

一种基于混频数据的中国经济景气一致指数*

郑挺国 王霞

（厦门大学王亚南经济研究院）

一、引言

宏观经济景气指数作为能够监测和度量一国经济状况的重要指标，在各国都得到了广泛的关注。早在上世纪20年代，哈佛大学商学院就编制了“哈佛指数”。此后，Mitchell and Burns (1938) 提出的合成指数 (Composite Indexes) 以及 Stock and Watson (1991) 利用动态因子模型构建的 SW 景气指数都在文献中得到了大量的应用，并在各国宏观经济景气分析中发挥了重要的作用。一般来说，宏观经济景气指数可以划分为先行指数、一致指数和滞后指数三类，其中一致指数能够综合反映国民经济运行的当前态势，在经济周期的测定、宏观经济政策的制定以及企业发展战略的实施等方面发挥着重要的作用。因此，如何构建能够准确反映一国经济运行状况的一致指数，始终是国内外学术界探讨的主要问题之一。

在构建经济景气一致指数时，首要问题就是选择基础指标序列。为了能够及时追踪和刻画国民经济状况，各国一般利用月度指标序列来构建一致指数。虽然国内生产总值 (GDP) 是一个国家或地区经济状况的综合反映，但由于各国仅对季度 GDP 进行核算，并且过去没有严谨的统计方法综合利用月度和季度数据构造月度指数，所以多数国家在构建一致指数时选择的基础指标都没有包括 GDP 指标。显然，如果能在构建一致指数时考虑 GDP 指标所涵盖的数据信息，那么构建的一致指数也将能更准确地概括当时的经济运行状况。此外，目前被许多国家广泛采用的一致合成指数，是对一些基准指标发展指数加权平均的产物，并没有确切的经济含义，这使得该指数在政府宏观调控政策的制定以及宏观经济分析中的应用有一定的局限性。

考虑到现有一致指数的不足以及 GDP 在宏观经济监测中的重要性，国外学者对如何在一致指数构建中囊括 GDP 提供的数据信息进行了一些探讨。例如，Mariano and Murasawa (2003, 记为 MM03) 提出了能够综合利用月度数据和季度数据的混频 (mixed-frequency) 数据模型，并在 Stock and Watson (1991) 的基础上，加入美国实际 GDP 季度环比增长率指标，提取出了新的一致指数。Nunes (2005) 构建了与之类似的混频数据模型，并用该方法提取出了葡萄牙的一致指数，认为该方法构建的一致指数具有一定的时效性，并且能够较为准确地预测季度 GDP 增长率。Fräle et al. (2010) 也采用类似于

* 本研究得到国家自然科学基金项目(71001087)，福建省自然科学基金资助项目(2010J01361)和厦门大学2011年“优秀博士培养计划”资助。

MM03 的混频数据模型，加入季度 GDP 这一指标，构建了欧洲月度一致指数，并基于该指数得到了月度 GDP 的点估计值及其置信区间。以上文献均注意到了 GDP 在一致指数构建中的重要性，阐明了综合利用季度 GDP 数据和其它月度数据提取出的一致指数能够更为准确地描述经济走势，并且这种方法提取出的一致指数具有很好的经济含义。

我国实施市场经济以来，宏观经济景气指数在描述国民经济运行状况和监测经济周期波动态势中发挥了重要的作用。在总结我国经济景气理论和方法研究的基础上，国家统计局于 1999 年成立了中国经济景气监测中心 (CEMAC)，采用合成指数方法编制了包括先行指数和一致指数在内的经济景气指数，并每月定期公布，及时反映国民经济发展态势，为我国宏观经济调控提供了重要依据。除了合成指数之外，我国学者也对 SW 指数等其它景气指数构建方法开展了大量的研究。例如，陈磊、高铁梅 (1994) 采用工业总产值、社会商品零售额、货币流通量以及银行工资性支出四个变量构建了我国的 SW 一致指数。王金明等 (2007) 利用我国月度数据构建了 SW 先行和一致指数，认为 SW 一致指数能够较好地反映实际经济运行状况，与一致合成指数各有利弊，而 SW 先行指数在对宏观经济未来运行态势的预警上比官方先行指数差。以上文献在很大程度上丰富和推动了我国经济景气指数的研究，为我国经济景气监测和管理提供了重要的理论依据和经验证据。

然而，我国经济景气一致指数的构建中并没有用到 GDP 指标。在我国统计数据中，GDP 缺少月度核算资料，故在一致指数构建中，只能从 GDP 核算支出法的角度出发，采用投资、消费品零售、进出口等指标近似反应 GDP 的变动情况，并与其它一致指标结合构建一致合成指数。尽管这种近似能反映 GDP 的基本走势，但与真实 GDP 相比，依然存在较大差异，因此若在一致指数构建中包括 GDP 指标，则可能会更准确地刻画我国经济运行状况。

基于此，本文将参照 MM03 提出的混频数据模型，构建能够综合利用我国季度数据和月度数据的一致指数。在方法方面，本文的工作主要体现在以下两点：一是构建了同比形式的混频数据模型，^① 不仅有效地利用了我国官方统计资料公布的数据信息，避免了季节调整方法的选择以及环比数据扰动过大等对模型估计造成的影响，而且还与国内相关研究采用的数据形式一致，具有一定的可比性；二是改进了含缺失值的状态空间模型的估计方法。不同于 MM03 采用随机数填充缺失值，本文在将模型转化为状态空间模型的表达式后，对模型做适当变换，解决了缺失值问题。在实证方面，我们选择六

