

中国增长型经济周期的 量化研究及波动态势分析

刘金全 印重 庞春阳

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 文章利用结构时间序列模型和多元谱分析方法, 通过综合对比多个宏观经济指标与实际产出序列各自周期性成分在不同波动频率上的协同性, 构建合成指标体系, 并在此基础上以一致指标为基准、领先指标为参照, 对中国增长型经济周期波动态势进行了跟踪与预测。结果表明, 自1996年以来中国经济发展共经历了四轮完整的经济周期, 平均持续期为3年半左右。当前宏观经济正处于新一轮经济周期的收缩通道中, 该轮收缩过程具有明显的持续性, 因此目前的宏观经济调控处于一个关键时期, 既要保证经济结构调整和转变的有序进行, 又要防止经济出现急剧和持续下滑。

关键词: 增长型经济周期; 多元谱分析; 协同性; 合成指标

中图分类号: F124.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2014) 08-0081-15

引 言

进入后金融危机时期以来, 我国经济增速在财政刺激计划以及宽松货币政策的共同作用下, 快速止跌反弹并率先摆脱了金融危机的负面影响。然而, 刺激性政策除了为经济复苏提供强劲动力之外, 也使得物价水平在短期内因过剩的流动性而迅速上升, 并使我国经济在长期高速发展过程中所累积的结构性失衡等问题逐步显现。在当前力促经济转型的政策背景下, 国内通货膨胀水平正朝着调控目标稳步回落, 经济增长也开始由外部推动式增长内化为自主有序增长, 增速稳步回落。然而欧洲主权债务危机的爆发以及美国等发达国家经济复苏步伐缓慢, 使得我国所面临的外部经济环境不确定性以及不稳定性大增, 这些外部因素与内部因素共同作用使得我国经济增长的下行风险不断增大, 能否对当前宏观经济周期波动的态势进行跟踪并预测, 对政策制定者而言就显得至关重要。因此, 本文将致力于对当前我国经济周期波动进行量化分析, 同时在此基础上进一步预测下一阶段我国经济周期波动的大致趋势。

经典经济周期波动理论指出, 经济周期表现为总产出、失业等其他总量指标水平值的一系列扩张和收缩的过程。但是近些年来, 表现为总量指标水平值下降的经济收缩在各国宏观经济运行过程中并不常见。二战之后, 西方主要发达国家的经济都迎来了新一轮强劲增长, 部分亚洲国家在20世纪60至90年代更是创造了“亚洲奇迹”。^①就我国实际情况而言, 自1990年代以来, 经济连续保持了20年的长期平稳快速发展, 经济增长率始终保持在较高水平。就此来看, 现实经济中的经济收缩与经典经济周期理论中的描述并不相符, 而表现为经济增速的放缓; 经济周期波动则表现为产出水平

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (10zd&006)。

作者简介: 刘金全, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 研究方向: 宏观金融决策与风险管理; 印重, 吉林大学数量经济研究中心博士生, 专业方向: 宏观金融决策与风险管理; 庞春阳, 吉林大学数量经济研究中心博士生, 专业方向: 宏观金融决策与风险管理。

^① Krugman P., "The Myth of Asia's Miracle: A Cautionary Fable by Paul Krugman," *Foreign Affairs*, Vol. 73, No. 6, 1994, pp. 62-78.

围绕某一长期向上趋势不断变化。为此,近期有关经济周期的实证研究大都将注意力投向有关“增长型周期”,即剔除长期趋势后实际产出序列周期性成分的研究。^①

虽然两种经济周期度量方式在定义及描述上都存在差异,但二者之间也具有内在的联系。所有的经济衰退都包括,一方面,经济增速放缓,但并不是所有的增速放缓都包含衰退。这就导致所能观测到的增长型周期波动的数目比经典经济周期波动的数目更多;另一方面,增长型周期并未取代经典经济周期理论,而是通过研究增长趋势对后者进行补充。基于这些典型化事实,一些学者指出增长型周期具有许多经典经济周期所不具有的优势。^②同时,许多学者认为增长型周期理论尤其适用于分析与描述那些正在经历着可持续经济增长的国家经济周期波动所具有的特征。^③有鉴于此,本文对于转轨以来我国经济周期波动特征的分析以及当前经济波动态势的预测主要基于增长型周期理论展开。

在经济周期的研究中,一个重要论题就是经济周期持续长度的测定以及波动达到峰值和谷底时点的确定。针对这一问题,国内的相关研究主要遵循了以下三种研究思路:第一种研究思路针对产出序列利用系统滤波方法进行分解,通过剔除趋势后的周期性成分所表现出的峰谷时点来研究经济周期波动态势。这一研究方法主要应用于年度数据等不具有高频波动成分的低频时间序列,在近期的一项研究中,刘树成通过利用H-P滤波剔除趋势之后的年度数据,对新中国60年以来宏观经济运行以及波动的峰谷时点进行了初步划分。^④第二种研究思路采用国际上较为流行的非线性模型研究经济增长率序列中的转变点。比较具有代表性的如刘金全和刘志刚利用Markov转移模型对我国经济增长的持续性进行了研究,并对实际GDP增速的转变点进行了初步划分;^⑤刘金全和郑挺国利用三区制自激励门限自回归模型将我国经济周期划分为高速增长区制、适速增长区制以及低速增长区制。^⑥第三种研究思路则是综合多项经济指标与产出序列间的相关性,通过构建景气指标来分析经济周期的波动特性。例如,陈磊等人通过使用多个经济总量与分量指标,利用其与产出水平的领先以及滞后关系构建景气扩散指数,据此对2011年全年的经济周期波动走势进行分析及预测。^⑦上述研究思路都使用了目前经济周期研究中已经较为成熟的时域分析方法,但是这些方法也存在一些难以回避的缺陷。

首先,在增长型经济周期的研究中,周期性成分的提取与趋势成分的剔除密切相关。数据频率的不同决定了其周期性特征的差异,进而影响了趋势剔除模型的选择。许多学者指出,采用H-P滤波以及频谱滤波等系统性趋势剔除方法,假设所考察序列服从某一类特殊的数据生成机制,将有可能产生并不存在于原序列中的虚假周期波动。^⑧具体而言,Harvey和Jäger分析了采用H-P滤波方法得到的序列中所存在的虚假周期性波动行为,^⑨Scheiblecker更进一步指出,使用H-P滤波虽然为研究带来极大便利,却导致序列端点趋势分解的精确度下降。^⑩而对于高通以及带通滤波方法,一些学者指

① 例如 Zarnowitz V., Ozyildirim, A., "Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 6, 2006, pp. 1717-1739.

② 例如 Stock J. H., Watson M. W., *Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series*, In J. B. Taylor, & M. Woodford, Eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, Elsevier, 1999.

③ 例如 Harding D., Pagan A., "A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods," *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 27, No. 9, 2003, pp. 1681-1690. 2001, Mimeo.

④ 刘树成:《我国经济周期阶段性划分与经济增长走势分析——兼论新一轮经济周期》,《经济学动态》2009年第10期。

⑤ 刘金全、刘志刚:《我国经济周期波动性与阶段性之间关联的非对称性检验——Plucking模型对中国经济的实证研究》,《统计研究》2005年第8期。

⑥ 刘金全、郑挺国:《我国经济周期阶段性划分与经济增长走势分析》,《中国工业经济》2008年第1期。

⑦ 陈磊、李颖、邵明震:《经济周期态势与通货膨胀成因分析》,《数量经济技术经济研究》2011年第8期。

⑧ 如 De Jong D. N., Dave C., *Structural Macroeconometrics*, New Jersey: Princeton University Press, 2007; Metz R., "Comment on 'Stock Markets and and Business Cycle Comovement in Germany before World War I: Evidence from Spectral Analysis'," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 1, 2009, pp. 58-67.

