

中国宏观经济波动的高频监测研究*

——基于混频模型对日度经济先行指数的构建和分析

□ 费兆奇 刘 康

摘要: 本文通过混频技术构建了监测中国宏观经济短期波动的日度先行指数,旨在为优化中国宏观调控的时机选择提供连贯的参考依据。研究发现,中国经济在亚洲金融危机和次贷危机之后分别步入了两种不同模式的复苏之路:亚洲金融危机后的中国经济在改革的驱动下,走出了一条既稳定又较快增长的轨迹,但次贷危机后的中国经济在货币驱动的影响下,波动幅度显著放大;中国经济运行在次贷危机之后的可持续性较差,自2011年以来一直处于下行通道;中国经济分别在1998年、2008年和2015年处于下行压力较大时期;日度先行指数能及时捕捉到经济运行的“异动”情形,在次贷危机期间先于GDP数据7个月发现经济的异常波动。本文还检验了日度先行指数对GDP的样本外预测能力。

关键词: 混频数据 高频监测 宏观经济 短期波动

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2019.0077

一、引言

改革开放以来,中国不断加强和改善宏观调控,促进了经济的快速发展,但由于对经济运行的短期波动缺乏有效的监测和评估,宏观调控在时机选择、力度把握等方面仍然存在一些可供改善的空间。例如,在本轮金融危机向全球蔓延之际,中国的宏观调控在2008年前三季度仍处于以“防通胀”为主的紧缩背景之下,这加剧了2008年经济增长水平的快速下滑;又如2012~2014年的宏观调控陷入“经济增速下滑、微刺激、经济增速小幅反弹后再下滑”的被动循环,经济增速的持续下滑使得“下限保卫战”式的调控政策难以为继。为此,如何对宏观经济运行的短期波动和趋势性特征进行及时有效的评估,已成为提高中国宏观调控水平的重要课题。

对于宏观经济波动和经济周期的监测研究一直是经济学的核心问题。早期的主要论著可追溯至对商业循环的相关研究,Mitchell(1913,1927)发现商业循环是有组织的社会经济活动的一种变动,具体表现为商业活动上升和下降反复出现的一种循环,大部分经济活动都会受到商业循环的影响。Burns和Mitchell(1946)对商业周期的运行特征进行了系统研究,提出经济波动是一个在宏观经济系统中各部门之间逐步扩散的过程,各部门经济波动在时间上存在着一定的差异性。

基于上述文献,运用各类指数对商业周期和经济波动进行监测的研究应运而生。哈佛指数(Bullock et al.,1927)曾因准确预测20世纪10年代末期至20年代中期的美国经济波动,成为早期最具影响力的指数。区别于早期采用单一指标对经济周期进行观测的思路,哈佛指数的主要贡献在于从股价、生产和货币3个方面对经济周期进行测定,进而提升了

*本研究得到国家金融与发展实验室中国债券论坛的资助。

指数预测的准确性。Moore(1950)在指数的构建上,改变了哈佛指数的平均数算法,开发了扩散指数;通过具有代表性的21个指标,分别构建了先行、一致和滞后3类扩散指数;在实证中发现先行扩散指数通常能提前两个季度对经济衰退作出反应。然而,扩散指数的问题在于无法描述经济运行的波动幅度;为此,Shiskin和Moore(1968)提出,将不同指标分别进行标准化处理,并以此为基础研发出合成指数,该指数不仅可以描述经济运行的方向,而且能够反映经济运行波动的幅度;此外,验证了先行指数先于经济周期的有效性。Moore(1978)论证了通过先行指标预测经济波动的原理,包括企业和居民的经济决策、获得建设房屋的许可证、制造业周平均工作时数、股票价格指数和企业利润。Leeuw(1991)对先行指标的理论基础进行了系统研究,发现相关指标具有先行功能的原因包括:一是某些最终产品从生产到最终消费需要耗费大量时间;二是不同经济活动的调整时间及成本是有差异的;三是部分指标对于经济波动的预期较为敏感;四是宏观调控政策等外部因素对经济运行造成的冲击较大。在此期间,通过构建合成指数、扩散指数对宏观经济波动和经济周期进行监测研究,受到当局和业界越来越多的关注。例如,美国国民经济研究局(NBER)分别在1950年和1968年发布了扩散指数和合成指数;经济合作与发展组织(OECD)在1978年基于增长循环的概念,开发了反映各成员国经济运行的先行合成指数;欧共体在1979年开始研发反映成员国经济景气状况的相关指数,并在20世纪80年代投入使用等等。

然而,基于各类建模或指数的宏观分析只能对同频数据进行估计研究,这无疑会损失其他频率数据所包含的重要信息。混频数据模型在经济学中的发展和应用弥补了这些不足。Mariano和Murasawa(2003)通过最大似然因子分析法,构建了包含美国非农就业人数、居民可支配收入、工业生产指数、制造业和贸易销售额等4个月度指标和GDP季度数据的混频模型,从中提取了美国经济周期的一致指数;但该方法对于季度数据的滤波估算存在一定误差。基于Mariano和Murasawa(2003)的方法,Proietti和Moauo(2006)通过条件模型的循环估计实现了对季度数据的准确计算。为了实现运用高频数据对宏观经济总量的估计和预测, Ghysels等(2004)和Ghysels等(2006)分别提出了混频数据抽样模型(MIDAS)和马尔科夫区制转换混频数据抽样模型(MS-MIDAS)。

对于中国宏观经济波动和经济周期的研究在近20年得到了快速的发展。多数文献将GDP波动作为研究经济运行和划分经济周期的主要依据,研究的重心主要包括3个方面:一是研究中国经济周期的非对称性和持续性。刘金全和范剑青(2001)通过时间序列的趋势分解,研究了中国经济周期的非对称性,及主要经济变量与经济周期的相关性。陈浪南和刘宏伟(2007)采用三区制马尔科夫均值和方差转移的二阶自回归模型,研究了中国经济周期的非对称性和持续性。二是研究中国经济周期波动的成因。刘金全、刘志刚(2005)发现中国经济周期波动性与价格和货币等名义经济波动性之间存在密切关系。三是对中国宏观经济运行趋势的分析和研究。刘树成(2003)对中国1998~2002年经济运行所出现的既稳定又较快增长的新特征进行了系统研究。刘树成等(2005)指出,需要持续加强和改善宏观调控,进而实现中国经济周期波动在适度高位的平滑化。诚然,GDP是衡量一个国家或地区总体经济状况的核心指标,但将GDP作为监测经济运行的唯一依据,也会存在一些局限。首先,GDP是一个低频、滞后的指标,无法及时反映经济波动的最新特征和趋势;其次,包括GDP在内的单一宏观变量不足以描述经济波动的全部特征,经济周期的演进更多表现为诸多宏观变量的相互作用和协同运动(Lucas,1977;Long & Plosser,1983)。基于这一理念,刘恒和陈述云(2003)通过选取反映生产规模、市场环境和开放度为主的6个经济指标,构造了能综合反映中国经济周期波动的综合指数,发现中国经济在样本期内(1990~2002年)的经济周期收缩期出现了延长的现象。李浩等(2007)通过GDP及其构成要素等多个变量,研究了中国的实际经济周期,发现开放经济模型比封闭经济模型能更好地解释中国的经济波动。梁琪和滕建州(2007)研究了中国13个宏观经济总量的波动特征、共动性和因果关系,发现改革开放之后中国经济周期的波动幅度出现了下降的趋势。为了构建高频率的监测经济运行的相关指数,中国国家统计局经济景气研究中心(CEMAC)在1999年运用大量月度宏观指标,开发了描述中国经济景气程度的合成指数,包括先行、一致和滞后3类指数。刘恒和李焱宇(2012)通过综合指数,系

