

频带分析方法在我国景气周期波动研究中的应用

石柱鲜, 黄红梅, 刘俊生

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 通常情况下, 经济指标在不同的频率上会表现出不同的相关性和先行、滞后期, 本文在构造合成指数的过程中就利用了这一信息。我们应用频域分析来考察指标间在不同频带之间的相关性, 进而筛选出对应于不同频带的一致指标, 然后分别构造合成指数, 最后加总不同频带的指数作为最终的指数结果。通过将该指数同基准循环相比较可以看出, 在构造合成指数的过程中考虑共变性的频率差异属性能够改善合成指数的效果。

关键字: 经济周期波动; 一致合成指数; 带通滤波; 频带分析

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

Burns 和 Michell(1946)给出经济周期的定义为: 经济周期包括几乎同时发生在许多经济活动中的扩张、衰退、萧条和复苏, 然后又进入下一次循环的扩张阶段, 这种变化的过程周而复始但并不定期出现。Burns 和 Michell 阐明了宏观变量和经济周期具有共变性(Co-movement), 由于经济的繁荣和衰退可以通过不同部门经济变量的协同运动来观测, 因此可以选取一组与经济周期波动一致的经济指标, 来刻画经济周期的波动状态。合成指数等景气指数方法就是基于这样的出发点来构建的。

在实际应用中, 构造景气指数的一个首要步骤就是选择景气指标, 对于一致指数来说就是选择那些“与经济周期波动相一致的经济指标”。景气指标的选择方法一般有: 时差相关分析方法、K-L 信息量方法、基准循环分段平均法(又称马场方法)、聚类分析等(董文泉、高铁梅等, 1998)。上述方法都是在时域上对经济指标间的总体共变性进行测度的方法。然而从频域分析的角度考虑, 经济指标在不同的频率上会表现出不同的相关性和不同的先行滞后期(Granger & Hatanaka, 1964)。长期以来, 这种共变性的频率差异属性在合成指数的构建中一直被忽视。Croux, Forni 和 Reichlin(2001)提出一种在特定频带(Frequency band)上度量序列间动态相关性(Dynamic Correlation)的方法。在这种方法的基础上, Rua 和 Nunes (2005)提出了一种在特定频带上测度序列间相关性和先行滞后期的新方法, 并将这种方法应用于欧洲景气指数构成指标筛选工作中。长期以来, 在我国景气指数的研究过程中, 主要都是以时域分析方法为基础来筛选景气指标。本文的目的, 就是应用 Rua 和 Nunes (2005)提出的以频域分析为基础的频带方法来筛选一致指标、构造一致合成指数。

在以往我国景气指数的研究中, 通常是使用工业总产值、工业增加值、或者使用一系列指标的合成为指标筛选的基准。然而众所周知, 在度量总产出的经济指标中, GDP 无疑是测度范围最广的一个指标。正如 Stock 和 Watson (1999)所指出的: “总产出的波动是景气循环的核心, 因此实际 GDP 的循环要素是测度总体景气循环的很好的指标, 同时也可以作为指标筛选时的基准。”本文直接以 GDP 作为指标筛选的基准。

本文第 2 部分, 我们介绍 Christiano 和 Fitzgerald(2003)提出的一种带通滤波方法。第 3 部分, 介绍了基于频带分析的周期循环共变性的测度方法。第 4 部分首先利用 Christiano-Fitzgerald 带通滤波分离出我国实际 GDP 增长率 6~32 季度周期内的循环要素, 作为我们构建合成指数的基准循环; 然后基于频带分析方法测度一些经济指标与基准循环的共变性关系, 并在此基础上筛选一致指

标。第5部分使用频带和时域两种方法分别构造我国的一致合成指数。最后第6部分做结论。

2 利用带通滤波的循环要素分离方法

改革开放以来,我国经济呈持续增长态势,从绝对水平上难于检测出古典周期波动,然而我国各项经济指标的增长率波动较大,很多国内学者都是采用增长率指标来研究我国的经济周期波动。本文也将以各项经济指标的增长率为基础来分析我国的景气周期波动。另外国内很多有关景气指数的研究都是以增长率指标趋势循环要素的波动为基础,本文则是以经济增长率指标循环要素(去除了趋势要素的影响)的波动为研究对象。