^① 本文构建的同比数据模型在提取我国一致指数时有诸多好处：一是同比数据相对环比数据波动较为平缓，避免了数据扰动过大对参数估计造成的影响；二是通过数据同比变换，基本消去了序列中的季节因素，避免因常用的季节调整方法未考虑我国节假日的特色对模型估计的影响；三是我国官方统计资料和相关数据库公布了包括工业生产指数、社会消费品零售总额等多数宏观经济变量的同比增长率，可直接用于同比数据模型中；四是，官方公布的一致指数是基于同比数据的，本文基于同比形式提取一致指数，可以与官方一致指数进行比较。

个月度指标和实际 GDP 季度同比增长率，提取出共同因子的平滑估计作为本文构建的一致指数，该一致指数代表了不可观测的实际 GDP 月度同比增长率的共同因子成分。同时，基于该模型，我们还可以估计出月度实际 GDP 同比增长率，这将可以为我国宏观经济与政策分析提供重要的数据支撑。

二、模型构建及其估计

（一）同比形式混频数据模型的构建

假设在搜集到的 N 个经济指标序列中，有 N_1 个季度变量，均在每隔三个月后可获取一个观测值，将这些序列记为 $\{Y_{1,t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 。剩余的 $N_2 = N - N_1$ 个指标均为月度指标，记为 $\{Y_{2,t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ ，对于这些指标，每月可获得一个观测值。进一步地，假设这些变量的对数序列是一阶单整的，由于变量的对数差分近似等于其增长率，故该假设表明这些变量对应的增长率序列是平稳的。

对于流量形式的变量，如 GDP 等，其季度数据可以由月度数据加总得到。因此，我们不妨假设对于季度变量序列 $\{Y_{1,t}\}_{t=1}^{\infty}$ ，存在潜在的月度随机序列 $\{Y_{1,t}^*\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 满足如下条件：

$$Y_{1,t} = Y_{1,t}^* + Y_{1,t-1}^* + Y_{1,t-2}^* = 3 \left(\frac{Y_{1,t}^* + Y_{1,t-1}^* + Y_{1,t-2}^*}{3} \right) \quad (1)$$

式(1)的含义即为季度观测数据是对应潜在月度数据算术平均值的三倍。

然而，式(1)的表达形式涉及到非线性状态空间模型的估计问题，这不仅使得模型的估计十分复杂，而且在估计过程中近似滤波的采用可能会导致模型的估计精度不足 (Camacho and Perez-Quiros, 2010)。基于此，参照 MM03 的做法，本文采用几何平均数代替算术平均数。尽管这种近似处理存在一定的误差，但可以证明当变量的月度数据变化较小时，该近似产生的误差几乎可以忽略。因此，式(1)可以写成：

$$Y_{1,t} = 3(Y_{1,t}^* Y_{1,t-1}^* Y_{1,t-2}^*)^{1/3}$$

对上式取对数可以得到：

$$\ln Y_{1,t} = \ln 3 + \frac{1}{3}(\ln Y_{1,t}^* + \ln Y_{1,t-1}^* + \ln Y_{1,t-2}^*) \quad (2)$$

考虑到我国多数指标仅公布同比增长率，并且国内现有文献以及官方一致指数均是基于同比数据构建的，我们对(2)式取 12 期差分，得到：

$$\ln Y_{1,t} - \ln Y_{1,t-12} = \frac{1}{3}(\ln Y_{1,t}^* - \ln Y_{1,t-12}^*) + \frac{1}{3}(\ln Y_{1,t-1}^* - \ln Y_{1,t-13}^*) + \frac{1}{3}(\ln Y_{1,t-2}^* - \ln Y_{1,t-14}^*)$$

记 $y_{1,t} = \Delta_{12} \ln Y_{1,t} = \ln Y_{1,t} - \ln Y_{1,t-12}$ ， $y_{1,t}^* = \Delta_{12} \ln Y_{1,t}^* = \ln Y_{1,t}^* - \ln Y_{1,t-12}^*$ ，这里 $y_{1,t}$ 可视为 $Y_{1,t}$ 的季度同比增长率， $y_{1,t}^*$ 可视为潜在月度指标 $Y_{1,t}^*$ 的月度同比增长率，则上述模型可以表示为：

$$y_{1,t} = \frac{1}{3}y_{1,t}^* + \frac{1}{3}y_{1,t-1}^* + \frac{1}{3}y_{1,t-2}^* \quad (3)$$

式(3)表明，季度同比增长率为潜在月度同比增长率的算术平均值。对于月度指标 $\{Y_{2,t}\}_{t=1}^{\infty}$ ，令 $y_{2,t} = \Delta_{12} \ln Y_{2,t}$ ，即 $y_{2,t}$ 可视为 $Y_{2,t}$ 的月度同比增长率。