统分析了中国经济在次贷危机期间出现的深“V”型下滑和反弹形成的机理。郑挺国和王霞(2013)通过构建混频数据区制转移动态因子模型,从工业增加值、固定资产投资额、社会消费品零售总额、进出口贸易额、税收总额等5个月度指标和GDP季度数据中提取了反映中国经济运行的月度一致指数。此外,通过高频月度指标对季度GDP进行预测也成为一种监测经济短期波动的有效方法,刘汉和刘金全(2011)将MIDAS用于中国GDP的预报和预测,研究和比较了投资、消费和进出口对于GDP的预测水平。郑挺国和尚玉皇(2013)考察了金融变量对于中国GDP的短期预测效果,发现股票波动率、货币供应量、期限结构利差和人民币实际有效汇率对于GDP有较好的预测精度。李正辉和郑玉航(2015)将MS-MIDAS模型用于对中国经济周期的区制监测研究,考察了货币供应量对GDP的预测水平。

然而,全球经济的金融化趋势在近10年逐步加深,金融市场波动对宏观经济的短期波动带来了不确定性冲击,甚至改变了经济周期的原有轨迹。在此背景下,对宏观经济进行更高频率的监测和研究受到越来越多的关注(Giannone et al., 2008; Angelini et al., 2011)。Aruoba等(2009)基于状态空间模型提出可以包含高频数据的混频计算方法,构建了包含美国期限结构利差、失业率、非农就业人数和GDP的混频模型,从中提取了美国经济周期的高频一致指数。基于这一方法,Aruoba等(2010),Kumar(2013)和Sheen等(2015)分别构建了反映G7国家、加拿大和澳洲宏观经济运行的高频一致指数。此外,Aruoba等构建的高频指数在业界也得到了广泛的关注和引用,例如,美国费城联邦储备银行通过该方法,每周更新的经济运行指数,已成为对美国经济进行实时监测的重要指标。

鉴于上述分析,本文通过构建混频模型,估算中国宏观经济的日度先行指数,进而对经济波动进行高频监测研究。本文的贡献主要包括以下几个方面。

第一,通过构建日度先行指数对中国宏观经济波动进行高频监测研究。一是与西方主要经济体相比,中国经济由于受到经济结构调整、宏观调控不尽完善、金融市场波动较大等因素的影响,短期波动更为显著。为此,通过构建日度指数,对中国经济的短期波动进行实时监测具有更为重要的研究价值。二是Aruoba等文献构建的经济一致指数虽然能较为全面地反映经济运行的特征,但一致指数具有滞后性,无法及时反映经济运行的最新状况和趋势。为此,本文通过一系列先行指标构建中国经济的先行指数,旨在优化中国宏观调控的时机选择,为其提供及时、连贯的参考基准和依据。三是有相关文献通过MIDAS模型,运用先行指标对GDP进行预测分析(Ghysels et al., 2006),但单一指标不足以描述经济波动的全部特征(Lucas, 1977),先行指数在理论上应比单一的先行指标具有更准确的预测能力。为此,本文基于日度先行指数和相关先行指标对中国GDP进行混频预测的分析和比较,进而对先行指数的预测能力进行评价。

第二,包含高频数据的混频模型。宏观数据由于其频率不同、数据性质不同,为宏观分析带来了诸多挑战。本文构建的混频模型能够综合利用不同频率的数据,特别是高频的日度数据;以此为基础,模型能够根据高频信息的释放或数据更新,对指数进行实时更新;此外,模型能够对数据性质加以识别,实现对存量数据和流量数据的区别处理和运算,进而提高先行指数的准确性。

第三,通过原始数据还原中国经济活动的真实特征。由于同比数据受基期的影响较大,本文选取指标的初始形式均为原始数据,旨在为经济活动的真实状态提供一个连贯的参考依据。

第四,对中国经济在亚洲金融危机和美国次贷危机之后的运行特征及可持续性进行比较研究。

二、研究方法和建模

动态因子模型在近些年的宏观建模与分析中,受到越来越多的关注,其理论基础可追溯至Lucas(1977),他发现单一的宏观变量不足以描述经济波动的全部特征,经济波动的演进更多表现为诸多宏观变量的相互作用和协同运动。动态因子模型的主要优势是能够通过近些年不断优化的计量研究方法,从纷杂的宏观数据中提取趋势性因素,即假定诸多宏观变量的协同运动能够被一个不可观测的共同随机因子所解释,而这个共同因子可以较好地反映经济运行的趋势和特征(Geweke, 1977; Sargent & Sims, 1977; Stock &

Watson, 1989; Koopman & Harvey, 2003; Bańbura & Rünstler, 2007)。本文在动态因子模型的框架下,结合混频技术(Aruoba et al., 2009),构建如下模型。

(一)混频动态因子模型

中国的宏观数据多以月度频率和季度频率为主,但为了构建高频率的日度经济先行指数,本文用 x_t 表示不可观测的共同随机因子,设定其频率为日度,服从 $AR(p)$ 过程:

$$x_t = \sum_{j=1}^p \rho_j x_{t-j} + e_t \quad (1)$$

其中, e_t 是均值为0,方差为1的白色噪声。此外,记 y_{it} 为宏观变量 i 在 t 日的取值,其表达式如下:

$$y_{it} = c_i + \beta_i x_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} y_{it-jD} + u_{it} \quad (2)$$

其中, β_i 代表不可观测的共同因子(经济先行指数)对各宏观变量的贡献水平。 y_{it-jD} 代表 y_{it} 的滞后项, D 代表低频数据(例如月度数据)在每个自然月中所包含的天数,例如,每个自然月包含的天数在28~31天之间,所以 D 的取值范围为[28, 31]; j 代表低频数据(月度数据)滞后自然月的个数,例如,滞后1个月、2个月等。 $\gamma_{i,j}$ 表示宏观变量 i 与其滞后 j 期的相关性,其含义是宏观变量 i 的持续性。 u_{it} 为同期不相关序列,并且与 e_t 不相关。

然而,在模型中并非所有变量都有日度的观测值,即使日度数据也会因为节假日等因素而缺失观测值。为了对混频模型中不同频率的数据进行运算,记 y_t^* 为宏观变量 y_t 的低频表达形式。如果在样本期间 y_t 无法被观测到,则记为 NA ; 如果 y_t 能被观测到,则视变量的性质分两种情况:

$$y_t^* = \begin{cases} y_t, & \text{如果 } y_t \text{ 是存量} \\ \sum_{j=1}^n y_{t-j}, & \text{如果 } y_t \text{ 是流量} \end{cases}$$

对于流量数据,我们参照 Harvey(1991) 累计算子的估算方法,例如,记 C_t 是月度流量数据 y_t 的累计算子,则 C_t 包含了该月度内的所有信息,表达式如下:

$$y_t^* = C_t = \zeta_t C_{t-1} + x_t = \zeta_t C_{t-1} + \rho x_{t-1} + u_t \quad (3)$$

其中, ρ 代表不可观测的共同随机因子的持续性参数。 ζ_t 为虚拟变量,记为:

$$\zeta_t = \begin{cases} 0, & \text{如果 } t \text{ 为某月的第一天} \\ 1, & \text{如果 } t \text{ 为某月的其他时间} \end{cases}$$

