u_{2,t-2} + v_{2t}$$

$$u_{3t} = 1.583 \times u_{3,t-1} - 0.999 \times u_{3,t-2} + v_{3t}$$

对数似然值: 715.84, AIC 准则: -13.82

由模型模拟得到了这三个先行指标差分序列的共同因子,则即为 *SW* 先行景气指数,如图 4 所示。

用 *NBER* 合成指数方法合成这三个先行指标,得到的先行合成指数与 *SW* 先行景气指数的对比见图 5。可以看到二者的基本运行态势是相近的,这两个序列的同期相关系数达到 0.87。不过,在 1999 年至 2004 年初的这段上升运行中, *SW* 先行景气指数上升较为平缓,但是,先行合成指数在 2000 年出现一次下滑并于 2000 年 8 月走出谷底后,上升速度非常快,迅速超过了 *SW* 先行景气指数。二者的这轮波动都在 2004 年 1 月达到峰值,然后开始回落,但先行合成指数在经历了较短时期的下降后就再次缓缓回升,而 *SW* 先行景气指数下降期更长一些。

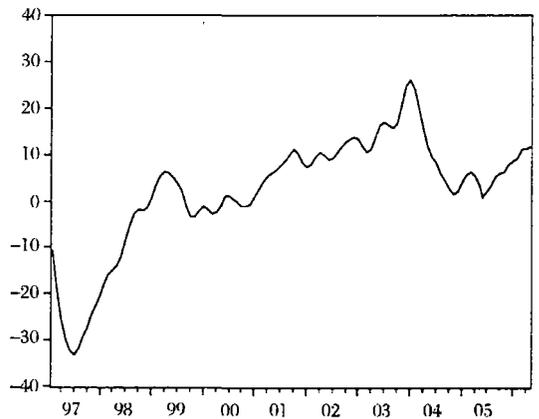


图 4 *SW* 先行景气指数

图 6 中反映了 *SW* 先行景气指数先行于综合警情指数的性质。综合警情指数从 1998 年 2 月开始逐渐上升直至 2004 年 1 月,可以看出, *SW* 先行景气指数从 1997 年 8 月就开始基本呈现一直持续的上升态势,并同样在 2004 年 1 月达到峰值。随后两个序列都开始下降,但 *SW* 先行景气指数在 2004 年 12 月开始回升,领先于综合警情指数 5 个月。

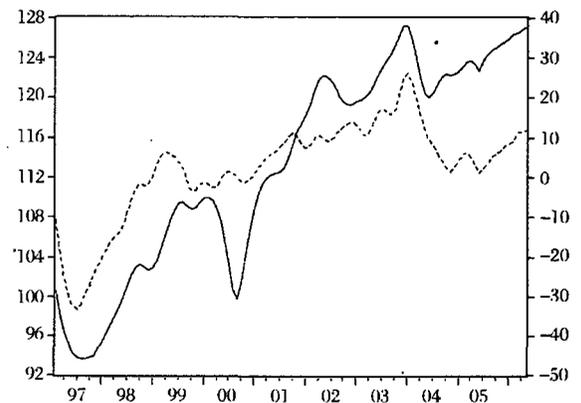


图 5 *SW* 先行景气指数(虚线,右坐标)与先行综合成指数(实线,左坐标)

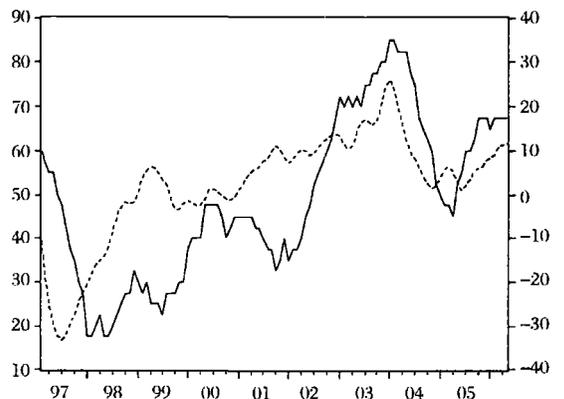


图 6 *SW* 先行景气指数(虚线,右坐标)与综合警情指数(实线,右坐标)

虽然相关性较强的三个先行指标包含了稳定的共同成分,但是,通过与综合警情指数的对比可以看出,这个景气指数并不是好的先行性指标,这是由所考虑的层面过于狭窄所致,不能体现 SW 景气指数反映经济各个层面的理念。可是,如果再加入其他先行指标,通过动态因子模型又得不到稳定的共同成分。因此,将 SW 景气指数方法用于先行指标组共同波动特征的分析研究中面临着这种两难选择。