⑨ Harvey A. C., Jäger A., "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, No. 3, 1993, pp. 231-247.

⑩ Scheiblecker M., *The Austrian Business Cycle in the European Context*, Frankfurt am Main: Peter Lang Publishing Group, 2008.

出,即使这些方法均为理想滤波方法,也仍旧会产生原始数据所不存在的虚假周期性波动以及序列间的协动性。^① 具体而言,对称性滤波(例如B-K滤波)虽然较好地分离了其中的趋势成分却损失了序列两端的数据,这不利于分析当前经济周期波动形势;非对称滤波(例如非对称C-F滤波)虽然没有数据损失,却导致序列的相位发生偏移,进而引起序列间的领先滞后关系发生变化。而当趋势成分为单整序列,或者剔除趋势后的序列存在离群值以及原数据存在结构突变时将会加剧上述问题。

其次,单独使用实际产出序列的周期性成分或者实际产出增长率,虽然能够近似地确定经济周期转变时点,但是经济周期波动并不仅仅表现为产出序列的周期性变化,而是一系列宏观经济总量指标的整体变化。例如,美国国家经济研究局所确定的参考周期转变点综合考虑了扣除转移支付的实际个人收入、失业率、工业产量以及制造业和零售业销量等指标。Zarnowitz和Ozyildirim指出,如果能够利用与产出相关的领先指标进行估计,那么经济周期阶段性判断的功效将会显著提高。^② 因此,如果仅仅针对实际产出的周期性成分或者实际产出增长率进行经济周期日期的确定,即便使用了正确的模型设定仍存在缺陷。

针对上述研究所存在的问题并对转轨时期我国的经济周期波动进行量化分析,本文选择了结构时间序列模型以及多变量谱分析作为切入点进行研究。^③ 首先,使用结构时间序列模型能够有效回避系统性滤波方法所存在的各种缺点,同时能够灵活地针对所考察时间序列的不同性质进行分解。其次,采用多变量谱分析方法的内在逻辑性在于经济周期作为一个频域的概念,其持续性以及主要波动成分能够通过频域分析结果较为容易地呈现出来。虽然国内大量学者曾利用谱分析对我国宏观经济运行及周期波动进行了初步分析,^④ 这些研究的共同点在于使用了非参数谱分析方法,但由于中国系统性统计数据较短,无法满足非参数方法对样本数量的要求,从而使得估计结果缺乏稳健性。因此,本文使用参数方法估计谱密度以回避非参数估计过程中可能存在的问题,该方法已被Rua和Nunes以及Uebele和Ritschl分别应用于研究欧元区以及二战前德国的经济周期波动。^⑤

需要指出的是,虽然本文同样采用了利用多项经济指标构建合成指标来量化分析经济周期波动特征的方法,但是我们对以往构建多指标景气指数方法进行了细化。根据谱表示定理,任意一个经济时间序列都可以分解为不同频率成分之和。Granger和Hatanaka则更进一步指出任意两个序列在所有周期频率成分上的领先滞后关系以及相关系数未必相同,现实中也存在总体波动频率上领先波动但部分频率上滞后变化或者存在相反的情况。^⑥ 如果未经检验就假设所选取的经济变量与参考周期在各个频率上具有稳定的动态相关关系,所构建的指标就可能造成经济形势的误判。为此,本文将经济周期波动分解为长、中、短三个波动频率,并在不同的频率带上分析变量与参考周期的协动性。基于协动性分析的结果选择领先于参考周期以及与参考周期同步波动的变量,采用主成分分析方法分别构建领先和一致指标,再对这三个频率带上的指标进行加总,得到与参考周期保持较高协动性的最终的领先和一致指标。由于合成指标能够消除产出序列中所存在的“噪音”成分,本文以领先指标为参照、一

^① 例如Canova F., "Detrending and Business Cycle Facts: A User's Guide.," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 3, 1998, pp. 533-540.

^② Zarnowitz V., A. Ozyildirim, "Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles.," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 6, 2006, pp. 1717-1739.

^③ Harvey A. C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Oxford: Cambridge University Press, 1989.

^④ 例如,秦宛顺、靳云汇、王明舰:《经济周期波动的谱分析方法》,《数量经济技术经济研究》1996年第11期;陈磊:《我国宏观经济指标周期波动相关性的互谱分析》,《统计研究》2001年第9期;黄华继、丁维:《我国股市与经济周期互动关系的谱分析》,《产业经济研究》2009年第6期。

^⑤ Rua A., Nunes L. C., "Coincident and Leading Indicators for the Euro Area: A Frequency Band Approach.," *International Journal of Forecasting*, Vol. 21, No. 3, 2005, pp. 503-523; Uebele M., Ritschl, A., "Stock Markets and Business Cycle Comovement in Germany before World War I: Evidence from Spectral Analysis.," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 1, 2009, pp. 35-57.

^⑥ Granger C. W. J., Hatanaka M., *Spectral Analysis of Economic Time Series*, New Jersey: Princeton University Press, 1964.

致指标为基准对我国转轨时期以来的经济周期转变时点进行划分。

另外,由于我们对所构建的合成指标的单位进行了正规化处理,使之具有更加明确的经济含义,这就使得本文中的合成指标在识别经济周期转变时点的同时,还能够用于跟踪与分析经济周期波动在每个不同时刻的波动状态,而后者对于如何正确选择经济政策工具的同时制定宏观经济政策的意义更为重大。^①故此,针对当前复杂的宏观经济形势,本文将基于所构建的经济指标尤其是领先指标对下一阶段周期波动和经济增速的可能变化趋势及幅度进行预测,并提出相应的决策建议以应对宏观经济运行所可能发生的不同变化态势。

经济时间序列的分解与协动性度量方法

经济周期研究的相关文献除了研究如何捕捉经济时间序列中显著的趋势成分以外,还集中考察了所选用的模型能否对所观测到的经济周期波动态势进行解释,而只有依靠正确的趋势剔除方法才能从经济时间序列中分解出周期性成分。因此,我们还须保证所选用的模型能够较好地刻画长期趋势的变化,在这一情况下识别趋势成分自然就成为分离周期性成分的重要环节。在描述不同序列周期性成分相关性之前,本文简要介绍所采用的趋势成分与周期性成分分解方法。

1. 周期性成分识别

本文使用结构时间序列模型,有效地避免了周期性成分扭曲和数据缺失等系统性滤波所存在的弊端。具体而言,结构时间序列模型能够用周期性成分(C_t)和趋势成分(T_t)来表示经济时间序列。进一步,根据 Koopman 等人的研究,^②在结构时间序列模型的构建过程中,趋势转变点和离群值也能够包含其中,使研究的灵活性得到极大拓展。

对于一个对数线性化的单一经济时间序列,我们基于该序列的不可观测成分运用基础结构时间序列模型进行建模:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (1)$$

其中, T_t 、 C_t 、 S_t 和 I_t 分别代表不可观测的趋势成分、周期性成分、季节性成分和不规则成分。通过对上述时间序列进行分解,我们获得了不平稳的序列趋势成分以及零均值、协方差平稳的序列其他成分 C_t 、 S_t 、 I_t 。在本文中,我们使用局部线性趋势模型对趋势成分 T_t 进行分析:

$$\begin{aligned} T_t &= \mu_t + T_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2) \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)可以作为本文研究经济时间序列之间关系的一般性模型。其中, μ_t 表示趋势成分的变化水平。可以看出,模型中的趋势成分可以表示为一个ARIMA(0, 2, 1)过程。当 $\sigma_\eta^2 = 0$ 且 $\sigma_\xi^2 > 0$ 时,趋势成分是一个I(2)序列(二阶单整序列),在原序列I(2)过程的序列时,可以基于该序列进行建模;而当 $\sigma_\xi^2 = 0$ 时,这一模型可以简化为一个带有漂移项的随机游走过程,在原序列为差分平稳序列时,可以基于该序列进行建模;进一步,当 $\sigma_\eta^2 = 0$ 且 $\sigma_\xi^2 = 0$ 时,即 $T_t = \mu_0 + \mu t$, T_t 则变为一个确定性趋势成分,在原序列为趋势平稳序列时,可以基于该序列进行建模。另外,通过上述分析不难发现,基于不同特征序列的模型设定,序列的周期性成分都具有零均值、协方差平稳的特性。

2. 协动性度量

过去我们对于两个变量以及协动性分析通常是在时域范围内进行的,也即通过交叉相关系数得以

^① Banerjee A., Marcellino M., Masten I., "Leading Indicators for Euro-area Inflation and GDP Growth," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, 2005, pp. 785-813.