本文将关注于经济增长率序列的循环要素,因此要求分离趋势要素和循环要素。在实际研究中有多种分离趋势要素的方法,包括回归分析法、移动平均法、阶段平均法(Phase-Average Method)、H-P滤波和带通滤波方法等。与上述其他方法相比较,带通滤波方法的优势在于它可以分离出“恰好对应于我们所研究的频率区间”的周期成分。经济学家们长期以来都非常关注时间序列的不同频率成分,例如经济周期理论集中关注于1.5年~8年之间的波动成分(Stock & Watson, 1999; Christiano & Fitzgerald, 2003; 以及 Rua & Nunes, 2005),而增长理论关注长期趋势。理想的带通滤波应该可以保留我们所感兴趣的频率区间,而完全去除我们不感兴趣的频率区间,例如和量测误差有关高频的波动(例如低于6季度的波动),以及和长期趋势相关的低频波动(例如大于32季度的波动)。因此,带通滤波是我们进行循环要素分离的一个很好的选择,下面我们简要介绍一下带通滤波方法。

2.1 理想的带通滤波(The Ideal Band Pass Filter)方法

考虑对序列 $\{x_t\}$ 作如下的正交分解:

$$x_t = y_t + z_t \quad (1)$$

随机过程 $\{y_t\}$ 只包含 $\{(a, b) \cup (b, a)\} \in (-\pi, \pi)$ 范围内的频率成分, $\{z_t\}$ 包含 $(-\pi, \pi)$ 范围内其余的频率成分,在这里 $0 < a \leq b \leq \pi$,则有(Sargent, 1987)

$$y_t = B(L)x_t \quad (2)$$

其中理想带通滤波 $B(L)$ 具有如下的结构:

$$B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j, \text{ 其中 } L^s x_t \equiv x_{t-s} \quad (3)$$

其中权重 B_j 为

$$B_0 = \frac{b-a}{\pi} \quad (4)$$

$$B_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi j}, \quad j \neq 0$$

在上面的这些权重 B_j 下有如下关系式成立:

$$B(e^{-i\omega}) = 1, \text{ 其中 } \omega \in (a, b) \cup (-b, -a) \quad (5)$$

$$= 0, \text{ 其余}$$

2.2 Christiano-Fitzgerald 的带通滤波方法

由于理想的带通滤波只能应用于无限期时间序列，而我们只有有限的 T 期观测值，Christiano 和 Fitzgerald(2003)建议我们采取如下的滤波来近似理想的带通滤波

$$\hat{y}_t = \hat{B}^{p,f}(L)x_t \quad (6)$$

其中

$$\hat{B}^{p,f}(L) = \sum_{j=-f}^p \hat{B}_j^{p,f} L^j, \quad L^h x_t \equiv x_{t-h} \quad (7)$$

$$\text{其中 } f = T - t, \quad p = t - 1$$

滤波的权重 $\hat{B}_j^{p,f}$ 通过求解下面的最小化问题得到

$$\min_{\hat{B}_j^{p,f}, j=-f, \dots, p} \int_{-\pi}^{\pi} |B(e^{-i\omega}) - \hat{B}^{p,f}(e^{-i\omega})|^2 f_x(\omega) d\omega \quad (8)$$

其中 $f_x(\omega)$ 是 $\{x_t\}$ 在频率 ω 上的功率谱。功率谱密度函数(简称功率谱)集中反映了时间序列中不同频率分量对方差即总功率的贡献。

显然，Christiano-Fitzgerald带通滤波(我们简称为CF带通滤波)需要知道 $\{x_t\}$ 的真实谱密度，而我们并不知道。根据Christiano和Fitzgerald(2003)的研究，我们假设所有的指标都是由随机游动过程产生。因为Christiano和Fitzgerald研究发现，使用 $\{x_t\}$ 的真实谱密度来估计 $\{\hat{y}_t\}$ ，并不比假设 $\{x_t\}$ 是一个随机游动过程的估计结果改善很多。

另外，Christiano 和 Fitzgerald(2003)的研究表明。与另一种带通滤波——BK 带通滤波(Baxter & King, 1999)相比较，CF 带通滤波有更好得表现，同时不同于 Baxter 和 King 的滤波，CF 滤波的过程中没有数据损失，也就是说用它可以得到循环要素的实时估计。而被广泛使用的 HP 滤波作为一种高通滤波，同样具有不损失数据的实时滤波功能，但其各方面表现也不如 CF 滤波。因此，我们将使用 CF 带通滤波来分离出我们期望得到的循环要素。