(二)状态空间形式及参数估计

高频动态因子模型的状态空间形式如下:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \Gamma_t w_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\alpha_{t+1} = T \alpha_t + R \eta_t \quad (5)$$

其中, $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$, $\eta_t \sim N(0, Q)$ 。 y_t 为 $N \times 1$ 可观测的宏观变量向量; α_t 为 $m \times 1$ 状态向量; w_t 包含常数项和可观测宏观变量的滞后值; ε_t 和 η_t 分别是量测方程和转移方程的残差。

记 $\alpha_{t|t-1}$ 和 $P_{t|t-1}$ 分别为基于 $t-1$ 时间的信息集合,对状态向量及其方差所做出的预测值; $\alpha_{t|t}$ 和 $P_{t|t}$ 分别为基于 t 时间的信息集合,对于相应变量的更新值。Kalman 滤波的预测和更新公式如下:

$$\alpha_{t|t-1} = T \alpha_{t-1|t-1} \quad (6)$$

$$P_{t|t-1} = T P_{t-1|t-1} T' + R Q R' \quad (7)$$

$$\alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} v_t \quad (8)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1} \quad (9)$$

$$v_t = y_t - Z_t \alpha_{t|t-1} - \Gamma_t w_t \quad (10)$$

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t \quad (11)$$

其中, F_t 为 Kalman 增益, v_t 为状态向量的预测误差。公式(6)和(7)依据公式(5)进行预测,公式(8)和(9)

根据 y_t 在 t 时间的信息对预测值进行更新。

模型的最大似然值可以通过状态向量的预测误差进行估算:

$$\log L_t = -\frac{1}{2} \sum [N \log 2\pi + (\log |F_t| + v', F_t^{-1} v_t)] \quad (12)$$

其中, N 代表在 t 时间 y_t 的数量。计算最大似然值时, 如果 y_t 包含的变量在 t 时间的取值全部缺失, 则 t 时间的信息对于似然值的贡献为 0; 如果 y_t 的部分变量在 t 时间可以被观测到, 则贡献值为 $[N \log 2\pi + (\log |F_t^*| + (v_t^*)' F_t^{*-1} v_t^*)]$, 其中 F_t^* 和 v_t^* 来源于 y_t^* 的滤波估计, y_t^* 是根据 y_t 中变量的取值情况而设置的转换向量。

三、数据描述和模型展开式

(一) 数据描述

为及时反映经济发展的最新状况和趋势, 本文选择构建宏观经济先行指数。在指标选择上, 与国家统计局中国经济景气监测中心的相关指标保持一致, 包括 2 个日度指标和 6 个月度指标。日度指标为国债利率差和上证综合指数; 月度指标为货币供应量、消费者预期指数、工业产品产销率、社会货运量和沿海主要港口吞吐量、房屋新开工面积和固定资产投资新开工项目个数。具体描述如表 1 所示。

(二) 数据处理

首先, 通过 X12 方法对所有月度数据进行季节性调整。其次, 对含有趋势的指标进行退势处理。经 ADF 检验, 在样本数据中, 国债利率差、消费者预期指数和工业产品产销率等 3 个指标是平稳的时间序列, 其他 6 个指标均含有趋势。为了不改变存量指标的数据性质, 本文采用 HP 滤波法对含有趋势的指标进行退势处理, 其检验结果如表 2 所示。最后, 为了消除指标的数量化影响, 对所有指标进行了标准化处理。

(三) 模型展开式

量测方程 (4) 中的 y_t 为 8×1 可观测宏观数据组成的向量; α_t 为 $m \times 1$ 状态向量, m 代表一个自然月所包含的天数; w_t 为 6×1 可观测的滞后向量。量测方程的展开式如下:

$$\begin{bmatrix} TS_t \\ stock_t \\ customer_t \\ product_t \\ M2_t \\ transport_t \\ house_t \\ invest_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_2 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 1 \\ \beta_3 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_4 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_5 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_6 & \beta_6 & \dots & \beta_6 \text{ or } 0 & \beta_6 \text{ or } 0 & 0 & 0 \\ \beta_7 & \beta_7 & \dots & \beta_7 \text{ or } 0 & \beta_7 \text{ or } 0 & 0 & 0 \\ \beta_8 & \beta_8 & \dots & \beta_8 \text{ or } 0 & \beta_8 \text{ or } 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ x_{t-1} \\ \vdots \\ x_{t-m} \\ u_t^1 \\ u_t^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_7 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} customer_{t-m} \\ product_{t-m} \\ M2_{t-m} \\ transport_{t-m} \\ house_{t-m} \\ investment_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ u_t^3 \\ u_t^4 \\ u_t^5 \\ u_t^6 \\ u_t^7 \\ u_t^8 \end{bmatrix} \quad (13)$$

表 1 指标的选取及描述

指标	标记	频率	数据性质	样本区间
国债利率差	TS	日度	存量	2002年1月4日至2015年6月30日
上证综指	stock	日度	存量	1996年1月2日至2015年6月30日
货币供应量	M2	月度	存量	1996年1月至2015年6月
消费者预期指数	customer	月度	存量	1996年1月至2015年6月
工业产品产销率	product	月度	存量	1996年1月至2015年6月
社会货运量和主要港口吞吐量	transport	月度	流量	1999年2月至2015年6月
商品房新开工面积	house	月度	流量	1999年2月至2015年6月
固定资产投资新开工项目	invest	月度	流量	1996年2月至2015年6月

注: 1. 不同指标的起始时间具有较大的差异性, 为了选取尽可能长的样本区间, 我们将半数以上指标具有有效数据的时点设为样本的起始时间, 即 1996 年 1 月。2. 国债利率差: 7 年期以上国债市场加权平均收益率减去 1 年及以内国债市场加权平均收益率。

表 2 指标的平稳性检验

指标	指标形式	检验形式(c,t,k)	ADF 统计量	P 值	结论
工业产品产销率	原值	(c,0,3)	-3.657	0.005	平稳
	HP 去趋势	(0,0,15)	-3.819	0.000	平稳
消费者预期指数	原值	(c,0,1)	-3.866	0.003	平稳
	HP 去趋势	(0,0,9)	-3.159	0.002	平稳
国债利率差	原值	(c,0,7)	-3.114	0.026	平稳
	HP 去趋势	(0,0,2)	-2.813	0.194	不平稳
上证综指	原值	(c,t,15)	-2.427	0.365	不平稳
	HP 去趋势	(0,0,15)	-3.819	0.000	平稳
M2	原值	(c,t,2)	2.122	0.999	不平稳
	HP 去趋势	(0,0,2)	-2.813	0.194	不平稳
商品房新开工面积	原值	(c,t,2)	-2.813	0.194	不平稳
	HP 去趋势	(0,0,1)	-5.532	0.000	平稳
固定资产投资新开工项目	原值	(c,t,8)	-1.629	0.779	不平稳
	HP 去趋势	(0,0,8)	-3.800	0.000	平稳
全社会货运量和主要港口吞吐量	原值	(c,t,4)	-2.117	0.533	不平稳
	HP 去趋势	(0,0,2)	-4.960	0.000	平稳

注: 检验形式中的 c 和 t 分别表示带有常数项和趋势项, k 表示滞后阶数; 滞后期 k 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则。在检验中, (c, t, k) 代表常数项和趋势项均是显著的; $(c, 0, k)$ 代表常数项显著, 趋势项不显著, 即在检验中不包含趋势项。从具体的检验流程看, 首先我们假设 c 和 t 都显著, 即 ADF 的检验形式为 (c, t, k) ; 情景一: 如果 c 和 t 都显著, 那么最终的检验形式为 (c, t, k) ; 情景二: 如果检验发现 c 显著, 而 t 不显著, 则最终的检验形式退化为 $(c, 0, k)$; 情景三: 如果检验发现 c 和 t 都不显著, 则最终的检验形式退化为 $(0, 0, k)$ 。