^② Koopman S. J., Harvey A. C., Doornik J. A., STAMPY: Shepard N., *Structural Time Series Analyser and Modeller and Predictor*, London: Timberlake Consultants Limited, 2006.

实现。交叉相关函数 $\rho_{xy, \tau}$ 度量了在不同滞后期上, 两个变量协同变动的程度。通过选取使得交叉相关函数值最大的滞后期 τ , 我们可以确立两个变量之间的领先或者滞后关系。

本文参照 Shiller 的研究,^① 采用频域分析方法对变量间的协动性进行度量和分析。我们考虑一个向量 $y_t = (x_t, y_t)'$, 它包含两个零均值、协方差平稳的经济时间序列, 并用 $F(\omega)$ 来表示这个向量的多元功率谱。一般而言, 作为一个统计量, 频域分析中的多元功率谱与时域分析中的自协方差矩阵类似。序列 x_t 和序列 y_t 的谱密度分别为 $f_x(\omega)$ 和 $f_y(\omega)$, 构成了多元功率谱矩阵的主对角线元素; 而将上述序列的协方差序列 $\gamma_{xy}^{(k)}$ 进行傅里叶变换之后, 得到多元功率谱矩阵的右上角元素, 且两个序列互谱, 可以分别为:

$$f_{xy}(\omega) = c_{xy}(\omega) - iq_{xy}(\omega) \quad (3)$$

其中, $c_{xy}(\omega)$ 表示余谱, $q_{xy}(\omega)$ 表示矩象谱。

由于数据质量对参数估计方法的影响不大, 因此, 我国经济统计数据周期较短的问题通过运用多元谱密度估计方法将得到一定程度的缓解。Broersen 的研究发现, 对于样本较小的数据, 在进行谱密度估计时, 应采用参数估计方法的估计量进行估计。^② 因此, 本文首先构建了一个二元 VAR 模型, 并运用这一模型对原始序列进行预白噪声化; 接下来, 将参数估计量由时域变换到频域上, 进而得到谱密度的参数估计。

基于多元谱密度, 我们可以在频域内对两个序列的协动性进行度量, Hart 等人给出了其中较为常用的度量工具,^③ 即“平方一致性”, 具体可以表示为:

$$sc(\omega) = \frac{|f_{xy}(\omega)|^2}{f_x(\omega)f_y(\omega)}, 0 \leq sc(\omega) \leq 1 \quad (4)$$

该数值度量了两个序列 x_t 以及 y_t 在频率 ω 上的绝对相关性。其值越高, 二者在该频率上的相关性就越高。平方一致性表明两个序列 x_t 和 y_t 的线性相关程度, 同时对于任意频率 $\omega, 0 \leq sc(\omega) \leq 1$ 。这一测度可以视作时域分析中可决系数 R^2 在频域分析中的对应度量方法, 它表明对于频率 ω_t, x_t 的方差由 y_t 所解释的份额。序列 x_t 的总方差可以由如下被 y_t 解释的成分和未被解释的成分表示:

$$\int_{-\pi}^{\pi} f_{xx}(\omega) d\omega = \int_{-\pi}^{\pi} sc(\omega) f_{xx}(\omega) d\omega + \int_{-\pi}^{\pi} f_e(\omega) d\omega \quad (5)$$

其中, 等式的左边表示序列 x_t 的方差 $\text{var}(x_t)$, 等式右边第一项表示由 y_t 解释的方差, 第二项表示未被解释的方差。本文将应用被解释方差和总方差的比值从频域的角度分析相关性:

$$\text{被解释方差份额} = \frac{\int_{-\pi}^{\pi} sc(\omega) f_{xx}(\omega) d\omega}{\int_{-\pi}^{\pi} f_{xx}(\omega) d\omega} \quad (6)$$

依据上述数值, 我们同样可以在不同频率 ω 上测度两个变量之间的同期协动性。根据 Croux 等人的定义,^④ 动态相关性的度量方法如下:

$$\rho_{xy, 0}(\omega) = \frac{c_{xy}(\omega)}{\sqrt{f_x(\omega)f_y(\omega)}} \quad (7)$$

通过这种度量方法, 我们能够根据以频率为横轴的图例获得变量之间协动关系的信息。但是需要

① Shiller R. J., *Market Volatility*, Cambridge: MIT Press, 1989.

② Broersen P. M. T., "Facts and Fiction in Spectral Analysis," *IEEE Transactions in Instrumentation and Measurement*, Vol. 49, No. 4, 2000, pp. 766-722.

③ Hart A. R., Malley J. R. and U. Woitek, "Real Wages and the Cycle: The View from the Frequency Domain," *IZA Discussion Paper*, No. 325, 2001.

④ Croux C., Forni M., Reichlin L., "A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 2, 2001, pp. 232-241.

指出的是,这一度量方法不具有“时变性”,即度量结果不会随着序列时点发生变化而变化,因此无法进一步提供变量间同步变化的相关信息。而为了获得这类信息,我们需要进一步细化分析已有的结果。其一,参考 Forni 等人的研究,^① 任意选取某些特定的频率,并按照时滞性将其分类;其二,参考 Rua 和 Nunes,^② 以经济周期的有限频率带为研究基础,分析经济时间序列之间的协动性。在本文中,我们采用后一种方法。

基于给定的频率带 Λ , 我们给出了序列 x_t 以及序列 $y_{t+\tau}$ 的相关系数:

$$\text{cov}_{\Lambda}(x_t, y_{t+\tau}) = \int_{\Lambda} e^{i\omega\tau} f_{xy}(\omega) d\omega$$

其中 τ 值不一定为整数。同时变量的方差分别为:

$$\text{var}_{\Lambda}(x_t) = \int_{\Lambda} f_x(\omega) d\omega, \quad \text{var}_{\Lambda}(y_t) = \int_{\Lambda} f_y(\omega) d\omega$$

这样,我们可以定义在频率带 Λ 内 x_t 以及 $y_{t+\tau}$ 的交叉相关系数:

$$\rho_{xy, \tau}(\Lambda) = \frac{\int_{\Lambda} e^{i\omega\tau} f_{xy}(\omega) d\omega}{\sqrt{\int_{\Lambda} f_x(\omega) d\omega \int_{\Lambda} f_y(\omega) d\omega}} \quad (8)$$

当 $\tau = 0$ 时, (8) 等价于 (7)。因此,我们发现,通过取方程 (8) 中 τ 值的最大值,即可以判断在给定的频率带之内,变量间的领先或者滞后关系。

经济转轨时期中国经济周期波动的经验分析结果

本文采用前文所述的周期性成分分解方法以及多元谱分析方法,选取时间区间从 1996 年第一季度至 2013 年第二季度的数据,对与经济周期波动相关的经济指标与产出序列的周期性成分进行协动性分析。基于协动性分析的结果,本文通过综合利用各种经济时间序列构建合成指标来对我国经济周期进行划分。通过对增长型周期在不同时点的波动水平进行量化分析,我们能够较好地跟踪经济波动的态势,并对我国下一阶段经济周期的波动态势进行预测。