记 $y_t^* = (y_{1,t}^* \ y_{2,t}^*)'$ ，根据 Stock and Watson (1991) 的观点，我们假设存在一个不可观测的共同因子 f_t 主导着宏观经济变量的共同变动。于是，对于 $\{y_t^*\}_{t=-\infty}^{\infty}$ ，存在如下静态单因子模型：

$$\begin{pmatrix} y_{1,t}^* \\ y_{2,t}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \beta f_t + u_t \quad (4)$$

$$\phi_f(L)f_t = v_{1,t}, \quad \Phi_u(L)u_t = v_{2,t} \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} \sim NID\left(0, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} \end{pmatrix}\right) \quad (6)$$

其中 L 为滞后算子， $\{f_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 是一个平稳的共同因子 (common factor) 序列， $\{u_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 是 $N \times 1$ 维平稳的特定因子 (specific factor) 序列， β 为 $N \times 1$ 阶因子载荷 (factor loading) 阵， $\phi_f(\cdot)$ 为 p 阶多项式， $\Phi_u(\cdot)$ 是 N 维空间上的 q 阶多项式。同时，为使模型可识别，我们参照此类文献的惯常做法，对模型施加如下两个识别性条件：(1) 假设因子载荷阵 β 的第一个元素为 1，或者等价地，假设共同因子扰动误差的标准差为 1，即 $\sigma_1 = 1$ ；(2) 假设 $\Phi_u(\cdot)$ 和 Σ_{22} 均为对角阵，也就是各指标特定因子间不具相关性，同时记 Σ_{22} 的对角元素为 $\sigma_{2,i}^2$ ， $i = 1, 2, \dots, N$ 。

进一步地，由于 $y_{1,t}^*$ 不可观测，我们无法直接估计式(4)，故根据式(3)我们可以得到如下关于 $\{y_t^*\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 的动态单因子模型：

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{1}{3}\beta_1(f_t + f_{t-1} + f_{t-2}) \\ \beta_2 f_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{1}{3}u_{1,t} + \frac{1}{3}u_{1,t-1} + \frac{1}{3}u_{1,t-2} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

其中 $(\beta_1', \beta_2')' := \beta$ ， $(u_{1,t}', u_{2,t}')' := u_t$ 。

(二) 状态空间模型表示形式

由式(7)、(5)和(6)组成的动态因子模型可以表示为以下状态空间形式：

$$y_t = \mu + Hs_t \quad (8)$$

$$s_t = Fs_{t-1} + Gv_t, \quad v_t \sim NID(\mathbf{0}, \Sigma_v) \quad (9)$$

其中式(8)为量测方程 (measurement equation)，描述了可观测变量 y_t 与不可观测的状态变量 s_t 之间的相关关系，式(9)为转移方程 (transition equation)，描述了不可观测的状态变量 s_t 的动态路径。

在式(8)和式(9)中， $y_t, \mu, s_t, v_t, F, G, H$ 可分别表示为：

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix}, \quad \mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \quad s_t = (f_t, \dots, f_{t-p^*+1}, u'_t, \dots, u'_{t-q^*+1})', \quad v_t = \begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix},$$

$$F = \begin{bmatrix} \phi_{f,1} & \cdots & \phi_{f,p^*-1} & \phi_{f,p^*} & & & & & & & \\ 1 & & 0 & 0 & & & & & & & \\ & \ddots & & \vdots & & & 0_{p^* \times Nq^*} & & & & \\ 0 & & 1 & 0 & & & & & & & \\ & & & & & & \Phi_{u,1} & \cdots & \Phi_{u,q^*-1} & \Phi_{u,q^*} & \\ & & & & & & I_N & & 0 & 0_{N \times N} & \\ & & & & 0_{Nq^* \times p^*} & & & \ddots & & \vdots & \\ & & & & & & 0 & & I_N & 0_{N \times N} & \end{bmatrix}, \quad G = \begin{bmatrix} 1 & 0'_N \\ 0 & 0'_N \\ \vdots & \vdots \\ 0_N & I_N \\ 0_N & 0_{N \times N} \\ \vdots & \vdots \\ 0_N & 0_{N \times N} \end{bmatrix},$$

$$H = \begin{bmatrix} \frac{1}{3}\beta_1 & \frac{1}{3}\beta_1 & \frac{1}{3}\beta_1 & 0_{N_1 \times (p^*-3)} & \frac{1}{3}I_{N_1} & 0_{N_1 \times N_2} & \frac{1}{3}I_{N_1} & 0_{N_1 \times N_2} & \frac{1}{3}I_{N_1} & 0_{N_1 \times N_2} & 0_{N_1 \times N(q^*-3)} \\ \beta_2 & 0_{N_2} & 0_{N_2} & 0_{N_2 \times (p^*-3)} & 0_{N_2 \times N_1} & I_{N_2} & 0_{N_2 \times N_1} & 0_{N_2 \times N_2} & 0_{N_2 \times N_1} & 0_{N_2 \times N_2} & 0_{N_2 \times N(q^*-3)} \end{bmatrix}$$

这里若滞后阶数 $p < 3$, 则令 $p^* = 3$, 此时 $\phi_{f,p+1} = \dots = \phi_{f,p^*} = 0$, 否则 $p^* = p$; 若滞后阶数 $q < 3$, 则令 $q^* = 3$, 此时 $\Phi_{u,q+1} = \dots = \Phi_{u,q^*} = 0_{N \times N}$, 即零矩阵, 否则 $q^* = q$ 。