加入累计算子(如式(3)所示)后,式(13)表达式如下:

$$\begin{bmatrix} TS_t \\ stock_t \\ customer_t \\ product_t \\ M2_t \\ transport_t \\ house_t \\ invest_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_2 & 0 & 0 & 1 \\ \beta_3 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_4 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_6 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_7 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_8 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ C_t^m \\ u_t^1 \\ u_t^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_7 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} customer_{t-m} \\ product_{t-m} \\ M2_{t-m} \\ transport_{t-m} \\ house_{t-m} \\ invest_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ u_t^3 \\ u_t^4 \\ u_t^5 \\ u_t^6 \\ u_t^7 \\ u_t^8 \end{bmatrix} \quad (14)$$

其中,

$$H_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_5^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_6^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_7^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_8^2 \end{bmatrix}$$

在转换方程中:

$$T = \begin{bmatrix} \rho & 0 & 0 & 0 \\ \rho & \zeta_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_2 \end{bmatrix}, \quad R = \begin{bmatrix} 100 \\ 100 \\ 010 \\ 001 \end{bmatrix}, \quad Q = \begin{bmatrix} 1-\rho^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}, \quad \eta_t = \begin{bmatrix} e_t \\ v_t^1 \\ v_t^2 \end{bmatrix}$$

其中, γ_i 测度可观测变量的数据持续性; β_i 表示不可观测的状态向量对于可观测变量的贡献度。

四、实证分析和论证

(一) 参数估计

根据不可观测状态向量的最优估计,表3汇总了相关参数的估计值。首先,多数可观测变量的 β 参数在统计意义上显著且具有合理的取值符号:宏观经济先行指数与工业产品产销率、商品房新开工面积、全社会货运量和港口吞吐量等变量的波动显著正相关;与货币供应量($M2$)、国债利率差和固定资产投资新开工项目数的波动显著负相关;但与上证综指和消费者预期指数的相关性并不显著。其中,与 $M2$ (10%的显著性水平)和新开工项目数的负相关参数说明中国的货币供应和固定资产投资在样本期间具有一定逆周期调节的特征。第二,除商品房新开工面积,其他可观测变量均具有显著的持续性。特别对于日度变量,国债利率差和上证综指的 γ 估计值近似于1。最后,可观测变量的异质标准差均显著大于0值,说明所有可观测变量的波动来源于两个部分:一是不可观测的共同状态向量,二是变量自身的异质波动。

(二) 日度经济先行指数的运行特征

图1描述了本文构建的日度经济先行指数的运行趋势和特征。该指数是一个围绕0值上下波动的曲线,当指数正向偏离0值时,说明宏观经济运行转暖;反之,意味着经济下行压力逐渐加大。

表3 模型参数估计值

估计参数	估计值	P值	估计参数	估计值	P值	估计参数	估计值	P值
ρ	0.997	0.000						
β_{TS}	-0.197	0.051	γ_{TS}	0.991	0.000	σ_{TS}	0.127	0.000
β_{stock}	0.022	0.682	γ_{stock}	0.999	0.000	σ_{stock}	0.053	0.000
$\beta_{customer}$	0.075	0.121	$\gamma_{customer}$	0.831	0.000	$\sigma_{customer}$	0.527	0.000
$\beta_{product}$	0.287	0.007	$\gamma_{product}$	0.157	0.034	$\sigma_{product}$	0.931	0.000
β_{M2}	-0.086	0.072	γ_{M2}	0.931	0.000	σ_{M2}	0.412	0.000
$\beta_{transport}$	0.003	0.085	$\gamma_{transport}$	0.773	0.000	$\sigma_{transport}$	0.420	0.000
β_{house}	0.023	0.000	γ_{house}	-0.155	0.211	σ_{house}	0.708	0.000
β_{invest}	-0.007	0.019	γ_{invest}	0.307	0.000	σ_{invest}	0.913	0.000

日度先行指数在样本期间的运行具有3个突出特点。

第一,日度先行指数能更为详尽地描述宏观经济运行的短期波动(如图1所示)。日度先行指数的短期波动在不同时期呈现出显著的差异,可大体分为3个阶段:(1)受1997年亚洲金融危机的影响,日度先行指数从样本初期至1998年的波动幅度较大,其条件方差的均值为0.354(如图2所示)。(2)在经历1997年亚洲金融危机之后,中国经济进入到平稳、快速的发展阶段,一直持续到2008年的次贷危机。先行指数在这一时期(1999年1月1日至2007年12月31日)的波动幅度较低,其条件方差的均值仅为0.107,意味着经济运行较为平稳。(3)2008年之后,为应对美国次贷危机,中国启动了大规模的经济刺激政策,受此影响,日度先行指数的波动幅度再次放大,在这一时期(2009年1月1日至2015年6月30日)的条件方差为1.481,大于危机前水平的10倍以上。

第二,日度先行指数的运行趋势在不同时期呈现出显著差异。日度先行指数在全样本期间是一个围绕0值上下波动的曲线,不具有趋势性;但在样本的不同时期呈现出显著的阶段性趋势。日度先行指数在样本期间分别经历了1997~1998年、2008年和2011年之后的3次衰退期。前两次衰退的主要特征表现为日度先行指数的快速下跌和探底。2011年之后的衰退经历了两个阶段:第一阶段是2011年的快速下行,经济由偏热状态快速回归至均衡水平(0值附近);第二阶段始于2014年下半年,经济由均衡值附近快速下跌至偏冷的状态,直至样本末期。此外,日度先行指数的运行经历了两次较为显著的复苏,分别是1998~1999年和2009~2011年。

第三,日度先行指数的运行对GDP具有先导作用。从日度先行指数的整体运行趋势看,与GDP走势基本保持一致,并且对GDP运行具有先导作用。为了验证先导作用,表4描述了日度先行指数与GDP格兰杰因果关系的检验结果:日度先行指数在滞后1季度至4季度的情况下,均构成GDP运行的格兰杰原因,且显著性水平均在5%以上。

(三)稳健性检验

本节对日度先行指数的稳健性进行检验。首先,考察指数在不同样本期间的差异;其次,研究引起差异的因素。图3和图4描述了先行指数在不同样本区间的运行趋势,其中,所有样本的起始时间均为1996年1月1日;样本末期分别为2015年6月30日、2015年5月31日、2015年4月30日、2014年6月30日和2013年6月30日。由于指数之间的差异主要集中于样本末期,图3和图4只描述了指数在2010年之后的走势。从图3可以看出,5组先行指数的运行趋势基本一致,但在各自的样本末期出现了一定幅度的偏差。

导致偏差的潜在因素主要包括两个方面:一是对原始数据进行季度性调节和去趋势产生的差异;二是Kalman平滑估计会对历史数据产生一定幅度的修正,以达到全样本的最优估计。为了检验导致差异的因素,我们在图4中假定季节性调节和去趋势不会对历史数据产生影响,发现先行指数在各自样本末期出现的偏差大幅缩减。此外,为了对差异进行更为精确的比较,我们在表5