1. 数据选取与描述

本文选取从 1996 年第一季度至 2013 年第二季度的实际 GDP 数据作为衡量产出的指标。利用名义 GDP 以及不变价累积增长率,以 2000 年为基期计算得出实际 GDP 数据,计算方法见中国人民银行统计分析报告。

正如前文指出的那样,经济周期波动能够通过多个经济指标予以更为细致的刻画。为此,本文分别针对不同的经济部门选取相应的指标,分析其与经济周期波动的协动性。这些指标主要可以分为以下五类:

第一类为与实体经济运行相关的指标。我们依据不同产业在我国国民经济中的相对重要性,同时参考陈磊等人以及刘金全和刘汉所选取的指标,^③ 选择了工业总产值、工业企业利润、工业产成品、全社会消费品总额等总量指标,粗钢产量、原油加工量、水泥产量、洗煤产量、化肥产量、发电量、

^① Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L., "Coincident and Leading Indicators for the Euro Area," *The Economic Journal*, Vol. 111, No. 471, 2001, pp. 62-85.

^② Rua A., Nunes L. C., "Coincident and Leading Indicators for the Euro Area: A Frequency Band Approach," *International Journal of Forecasting*, Vol. 21, No. 3, 2005, pp. 503-523.

^③ 陈磊、李颖、邵明震:《经济周期态势与通货膨胀成因分析》,《数量经济技术经济研究》2011年第8期;刘金全、刘汉:《“十二五”初期实际GDP增长率的实时预报与短期预测》,载陈佳贵、李扬、刘树成、汪同三编《经济蓝皮书:2012年中国经济形势分析与预测》,北京:社会科学文献出版社,2012年。

货运量以及进出口总量等分量指标。由于上述数据均为月度数据，为了与产出的数据频率保持一致，文中的月度数据均加总为季度数据。第二类为与投资相关的指标。主要选取在固定资产投资领域具有重要意义固定资产投资总额、固定资产项目开工数以及房地产开发投资总额作为代表性指标。其中月度数据均进行加总转化为季度数据。第三类为财政与金融指标。这里主要选取了与财政政策以及货币政策操作相关的指标，如国家财政预算支出、国家财政预算收入及税收收入等财政指标以及各项存款、各项贷款、狭义货币（M1）以及广义货币（M2）等货币指标。另外，许多研究指出，资产收益率尤其是股票市场收益率能够在经济周期预测中起到重要作用。^① 另外，证券市场的成交量在一定程

表1 序列的平稳性分析

对数序列	原序列				一阶差分序列		结论
	检验阶数	ADF 统计量	检验阶数	KPSS 统计量	检验阶数	ADF 统计量	
实际 GDP	4	0.3102	4	3.6417***	3	-2.8518*	I(2)
工业总产值	4	2.3851	4	31.5862***	3	-1.5072	I(2)
工业企业利润	4	-0.5565	4	0.3008***	3	-3.5190**	I(1)
工业产成品	4	0.4800	4	3.6997***	3	-1.8063	I(2)
全社会消费品总额	5	2.8549	5	125.5471***	7	-0.7314	I(2)
粗钢产量	0	-0.0133	0	3.3481***	3	-2.9234**	I(1)
原油加工量	1	-0.1780	0	0.1115	0	-13.5481***	趋势平稳
水泥产量	7	1.7125	4	4.7356***	3	-4.1812***	I(1)
洗煤产量	4	0.5729	4	4.4133***	3	-3.5603***	I(1)
化肥产量	4	-0.8609	4	0.0992	3	-3.6221***	趋势平稳
发电量	6	1.2927	4	3.4074***	5	-3.9584***	I(1)
货运量	3	5.0959	3	121.1029***	7	-1.3913	I(2)
进出口总额	5	0.2222	5	1.4940***	4	-4.1889***	I(1)
固定资产投资总额	5	1.0377	5	18.3835***	4	-2.0591	I(2)
固定资产开工数	4	-0.1034	4	1.3000***	3	-4.6419***	I(1)
房地产开发投资额	4	0.6752	4	1.9455***	3	-2.8741**	I(1)
国家财政支出	4	1.5859	6	1.7164***	3	-5.0215***	I(1)
国家财政收入	6	1.3339	4	0.4158***	3	-4.5011***	I(1)
各项税收收入	6	1.0642	4	0.1205**	5	-5.6488***	趋势平稳
各项存款	5	0.6675	4	0.5587***	4	-2.6852	I(2)
各项贷款	0	0.5668	0	-6.0939***	0	8.2554	I(1)
M1	5	0.7388	6	0.2470***	4	-4.0197***	I(1)
M2	0	0.1462	0	5.2164***	1	-6.0585***	I(1)
上证指数收益率	1	-6.2944***	—	—	—	—	I(0)
上证指数成交量	2	-1.3497	2	1.3524***	1	-8.4201***	趋势平稳
居民消费价格指数	1	-3.5032**	—	—	—	—	I(0)
工业品出厂价格指数	1	-4.2030***	—	—	—	—	I(0)
人民银行 5000 户企业景气指数	1	-1.1272	1	0.7234***	0	-6.2395***	I(1)
人民银行 5000 户企业盈利状况	7	-1.2620	4	0.0009	6	-4.1432***	趋势平稳

说明：1. ADF 检验模型设定为带漂移项自回归过程，其中自回归阶数由 SIC 准则确定。KPSS 检验的原假设为原序列趋势平稳。2. *、**以及***分别表示在 10%、5% 以及 1% 显著性水平下拒绝原假设。

① 如 Chen M., "Stock Returns and Changes in the Business Cycle," *Asia Pacific Management Review*, Vol. 10, No. 5, 2005, pp. 321-327; Uebele M., Ritschl A., "Stock Markets and Business Cycle Comovement in Germany before World War I: Evidence from Spectral Analysis," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 1, 2009, pp. 35-57。

度上反映了金融市场上的资金面情况。由于上海证券交易所涵盖了我国主要的大中型上市企业，为此选取上证指数的收益率及成交量作为金融市场度量指标。第四类为物价指标。这里选取了月度居民消费价格指数以及工业品出厂价格指数作为主要考察变量。通过对季度数据取几何平均得到季度物价水平。上述数据来源为中经网数据库 (db. cei. gov. cn) 以及锐思金融数据库 (www. resset. cn)。第五类为商情调查数据。通过综合考虑权威性、可获得样本数以及与中国经济周期、产业周期的相关程度，本文选取人民银行定期对 5000 户企业进行的景气问卷调查数据中的企业景气指数以及企业盈利状况指数作为参考变量。数据来源为 1996 年第二季度至 2012 年第四季度的《中国人民银行统计季报》。

在构建结构时间序列模型之前，需要对经济时间序列进行平稳性检验，这对序列周期性成分分解的准确性至关重要。首先对原序列进行 ADF 检验，在原假设为含有单位根的前提下，如果无法拒绝原假设，则进一步对原序列进行检验，在原假设为序列趋势平稳的前提下，使用 KPSS 检验；如果拒绝原假设，则需要将原序列进行一阶差分，再对一阶差分序列进行 ADF 检验。检验结果详见表 1。

