

中国省份产业经济周期的经验研究^①

——基于贝叶斯潜在多动态因子模型的分析

张文彬¹ 童 笛²

(1. 北京大学光华管理学院; 2. 中信银行总行营业部)

【摘要】 本文利用基于吉布斯抽样估算的贝叶斯潜在多动态因子模型, 估算出中国改革开放以来三次产业实际产出波动的全国、地区和省份动态因子, 发现全国动态因子和区域动态因子较好地刻画了中国宏观经济波动的基本特征和基本区域经济事实。方差分解的结果表明, 全国动态因子是省份第二产业实际产出波动最重要的驱动力, 异质性成分是省份第一、第三产业实际产出波动的主要驱动力, 区域动态因子影响力弱, 省份动态因子对第一、第三产业有一定的影响。不同类型动态因子对各产业影响程度的省份差异在一定程度上和区域以及省份特征相关。

关键词 区域经济周期 三次产业 贝叶斯动态因子模型

中图分类号 F061.5 **文献标识码** A

Provincial Industrial Business Cycles in China

Abstract: Based on the three industries data in provincial level, this paper employs a Bayesian dynamic latent factor model to estimate the country, region and province dynamic factors, which coincide with the macroeconomic features and important regional facts in China. Based on the results of variance decomposition, a country factor is an important source of volatility for the secondary industry, and the idiosyncratic component is the most important for the volatility for the first and third industries. We find that regional factors only have little influence on economic fluctuations, and provincial factors play a little role in explaining fluctuations in the first and third industries. We also document the relationship between the characteristics of province and the difference in variance decomposition across provinces.

Key words: Regional Business Cycle; Three Industries; Bayesian Dynamic Factor Model

① 本文获得国家社科基金项目“月度数据基础上中国经济周期波动分析模型的设计与应用”(批准号: 07BJL015)和第48批中国博士后面上项目(资助编号: 20100480161)的资助。

引言

在区域经济周期形成和区域经济周期差异的分析中,产业结构特征是重要且稳健的因素 (Carlino 和 Sill, 2001)。在国家加总层面, Long 和 Plosser (1987) 等发现部门冲击是造成经济波动的主要原因之一, 部门经济波动的差异非常明显 (Carlino 和 DeFina, 2004)。因此, 特定产业冲击的存在以及区域间产业结构的差异会导致各区域异质性经济周期的形成 (Krugman, 1993)。Clark 和 Shin (2000) 利用 disaggregate VAR/factor 模型, 使用分区域分产业数据, 根据各类冲击的结构特征, 把基于 VAR 估算的经济冲击分解为共同冲击、区域特定冲击、产业特定冲击和异质性冲击, 发现美国区域就业波动 20% ~ 30% 的预测误差方差和区域产业结构的差异有关。所以, 从产业的视角出发, 研究中国区域经济周期, 对于获取中国区域经济周期的基本事实特征、理解中国区域经济周期的形成以及差异影响因素, 有着积极的意义。

但是, 目前, 很少有研究从产业的视角分析中国的区域经济周期。刘树成等 (1991) 和孙天琦 (2004) 利用简单相关系数分析了各省份工业产出以及一二三次产业产出与全国相关指标的同步性。但是, 这种将不同的产业分割开来进行分析的方法, 忽略了产业之间存在的相互关系; 而且, 相关系数只能给出同步性的解释, 无法考虑到经济周期波幅方面的信息, 也难以给出不同区域层级对各产业周期性波动的影响, 比如将省份特定产业的经济波动分解成为全国、区域、省份等不同区域层级的影响, 这种分解为宏观政策具体细化到哪一级区域层面提供重要的参考依据。而 Clark 和 Shin (2000) 的模型以 VAR 技术为基础, 缺陷在于其对样本量的要求较高, 因而限制其对更低层次区域的分析; 而且, 根据该模型对共同、区域和产业冲击之间独立性假定的限制, 将导致该度量结果实际上给出区域特定冲击重要性的下界, 如果区域 r 的特定冲击通过传导影响区域 s , 比如对于低频的年度数据而言, 这种传导很有可能在即期内实现, 这种冲击传导在核算中则被划分为共同冲击, 因而可能存在低估区域特定冲击重要性的问题。最后, 在宏观数据样本量有限的情形下, 估算结果对模型的设定 (如滞后阶数的确定) 可能比较敏感, 结论的稳健性有待提升。