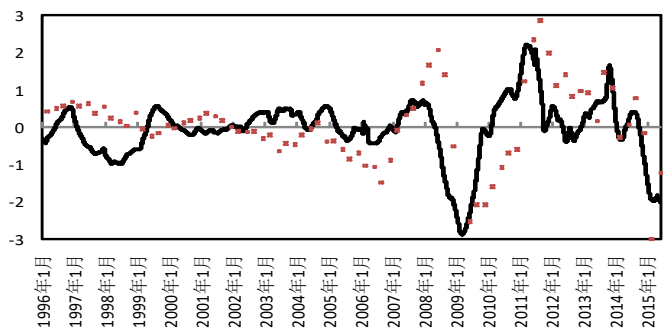


图1 中国宏观经济先行指数趋势

注:图中的黑色实线代表日度宏观经济先行指数,由Kalman平滑估计得出;浅黑色的散点代表季度数据GDP,为了便于比较,对季度GDP进行了去趋势和标准化处理。

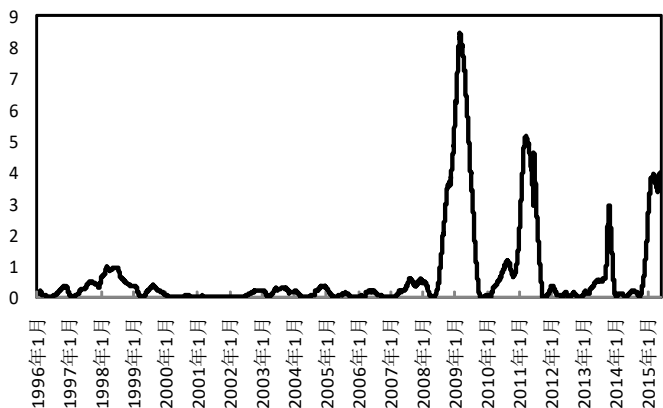


图2 中国宏观经济先行指数的波动情况

注:先行指数的波动是指先行指数的条件方差,由GARCH(1,1)模型得出。

表4 日度先行指数与GDP因果关系检验

原假设	滞后1期		滞后2期		滞后3期		滞后4期	
	F统计量	P值	F统计量	P值	F统计量	P值	F统计量	P值
日度先行指数不是GDP的格兰杰原因	20.889	0	7.052	0.002	6.842	0	4.046	0.005

注:对日度先行指数进行“降频”处理,保留日度先行指数在每个季度最后的一个观测值,从而形成季度先行指数。需要说明的是,通过“降频”处理并最终形成的季度先行指数,并不能反映日度先行指数的全部波动特征。

计算了不同样本区间的差值平方均值:

$$\text{diff}_t = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_{j,t} - x_{i,t})^2$$

其中, $x_{j,t}$ 代表以 2015 年 6 月 30 日为样本末期的日度先行指数; $x_{i,t}$ 分别代表以 2015 年 5 月 31 日、2015 年 4 月 30 日、2014 年 6 月 30 日和 2013 年 6 月 30 日为样本末期的日度先行指数; n 代表短样本区间的观测值个数。从表 5 的数据来看, 基于平滑估计的先行指数在忽略季节性调整和去趋势产生的差异之后, 不同样本区间的差值平方均值大幅缩减, 例如: 以 2015 年 5 月 31 日和 2015 年 6 月 30 日为样本末期的两组先行指数, 其差值平方均值从 0.097×10^{-2} 降至 0.058×10^{-2} ; 以 2013 年 6 月 30 日和 2015 年 6 月 30 日为样本末期的两组先行指数, 其差值平方均值从 4.634×10^{-2} 降至 0.006×10^{-2} 。

在忽略原始数据季节性调整和去趋势产生的差异之后, 日度先行指数在不同样本区间的平滑估计值仍然存在微小的差异, 其主要原因在于平滑估计会对历史数据进行小幅修正。为了验证这一因素, 表 5 比较了先行指数基于全样本的平滑估计和基于实时数据的滤波估计, 发现对于不同的样本区间, 滤波估计产生的差值平方均值, 均小于平滑估计产生的差值平方均值。特别在忽略原始数据的季节性调整和去趋势产生的差异之后, 滤波估计产生的差值平方均值均为 0。上述分析说明, 本文构建的日度先行指数具有较好的稳健性。

五、对 GDP 混频预测的比较研究

本文用相关指标对 GDP 增速进行样本外预测和比较, 进而检验日度先行指数的有效性。参与比较的指标包括本文构建的日度先行指数、构建先行指数的 8 个指标 (2 个日度指标和 6 个月度指标), 以及国家统计局公布的月度先行指数。由于指标的频率各异, 我们采用了混频数据抽样模型 (ADL-MIDAS) 的研究方法, 模型的一般表达式如下:

$$y_t = \mu_0 + \sum_{j=1}^p \mu_{j+1} y_{t-j} + \beta B(L^{1/m}, \theta) x_{t-h/m}^{(m)} + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中, y_t 代表低频的季度 GDP 数据; x_t 代表参与检验的高频数据 (月度和日度数据)。由于相关文献已对 MIDAS 模型进行了大量的实证分析和研究 (Ghysels et al., 2004; 刘汉、刘金全, 2011), 这里不再对模型的一般形式进行赘述。在本文的检验中, 第一, 模型的具体设定形式为

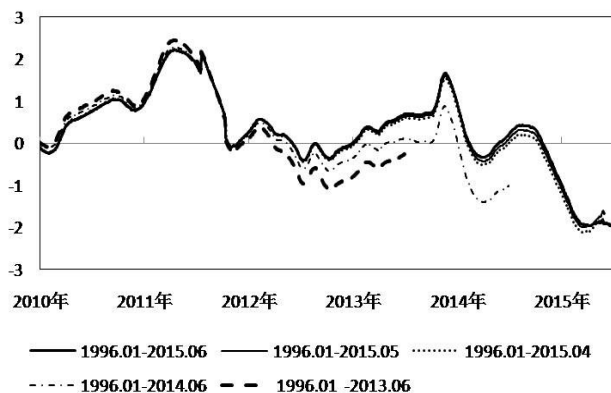


图3 基于不同样本区间的先行指数趋势:

考虑季调和去趋势所产生的差异

注: 所有样本区间的计算方法均为 Kalman 平滑估计。考虑影响是指分别对 [199601~201506], [199601~201505], [199601~201504], [199601~201406] 和 [199601~201306] 5 个子样本进行季节性调整和去趋势; 然后估计各样本区间的先行指数。

表 5 不同样本区间的先行指数: 基于差值平方均值的比较

差值平方均值 ($\times 10^{-2}$)	季节性调整和去趋势	样本末期			
		2015.05.31	2015.04.30	2014.06.30	2013.06.30
		2015.06.30	2015.06.30	2015.06.30	2015.06.30
基于实时数据的滤波估计	考虑影响	0.058	0.183	2.219	2.166
基于全样本的平滑估计	考虑影响	0.097	0.326	5.458	4.634
基于实时数据的滤波估计	忽略影响	0	0	0	0
基于全样本的平滑估计	忽略影响	0.058	0.021	0.050	0.006

注: 所有估计样本的起始时间均为 1996 年 1 月 1 日。

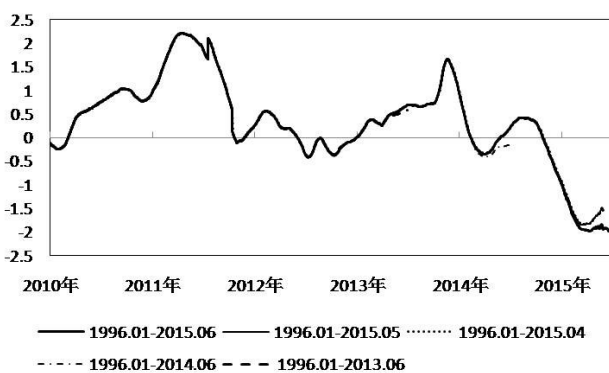


图4 基于不同样本区间的先行指数趋势:

忽略季调和去趋势所产生的差异

注: 所有样本区间的计算方法均为 Kalman 平滑估计; 忽略季调和去趋势产生的差异是指先对 [199601~201506] 整个样本区间进行季节性调整和去趋势, 再将季调和去趋势之后的样本区间划分为 [199601~201506], [199601~201505], [199601~201504], [199601~201406] 和 [199601~201306] 5 个子样本; 然后估计各样本区间的先行指数。

ADL-MIDAS(1,2),其中1代表模型中含有GDP一个季度的滞后项;2代表高频数据含有2个季度的滞后项:对于月度数据意味着6个滞后项,对于连续的日度先行指数意味着180个滞后项(2×3×30),对于其他日度数据意味着132个滞后项(2×3×22)。对于高频数据只选取一种滞后阶数的原因在于,比较月度和日度数据对于GDP的预测能力,需要数据具有相同的滞后阶数。如果滞后阶数过多(例如,日度数据含有超过200个滞后阶数)会影响模型的效率;如果滞后阶数过少(例如,月度数据只含有3个或更少的滞后阶数)则会遗漏高频数据的部分历史信息。为此,为日度和月度数据折中选择2个季度的滞后阶数。第二,模型中的 $B(L^{1/m}, \theta) = \sum w(k, \theta) L^{(k-1)/m}$,其中 $w(k, \theta)$ 是加权函数,包含多种形式,本文采用了该函数最常用的Almon和Beta两种多项式:在Almon多项式中, $w(k, \theta) = e^{(\theta_1 k + \theta_2 k^2)} / \sum e^{(\theta_1 k + \theta_2 k^2)}$,约束条件为 $\theta_1 \leq 300, \theta_2 < 0$;在Beta多项式中, $w(k, \theta) = f(k/K, \theta_1, \theta_2) / \sum f(k/K, \theta_1, \theta_2)$,约束条件为 $\theta_1 \geq 0, \theta_2 \leq 300$ 。第三,根据每季最新公布的前2个月的数据对当季GDP增长率进行预测。第四,模型估计采用递归方法,选择的初始估计区间为2002年一季度至2009年四季度,样本外预测区间为2010年第一季度至2015年第二季度。

表6汇总了基于ADL-MIDAS(1,2)模型得到的均方预测误差(MSFE)的结果。对于GDP的预测,日度先行指数在Beta和Almon两种多项式分布中的MSFE均为最小,分别为1.257和1.386。表明,本文构建的日度先行指数对于GDP的预测结果在所有指标中最优,证实了先行指数的有效性。

六、基于经济运行的政策效果比较分析

本节根据构建的日度先行指数,对中国宏观经济的运行趋势做比较分析(如图5所示)。第一,及时捕捉到宏观经济运行的“异动”情形。样本期间内,日度先行指数在3个时期落入-1以下区间:一是始于1997年的亚洲金融危机期间,日度先行指数在1998年3月下旬跌至-1的水平,比国家统计局发布的月度先行指数提前1个月触及-1以下区间。二是始于2008年的美国次贷危机期间。GDP数据(经过去趋势和标准化处理,以下同)在2008年上半年仍然呈现上行趋势,并在2008年的第二季度达到阶段性峰值2.086的水平;此后的第三季度虽然出现小幅波动,但仍处于1.390的较高水平;此外,物价水平在2008年上半年处于高位运行,中国的宏观调控在2008年前三季度仍处于“紧缩”的环境下,这加剧了中国宏观经济和物价水平在2008年第四季度及之后的“跳水”,GDP数据在2009年第一季度末落入-1以下区间运行。统计局发布的月度先行指数在2008年10月落入-1及以下区间。日度先行指数在2008年5月就呈现出快速下跌的走势,在8月中旬跌至-1,并快速向下偏离-1的水平。综合比较来

表6 ADL-MIDAS(1,2)模型样本外预测的MSFE值
(2002年1月至2015年6月)

	检验指标	MSFE值	
		Beta分布	Almon分布
日度数据	日度先行指数	1.257	1.368
	上证综指	1.623	1.563
	国债利差	1.526	1.440
月度数据	月度先行指数(统计局发布)	1.406	1.479
	货币供应量(M2)	1.375	1.640
	消费者预期指数	1.610	1.627
	工业产品产销率	1.427	1.434
	全社会货运量和沿海港口吞吐量	1.486	1.478
	固定资产投资新开工项目	1.505	1.434
	商品房新开工面积	1.589	1.846

注:(1)为保证在递归检验中,所有指标在不同样本期间均是稳定的,我们对所有经过季调的指标进行对数差分处理;ADF检验显示,经对数差分处理之后的指标均是平稳的;标记下划线的数据为最小值。(2)由于构建先行指数的相关指标样本区间不同,我们将所有指标(包括高频先行指数)估计的样本区间统一为2002年1月初至2015年6月末;其中的先行指数是基于各个指标在[2002Q1,2015Q6]样本区间估计得出。(3)近期的研究发现,部分原始指标可能存在结构突变的问题,未来对MIDAS模型的进一步研究,应重视结构突变对检验结果所产生的影响。(4)由于日度指标(上证综指和国债利差)是不规则数据,在ADL-MIDAS模型的每次递归估计中,难以准确估算日度指标在每个季度中所含的准确天数,为此我们假设每个月共有30天,并统一扣除每个月4个双休日,即假定每个月有22个交易日,两个季度则为132个交易日。但需要说明的是,由于其他节假日或休市日的存在,132个交易日在实际中是多于两个季度的。这是我们在估算中存在的不足。在实证估算中,由于日度指标带有庞大的滞后阶数,不规则指标产生的滞后阶数的误差,并没有对均方预测误差产生影响。

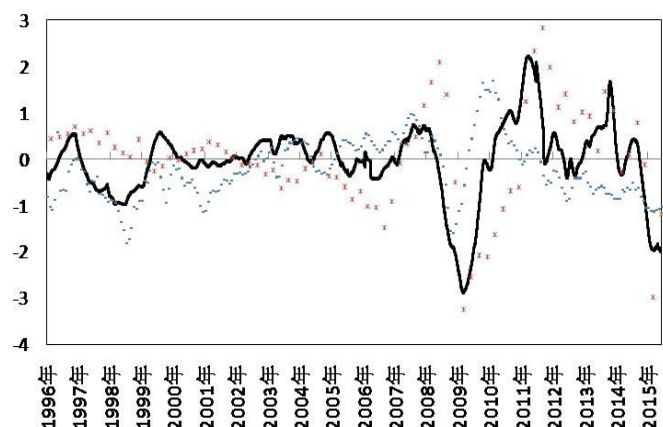


图5 两种先行指数及GDP运行趋势

注:黑色实线代表本文构建的日度先行指数;断点线代表统计局发布的月度先行指数;散点代表GDP季度数据。为了便于比较,对数据进行了去趋势和标准化处理。

看,在次贷期间,日度先行指数先于GDP数据7个月,先于统计局月度先行指数2个月揭示了宏观经济的异常波动。三是在2014年下半年以来,中国政府主动适应经济增速下行的时期。在这一时期,中国宏观调控的重心逐步从“保增长”转向结构调整和转型升级,主动适应经济增速下行。在此背景下,GDP数据从2014年第四季度的-0.141快速下滑至2015年第一季度的-2.984。与此相比,日度先行指数在2014年12月下旬跌至-1以下区间,先于GDP数据3个月的时间。为此,通过上述数据的比较可以看出,在危机前夕或经济陷入趋势性下滑的初期,日度先行指数能及时“捕捉”到经济运行的异常波动。这可以为宏观经济调控的时机选择提供较为及时的参考依据,有助于宏观调控更好地发挥逆周期调节的作用。