针对实际 GDP 序列，图 1 以及图 2 分别给出了使用结构时间序列模型所得到的实际 GDP 序列周期性成分以及该成分的主要波动频率。从图 2 中可以看出，实际 GDP 周期性成分主要有 3 个谱峰，分别出现在频率 ω 为 0.4384、0.7306 以及 1.1690 上，分别对应着周期长度为 3.58 年、2.15 年以及 1.34 年。结合谱分析的结果同时考虑到所选取的数据长度跨度较短，我们在本文中集中考察了 1.5 年至 8 年（6 季度至 32 季度）的经济周期波动，而这一频率带的选取与目前研究经济周期的文献相符。^① 具体而言，我们将经济周期波动分为如下 3 个频率带进行分析：1.5 年至 2 年的短波，2 年至 5 年的中波以及 5 年至 8 年的长波。图 1 与图 2 相比，这些谱峰分别落在中波以及短波的周期频率带内。这意味着我国主要的经济周期波动成分以中、短期波动为主。

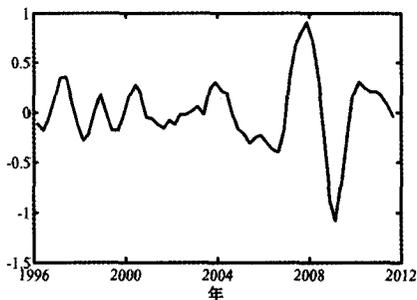


图 1 实际 GDP 序列中的周期性成分

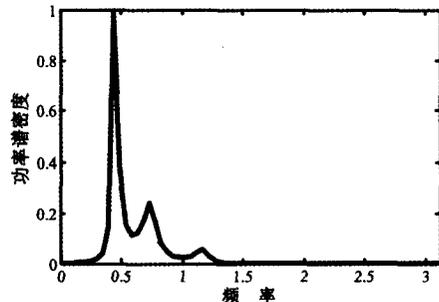


图 2 实际 GDP 序列周期性成分的谱密度

2. 变量间动态相关系数度量及周期转变点识别

根据上述平稳性分析的相关结论，本文运用模型 (1) 和 (2) 提取上述指标的周期性成分，并以此为基础，基于不同的频率范围，利用方程 (8) 计算出各个经济指标与经济周期之间的动态相关性。^② 为了避免将滞后于参考周期指标误判为领先指标或者相反的情况，同时考虑覆盖经济指标周期的主要周期长度，在判定最大相关系数时，我们选取滞后 4 个季度到领先 8 个季度作为时间区间。对于一些周期较长的波动变量，其最大相关系数可能超出设定的时间区间，这时我们将适当拓展最大相关系数的搜索区间。^③ 具体结果见表 2。

① 如 Baxter M., King R., "Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time-series," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, 1999, pp. 575-593.

② Broersen P. M. T., "Facts and Fiction in Spectral Analysis," *IEEE Transactions in Instrumentation and Measurement*, Vol. 49, No. 4, 2000, pp. 766-772.

③ Canova F., "Detrending and Business Cycle Facts: A User's Guide," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 3, 1998, pp. 533-540.

表2 周期性成分协同性的频域分析

对数序列	标准周期 (6—32 季度)		长周期 (20—32 季度)		中周期 (12—20 季度)		短周期 (6—12 季度)	
	最大 相关系数	滞后期 (季度)	最大 相关系数	滞后期 (季度)	最大 相关系数	滞后期 (季度)	最大 相关系数	滞后期 (季度)
实体经济相关指标								
工业总产值	0.9070	-1.0	0.5597	0.0	0.9306	-1.0	0.9245	-1.1
工业企业利润	0.5503	-0.3	-0.2300	-3.5	0.5556	0.4	0.8771	-0.7
工业产成品	0.8159	-4.3	0.4815	-4.5	0.9795	-4.3	0.4497	-4.4
全社会消费品总额	0.2557	-1.7	0.4313	5.7	0.3715	5.8	0.5815	-1.8
粗钢产量	0.4625	1.1	0.2649	4.1	0.4536	1.7	0.6772	1.0
原油加工量	-0.4293	-5.7	-0.6509	-0.6	-0.4620	-6.0	0.7857	-0.1
水泥产量	0.5502	1.3	0.5124	4.9	0.6367	2.2	0.7481	1.0
洗煤产量	0.3637	0.1	0.2591	2.0	0.5037	0.3	0.7920	0.0
化肥产量	-0.4392	-3.3	-0.2470	-0.7	-0.2152	-4.0	0.6506	1.2
发电量	0.9380	-0.1	0.8702	0.1	0.9326	0.0	0.9447	-0.1
货运量	0.4146	-0.5	0.0230	2.0	0.1625	0.2	0.5255	-0.5
进出口总额	0.5705	-1.2	0.2865	-0.6	0.4592	-1.4	0.7938	-1.2
固定资产投资								
固定资产投资总额	0.3813	-6.3	0.4282	-8.0	0.3626	-6.2	0.5343	-6.3
固定资产开工数	0.5180	-2.2	0.4529	-8.8	0.7555	-1.8	0.5832	-6.6
房地产开发投资额	0.3260	-1.2	0.3750	2.8	0.5102	-0.8	0.3699	0.1
财政与金融指标								
国家财政支出	0.3095	-4.5	0.3561	-2.8	0.5701	-4.1	0.6245	-4.7
国家财政收入	0.5955	-0.4	0.9480	0.7	0.9826	-0.4	0.6506	-0.4
各项税收收入	0.7241	-0.3	0.4571	-1.1	0.6391	-0.7	0.7935	-0.2
各项存款	-0.5036	-2.6	-0.4057	-3.3	0.6688	-3.3	-0.4506	-2.3
各项贷款	0.2161	-9.3	0.5943	-9.3	0.5135	-10.6	0.5154	-7.6
M1	0.5643	0.6	0.1528	0.1	0.4718	0.6	0.7846	0.6
M2	-0.3465	-3.0	-0.3096	-0.9	-0.5487	-3.2	-0.6661	-2.9
上证指数收益率	0.6781	0.7	0.4822	-2.7	0.7545	0.1	0.8953	1.0
上证指数成交量	0.5922	1.4	0.4211	-3.1	0.5838	0.4	0.8186	1.7
物价水平								
居民消费价格指数	0.6578	-1.6	0.6301	0.0	0.8689	-1.6	0.7846	-1.6
工业品出厂价格指数	0.6515	-1.8	0.4116	0.8	0.4399	-1.3	0.8284	-1.8
商情调查								
人民银行 5000 户 企业景气指数	0.8324	-0.3	0.7738	3.4	0.9451	0.3	0.8848	-0.8
人民银行 5000 户 企业盈利状况	0.7725	0.2	0.6364	2.7	0.7821	1.0	0.8908	0.0

表2显示,不同的经济指标与实际产出之间的协同性程度存在差异,甚至对于同一经济指标,不同周期频率内的指标与实际产出的协同性也可能存在不相同的情况。具体而言,通过对工业生产的总量和分量数据进行比较可以发现,在经济周期的短周期波动成分上,工业总产值、工业企业利润以及发电量都表现出很强的一致波动或者短期领先波动的态势,相关系数都在0.87以上。同时,进出口总额在领先于经济周期波动1.2季度的时点上与实际GDP周期性成分的波动程度相关性最大,也达到了0.79。在经济周期波动的中周期波动成分上,工业总产值及发电量与该成分上的经济周期波动表现出很强的一致波动性;同时工业产成品在领先4.3个季度的时点上与增长型周期波动相关性达到

最大值,可以视为中波成分上经济周期波动的领先指标。在长周期波动成分上,表2中的结果表明除了发电量与经济周期波动表现出很强的一致波动性以外,其他工业变量与经济周期波动在长周期成分上的相关性较差。工业总产值在短周期与中周期上与参考周期上有很高的相关性程度,在一定程度上是由于工业生产性质以及其在国民经济中所占的比重决定。而发电量在各个频率上均与实际GDP的周期性成分相关,这说明发电量对于评估同期经济周期波动态势能够起到重要作用。