Kose 等 (2003) 提出基于吉本斯抽样估算的贝叶斯潜在多动态因子模型 (Bayesian Dynamic Latent Factor Model), 提供了一个基于大截面数据同时估计多种类型协同性的分析框架。该模型突出的优点在于能够有效处理大的截面数据, 并能提取不同加总层次的动态因子, 从而有效地解决已有研究方法的不足。本文以 1978~2008 年间我国省份三次产业的实际增长率为基础, 利用贝叶斯潜在多动态因子模型估算出基于产业视角的省份经济周期的多动态因子, 将三次产业的实际产出波动分解为全国、区域、省份以及异质性成分。

一、模型设定、估算及数据说明

基于贝叶斯潜在多动态因子模型的优势, 我们以此为基础构建我国省份产业经济周期的计量模型。本文以各省份的第一、第二、第三次产业实际产出波动为研究对象, 剔除港澳台之后共 31 个省 (自治区、直辖市), 划分为东部、东北、中部和西部四大板块, 共有 93 个时间序列, 时间跨度为 30 年, 用 y_{it} 表示, $i=1, 2, \dots, 3 \times 31$, $t=1, 2, \dots, 30$ 。我们试图用三个层次的潜在动态因子刻画上述时间序列的协同性。首先是单一的全国动态因子 F_t^N , 可以捕获全国所有省份三次产业实际产出波动之间的协同性; 其次是四个区域动态因子 $F_{t,r}^R$, $r=1, 2,$

3, 4, 用以刻画各板块内部所有省份三次产业的协动性^①, 第三个层次是 31 个省份动态因子 F_{it}^p , $p = 1, \dots, 31$, 可以捕获各省份内部三次产业的协动性。因此, 变量 y_{it} 可以表达为:

$$y_{it} = a_i + b_i^N F_t^N + b_i^R F_{t-1}^R + b_i^P F_{t-1}^P + \varepsilon_{it}; \quad E\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-s} = 0, \text{ 当 } i \neq j \text{ 时。} \quad (1)$$

其中, 系数 b_i^j 是因子载荷, 反映了各动态因子对 y_{it} 变动的解释程度。误差项 ε_{it} 可以理解成特定省份产业的异质性因素, 假定其正态分布, 但可能遵循 q 阶自回归过程,

$$\varepsilon_{it} = \varphi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \varphi_{iq} \varepsilon_{it-q} + u_{it}; \quad (2)$$

当 $i = j$ 且 $s = 0$ 时, $E u_{it} u_{it-s} = \sigma_i^2$; 其余情况下, $E u_{it} u_{it-s} = 0$ 。

我们进一步假定各动态因子遵循 h 阶自回归过程,

$$F_{k,t} = \varphi_{Fk,1} F_{k,t-1} + \dots + \varphi_{Fk,h} F_{k,t-h} + u_{Fk,t}; \quad (3)$$

$E u_{Fk,t} u_{Fk,t-s} = \sigma_{Fk}^2$, $E u_{Fk,t} u_{it-s} = 0$, 对于所有 k, i 和 s 。

假定所有的 u_{it} 和 $u_{Fk,t}$ 为零均值且不相关的正态随机变量。式 (1) ~ (3) 构成了省份产业经济周期的多动态因子模型。遵循 Kose 等 (2003) 和郭庆旺、贾俊雪 (2005) 的做法, 我们将上海的第二产业实际产出方程中的全国动态因子系数设定为正值以识别全国动态因子, 将每个区域中第一个省份第二产业实际产出方程中的区域动态因子系数设定为正值, 以识别区域动态因子^②; 并将各省份第二产业实际产出方程中的省份动态因子系数设为正值, 识别省份动态因子。而关于刻度的识别, 我们将 σ_{Fk}^2 设定为常数。