第二,揭示了两次截然不同的经济复苏之路:中国经济在经历1997年亚洲金融危机和2008年次贷危机之后,分别步入了两种不同的经济复苏之路。亚洲金融危机之后,日度先行指数在1998~1999年呈现出显著的上行趋势,意味着中国经济在这一时期走出了一条既稳定又较快增长的新轨迹。此后,日度先行指数在2000~2007年期间在[-1,1]的区间内小幅波动,意味着中国经济保持了较为平稳的高速增长。这段时期的繁荣主要源于:中国在危机之后采取了一系列卓有成效的改革和开放政策,如住房体制改革、国有企业改革、积极加入世界贸易组织等。这些改革促进了中国劳动力由农业、农村向非农、城市的转移,释放了国内乃至全球对中国工业产品的需求,推动了房地产及其相关行业的快速发展。

然而,这些改革红利在21世纪的前10年已基本释放完毕。此外,受美国次贷危机影响,中国经济从2008年开始出现了较大的下行压力,先行指数在2008年出现了急速下跌。为此,中央政府启动了通过高货币投放刺激需求、拉动经济增长的做法。在此背景下,日度先行指数在2009年很快扭转了下行趋势,于2009年10月初“快速拉升”至-1以上的水平,并在2010年3月上旬升至0值以上水平。但与1998年之后改革推动的经济复苏相比,高货币投放拉动的经济增长暴露出不可持续的问题。日度先行指数在2011年4月中旬快速拉升至峰值2.217之后,呈现出快速回落的走势。从危机后期的宏观调控效果来看,政府始于2008年11月的数万亿元投资实现了中国经济在短期内的快速复苏,经济运行走出了深“V”型轨迹,从形式上看比1998年改革推动的经济复苏更为“立竿见影”。然而问题在于,虽然中国和美国等国家在应对危机时都启动了“量化宽松”的货币政策,但中、美面对的问题是有差异的:美国是由次级抵押贷款机构破产引发的金融市场动荡和流动性不足的危机,为此,美国通过量宽政策向金融机构注资,进而实现金融市场的稳定。但中国当时的主要问题不在于金融机构,而在于实体经济的有效需求不足,从而抑制了投资。中国数万亿元的量宽政策加剧了这一矛盾,金融机构的大量资金难以寻找到优质项目,最终流向了地产和低效的传统行业,从而引发了此后的房地产价格“节节攀升”和钢铁、水泥、多晶硅等传统行业的产能过剩问题。新一届政府上台后在宏观调控的问题上处于两难:一方面严重的产能过剩和房价高企等问题使得量宽政策无法为继;另一方面又面临经济增长的失速风险。在此背景下,中国人民银行2012~2014年的宏观调控采取了“微刺激”的措施,其初衷是在保住经济增长底线的基础上,解决增长的结构性问题。但在实际运行中却陷入了“经济增速下滑、微刺激、经济增速小幅反弹后再下滑”的被动循环。日度先行指数在这一时期的运行特征清晰地验证了宏观调控的政策效果:在2012~2014年期间,日度先行指数几次震荡下行,低点均未偏离0值过远;但指数波动的高点却逐步下移,整体上是一个震荡下行的趋势。这说明“微刺激”虽然暂时保住了经济增长的下限,但“微刺激”的政策效果越来越差。2014年下半年以来,中央政府放弃了需求管理的经济刺激计划,进行经济结构调整和转型升级,采取更为稳健的货币政策,主动适应经济增速的下调。在此背景下,日度先行指数在2015年1月初再次跌入-1以下区间,并开启了逐步探底的过程,直至样本末期。

第三,货币供应量(M2)对经济运行的影响逐渐趋弱。如图5所示,2009年以后,日度先行指数的运行趋势与GDP基本一致,但统计局发布的月度先行指数在走势上与二者出现了一定程度的分化:政府在2008年11月推出4万亿元投资计划之后,月度先行指数迅速止跌回升,从2008年11月的最低点-1.580快速拉升至2009年10月的峰值1.660;在随后的2010年又迅速跌落至0值附近;此后围绕0值小幅波动,直至样本末期。而日度先行指数和GDP始于2008年年底的复苏步调,与月度先行指数相比较为迟缓;于2011年年初分别达到峰值

后,在2011~2014年均经历了一段震荡下行的走势;2014年下半年之后,二者又先后出现了加速下行的趋势。导致走势分化的潜在原因在于,月度先行指数指标体系的权重是事前设定的,货币供应量($M2$)在月度先行指数中的权重为20%,二者在样本期间的相关系数高达0.502。为此, $M2$ 的大幅异动必然导致月度先行指数较大幅度的波动,例如在2008年11月4万亿元投资的刺激下,经过去趋势和标准化的 $M2$ 从2008年11月的-4.076快速攀升至2009年7月的峰值2.276,这与月度先行指数的运行几乎是同步的。

货币供应量($M2$)虽然是重要的先行指标,但其在月度先行指数中的高权重或许值得进一步商榷:其一,金融创新的不断深化对中国已有的货币统计口径造成了冲击,商业银行快速发展的表外业务并不在传统的货币统计范围内, $M2$ 计量货币供应量的准确性不断下降。例如在本文构建的日度先行指数中, $M2$ 指标仅在10%的水平上显著,这源自两种可能,一是从长期角度看,货币在1996~2015年期间是接近中性的,即支持货币中性论;二是在金融创新不断深化的背景下, $M2$ 的统计范畴无法代表真实的货币供应量。其二,危机后期的大规模刺激政策,导致部分资金流向低效产业,甚至在金融市场“空转”,资金的利用效率低下,资本回报率不断降低。货币供应量 $M2$ 与产出的关系在危机之后出现了较大的不确定性。

七、结论

本文在动态因子模型的框架下,通过混频技术,构建了中国宏观经济的日度先行指数,旨在对经济运行的短期波动进行高频监测研究,为优化中国宏观调控的时机选择提供连贯的参考依据。

本文的主要发现如下:

第一,中国经济在经历1997年亚洲金融危机和2008年次贷危机之后,分别步入了两种不同模式的经济复苏之路:亚洲金融危机之后,中国经济在改革的驱动下保持了平稳、高速的增长态势;但美国次贷危机之后,在货币驱动的影响下,中国经济运行的波动幅度显著放大。根据条件方差的测算,次贷危机后(2009年1月1日至2015年6月30日)中国经济的波动幅度,是危机前(1999年1月1日至2007年12月31日)水平的10倍以上。

第二,次贷危机之后,中国经济运行的可持续性较差。自2011年以来,日度先行指数波动的阶段性峰值和谷值依次下移,意味着中国经济在整体上呈现出一个震荡下行的趋势。

第三,中国经济分别在1998年、2008年和2015年处于经济下行压力较大时期。需要特别引起注意的是,中国经济在2015年的下行压力并不亚于2008年次贷危机时期。