### 5 基于预测的 SW 型先行景气指数

既然通过先行指标计算 SW 型先行景气指数难以实现,我们转而寻找新的途径,构建具有预警能力的景气指数。一种方法是基于状态空间模型直接进行预测。即基于式(5)的状态方程,利用本文第三部分构建 SW 景气指数的状态空间模型,预测出未来的景气指数值。为了显示这种方法的预测精度,本文首先在样本区间(即 1997 年 1 月—2006 年 5 月)内截取了 1997 年 1 月份至 2005 年 12 月份的数据计算 SW 景气指数,然后外推出至 2006 年 5 月的景气指数值,记为  $SWF_1$ , 将其与利用全部样本数据计算得到的 SW 景气指数(记为 SW)进行比较(图 7)。图 7 的比较结果表明,用这种预测方法计算的指数值低于用实际数据计算的指数值。用全部样本数据计算指数并预测出至 2006 年 12 月份的指数,结果如图 8 所示。结果表明,2006 年下半年景气基本呈稳中有降的态势,不过,图 7 的比较结果说明,这个预测也可能会低于实际经济运行态势。

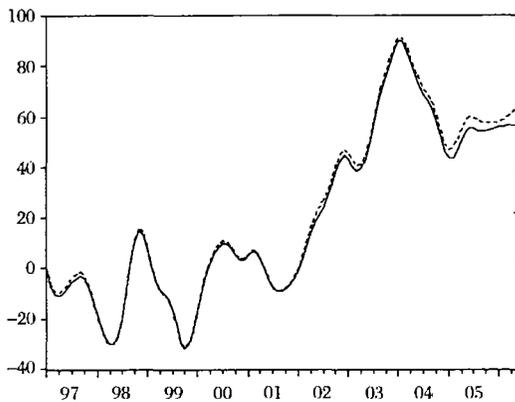


图 7 SW 景气指数(虚线)与  $SWF_1$ (实线)的比较

另一种构建具有预警能力的景气指数的方法是,我们回到构建 SW 景气指数的一致指标工业增加值(IP)、能源生产总量(EP)、产品销售收入(RPS)、固定资产投资(INV)和狭义货币供给(M1),首先对各个变量分别进行预测,然后计算包

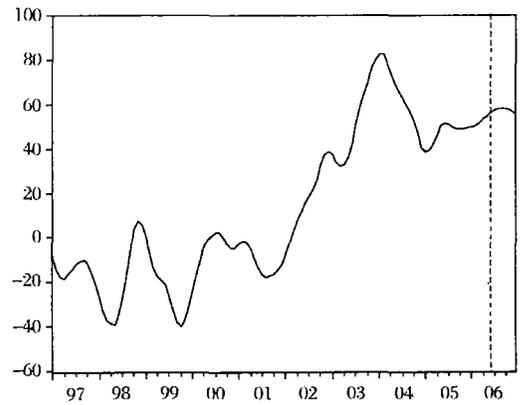


图 8 基于状态空间模型预测的 SW 型预测景气指数 (2006 年 5 月后为预测值)

括预测值的 SW 型景气指数,我们将其称为基于预测的 SW 型先行景气指数。为了阐明这种方法的可信性,本文仍然首先利用 1997 年 1 月份至 2005 年 12 月份的数据,采用 ARIMA 模型分别对各个变量建立模型(模型形式略),并外推出至 2006 年 5 月的数据,然后计算基于预测的 SW 型先行景气指数,记为,将其与利用整个样本期间的数据计算得到的 SW 景气指数进行比较(图 9),从图 9 可以发现这两个指数差别非常小,这个结果说明这种构建基于预测的 SW 型先行景气指数的方法具有较强的可信性。因此,本文利用整个样本期间的经济指标数据,用 ARIMA 模型进行外推计算出未来 7 个月的预测值,由这几个包含预测值的序列计算基于预测的 SW 型先行景气指数(结果如图 10 所示)。图 10 表明,2006 年全年经济景气呈现持续上升的态势。

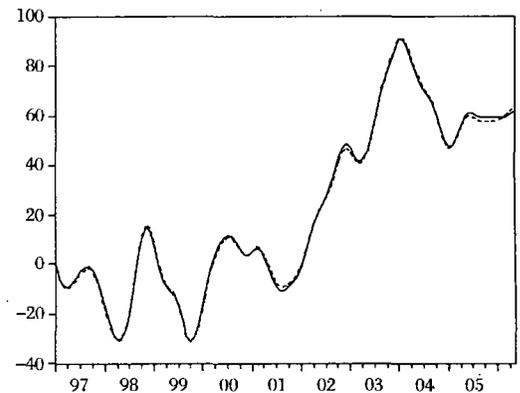


图 9 SW 景气指数(虚线)与  $SWF_2$ (实线)的比较

### 6 结论

本文利用动态因子模型分析了我国一致经济指标的共同波动成分。通过对一致指标的计算,发现基于动态因子模型可以得到稳定的共同成分,即

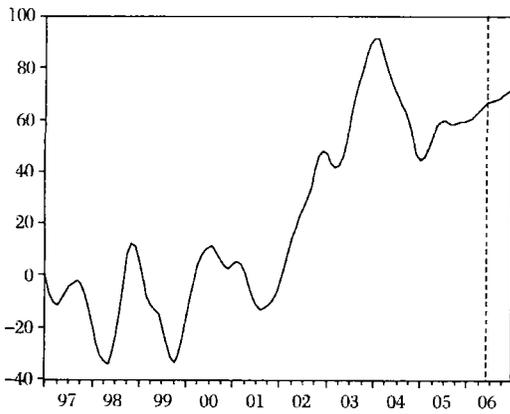


图 10 基于指标预测的 SW 型预测景气指数  
(2006 年 5 月后为预测值)