考虑到本模型需要估算 36 个动态因子和 759 个参数 (ε_{it} 和 $F_{k,t}$ 遵循三阶自回归), 基于 EM 算法通过卡尔曼滤波给出模型的最大似然估计是无法实现的, 因此本文利用基于贝叶斯分析范畴的吉本斯抽样, 采取马尔科夫链蒙特卡罗模拟技术 (MCMC) 来解决这一问题。核心的估算过程如下, 首先是基于给定参数和因子的初始赋值, 抽样出基于因子的模型参数后验分布; 然后基于参数和区域、省份因子抽样出全国动态因子的后验分布; 再基于全国因子和某一区域省份因子抽样出各区域因子的后验分布; 最后, 通过基于全国和区域因子抽样出个省份动态因子的后验分布, 完成一次 MCMC 过程^③。在具体的估算过程中, 根据比较研究, 我们选择 $q = h = 3$; 采用正态分布 $N(0, 1)$ 以及 $N(0, \Sigma)$ 分别作为各动态因子

和自回归系数的先验分布, 其中 $\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0.25 \end{bmatrix}$ 。显然, 关于 Σ 的这一设定可以确保

增长不存在序列相关以及滞后多项式的平稳性。本文遵循 Kose 等 (2003) 的做法, 式 (1) 中新息方差的先验设定采用逆 Gamma (6, 0.001) 分布。最后, 关于马尔科夫链的收敛性, 我们通过采取不同初值和采取不同的抽样次数 (6000~21000), 确保得到估算结果一致。本文报告的结果是 21000 次的抽样结果 (舍弃前 1000 次结果)。为了验证结果的稳健性, 我们在估算中尝试不同的先验设定、不同的初值设定以及更多的抽样次数, 表明估算结果是稳健的。

① 东部地区包括沪、京、津、冀、鲁、苏、浙、闽、粤和琼; 东北地区包括黑、吉、辽; 中部地区包括晋、豫、鄂、湘、皖、赣; 西部地区包括内蒙、桂、渝、川、云、贵、藏、陕、甘、宁、青、新。

② 东部地区为上海, 东北地区为辽宁, 中部地区为河南, 西部地区为四川, 除上海之外, 各省份都是本区域经济规模最大的。为了验证结果的稳健性, 我们改为选择广东这一经济规模最大的省份, 估算结果基本保持不变。

③ 详细可参见 Kose 等 (2003)。

本文使用年度数据，样本跨度为 1979~ 2008 年。其中 1979~ 2007 年各省份第一、第二、第三次产业产出增长率的数据来自于各省份 2008 年统计年鉴；2008 年的数据则来自于各省份的统计公报或者政府工作报告。同时，我们对各序列作了去均值化处理。这样，一方面保证各序列的平稳性，另一方面，基于增长率的估算，可以避免因为规模差别造成对估算结果的影响。

二、动态因子的特征分析

1. 全国动态因子

根据估算结果，我们得到图 1 实线所示的全国动态因子的中位数，虚线部分分别为 1/3 和 2/3 分位数，显然三条曲线非常接近，表明我们对全国动态因子的估计是较为精确的。就直观而言，基于各省份三次产业实际产出波动的全国动态因子很好的反映了 1979~ 2008 年间我国宏观经济波动的状态，我们选择马尔科夫区制转换模型量化全国动态因子的基本特征。