(三) 模型估计方法

对 $t \geq 1$, 记 $\mathbf{y}_t = (y_{1,t}, \dots, y_{2,t})'$ 。在式(8)和式(9)构成的状态空间模型中, 由于 y_t 的前 N_1 个变量 $y_{1,t}$ 为季度变量, 我们每隔三个月才能获得一个观测值, 故 $y_{1,t}$ 中存在缺失值问题。考虑到在采用极大似然方法估计模型中参数时, 缺失观测值并没有提供数据信息, 我们可以将 \mathbf{y}_T 的联合密度函数写成:

$$f(\mathbf{y}_T; \theta) = \prod_{t \in A} f(y_{1,t}, y_{2,t}; \theta, \mathbf{y}_{t-1}) \prod_{t \in A} f(y_{2,t}; \theta, \mathbf{y}_{t-1}) \quad (10)$$

其中, 对于 $t \in A$, $y_{1,t}$ 是缺失的。基于式(10), 我们对式(8)做如下变换:

$$w_t y_t = w_t \mu + w_t H s_t \quad (8')$$

当观测向量 y_t 中无缺失值时, w_t 为 $N \times N$ 维单位阵, 即 I_N ; 当观测向量 y_t 中第 i 个变量为缺失值, 则 w_t 表示单位阵 I_N 删除第 i 行的 $(N-1) \times N$ 维矩阵, 若 y_t 中有 K 个变量存在缺失值, 则 w_t 为 $(N-K) \times N$ 维矩阵。例如, 在 t 时刻 y_t 的前 N_1 个变量为缺失值, 则 $w_t = [0_{N_1} \quad I_{N_2}]$, $w_t y_t = y_{2,t}$ 。

记 $y_t^w = w_t y_t$, $\mu_t^w = w_t \mu$, $H_t^w = w_t H$, 则模型(8')可以进一步表示为:

$$y_t^w = \mu_t^w + H_t^w s_t \quad (8'')$$

在式(8'')中, 不存在缺失值问题。因此, 对式(8'')和式(9)构成的状态空间模型, 可以采用基于 Kalman 滤波的极大似然估计方法得到参数的一致估计量, 并同时可以得到状态变量 s_t 的滤子估计值和平滑估计值。详细的估计可参见 Harvey (1989) 一书的介绍。

三、指标序列选取与数据描述

参照中国经济景气监测中心 (<http://www.cemac.org.cn>) 构建一致指数时选取的指标序列, 并且兼顾数据的可获得性, 本文选择了六个月度变量作为构建一致指数时的月度基础指标^②, 这六个指标分别为: 工业生产指数 (*IPI*)^③、固定资产投资完成额 (*INV*), 社会消费品零售总额 (*TRADE*), 进出口 (*IMEX*), 税收总额 (*TAX*), 城镇居民可支配收入 (*INC*), 数据均来源于中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn/>) 以及《中国经济景气月报》。同时, 由于 GDP 作为能够全面反映经济运行态势的综合指标, 在经济波动基准循环中起到十分重要的作用, 本文在构建一致指数时引入实际 GDP 季度同比增长率这一指标。本文所有月度指标的样本区间均为 1992 年 1 月至 2011 年 9 月, 对应季度 GDP 指标的样本区间为 1992 年 1 季度至 2011 年 3 季度。

数据的处理过程简要描述如下:

(1) 实际 GDP 季度同比增长率的构建。实际 GDP 季度同比增长率的构建。根据国家统计局公布的同比累计 GDP 增长率和名义 GDP 水平值推算出 1992 年 1 季度至 2011 年 1 季度以 1992 年为不变价的季度实际 GDP, 从而进一步得到 GDP 的季度同比增长率。

(2) 六个月度指标序列的构建。首先, 缺失数据的处理。根据我国统计制度, 12 月份的财政收支数据和 1 月份的工业行业数据 (2006 年后)、投资数据不统计。因此, 本文将 2006 年后工业生产指数 1 月份数据作为缺失值处理, 将每年前两个月的固定资产投资累计同比增长率作为每个月的同比增长率, 将年度税收总额和前 11 月份累计税收总额的差值作为 12 月份的税收数据; 其次, 我国官方统计资料在 2007 年以前公布城镇居民可支配收入月度数据, 但从 2007 年开始仅统计季度数据, 为使得混频数据模型易于估计, 我们将 2007 年开始的城镇居民可支配收入数据视为缺失值; 第三, 处理序列中波动较大的奇异数据。考虑到本文模型能够处理数据缺失问题, 我们将序列中因春节因素等原因而存在的异常点视为缺失值处理。最后, 计算得到六个指标的月度同比增长率序列。对于工业生产指数, 将其减去 100, 即可得到月度同比增长率, 对于社会消费品零售总额, 直接采用官方公布的月度同比增长率, 对于其它四个月度指标, 我们对原始序列取对数, 并进行 12 期差分, 即可得到相应指标的月度同比增长率。

由于式(8')和(9)构成的状态空间模型要求变量是平稳的, 我们首先采用 Dickey and Fuller (1979) 提出的 ADF 单位根检验法对上述七个处理后的指标序列进行单位根检验, 检验结果见表 1 所示。根据表 1 的结果, 所有指标序列在 10% 的显著性水平下都拒绝了序列存在单位根的原假设, 即这些序列是平稳的。进一步, 表 1 还给出了上述指标序列的一些描述性统计量, 其中均