3 利用频带分析的景气指标选择方法

分析两个变量间共变性(Co-movement)的传统方法是在时域上进行的，也就是分析时差相关性(Cross-Correlogram)

$$\rho_{xy,\tau} = \frac{\text{cov}(x_t, y_{t+\tau})}{\sqrt{\text{var}(x_t) \text{var}(y_t)}} \quad (9)$$

时差相关系数 $\rho_{xy,\tau}$ 测度了两个变量 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 在不同滞后期的相关程度，确认先行/滞后期为时差相关系数的绝对值最大时 τ 的取值。

除了时域上的共变性测度，人们也可以进行频域上的共变性分析。考虑两变量、零均值、协方差平稳过程 $\{x_t, y_t\}$ 的多元谱密度 $F_{\{x,y\}}(\omega)$ ，它实际上是自协方差矩阵的频域形式。 $F_{\{x,y\}}(\omega)$ 的主对角线元素是单变量过程的谱密度， $f_x(\omega)$ 和 $f_y(\omega)$ ，主对角线外的元素是交叉谱(Cross-Spectrum)。由于 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 之间的交叉谱一般是复数，它可以分解为虚数部分和实数部分，形式如下(查特菲尔德，1980)

$$f_{xy}(\omega) = c_{xy}(\omega) - iq_{xy}(\omega) \quad (10)$$

其中 $c_{xy}(\omega)$ 是共谱(Cospectrum), $q_{xy}(\omega)$ 是正交谱(Quadrature Spectrum)。众所周知, 在频域上测度共变性的是相干谱(Coherency) $C_{xy}(\omega)$ 和相位谱(Phase) $\phi_{xy}(\omega)$ 。相干谱由下式给出

$$C_{xy}(\omega) = \frac{|f_{xy}(\omega)|}{\sqrt{f_x(\omega)f_y(\omega)}}, \quad 0 \leq C_{xy}(\omega) \leq 1 \quad (11)$$

它测度了在频率 ω 上 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的绝对相关性。 $C_{xy}(\omega)$ 的值越大说明两个时间序列在频率 ω 上的相关性越大。然而, 相干谱并不随着序列间时间的偏移而改变, 因此尽管它提供了在频率 ω 上 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的相关性的信息, 但却没有提供相位(即先行滞后期)信息。为了测度相位我们需要使用相位谱

$$\phi_{xy}(\omega) = \tan^{-1}\left(-\frac{q_{xy}(\omega)}{c_{xy}(\omega)}\right) \quad (12)$$

如果相位谱的值为正, 则在频率 ω 上 $\{x_t\}$ 滞后于 $\{y_t\}$; 如果相位谱的值为负, 则在频率 ω 上 $\{x_t\}$ 先行于 $\{y_t\}$ 。在频率 ω 上 $\{y_t\}$ 相对于 $\{x_t\}$ 的时滞(time delay) T 由下式给出

$$T = -\frac{\phi_{xy}(\omega)}{\omega} \quad (13)$$

即相位谱通过简单运算可以告诉我们: 在特定频率 ω 上, 哪个序列超前, 超前多少期, 但是与时域分析不同的是, T 并不一定是整数, 因此在先行/滞后期的确定方面提供了额外的精确性。

因此, 相干谱和相位谱为我们提供了在不同频率 ω 上, 相关性和先行滞后期的测度。指标间在不同的频率上会表现出不同的相关性和先行滞后期。然而筛选景气指数的构成指标时, 到底应该以哪个频率上的相干谱和时滞为依据? 一个可能的方法是根据经验, 甚至随心所欲的选出一些频率。例如, Forni, Hallin, Lippi 和 Reichlin(2001)根据一个典型的景气循环频率 $\pi/16$, 即对应于8年的循环周期, 来划分先行、一致或滞后序列。在本文中, 我们希望采用一种更加易于理解的方法。我们建议应该集中关注一个或几个有限的、包含所有我们所感兴趣的频率区间上的相关关系和时滞。