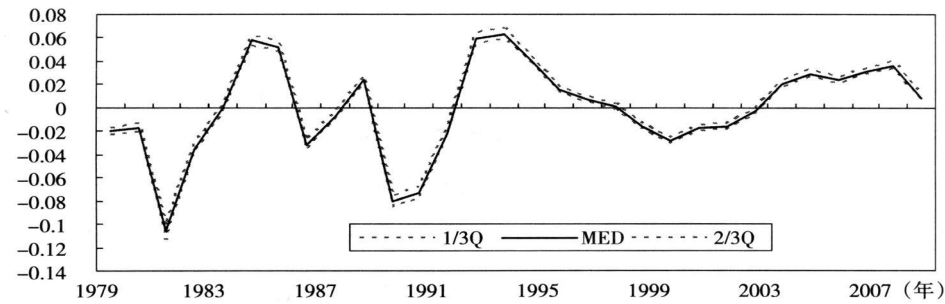


图 1 全国动态因子（1979~ 2008 年）

根据陈浪南、刘宏伟（2007）的有关研究，本文将经济增长划分为三个不同的区制状态，并允许各区制内的截距不同，考虑到有限样本量的限制，结合 AIC 信息以及拟合结果（见图 2 的第一个图），我们选择 MSI（3）~ AR（0）模型^①，利用基于 EM 算法的最大似然估计给出估算结果，主要系数基本通过 10% 以上的显著性水平检验（见表 1）。

表 1 全国因子的马尔科夫机制转换模型（MSI（3）~ AR（0））的估算结果

参数	估计值	参数	估计值	参数	估计值	参数	估计值	参数	估计值
μ_1	- 0.086	P_{11}	0.268	P_{21}	0.080	P_{31}	0.068	AIC	- 3.497
μ_2	- 0.013	P_{12}	0.732	P_{22}	0.658	P_{32}	0.214	HQ	- 3.348
μ_3	0.036	P_{13}	0.000	P_{23}	0.262	P_{33}	0.718	SC	- 3.030
σ	0.016	似然值	62.45	LR	17.14				

根据 μ_i 的值，我们可以将三个区制定义为低速增长期、中速增长期和高速增长期。根据转移概率 P_{ij} 的估算值，可以讨论全国动态因子的持续性和非对称性问题。从各区制自身的持续概率（ P_{ii} ）来看，呈高速向低速区制递减，其中，高速和中速的持续性较高，分别在 71.8% 和 65.8% 的概率上维持自身区制，而低速区制自身的持续概率较低，表 2 中各区制

^① 事实上，滞后阶数为 0 时，MSI（3）~ AR（0）等同于 MSM（3）（Krolzig，1997）。

©1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

持续期的差异更直观的体现了这一现象。从区制间转移来看，低速向中速增长区制转移的概率达到 73.2%，但是基本上不存在向高速区制转移的可能性；不过，存在高速向低速以及中速向低速区制转移的可能性，但这种可能性低于高速和中速区制间的转移。因此，我们估算的全国动态因子具有一般经济周期明显的持续性和非对称性特征，而且，与陈浪南、刘宏伟（2007）基于季度 GDP 数据的估计结果比较，基本结论一致。

表 2 基于全国因子的马尔科夫机制转换模型的周期识别

	低速增长区制	中速增长区制	高速增长区制
时期	1981~ 1981; 1989~ 1990;	1979~ 1980; 1982~ 1983; 1986~ 1987; 1991~ 1991; 1996~ 2002;	1984~ 1985; 1988~ 1988; 1992~ 1995; 2003~ 2008
持续期	1.37 年	2.92 年	3.55 年
占比 (%)	9.2	47.1	43.7