^② 除了本文选取的六个指标外, 中国经济景气监测中心还采用了工业从业人员数和工业企业利润总额两个指标。由于这两个指标的官方公布数据较短, 并且自 2007 年起, 仅公布每年 2、5、8、11 月份的数据, 简便起见, 笔者舍弃这两个指标。

^③ 工业生产指数可以在中经网统计数据库中的 OECD 月度库获取。

值描述了这些指标平均取值的大小，标准差描述了这些指标的变异程度，最小值和最大值给出了各指标的波动范围。

表 1 指标的描述性统计量

	ADF (p 值)	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GDP</i>	-2.60(0.10)	9.99	2.07	6.33	15.96
<i>IPI</i>	-3.32 (0.02)	14.30	4.15	5.40	29.40
<i>INV</i>	-3.95 (0.00)	24.80	11.89	-3.42	66.38
<i>TRADE</i>	-3.21 (0.02)	15.88	7.55	4.30	41.00
<i>IMEX</i>	-2.83 (0.06)	16.88	14.12	-34.25	45.56
<i>TAX</i>	-8.88 (0.00)	17.37	12.59	-29.14	56.61
<i>INC</i>	-3.91 (0.00)	12.14	9.37	-5.71	54.29

四、实证结果

为减少模型中待估参数的个数，对七个指标作去均值处理，这样在估计式(8'')和式(9)构成的状态空间模型时，可以去掉式(8'')中的常数项。同时，为了使得提取出的共同因子能够代表潜在的实际 GDP 月度同比增长率的共同因子成分，本文将与实际 GDP 季度同比增长率对应的因子载荷 β 设为 1。

在模型(8'')和(9)中，需要设定共同因子 f_t 和特定因子 u_t 的滞后阶数 p 和 q 。参照 MM03 给出的 AIC 和 BIC 信息准则，我们分别计算了对应不同 p 和 q 的 AIC 和 BIC 值，AIC 选择 $(p,q)=(3,2)$ ，而 BIC 选择 $(p,q)=(1,2)$ 。由于本文数据样本较短，我们倾向于选择更为精简的模型，从而减少待估参数的个数。因此，参照 BIC 准则的建议值，我们选择模型的滞后阶数 $p=1$ 和 $q=2$ 。

表 2 混频数据模型的估计结果

参数	<i>GDP</i>	<i>IPI</i>	<i>INV</i>	<i>TRADE</i>	<i>IMEX</i>	<i>TAX</i>	<i>INC</i>
β	1.00	2.35 (0.31)	1.37 (1.14)	1.74 (0.37)	2.17 (1.02)	2.68 (1.00)	2.93 (0.74)
ϕ_f				0.94 (0.03)			
σ_1				0.58 (0.08)			
$\phi_{u,1}$	0.03 (0.06)	0.28 (0.16)	0.55 (0.07)	0.77 (0.08)	0.49 (0.06)	0.45 (0.07)	0.78 (0.08)
$\phi_{u,2}$	0.74 (0.08)	-0.12(0.12)	0.27 (0.06)	0.19 (0.08)	0.38 (0.06)	0.20(0.07)	0.00 (0.08)
$\sigma_{2,i}$	0.88 (0.11)	1.34(0.15)	6.84 (0.32)	1.95 (0.11)	7.13 (0.35)	9.48 (0.45)	4.71 (0.27)
LogL	-3941.21						

注：小括号内为参数对应的标准差，“LogL”表示模型的对数似然值。

(一) 估计结果

表 2 给出了模型的参数估计结果。从表中可以看出，在 5% 的显著性水平下，模型中的参数大多是显著的。其中，共同因子的自回归系数 ϕ_f 为 0.94，并且在 5% 的显著性水平下显著不为 0，由于该共同因子即为本文提取的一致

指数，这说明一致指数具有很强的持续性。同时，文中采用的七个指标序列的特定因子自回归系数也均为正值（即 $\phi_{u,1} + \phi_{u,2} > 0$ ），但是在数值上大都比共同因子的小，这一方面说明本文选取的变量具有一定的持续性，另一方面也说明了相对于共同因子，特定因子的变动更为剧烈。

图 1 描述了模型共同因子的平滑估计值（即为提取的混频一致指数，记为 *MFCI*），并给出了实际 GDP 季度同比增长率（去均值）的走势。从图 1 可以看出，*MFCI* 能够刻画出我国经济运行的基本态势，较为准确地捕获了“软着陆”时期（1993—1997）、1997 年“亚洲金融危机”、“软扩张”时期（2003—2007）、2008 年下半年“美国经济金融危机”等主要宏观经济政策与国际经济形势对我国经济的影响。此外，*MFCI* 与实际 GDP 季度同比增长率（简记为 *GDP_FL*）的基本走势较为一致，二者的相关系数达到 0.89。然而，在某些时间段内，二者也呈现出一定的差异。例如 2003 年 2 季度至 2004 年 4 季度以及 2006 年 2 季度至 2007 年 4 季度这两段时间，*MFCI* 和 GDP 之间具有较大差异。通过观察原始数据不难发现，在 2003 年 2 季度至 2004 年 4 季度，尽管 GDP 数据显示我国经济增速适当，但是固定资产投资、工业增加值、进出口总值和税收总额等指标增速较大，这对共同因子的提取产生了一定的影响。另外，2006 年 2 季度至 2007 年 4 季度 *MFCI* 与 GDP 的差异还可能与我国统计数据的修正有关。为进一步说明此问题，我们在图 3 中同时描绘了实际 GDP 季度同比增长率的实时数据（*GDP_RT*）^④。从图中可以看出，在这一时段内，*MFCI* 与 *GDP_RT* 比较接近，因此，*MFCI* 与 GDP 最终数据的差异可能是 2009 年第二次全国经济普查之后，国家统计局在大幅上调 2007 年实际 GDP 季度同比增长率的同时没有相应调整其它月度数据导致的。