对于一个给定的频带 Λ , 根据Croux等(2001)的建议, 令 $\Lambda = \Lambda_+ \cup \Lambda_-$, 其中 $\Lambda_+ = [\lambda_1, \lambda_2]$, $\Lambda_- = [-\lambda_2, -\lambda_1]$, 并且 $0 \leq \lambda_1 < \lambda_2 \leq \pi$, 我们可以定义在 Λ 区间 $\{x_t\}$ 和 $\{y_{t+\tau}\}$ 之间的协方差为

$$\text{cov}_{\Lambda}(x_t, y_{t+\tau}) = \int_{\Lambda} e^{i\omega\tau} f_{xy}(\omega) d\omega \quad (14)$$

序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的方差分别为

$$\begin{aligned} \text{var}_{\Lambda}(x_t) &= \int_{\Lambda} f_x(\omega) d\omega \\ \text{var}_{\Lambda}(y_t) &= \int_{\Lambda} f_y(\omega) d\omega \end{aligned} \quad (15)$$

则人们可以定义在 Λ 区间 $\{x_t\}$ 和 $\{y_{t+\tau}\}$ 之间的交叉相关性(Cross-Correlation)为(Rua & Nunes, 2005)

$$\rho_{xy,\tau}(\Lambda) = \frac{\int_{\Lambda} e^{i\omega\tau} f_{xy}(\omega) d\omega}{\sqrt{\int_{\Lambda} f_x(\omega) d\omega \int_{\Lambda} f_y(\omega) d\omega}} \quad (16)$$

当 $\tau=0$ 时, 等式(16)与 Croux 等(2001)的动态相关性(Dynamic Correlation)相对应, 即变量间在频带 Λ 上的同期共变性

$$\rho_{xy,0}(\Lambda) = \frac{\int_{\Lambda} c_{xy}(\omega) d\omega}{\sqrt{\int_{\Lambda} f_x(\omega) d\omega \int_{\Lambda} f_y(\omega) d\omega}} \quad (17)$$

因此, 辨别频带 Λ 上序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_{t+\tau}\}$ 之间先行/滞后关系的的方法就是选择 τ 来最大化 $\rho_{xy,\tau}(\Lambda)$ 的绝对值。

为了明确 $\rho_{xy,\tau}(\Lambda)$ 与相干谱和相位谱的关系, 考虑极坐标形式的 $f_{xy}(\omega)$

$$f_{xy}(\omega) = |f_{xy}(\omega)| e^{i\phi_{xy}(\omega)} \quad (18)$$

将(18)式带入(17)式, 经过一些代数变换后, 得到下面的式子

$$\rho_{xy,\tau}(\Lambda) = \frac{\int_{\Lambda} e^{i\omega\left[\tau - \left(\frac{\phi_{xy}(\omega)}{\omega}\right)\right]} |f_{xy}(\omega)| d\omega}{\sqrt{\int_{\Lambda} f_x(\omega) d\omega \int_{\Lambda} f_y(\omega) d\omega}} \quad (19)$$

让我们集中讨论单一频率的情形, 也就是说假设 Λ 只包含频率 ω 和 $-\omega$ 。由(19)式可知, 当 τ 等于时滞(time delay)时能够最大化 $\rho_{xy,\tau}(\Lambda)$ 的绝对值, 而此时(19)式等价于(11)式。也就是说, 序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_{t+\tau}\}$ 之间交叉相关性的计算过程被应用到单一频率情形时, 得到的是相干谱和时滞 T 。

4 用频带分析方法选择一致指标

构造合成指数的第一步是确定基准循环。只有明确了基准循环, 我们才能将各经济指标与基准循环进行比较, 从而划分出一致、先行、和滞后指标。GDP 无疑是度量总产出的经济指标中, 测度范围最广的一个指标。而由于 GDP 只有季度数据, 因此在以往我国合成指数的研究中通常使用工业总产值、工业增加值、或者使用一系列指标的合成作为指标筛选的基准指标。而本文直接以 GDP 作为基准指标, 只不过在进行指标筛选时需要将月度数据转换为相应的季度数据, 再与 GDP 进行比较, 即共变性分析是基于季度数据的。

在本文中, 我们关注循环要素, 同时将以各项经济指标的增长率为研究基础, 分析我国经济增长率循环要素的周期波动情况。首先我们使用 CF 带通滤波分离出实际 GDP 增长率中 6~32 季度的周期循环要素。图 1 中是使用傅立叶变换, 对我国从 1991 年至 2005 年 GDP 循环要素进行功率谱分析的结果。