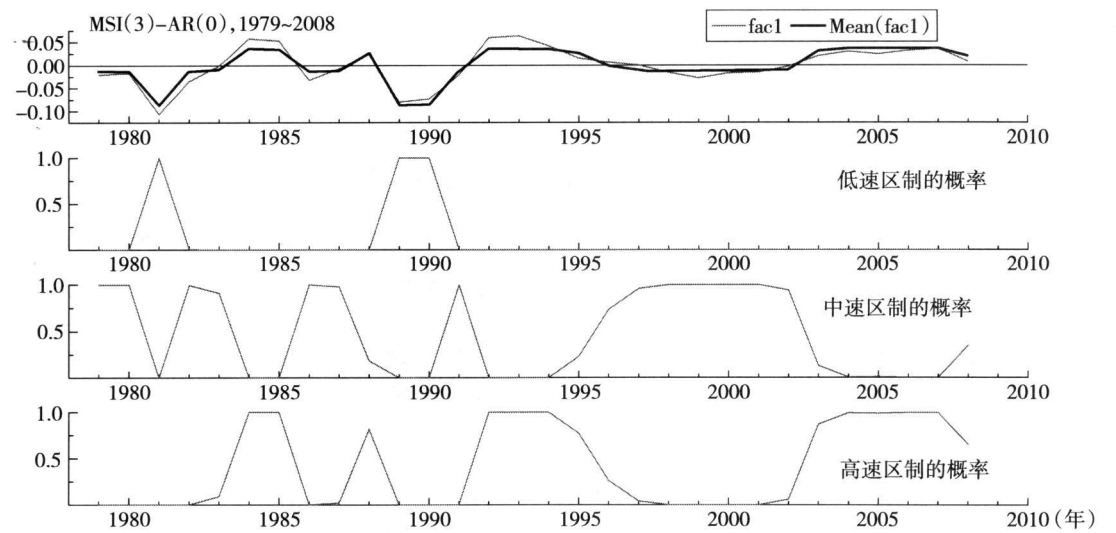


图 2 各区制的平滑概率

根据各参数估算值，我们在图 2 中给出各区制的平滑概率，概率越大，则表明经济处于该区制的可能性越大。基于平滑概率，我们在表 2 中给出了周期识别结果。我国在 1981 年和 1989~ 1990 年间经历了低速增长期；并分别在 1984~ 1985 年、1988~ 1988 年、1992~ 1995 年和 2003~ 2008 年期间经历高速增长期；其余年份则处于中速增长期。就这一周期划分结果而言，基本上和陈浪南、刘宏伟（2007）是一致的。中速和高速区制的比重总计达到 90% 以上，这是支撑我国经济长期以较高速增长的基础。而且，从 2008 年的平滑概率来看，高速增长区制的概率明显下降，而相应的中速区制的概率明显上升，很好的刻画了近期中国经济受到全球金融危机影响而增速放缓的状态。因此，本文基于各省份三次产业实际产出波动数据，利用多动态因子模型估算的全国动态因子模型能够很好地刻画我国经济周期的基本特征，这进一步表明这一模型适宜于本文的分析。

2 区域动态因子

图3给出了根据各省份三次产业实际产出波动估算的各区域动态因子。四大区域动态因子的自相关系数并不显著,因此,就年度数据而言,区域动态因子的持续性水平很低。所以,相对于全国因子高达0.48自相关系数而言,区域动态因子主要刻画高频经济波动的特征。根据动态因子的标准差以及图3的直观显示,各地区在20世纪90年代中期以后的波动幅度明显降低,和中国整体经济波动趋缓相联系,其中,东北动态因子的波动最大,中部地区次之,东部地区最低。从前几轮经济波动来看,东部地区动态因子的波峰和波谷均高于中西部地区,东北地区动态因子则呈现较大幅度的起伏,且谷底偏低,这一动态变化对应于中国区域差距进一步扩大的现象。最近一轮的经济扩张期(2003~2008年)是中国重新重工业化的过程,资源型产业具有一定优势和重化工业发展具有一定基础的东北、中部和西部地区的经济增长速度明显提升,区域相对差距有所缩小,本文估算的上述三个区域的动态因子运行位势高于东部地区。因此,本文估算的区域动态因子在一定程度上刻画了各区域经济波动的特点,符合基本的经济事实。