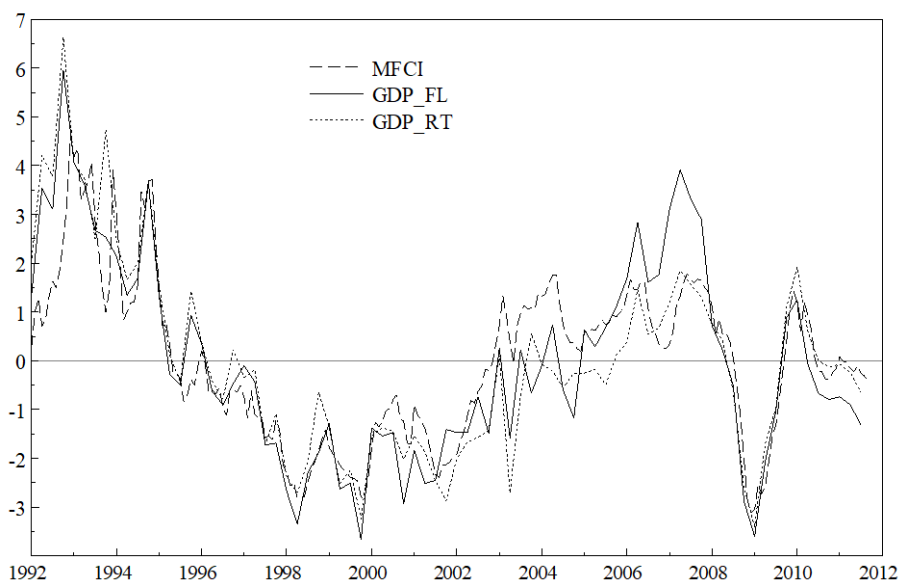


图 1 混频一致指数与 GDP 增长率的比较

^④ 关于我国产出实时数据的构建，可参考郑挺国、王霞（2010）。

（二）与官方一致指数的比较分析

图 2 描述了官方一致指数(CI)、SW 一致指数(SWCI)^⑤和混频一致指数(MFCI)的走势。从图 2 可以看出，三个指数的基本走势较为一致，都表明我国从 1992 年至今，经历了两个完整的经济周期，并且刻画出的我国经济扩张与衰退对应的时期也较为类似。然而，混频一致指数与官方一致指数依然存在一定的差异。例如，在经济衰退的深度上，混频一致指数的结果表明 2008 年“美国经济金融危机”引起的经济衰退程度要比 1999 年前后的更深，这与当时国内经济形势是符合的，而官方一致指数表明 1999 年前后的经济衰退程度更严重；在对 2011 年经济形势的判断上，混频一致指数围绕零水平线波动，说明当前经济形势不甚明朗，这与目前国际环境因欧盟主权债务危机等问题充满不确定性，以及部分学者（如樊纲）指出的我国经济已经实现软着陆的观点相符合，而官方一致指数表明 2011 年我国经济依然处于高位增长状态，与 2007 年经济过热时期相似。以上这些差异说明了，与混频一致指数相比，官方一致指数对经济运行态势的判断依然存在一些不合理之处。