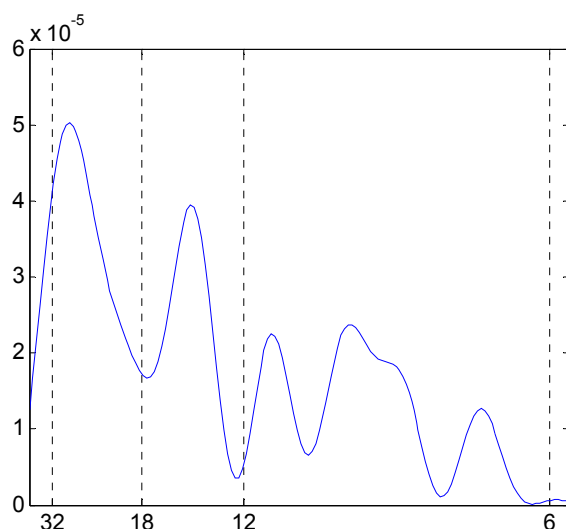


图1 实际GDP增长率循环要素的功率谱

为了利用指标间共变性上的频率差异信息,我们将各经济变量与基准循环之间的共变性研究划分在几个频率区间上进行。我们所划分的频带应该可以为基准循环功率谱的几个主要的峰值划定界限。如图1所示,我们关注6~32个季度区间内的3个频带,在本文中我们暂且称其为长期循环(18~32个季度的循环要素),中期循环(12~18个季度的循环要素),和短期循环(6~12个季度的循环要素)。其中,长期循环的能量占整个标准循环(6~32个季度)总能量的比例为36%,中期循环的能量占总能量的比例为25%,短期循环的能量占总能量的比例为39%。从中可以看出我们划分的三个频率区间的能量比重相近,从而从另一角度验证了我们所进行的区间划分的合理性。注意,这里的长、中、短期循环不同于周期理论中所说的长、中、短周期(如基钦周期、朱格拉周期等),而只是我们为方便描述而定义的称谓。我们将在标准循环区间(6~32个季度)以及长、中、短期循环区间分别进行共变性分析,进而筛选一致指标。

我们使用第三部分所描述的在特定频带上测度共变性的方法,计算各种经济指标同GDP之间的交叉相关性。表1列示了我们筛选出的一致指标与实际GDP增长率循环要素之间的交叉相关性的最大值和相应的先行/滞后期,我们同时还计算了同期交叉相关性。

在表1中,我们除了分析每个指标与GDP在标准循环、长期循环、中期循环和短期循环上基于频域分析的交叉相关性外,也计算了标准循环基于时域分析的时差相关系数。从列示的结果中可以看出,基于频域和时域的共变性分析的结果非常接近。从理论上说,频域分析和时域分析应该得到完全相同的结果,但是实践中由于计算误差和系统误差等原因,两种方法得出的结果也可能存在差异。

表1列示的结果表明,在不同的频带上,这些变量很少表现出完全相同的交叉相关性和先行滞后期。在每个频带上,我们挑选那些在期望的时滞($-1 \leq t \leq 1$)上具有强相关性的变量作为一致指标。根据上述原则,我们的筛选结果如表2所示。即在标准循环周期内,选择工业增加值、工业企业从业人员数、工业产品产销率、货币供应(M2)为一致指数构成指标;在长期循环周期内,选择工业企业从业人员数、工业产品产销率、货币供应(M2)、固定资产投资为一致指数构成指标;在中期循环周期内,选择工业企业从业人员数、工业产品产销率、货币供应(M2)为一致指数构成指标;在短期循环周期内,选择工业增加值、工业企业从业人员数、工业产品产销率、货币供应(M2)为一致指数构成指标。