对于固定资产投资指标,我们可以发现除了房地产开发投资额以外,固定资产投资额以及固定资产开工项目的周期性成分均表现出领先于经济周期波动的态势。具体而言,在短周期波动频率上,较为显著的相关系数为固定资产开工项目及固定资产投资总额与该频率上的参考周期相关系数,达到0.5以上,领先期均大于6个季度。在中周期波动频率上,固定资产开工项目与经济周期波动的相关性程度达到0.75以上并表现为短期领先于经济周期波动。而在长周期波动频率上,周期波动的相关性程度在逐渐下降,但是固定资产投资的领先波动效应更加明显,领先期均在2年以上。从相关指标来看,固定资产投资均在各周期波动频率上以较长时间段领先于经济周期波动。因此,固定资产投资指标可以用于事先预测经济周期波动态势。

从财政金融指标的周期性成分与参考周期的协动性分析结果可以看出,不同指标与实际GDP周期成分的相关性在很大程度上取决于其自身的波动特点。例如财政支出变量由于其在一定程度上体现了国家宏观调控的财政政策操作,因而其周期波动性以及政策时滞较长,在不同频率带上均表现为领先于经济周期波动的态势。其中在短周期波动以及中周期波动成分上,相关性较为显著。同时相关系数为正,这表明财政政策表现出一定的顺周期波动性。而对于财政收入和税收收入变量,由于这两个变量在很大程度上取决于当期产出水平,因而表现出与参考周期一致波动的性质。

对于金融指标而言,各项存款数据在中周期成分与参考周期上表现出较强的领先波动性;而由于贷款的期限结构一般较长,其在主要周期频率带上均表现为领先于参考周期成分的顺周期波动性。从狭义货币供给(M1)来看,该指标的周期性成分与参考周期在短周期波动成分上的协动性较强。这主要由于货币在这一层面上的流动性取决于其适应市场资金面的主要功能,流动性较强而周期性较短。而对于广义货币供给(M2),协动性分析结果中的负相关系数表明该指标的周期性成分表现出“逆周期”波动的态势,而这一逆周期波动体现了货币当局利用广义货币这一操作目标调控经济周期波动的现实结果。此外,无论对于收益率还是成交量而言,上证指数都在短周期以及中周期成分上与参考周期保持了较高的一致波动性,它从经验分析的角度表明我国金融市场指标已经能够在一定程度上用于宏观经济形势分析。

此外,从物价水平指标来看,价格水平波动与经济周期波动关系密切并表现出较强的“顺周期”波动特点。例如CPI与PPI都在短周期波动上以较高的动态相关性领先于参考周期波动,而且CPI在中周期波动频率上仍以较高的相关性顺周期波动。经济周期波动滞后于物价水平波动表明通货膨胀水平的提高在一定程度上促进了我国经济增长,而正向的动态相关性则表明我国经济周期波动在一定程度上是由总需求冲击引起的。从商情调查数据来看,在短周期与中周期成分上,企业的盈利水平与景气指数与经济周期的波动具有较强的一致性,相关系数都处于0.75的水平以上。这也充分体现了商情调查指标作为短期宏观经济形势监测的重要作用。因而可以将上述商情调查指标作为宏观经济形势的同步监测变量。

基于上述协动性分析结果,我们不仅可以构建经济周期波动一致指标与领先指标为参考周期划分周期波动转变时点,也可以通过指标对当前的经济形势进行量化分析并对未来经济周期波动的可能走向进行预测。Niemira和Klein指出在构建一致与领先指标的过程中既需要考虑到所选取的指标与参考周期的波动表现出较强的相关性,又要保证所选取的各个指标在滞后期的分布上彼此相近。^①因此,

^① Niemira M. P., Klein P. A., *Forecasting Financial and Economic Cycles*, New York: John Wiley and Sons Inc., 1994.

在构建一致指标的过程中，考虑到表 2 中表现出较强一致波动的经济指标其最大相关系数滞后期集中在-1.5 季度至 1.0 季度之间，因而我们从中选取了相关系数较高且集中于此时间区间内的指标。需要指出的是，虽然金融市场数据在参考周期波动的短周期成分上表现出较强的协调性，但由于其具有较多高频波动的“噪音”成分，不利于确切把握当前宏观经济形势，因此这类指标在构建合成指标过程中并未使用。而对于领先指标，由于具有高度相关性指标的滞后期分布并不集中，各个指标在不同周期频率上与参考周期的协调性成为主要选择标准。指标的选取由表 3 给出。

表 3 一致指标与领先指标的变量权重

对数序列	一致指标			领先指标		
	长周期	中周期	短周期	长周期	中周期	短周期
工业总产值	—	0.4572	—	—	—	—
工业企业利润	—	0.4183	0.5073	—	—	—
工业产成品	—	—	—	-0.4844	—	—
发电量	0.6690	0.4858	0.5378	—	—	—
进出口总额	—	—	0.3618	—	—	—
固定资产投资总额	—	—	—	—	—	0.6334
固定资产开工数	—	—	—	0.5920	0.7240	0.5380
国家财政支出	—	—	—	—	-0.1678	-0.5171
国家财政收入	0.5095	0.3205	—	—	—	—
各项存款	—	—	—	—	0.6691	—
各项贷款	—	—	—	0.6441	—	—
M1	—	—	0.5244	—	—	—
上证指数	—	—	0.1823	—	—	—
居民消费价格指数	0.5412	—	—	—	—	—
工业品出厂价格指数	—	—	—	—	—	0.2048
人民银行 5000 户 企业景气指数	—	0.4786	—	—	—	—
人民银行 5000 户 企业盈利状况	—	—	0.1190	—	—	—
第一主成分贡献率	0.6020	0.5930	0.5640	0.5590	0.4860	0.4580

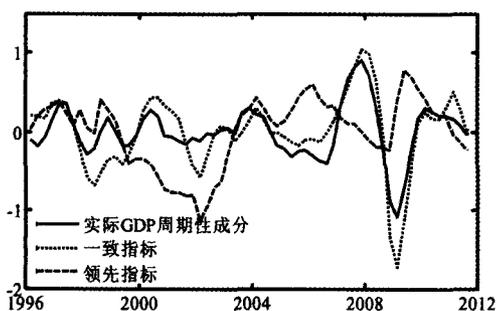


图 3 实际 GDP 周期性成分、一致指标与领先指标

图 3 中的粗虚线为领先指标。通过与参考周期进行比较可以看出，除了在 2000 年至 2004 年间指标并未表现出明显的领先波动态势，同时对于金融危机后的周期波动谷底，该领先指标的波动幅度并未得到显著体现以外，该指标均领先于参考周期以及一致指标波动。从图 5 中的协调性分析结果可以看出，相对于图 4 中的一致指标，领先指标对于参考周期的波动，解释成分有所下降，这与所选取的经济变量与参考周期的相关性程度有关，但是仍然解释了其中三个谱峰的主要成分。因此，我们可以利用其领先波动性为周期转变时点的划分提供参照。

为了防止实际 GDP 周期性成分中的高频波动成分对经济波动转折点的判定造成影响，通过使用领先指标作为经济周期转变时点划分的参照，同时基于一致指标对参考周期转变时点进行划分，我们得到了表 4 中转轨时期我国经济周期波动的量化分析结果。从表中的结果可以看出，自 1996 年以来，我国主要经历了 4 轮相对完整的经济周期波动，周期的持续性分析表明周期长度均在 3 年至 4 年左右，这与频域分析中主要周期成分在 3.58 年的结论相吻合。同时，转轨时期以来，我国的经济周期

呈非对称性波动现象,^① 例如2004年第一季度至2007年第四季度出现“缓降陡升”的波动态势,而在2007年第四季度至2011年第一季度出现“陡降缓升”的波动形态。