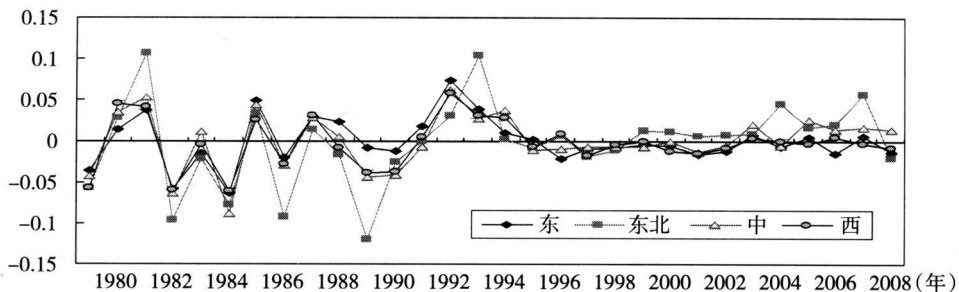


图3 四大板块区域动态因子估算值

我们利用基于卡尔曼滤波的时变参数模型(Time-varying parameters models),假定各区域因子和全国因子的相关系数遵循一个随机游走过程,估算出各区域与全国因子相关系数的时间路径(见图4a)。剔除全国性以及省份特定性影响之后,各区域与全国因子相关系数的动态演变经历了先增后减的过程^①,从初始的负相关提高到1994年的较高水平的相关性,然后呈现下降趋势。这一动态演变路径可能和财政分权改革相关。张文彬和童笛

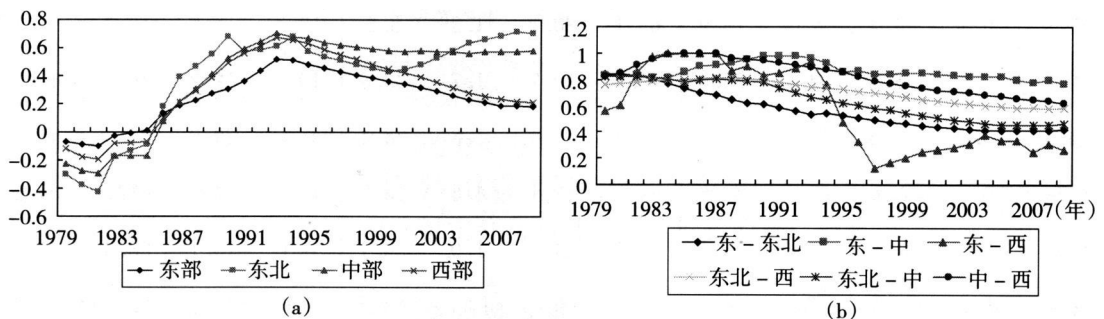


图4 区域间及于全国因子相关系数的动态演变

① 东北地区除外,其于全国因子的同步性在1994年下降后又于2001年逐步回升。

(2009) 的研究表明, 尽管 1994 年的财政体制改革后, 地方财政支出的逆周期性提高, 但是各地区平抑异质性波动的财政支出能力下降, 因此, 可能导致区域波动 (剔出全国性影响之后) 趋异。同时, 根据图 4 (b), 各区域动态因子间的相关系数高于其与全国因子的相关系数, 但是相关性呈下降趋势, 即区域动态因子的同步性不断下降, 不同区域逐渐呈现出不同的产出波动, 区域动态因子波动的趋异的现象可能需要引起宏观政策调控的重视。不过注意到这种下降主要是在 1990 年代初期开始的细节, 也正是区域协调发展战略提出之时, 因此, 这也有可能是中央政府在需求冲击层面上“区域协调”的政策效果 (张文彬、童笛, 2009), 比如面对 1997~ 2003 年间的紧缩性冲击, 中央政府的扩张性政策明显偏向于东北和西部地区。

三、省份三次产业实际产出波动的方差分解及分析

1. 产出波动的方差分解

全国、区域以及省份动态因子对各省份三次产业实际产出波动影响的相对重要性, 是本文重点关注的内容。根据式 (1) 以及各因子、异质性因素之间的正交性, 我们将各观测变量 y_{it} 的方差 $\text{var} (y_{it})$ 分解为如式 (4) 所示的全局性、区域性、省份和异质性四个部分:

$$\text{var} (y_{it}) = (b_i^N)^2 \text{var} (F_t^N)^2 + (b_i^R)^2 \text{var} (F_{r,t}^R) + (b_i^P)^2 \text{var} (F_{p,t}^P) + \text{var} (\varepsilon_{it}) \quad (4)$$