表1 主要经济指标与GDP增长率循环要素的共变性分析

指标	周期	同期交叉相关性	交叉相关性最大值	先行/滞后期
工业增加值	标准循环: 6~32 季度(时域分析)	0.65362	0.74091	1
	标准循环: 6~32 季度	0.63566	0.71988	0.8
	长期循环: 18~32 季度	0.54181	0.68839	2.4
	中期循环: 12~18 季度	0.62173	0.76234	1.4
	短期循环: 6~12 季度	0.70441	0.7867	0.6
工业企业从业人数	标准循环: 6~32 季度(时域分析)	0.60934	0.60934	0
	标准循环: 6~32 季度	0.70112	0.70112	0
	长期循环: 18~32 季度	0.76147	0.77144	-0.6
	中期循环: 12~18 季度	0.76509	0.76862	-0.2
	短期循环: 6~12 季度	0.66258	0.66364	0.1
工业产品产销率	标准循环: 6~32 季度(时域分析)	0.88856	0.88856	0
	标准循环: 6~32 季度	0.88647	0.89929	0.3
	长期循环: 18~32 季度	0.96901	0.97826	0.5
	中期循环: 12~18 季度	0.93846	0.95286	0.4
	短期循环: 6~12 季度	0.7895	0.80595	0.3
货币供应(M2)	标准循环: 6~32 季度(时域分析)	0.57524	0.59093	1
	标准循环: 6~32 季度	0.62195	0.66835	0.6
	长期循环: 18~32 季度	0.73461	0.73518	-0.2
	中期循环: 12~18 季度	0.6834	0.686	0.2
	短期循环: 6~12 季度	0.56045	0.66577	0.7
固定资产投资	标准循环: 6~32 季度(时域分析)	0.39546	0.40166	2
	标准循环: 6~32 季度	0.35694	0.42763	1.3
	长期循环: 18~32 季度	0.69156	0.69386	0.3
	中期循环: 12~18 季度	0.49823	0.52426	0.7
	短期循环: 6~12 季度	0.11357	0.27431	1.6
社会货运量	标准循环: 6~32 季度(时域分析)	0.42358	0.42358	0
	标准循环: 6~32 季度	0.42592	0.44521	-0.5
	长期循环: 18~32 季度	0.51038	0.52518	-0.9
	中期循环: 12~18 季度	0.43372	0.45373	-0.7
	短期循环: 6~12 季度	0.40563	0.42964	-0.4

5 我国的一致合成指数

美国在研究景气循环领域有着很长的历史，美国商务部的首席经济统计学家希斯金(J. Shiskin)在上世纪 60 年代末主持开发的合成指数(Composite Index, 缩写为 CI)成为许多国家研究经济周期波动的首选方法，现在美国会议委员会(The Conference Board)每月定期计算和公布美国、德国、日本、韩国、英国、法国、西班牙、墨西哥、澳大利亚共 9 个国家的先行、一致和滞后合成指数。我国从上世纪 80 年代中期开始启动经济周期波动的研究，至今为止国内的研究机构主要也是采用合成指数方法进行景气指数的构建工作。在本文中，我们也将采用合成指数方法构造我国的一致指数。

表 2 按照不同频带分别筛选的一致指标

		标准循环	长期循环	中期循环	短期循环
工业增加值	最大相关性	0.71988			0.7867
	先行滞后期	0.8			0.6
工业企业从业人员数	最大相关性	0.70112	0.77144	0.76862	0.66364
	先行滞后期	0	-0.6	-0.2	0.1
工业产品产销率	最大相关性	0.89929	0.97826	0.95286	0.80595
	先行滞后期	0.3	0.5	0.4	0.3
货币供应(M2)	最大相关性	0.66835	0.73518	0.686	0.66577
	先行滞后期	0.6	-0.2	0.2	0.7
固定资产投资	最大相关性		0.69386		
	先行滞后期		0.3		

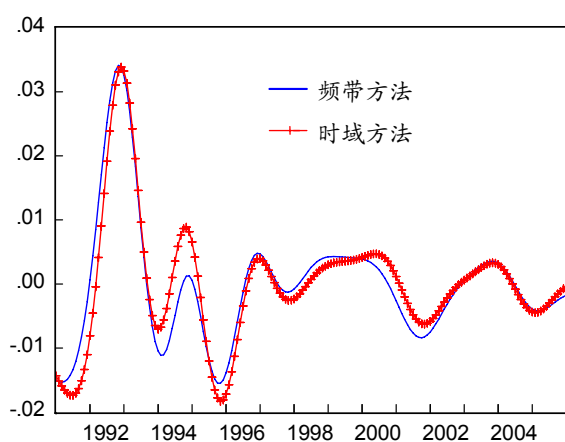


图 2 频带方法和时域方法构造的一致合成指数(月度)