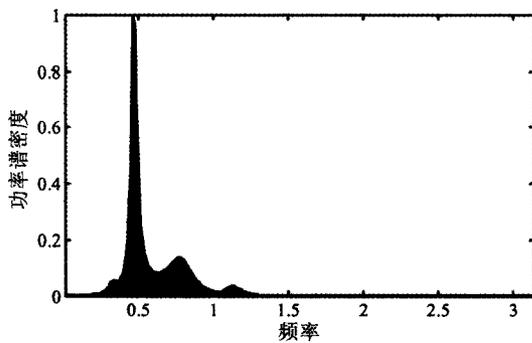


图4 实际GDP周期性成分及一致指标频域相关性

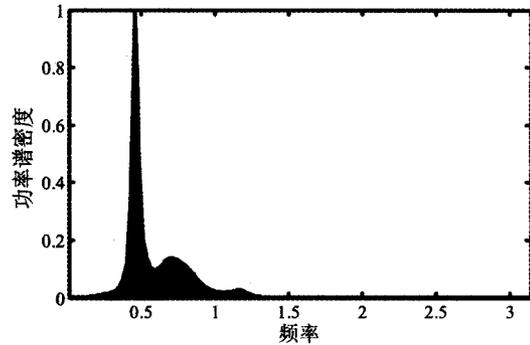


图5 实际GDP周期性成分及领先指标频域相关性

具体而言,中国经济自1996年实现软着陆以来,在1997年第一季度达到此轮经济周期的高点,后受到亚洲金融危机的冲击,在1998年第二季度达到谷底;后受到国家积极财政政策与稳健货币政策的干预,保持了平稳较快增长,在2000年第二季度达到高峰,后由于美国网络泡沫破灭导致的外部经济形式不稳定,步入缓慢调整并处于低位徘徊,在2002年第一季度到达谷底,这一阶段的经济周期波动态势划分与刘恒和陈述云的划分结果相似。^②

表4 经济周期转变时点识别及持续时间

经济周期日期		持续时间(季度)			
高峰	谷底	收缩	扩张	周期	
(括号中罗马数字为季度)		(本峰→本谷)	(前谷→本峰)	(前谷→本谷)	(前峰→本峰)
1997 (I)	1998 (II)	5	—	—	—
2000 (II)	2002 (I)	8	8	15	13
2004 (I)	2006 (II)	9	8	17	15
2007 (IV)	2009 (I)	5	6	11	15
2011 (I) ^③	—	—	8	—	13

2002年以来,在创新货币政策操作以及积极财政政策的共同作用下,中国经济持续高速发展,2004年第一季度达到本轮经济周期的高峰。由于随后国民经济出现“过热”苗头,积极财政政策适时退出而转向稳健,货币政策也定调为稳健的货币政策,经济逐渐由过热而趋于稳定,步入平稳缓慢的调整时期,周期波动也进入下行区间并于2006年第二季度达到此轮周期的谷底。进入2007年以来,由于流动性过剩,楼市与股市持续偏热,物价水平居高不下,中国经济再次出现过热“苗头”,宏观经济也在步入上升通道后于2007年底、2008年初达到高峰。随着2008年突然袭来的次贷危机,欧美主要发达国家经济陷入衰退,我国经济增长长期倚赖的出口陷入衰退,宏观经济形势出现经济转轨以来前所未有的急剧转变。而随后政府通过积极财政刺激计划以及宽松货币政策使得经济下滑的势头迅速得以遏制,中国经济于2009年第一季度见底后迅速反弹,并在外部总体经济如欧债危机等仍具有高度不确定性的环境下逐渐复苏。

2009年以来,经济刺激政策导致物价持续高涨、房地产业过热发展等经济结构失衡等问题,使得调整经济及要素结构、转换经济增长方式成为当前经济发展的主旋律。在实施定向宽松的财政政策

① 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。

② 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。

③ 虽然实际GDP序列周期性成分表明此轮经济周期波动的峰值出现于2010年第一季度,这里我们参照一致指标划分经济周期转变时点。

以及货币政策的背景下,我国经济在2011年第一季度达到波动的高点后,目前已经进入新一轮周期的下行通道。从图3中可以看出,领先指标自2009年第三季度以来表现出下行波动态势。根据(8)式,领先指标与参考周期最大相关程度出现在领先6.8个季度上,由此可以预测我国经济在2012年内下行趋势还将继续延续,经济周期仍将会在周期波动的收缩通道内运行。虽然降低经济增长预期有利于经济结构战略调整这一目标的实现,但在当前全球经济复苏缓慢、外部经济环境不确定性以及不稳定性不断加剧的背景下,应当注意防范经济下行的潜在风险和经济波动收缩幅度过大对宏观经济平稳运行及产业结构转型所带来的不利影响。

3. 利用合成指标分析与预测实际GDP增长率变化趋势

利用合成指标对我国增长型周期实施量化,不仅可以有效识别进入转轨时期以来我国经济周期的转变时点,而且能够对不同时点的实际GDP增长率变化趋势进行跟踪与预测。由于实际GDP增长率会受到产出水平、物价水平以及外来经济冲击的干扰而表现出季节性或不规则波动性,又由于统计部门公布各个季度的产出数据时难免出现时滞,因此能够通过其他高频数据信息较为准确地把握各个时期的产出总量水平,对于政策制定者把握当前宏观经济形势,并依此适时制定合理的经济政策,具有更为重要的意义。

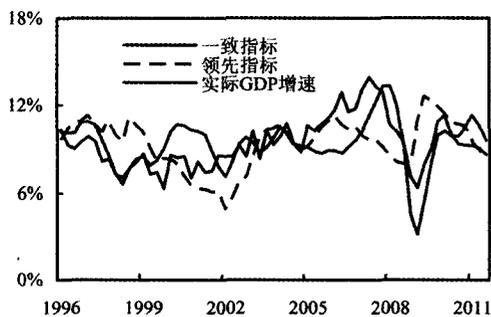


图6 实际GDP季度增速、一致指标与领先指标

鉴于此,我们将上述计算中得到的一致指标与领先指标在不同周期频率成分上进行调整,使其在均值以及方差上能够与实际GDP增速相匹配,这样所得到的合成指标就有了具体的含义,具体指标如图6所示。上述过程所得到的指标能否较好跟踪实际GDP增速需要通过相关性分析进行检验。由于实际GDP增速为一阶单整序列,为此我们从其中提取出周期性成分进行分析。结果表明,一致指标在标准频率周期6季度至32季度上,与实际GDP增速在领先期1.0个季度上相关性程度最大,为0.8739;而领先指标在标准周期频率上,

在领先期1.8个季度上与实际GDP增速相关性程度最大,为0.5010。如果我们仍旧以6至32个季度为经济周期主要考察频率,进一步缩短所考察的样本区间,由2006年开始,上述相关系数会显著提高,对于一致指标,其在领先期1.0个季度上的相关系数为0.9301;而对于领先指标,其在领先期2.2个季度上的相关系数为0.7673。由此表明,虽然文中合成指标在整个样本期内跟踪实际GDP增速的能力有限,但是近几年来,合成指标却表现出与实际GDP增速较高的协同性,这一结果也可以从图6中得到反映。上述结果表明,本文所构建的指标能够在尚无准确官方数据的条件下较好地跟踪我国实际GDP增速的变化趋势,并可以利用领先指标对我国GDP增速的变化趋势进行预测。

通过图6中合成指标与实际产出增速的对比,我们可以发现,合成指标的变化过程较为平滑,这有利于较为准确地把握经济增长的长期趋势;而实际GDP增速由于受到季节性因素以及外生冲击的影响而表现出较为显著的异常波动性质,而正是这些异常波动噪声为准确把握不同时刻宏观经济形势带来困难。因此,通过利用合成指标及相关协同性分析信息,可以较好地避免噪声信息对宏观经济形势的判断造成影响。