SW 景气指数。SW 景气指数较好地反映了我国宏观经济的波动态势。与美国商务部和 NBER 开发的合成指数计算方法得到的一致合成指数相比, SW 景气指数与一致合成指数的峰谷点日期非常相近, 但是, 在样本末端二者差异较大。与综合警情指数的比较发现, 综合警情指数在样本末端与 SW 景气指数更相近, 对于样本期间的峰谷点日期, 这几个指数都很接近。可以说, NBER 一致合成指数与 SW 景气指数没有本质差别, 均能较好的反映我国经济实际波动状况。

本文又尝试利用动态因子模型对先行指标进行研究, 分析他们的共同成分, 希望得到有用的结果并在实践中起到预测经济未来运行态势的作用。但是, 经过反复试验发现, 只有同期相关性较强的几个先行指标组合才能得到较为稳定的结果, 而其他的指标组合则会受到模型结构、初值设定等条件的很大影响, 往往得不到稳定的结果。所以, 在利用动态因子模型分析先行指标的共同波动成分时, 所选取的指标与基准指标相比具有相近的先行期, 是导致能否得到稳定的共同成分的重要前提。然而, 仅仅用少数几个先行指标计算得到的基于先行指标的 SW 先行景气指数, 由于所考虑的层面过于狭窄, 与警情指数的对比发现, 这个先行景气指数并不是经济运行的一个好的先行指标。因此, 在实践中, SW 景气指数方法还难以用于先行指标组共同波动特征的分析研究中。本文转而分别通过对指标预测并计算景气指数和利用状态空间模型直接外推进行计算的两种方法, 构建基于预测的 SW 型先行景气指数, 对宏观经济未来运行态势进行预警。通过样本内的试验发现, 基于状态空间模型的预测结果略低于实际状况, 而基于 ARIMA 模型对经济指标的预测, 进

而计算的基于预测的 SW 型先行景气指数具有较好的预警性质, 因此, 这种方法也更加可信, 可以作为 SW 型先行景气指数。

#### 参考文献:

- [1] 董文泉, 高铁梅, 姜诗章, 陈磊. 经济周期波动的分析与预测方法 [M]. 吉林大学出版社, 1998(第一版).
- [2] Stock, J. H. and Watson, M. W.. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators [C]. In: NBER Macroeconomics Annual, ed. Blanchard, O. and S. Fischer. Cambridge: MIT Press 1989; 351 - 394.
- [3] Stock, J. H. and Watson, M. W. . A Probability Model of the Coincident Economic Indicators[C], In: Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records, ed. Lahiri, K. and G. H. Moore. Cambridge: Cambridge University Press, 1991; 63 - 89.
- [4] Stock, J. H. and Watson, M. W.. Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics[R]. NBER Working Paper, 2003; 9859.
- [5] 陈磊, 高铁梅. 利用 Stock - Watson 型景气指数对宏观经济形势的分析和预测 [J]. 数量经济技术经济研究, 1994 (5): 53 - 59.
- [6] 董文泉, 高铁梅, 陈磊, 吴桂珍, 1995 Stock - Watson 型景气指数及其对我国经济的应用 [J]. 数量经济技术经济研究, 1995, (12): 68 - 74.
- [7] Stock, J. H. and Watson, M. W.. Forecasting inflation [J]. Journal of Monetary Economics, 1999, 44 (2): 293 - 335.
- [8] Hubrich, K. . Forecasting euro area inflation: does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy? [J]. International Journal of Forecasting, 2005, 21 (1): 119 - 136.
- [9] Min Qi. Predicting US recessions with leading indicators via neural network models [J]. International Journal of Forecasting, 2001, 17: 383 - 401.
- [10] Robert Megna, Qiang Xu. Forecasting the New York State economy: The coincident and leading indicators approach [J]. International Journal of Forecasting, 2003, 19: 701 - 713.
- [11] Harvey, A. C. . Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter [M]. Cambridge University Press, 1989, Chapters 3, 4.

## Building SW Type Leading Indices: An Empirical Study

WANG Jin ming<sup>1</sup>, CHENG Jian hua<sup>2</sup>, YANG Xiao guang<sup>3,4</sup>

(1. Quantitative Research Centre of Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2 School of Economics, Anhui University, Hefei 230039, China;

3 Center of Forecasting Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China;

4 Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China)

**Abstract:** Using China's monthly economic data from January 1997 to May 2006, the paper discusses the possibility of building SW - type leading indices. Empirical results show that: SW Index based on coincident indicators can reflect the economic movement quite well; both SW Index and Coincident Composite Index have their own advantages; but SW - Type Leading Index based on leading indicators is unstable and ill - performed, while SW - Type Leading Index based on coincident indicators forecasting has a good performance.

**Key words:** SW Index; coincident composite Index; SW - type leading index