在第 4 部分筛选指标的基础上，我们使用两种方法合成一致指数：一种方法是直接使用从标准循环周期筛选出的 4 个一致指标的月度数据直接合成一致指数，我们在这里称之为时域方法。另一种方法是基于频带分析构造合成指数，即分别构造长、中、短期循环的一致指数，然后加总长、中、短期一致指数得到最终的一致指数，我们在这里称之为频带方法。

我们先使用带通滤波分离出各指标月度数据的长、中、短期循环成分（注意：处理月度数据时，长期循环指 48~96 个月的波动，中期循环指 36~48 个月的波动，短期循环指 18~36 个月的波动），然后使用合成指数方法分别合成长、中、短期循环的频带一致指数。但是由于合成指数法得到的指数都是在 100 附近标准化了的，因此无法反映出长、中、短期循环在波动程度上不同的重要性。我们必须考虑到，对于总体循环来说，一些循环相对来说比其它循环更重要。因此每个频带一致指数都需要重新进行标准化，以使它的季度平均与相应频带的 GDP 成分具有相同的均值和标准差。然后通过加总长、中、短期的频带一致指数，最终得到我国的一致合成指数。图 2 列示了使用频带和时域两种方法构造的一致合成指数。

下面我们将两种方法得到的一致合成指数分别与基准循环(GDP 增长率循环要素)进行比较：

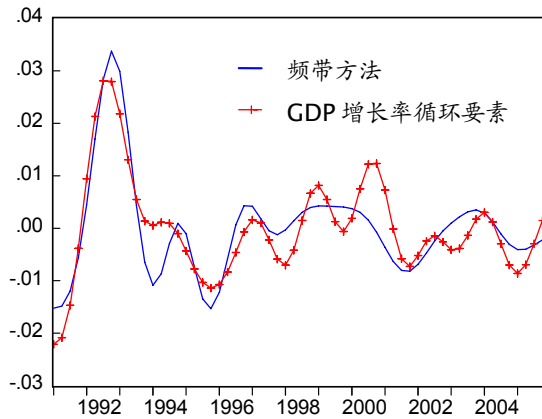


图 3 频带方法一致合成指数与基准循环(季度)

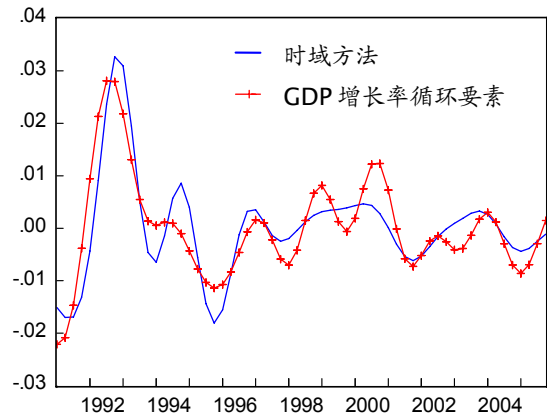


图 4 时域方法一致合成指数与基准循环(季度)

从图 3 和图 4 可以看出，使用频带方法和时域方法构造的合成指数都能够较好的拟合基准循环(实际 GDP 增长率循环要素)的波动情况，但两者也存在差别。首先，对于基准循环在 1992 年出现的峰，频带方法一致合成指数拟合的较好，而时域方法则表现出略微的滞后。其次，从波动幅度来看，1994-1995 年时域方法一致合成指数的波动幅度略显偏大，而频域方法则与基准循环对应得较好。因此，不论是在峰谷转折点的对应还是在波动幅度方面，使用频带方法构造的合成指数都比使用时域方法构造的合成指数表现出更好的性质。从而说明在构造合成指数的过程中，考虑共变性的频率差异属性，能够使得最终的指数结果更好的拟合实际的周期波动。

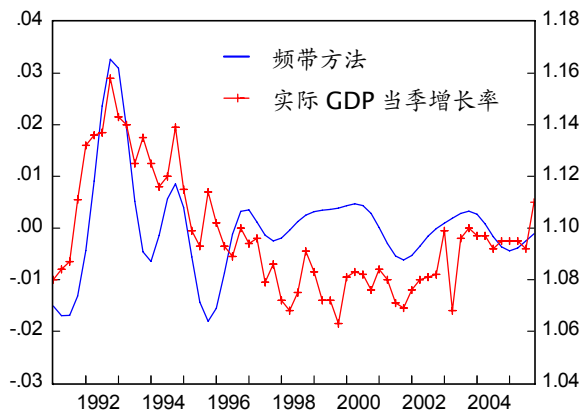


图 5 频带方法一致合成指数与实际 GDP 当季增长率(季)