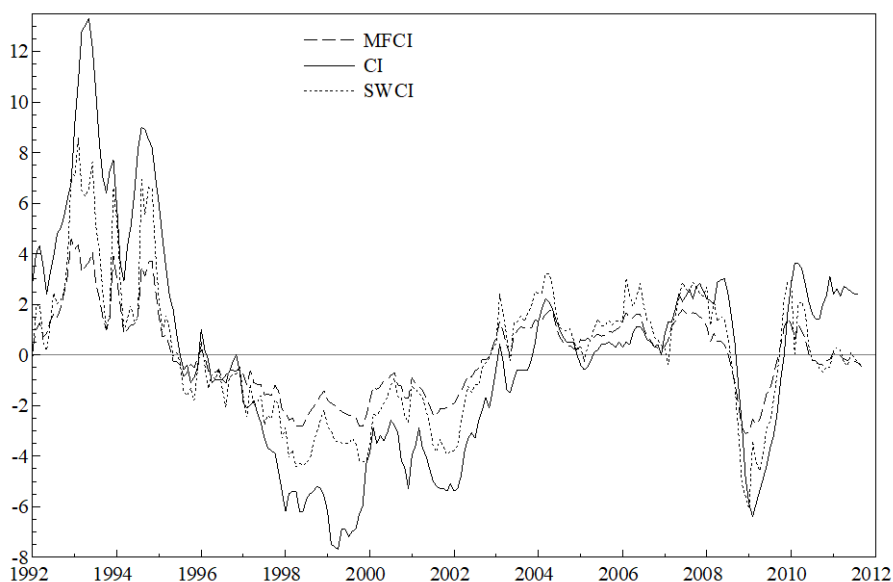


图 2 两种一致指数走势图

为进一步分析上述指数间的相关性，我们还计算了它们的相关系数，具体见表 3 所示。考虑到 SW 一致指数是共同因子滤子估计的结果，表 3 还包括了混频数据模型的共同因子滤子估计值（记为 $MFCI^f$ ）与其它指数的相关系数。如表所示，官方一致指数与其它三个指数的相关性相对较低，而 SW 一致指数与 $MFCI^f$ 的相关系数最高，达到 0.9980，这主要是因为二者都是基于直至第 t 期可获得信息的估计结果，不同的是， $MFCI^f$ 利用了更多的数据

^⑤ 参照 Stock and Watson (1991)，本文对六个月度指标做标准化处理，采用前面状态空间模型的估计方法，估计了采用月度数据的共同因子模型，构建了我国的 SW 一致指数。此时共同因子的扰动方差约束为 1，即 $\sigma_1=1$ ，且设定滞后阶数为 $(p,q)=(1,2)$ 。

信息，在每季度的最后一个月份加入了当期实际 GDP 提供的数据信息。进一步的，本文提取共同因子的平滑估计值构建一致指数，利用了样本区间内所有时期的月度和季度数据信息，相对于 SW 一致指数和 $MFCI^f$ ，其利用的数据信息更加丰富，因此，在对经济运行态势的判断上，也将更为准确。

表 3 各指数之间的相关系数

	CI	$SWCI$	$MFCI$	$MFCI$
CI	1.0000			
$SWCI$	0.8980	1.0000		
$MFCI^f$	0.9032	0.9980	1.0000	
$MFCI$	0.9022	0.9854	0.9879	1.0000

(三) 月度实际 GDP 增长率的估计

在式(4)-(6)构成的混频数据动态因子模型中，除提取共同因子平滑估计值作为一致指数外，我们还可以得到特定因子的平滑估计，两者相加可以构建出实际 GDP 月度同比增长率的平滑估计序列。根据式(4)可知：

$$y_{1,t}^* = \mu_1 + \beta_1 f_t + u_{1,t}$$

由于本文在提取共同因子时，将 GDP 对应的因子载荷阵约束为 $\beta_1 = 1$ ，于是有

$$y_{1,t}^* = \mu_1 + f_t + u_{1,t} \quad (11)$$

其中 $y_{1,t}^*$ 即为不可观测的月度实际 GDP 同比增长率， μ_1 为实际 GDP 季度同比增长率的均值， f_t 为共同因子， $u_{1,t}$ 为 GDP 对应的特定因子。基于前面得到 f_t 和 $u_{1,t}$ 的月度平滑估计值，我们可以根据式(11)构建出月度实际 GDP 同比增长率的平滑估计序列，结果如图 3 所示。

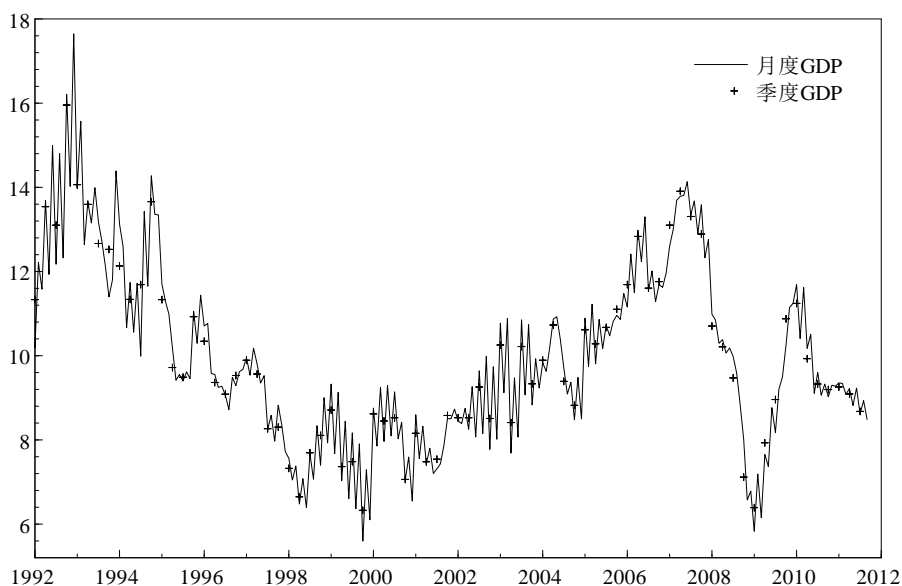


图 3 实际 GDP 月度同比增长率估计值

从图 3 可以看出，估计的月度实际 GDP 同比增长率与根据统计资料计算

的实际 GDP 季度同比增长率具有较高的一致性，二者之间的相关系数达到 0.97。在 GDP 增长率存在观测值的时期，估计值与真实观测值非常接近。同时，由于在构建模型时施加了式(3)的约束，即季度增长率为对应月份月度增长率的平均值，故估计的实际 GDP 月度同比增长率也严格满足这一等式。