第四,日度先行指数能及时捕捉到经济运行的“异动”情形。在1997年亚洲金融危机前夕,日度先行指数先于月度先行指数(国家统计局发布)1个月的时间落入-1以下区间。在次贷危机前夕,日度先行指数先于GDP数据7个月,先于统计局月度先行指数2个月揭示了宏观经济的异常波动。

第五,本文通过MIDAS模型,检验和比较了相关指标对GDP的样本外预测能力。参与比较的指标包括本文构建的日度先行指数、构建先行指数的8个指标(2个日度指标和6个月度指标),以及国家统计局发布的月度先行指数。检验发现在众多指标中,日度先行指数的均方预测误差最小,意味着预测能力最优。

第六,日度先行指数在2015年1月初再次跌入-1以下区间,此后一直在低位波动,已逼近2008年次贷危机时期的水平。这虽然是中央政府对中国经济进行经济结构调整和转型升级、主动适应经济增速下行的结果;但2015年的中国经济正处于新旧产业和发展动能转换的接续关键期,改革同样也需要一个稳定的增长环境。为此,宏观调控应兼顾调结构和稳增长,尽快明确扩张性政策,加大财政和货币政策的宽松力度。

(作者单位:费兆奇,中国社会科学院金融研究所、国家金融与发展实验室;刘康,中国工商银行金融市场部、国家金融与发展实验室。责任编辑:闫妍)

参考文献

- (1)陈浪南、刘宏伟:《我国经济周期波动的非对称性和持续性研究》,《经济研究》,2007年第4期。
- (2)李浩、胡永刚、马知遥:《国际贸易与中国的实际经济周期》,《经济研究》,2007年第5期。
- (3)李正辉、郑玉航:《基于混频数据模型的中国实际经济周期区制监测研究》,《统计研究》,2015年第1期。
- (4)梁琪、滕建州:《中国经济周期波动的经验分析》,《世界经济》,2007年第2期。

- (5)刘汉、刘金全:《中国宏观经济总量的实时预报与短期预测》,《经济研究》,2011年第3期。
- (6)刘恒、陈述云:《中国经济周期波动的新态势》,《管理世界》,2003年第3期。
- (7)刘恒、李峰宇:《中国经济周期深“V”型波动态势分析》,《管理世界》,2012年第12期。
- (8)刘金全、范剑青:《中国经济周期的非对称性和相关性研究》,《经济研究》,2001年第5期。
- (9)刘金全、刘志刚:《我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析》,《经济研究》,2005年第3期。
- (10)刘树成:《中国经济波动的新轨迹》,《经济研究》,2003年第3期。
- (11)刘树成、张晓晶、张平:《实现经济周期波动在适度高位的平滑化》,《经济研究》,2005年第11期。
- (12)郑挺国、王霞:《中国经济周期的混频数据测度及实时分析》,《经济研究》,2013年第6期。
- (13)郑挺国、尚玉皇:《基于金融指标对中国GDP的混频预测分析》,《金融研究》,2013年第9期。
- (14) Angelini, E., Camba-Mendez, G., Giannone, D., Reichlin, L. and Rünstler, G., 2011, “Short-term Forecasts of Euro Area GDP Growth”, *Econometrics Journal*, Vol.14(1), pp.25~44.
- (15) Aruoba, S. B., Diebold, F. X., Kose, M. A. and Terrones, M. E., 2010, “Globalization, the Business Cycle, and Macroeconomic Monitoring”, in: NEBR International Seminar on Macroeconomics 2010, University of Chicago Press, pp.245~286.
- (16) Aruoba, S. B., Diebold, F. X. and Scotti, C., 2009, “Real-time Measurement of Business Conditions”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.27(4), pp.417~427.
- (17) Bańbura, M. and Rünstler, G., 2007, “A Look into the Factor Model Black Box: Publication Lags and the Role of Hard and Soft Data in Forecasting GDP”, *International Journal of Forecasting*, Vol.27, pp.333~346.
- (18) Bullock, C., Persons, W. and Crum, W., 1927, “The Construction and Interpretation of the Harvard Index of Business Conditions”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.9(2), pp.74~92.
- (19) Burns, A. and Mitchell, W., 1946, “Measuring Business Cycles”, National Bureau of Economic Research, New York.
- (20) Geweke, J., 1977, “The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series”, in Aigner, D. and Goldberger, A. eds. *Latent Variables in Socio-Economic Models*, Amsterdam: North Holland Publishing, Ch. 19.
- (21) Ghysels, E., Santa-Clara, P. and Valkanov, R., 2004, “The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions”, mimeo, Chapel Hill, N.C..
- (22) Ghysels, E., Santa-Clara, P. and Valkanov, R., 2006, “Predicting Volatility: How to Get Most out of Returns Data Sampled at Different Frequencies”, *Journal of Econometrics*, Vol.131, pp.59~95.
- (23) Giannone, D., Reichlin, L., Small, D., 2008, “Nowcasting: The Real-time Information Content of Macroeconomic Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.55(4), pp.665~676.
- (24) Harvey, A. C., 1991, “Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter”, Cambridge: Cambridge University Press.
- (25) Koopman, S. and Harvey, A., 2003, “Computing Observation Weights for Signal Extraction and Filtering”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol.27, pp.1317~1333.
- (26) Kumar, G., 2013, “High-frequency Real Economic Activity Indicator for Canada”, Bank of Canada Working Paper, 2013~42.
- (27) Leeuw, F., 1991, “Toward a Theory of Leading Indicators”, in “Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records”, Lahiri, K., Moore, G., editors, Cambridge University Press.
- (28) Long, J., Plosser, C., 1983, “Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, Vol.91(1), pp.39~69.
- (29) Lucas, R., 1977, “Understanding Business Cycles”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.5, pp. 7~29.
- (30) Proietti, T. and Moauro, F., 2006, “Dynamic Factor Analysis with Non-linear Temporal Aggregation Constraints”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.55(2), pp.281~300.
- (31) Mariano, R. S. and Murasawa, Y., 2003, “A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.18, pp.427~443.
- (32) Mitchell, W., 1913, “Business Cycles”, National Bureau of Economic Research, Inc., New York.
- (33) Mitchell, W., 1927, “Business Cycles: The Problem and Its Setting”, *National Bureau of Economic Research*, Inc., New York.
- (34) Mitchell, W., 1983, “Business Cycles, Inflation, and Forecasting”, *Ballinger Publishing Company*, Cambridge, Mass.
- (35) Moore, G., 1950, “Statistical Indicators of Cyclical Revivals and Recessions”, Re-printed in Moore, G., 1961, “Business Cycle Indicators”, Vol. 1, Princeton University Press, Princeton.
- (36) Moore, G., 1978, “Why the Leading Indicators Really Do Lead?”, Re-printed in Moore, G., 1983, “Business Cycle, Inflation and Forecasting”, Second Edition, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass.
- (37) Sargent, T. & Sims, C., 1977, “Business Cycle Modeling without Pretending to have Too Much a Priori Economic Theory”, in Sims, C., et al. *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- (38) Sheen, J., Truck, S. and Wang, B., 2015, “Daily Business and External Condition Indices for the Australian Economy”, *Economic Record*, Vol.91(4), pp.38~53.
- (39) Shiskin, J., Moore, G., 1968, “Composite Indexes of Leading, Coinciding and Lagging Indicators, 1948~1967”, National Bureau of Economic Research, Inc.
- (40) Stock, J. and Watson, M., 1989, “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, in NBER Macro Annual, 4, Cambridge, MA: MIT Press.