在实际经济生活中,人们往往更加熟悉和关注 GDP 增长率本身,而不是上述经过一系列调整后的 GDP 增长率循环要素。为了更加直观的刻画我们用频带方法得到的一致合成指数的效果,我们将频带方法一致合成指数与实际 GDP 当季增长率进行比较。从图 5 中可以看出,频带方法一致合成指数也能够很好的拟合实际 GDP 增长率的发展趋势。从而从另一个角度验证了指数的可靠性和实用性。

6 结论

在这篇论文里,我们介绍了一种新的景气指标选择方法,即以频域分析为基础,测度指标间共变性的频带分析方法。我们以这种方法为基础筛选一致指标,构造了我国的一致合成指数。这种方法源于这样一个事实,变量的先行/滞后属性在不同的频率区间上是不同的。为了在构造合成指数时利用这一信息,我们只选择和使用在共变性和时滞上表现出我们所期望的属性的指标。我们可以看到,使用时域方法选择的指标是使用频带方法所选择指标组的一个子集。这是由于寻找在总体上具有期望共变性和时滞属性的指标,比区分不同的频带寻找相应的指标更为困难。

通过将我们得到的基于频带方法的一致合成指数和基于时域方法的一致合成指数与基准循环、以及实际 GDP 增长率进行比较,我们发现使用频带方法得到的结果略好。从而说明在构造合成指数时,考虑共变性的频率差异属性能够改善合成指数拟合实际的周期波动的效果。

参考文献

- [1] 董文泉,高铁梅等.1998.经济周期波动的分析与预测方法[M].吉林大学出版社.
- [2] 查特菲尔德(英)著,方再根译.1986.时间序列分析导论[M].宇航出版社.
- [3] Burns, A. F. & Mitchell, W. C.. 1946. Measuring Business Cycles[J]. New York: NBER.
- [4] Baxter M. & R. G. King. 1999. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series[J]. the Review of Economics and Statistics, 81, 575-593.
- [5] Christiano, L. J. & Fitzgerald, T. J..2003. The Band Pass Filter[J]. International Economic Review, 44, 435-465.
- [6] Croux, C., Forni, M. & Reichlin, L..2001. A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics[J]. The Review of Economics and Statistics, 83, 232-241.
- [7] Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L.. 2001 .Coincident and Leading Indicators for the Euro Area[J]. The Economic Journal, 111, 62-85.
- [8] Granger, C. W. J., & Hatanaka, M.. 1964, Spectral Analysis of Economic Time Series[J], Princeton University Press.
- [9] Hamilton, J. D.. 1994. Time Series Analysis[J]. Princeton University Press.
- [10] Rua, A., & Nunes, L. C.. 2005. Coincident and Leading Indicators for the Euro Area: A Frequency Band Approach[J]. International Journal of Forecasting, 21, 503-523.
- [11] Sargent, T.J.. 1987. Macroeconomic Theory, 2nd edition[M]. London: Academic Press.
- [12] Stock, J. H., & Watson, M. W.. 1998. Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series[M], NBER Working Paper 6528.

Developing China's Coincident Index with Frequency Band Approach

Shi Zhu-xian, Huang Hong-mei, Liu Jun-Sheng

(Business School of Jilin University, Jilin Changchun, 130012)

Abstract: The aim of this paper is to build coincident indices of China with a frequency band approach, considering that economic variables present different correlation and lead/lag at different frequencies. We chose variables to be included in the composite indices according to their properties of comovement with the reference cycle at different frequency bands. Then we compile at each frequency band the selected indicators, and by summation of the results regarding different frequency bands, we obtain the final result of composite index of China. Comparing this index with the reference cycle, we find that it will gain by taking the frequency diversity of comovement into account in the index compiling process.

Keywords: Business cycle; Composite index; Coincident index; Band pass filter; Frequency band analysis

收稿日期: 2006-1-10

作者简介: 石柱鲜 (1947-), 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。