五、结论及启示

GDP 是一国或地区经济总体状况的综合反映，是衡量宏观经济运行状况的主要指标。然而，由于 GDP 数据缺少月度核算资料，我国现有文献在构造一致指数时并没有利用 GDP 这一指标，无疑，忽略 GDP 提供的数据信息对我国一致指数的构建有一定的影响。基于此，本文构建了直接适用于我国经济的同比形式的混频数据动态因子模型，并采用基于 Kalman 滤波的极大似然估计实现了参数和共同因子的估计。根据中国经济景气监测中心构建一致指数时选择的基准指标，我们选取了六个月度一致指标，通过结合实际 GDP 季度同比增长率构建并提取了新的一致指数。

本文基于混频数据模型构建的一致指数具有以下优势：第一，与官方一致指数相比，混频一致指数能够更为准确地反映我国经济运行基本特征。例如，在 1999 年前后经济衰退程度和 2008 年“美国金融危机”对我国经济影响深度的刻画上以及对当前经济运行态势的判断上更加合理；第二，与 SW 一致指数相比，在提取共同因子时利用了更多的数据信息。Stock and Watson (1991) 提出的 SW 一致指数是一种基于月度指标提取的共同因子估计序列，而本文构建的一致指数则是基于混频数据提取的共同因子估计序列，不仅利用了实际 GDP 季度同比增长率的信息，而且还利用了所有指标的历史数据信息，因而在数据样本信息的使用上更为全面；第三，混频一致指数具有一定的经济含义，即月度实际 GDP 同比增长率的共同因子成分。由于在构建模型时，我们将与实际 GDP 季度同比增长率对应的系数 β 设定为 1，因此一致指数即为月度实际 GDP 同比增长率的共同因子成分，具有明确的经济含义。

在宏观经济与政策分析中，经济景气一致指数一直被寄予厚望，在国民经济运行状况的监测、企业单位发展战略的制定以及居民投资方案的规划中发挥着重要的作用。鉴于本文采用混频数据模型提取的一致指数能够涵盖 GDP 数据所携带的重要信息，可以较为准确地描述我国宏观经济走势，并且具有明确的经济含义，因此我们认为这种混频一致指数将可以更好地应用于我国宏观经济运行的监测，对我国经济景气指数研究具有重要的参考价值。

此外，通过混频数据模型的估计结果，我们还可以利用共同因子和特定因子来估计出实际 GDP 月度数据，这将可以为我国宏观经济与政策分析提供重要的数据支撑。众所周知，GDP 作为能够综合反映一个国家或地区经济状况的指标，在经济分析中发挥着重要作用，并成为宏观经济分析与建模中最

为常用的变量之一。虽然货币、价格、利率等许多指标都拥有比较翔实的月度数据，但是由于 GDP 仅可获取季度数据，多数宏观分析只能基于季度数据展开。而且，由于我国统计工作开展较晚，季度 GDP 数据样本不足是学者在实证建模中面临的一个重要难题，尽管一些学者采用工业生产总产值、工业增加值等指标代替 GDP 指标并基于月度数据进行建模，但实际上这种替代指标却根本无法综合地反映整体的经济状况，特别是随着我国工业化进程的加深，第三产业占 GDP 的份额逐渐超越工业，这种替代指标导致的误差将越趋严重。因此，本文利用混频数据动态因子模型通过季度 GDP 来估算出月度 GDP 数据，将对宏观经济与政策分析具有非常重要的实践意义。

参考文献

- [1] 陈磊、高铁梅，1994，“利用 Stock-Watson 型景气指数对宏观经济形势的分析和预测”，《数量经济技术经济研究》，1994 年第 5 期，第 53-59 页。
- [2] 王金明、程建华、杨晓光，2007，“SW 型先行景气指数建设的实证研究”，《中国管理科学》，2007 年第 4 期，第 116-123 页。
- [3] 郑挺国、王霞，2010，“中国产出缺口的实时估计及其可靠性研究”，《经济研究》，2010 年第 10 期，第 129-142 页。
- [4] Camacho M., and G. Perez-Quiros, 2010, “Introducing the EURO-STING: short-term indicator of Euro area growth”, *Journal of Applied Econometrics*, 25, 663-694.
- [5] Dickey D. A. and W. A., Fuller, 1979, “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [6] Frale C., M. Marcellino, G. L. Mazzi, and T Proietti., 2011, “EUROMIND: a monthly indicator of the euro area economic conditions”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 174, 439-470.
- [7] Harvey, A. C., 1989, “Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter”, Cambridge University Press, Cambridge.
- [8] Mariano B. S., and Y. Murasawa, 2003, “A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series”, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 427-443.
- [9] Mitchell W. C., and A. F. Burns, 1938, “Statistical indicators of cyclical revivals”, NBER working paper.
- [10] Nunes L.C., 2005, “Nowcasting quarterly GDP growth in a monthly coincident indicator model”, *Journal of Forecasting*, 24, 575-592.
- [11] Stock, J. H., and M. W. Watson, 1991, “A probability model of the coincident economic indicators”, In Lahiri, K. and Moore, G.H. (eds), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, (Cambridge University Press, Cambridge), 63-89.