基于上述指标,我们可以对近期实际产出增速进行大致的预测。首先,由一致指标的短期领先波动性质可以看出,经济增速仍将在短期内保持下降趋势,这一趋势也可以从领先指标的运行态势中体现出来。需要指出的是,进入后金融危机时期以后,产出增长率由于经济刺激政策快速反弹和政策实施结束而逐步回归常态化。而在2010年第一季度至2011年第一季度之间这一趋势得到短暂缓解,与此同时一致指标与领先指标之间的变化发生分歧,这意味着宏观经济的不同部门在这一阶段表现出不同的变化态势,这也从侧面预示经济即将由热趋冷。随后,一致指标与领先指标表现出了相同的波动

态势,经济增速下行趋势得到确认。

其次,领先指标的波动态势以及其领先波动性质表明,在2011年第三季度后两个季度左右的时期内,我国实际GDP增速将继续沿着当前的下降通道逐渐下行,增速将由当前的8.6%在两个季度后逐渐下滑至8.4%以下,而且可能会随着政策导向出现经济增速再次缓慢加速下滑的趋势。虽然经济增速的下滑有利于为我国产业结构升级调整提供一个较为宽松的经济环境以及政策环境,但是政策制定者在警惕物价水平因国内供需关系以及输入型因素再次回升的同时,仍应当防范目前不断增大的经济下行风险,防止经济增速过快下滑所导致的在实体经济中就业需求创造不足,最终影响居民收入水平与福利水平提高等诸多问题的解决。

结论与政策建议

在当前国际经济形势多变、外来负面冲击频出的背景下,能否准确把握当前的经济波动态势并对未来宏观经济的大致走向进行合理判断至关重要。对于政策制定者而言,能够跟踪和预测经济波动的大致方向有助于保持政策的前瞻性,以及在恰当的时机对经济政策进行预调和微调;对经济行为人而言,了解当前及未来经济环境的变化有助于其作出正确决策。为此,本文基于多元谱分析方法以及结构时间序列模型,分析了不同类别的宏观经济指标与经济周期波动成分之间的协动性。在此基础上构建一致以及领先指标对我国经济周期波动进行量化分析,并对实际产出增长率的波动态势进行量化预测,主要得到了以下结论:

首先,本文通过利用频域分析方法,对不同经济部门代表性指标的周期性成分与实际GDP周期性成分在不同周期频率上的协动性进行更加精确地考察,并得到具有经验意义的结论。分析结果表明,在工业生产类指标中,工业总产值、工业企业利润以及发电量指标能够较好地监测以及预测经济周期波动的走向。固定资产投资指标则在多个主要经济周期频率上表现出较为显著的领先于经济周期波动的态势。所选用的商情调查指标则在不同的经济周期频率上均表现出与经济周期波动较强的一致性。而作为财政政策考察指标,财政政策支出较为显著地领先于经济周期波动、财政收入则表现出与参考指标间较强的同步性,这表明我国的财政政策已能够起到显著的宏观经济调控效果。作为货币政策考察指标,存款总量与贷款总量均表现出领先于经济周期波动的性质,而广义货币供应量表现出的逆周期波动性则体现了货币当局调控经济的现实操作过程。从物价指数来看,价格水平与经济周期波动密切相关,并表现出顺周期波动性质,这意味着我国目前的经济周期波动主要是总需求冲击而非总供给冲击所致。此外,分析结果还表明我国证券市场在经历多年的发展之后,当前已具备反应宏观经济形势的“晴雨表”这一功能。

其次,由于产出序列的周期性成分中包含“噪音”成分会给经济周期判断带来偏差,本文基于不同指标与参考周期在不同周期频率上的协动性,通过使用主成分分析方法构建了合成指标体系。基于这一指标体系,本文以领先指标为参照、一致指标为基准对我国转轨时期以来经济周期转变时点进行划分,并对经济波动态势进行了量化分析。结果表明,自1996年以来,我国一共经历了4轮完整的经济周期波动,波动持续期大约为11至17个季度,即3.5年左右的中周期波动。具体从每轮周期波动所经历的扩张与衰退过程来看,我国的经济周期波动表现出明显的非对称波动性,其间既经历过“缓降陡升”的经济快速反弹过程,也经历过“陡降缓升”的经济持续平稳复苏过程。此外,通过综合分析领先指标与一致指标的波动特征,我们判断当前宏观经济正处于经济周期波动的下行时期,同时这一下行趋势在样本期后6个季度左右的时间内仍将延续。

此外,经验分析结果还指出本文所构建的指标体系除了能够对我国经济周期波动态势进行分析以外,也能够较好地跟踪并预测我国实际GDP同比增速的变化路径。这主要表现在合成指标不仅在消除了异常高频波动的基础上把握了产出增速的大致变动方向,而且在各个周期波动频率上都表现出与

增长率序列较强的动态相关性。分析结果表明,一致合成指标确证了我国经济增速已进入下滑通道这一变动趋势,而领先指标更进一步预测在样本期结束后的3个季度左右的时期内,我国实际产出增长率仍将保持增速下降的态势,季度同比增速下降到8.4%以下,同时还会出现加速下滑的可能,宏观经济下行风险不断加大。为了针对当期经济增速下滑的态势提出合理的政策建议,需要首先对其形成原因与内在机理进行分析。一方面,长期高速发展的内在矛盾要求经济增速放缓。改革开放30多年来,生产要素优势、粗放式经济增长方式以及出口导向型增长模式造就了我国的经济增长奇迹。然而随着人口红利消失、土地和能源供给约束加剧进一步导致生产要素供给优势的丧失,长期以来的低利率政策导致资产泡沫的出现,同时技术以及技术创新对我国经济增长拉动作用有限,经济长期受到需求冲击而非供给冲击的影响,这些因素都使得我国经济发展依赖低成本竞争、粗放式生产时代的结束。此外,出口导向型增长方式除了为中国带来经济增长外,也造成经济结构失衡,过度依赖外需而忽略内需的培养,经济增长缺乏后劲。另一方面,“次贷”危机以及欧债危机以来外部经济金融形势动荡也迫使我国经济增速放缓。与其他新兴市场经济国家相同,我国经济发展长期面临着外贸依存度较高等问题,这就意味着外部经济环境的变化对我国经济增长构成巨大的潜在风险。因此,在当前经济增速放缓的背景下,我们不应急于使用刺激性政策手段,而应当综合考量当前的经济形势。通过采取与经济波动态势相吻合的经济政策组合,促成经济结构的战略性调整。

从经济增长的结构来看,本轮经济增速放缓很大程度是由于投资增速的放缓,而投资增速的放缓则是政府主动调整产业结构与经济增长方式的外在体现。在这一背景下,财政政策应当继续保持稳健的基调,将主要资金投向民生领域以及新兴行业,同时防止过度固定资产投资带来局部经济过热的“虚假繁荣”。货币政策调整方面应当预留一定的灵活操作空间,同时保持经济前瞻性,在坚持物价水平稳定这一调控目标不变的同时,若出现市场流动性不足,可以通过使用数量型工具适当预微调。另外还需谨慎使用价格型工具,只有当经济增速出现剧烈下行风险时,可与财政政策相配合实施降息策略。在信贷政策操作时,货币当局仍应起到主导作用,实行有扶有控的政策,引导资金流向有利于产业升级和调整的新兴行业、经济急需发展的中西部地区以及资金需求量较大的中小企业。当经济下行后能够稳步放缓并逐渐回稳,财政政策资金应当适时淡出部分存在过热可能性的领域;货币政策在能够提供满足实体经济稳步增长的流动性的前提下,可以适当采取加息策略,防止物价水平在实体经济回暖之前大幅波动,同时遏制资产泡沫的出现,实现市场资金有序合理流动。

责任编辑:李 华