根据式 (4), 我们可以得到各种因子对 y_{it} 方差的贡献度, 比如, 全国动态因子的相对贡献度可以用 $(b_i^N)^2 \text{var} (F_t^N)^2 / \text{var} (y_{it})$ 表示。这种分解可以直观的表明特定省份特定产业波动的主要驱动力来自于哪一部分。表 3 报告了基于中位数的方差分解结果^①。

表 3 方差分解结果 (单位: %)

	第一产业				第二产业				第三产业			
	C1	R1	P1	I1	C2	R2	P2	I2	C3	R3	P3	I3
上海	1.5	17.2	9.5	69.1	66.8	1.8	7.4	22.7	18.8	2.1	12.2	65.9
北京	10.9	13.3	13.4	59.6	49.6	2.5	2.3	43.8	11.3	3.8	5.3	77.2
天津	15.5	19.9	31.3	30.5	45.9	2.7	25.7	24.2	15.6	10.0	1.7	70.4
河北	0.1	15.3	24.7	56.9	77.1	0.4	2.2	19.0	24.5	14.9	3.9	54.0
江苏	0.1	11.4	6.0	79.9	69.1	20.1	1.2	8.5	13.7	15.9	13.3	55.7
浙江	0.2	18.3	44.0	33.6	43.6	19.7	1.7	33.8	10.9	12.2	26.9	49.5
福建	0.4	11.6	42.1	44.8	51.4	17.4	1.8	28.4	0.4	29.6	27.5	41.6
山东	0.5	4.3	54.2	39.6	68.2	12.1	4.0	15.2	19.8	3.4	41.7	34.2
广东	2.4	0.7	20.6	75.1	37.1	34.6	1.0	26.1	8.1	15.1	28.3	46.8
海南	5.8	0.8	37.6	54.1	42.8	3.7	10.3	42.2	6.6	10.0	52.4	29.6

① 我们比较了 1/3 和 2/3 位数的结果, 基本上与中位数的结果接近, 限于篇幅, 不在此报告, 有兴趣的读者可向作者索取。

(续)

	第一产业				第二产业				第三产业			
	C1	R1	P1	I1	C2	R2	P2	I2	C3	R3	P3	I3
辽宁	0 1	5. 2	12 7	75 6	79 4	0 5	1 6	17 1	1. 1	3 9	12 7	75. 2
吉林	1 7	3. 6	11 0	80 1	67 8	2 0	1 3	27 3	27 0	5 1	16 8	45. 8
黑龙江	1 6	5. 7	34 5	52 9	18 5	1 5	21. 7	55 7	7. 4	4 2	8. 4	74. 0
河南	0 5	1. 1	37 9	58 9	77 0	3 0	1 6	17 2	2 3	9 3	30 3	54. 5
安徽	0 2	1. 5	10 1	85 7	63 1	0 3	2 0	33 3	9. 9	1 2	10 4	76. 3
山西	1 8	3. 6	8 9	82 2	57 6	7 6	1 8	30 7	23 7	8 8	9. 6	53. 7
江西	1 0	2. 5	15 3	78 2	75 4	0 3	1 9	20 8	17 4	1 2	23 6	56. 0
湖北	0 1	6. 2	12 4	76 8	65 1	0 6	2 1	30 5	18 7	11 9	13 2	51. 6
湖南	1 6	10. 2	8 9	75 3	72 0	1 2	5 3	20 4	30 0	7 8	19 8	40. 6
四川	0 4	8. 2	9 6	77 9	83 2	0 4	0 8	14 6	13 9	1 9	14 9	67. 4
内蒙古	3 2	1. 1	3 6	90 4	33 0	4 8	9 4	49 5	19 5	1 4	7. 5	68. 2
广西	5 6	0. 6	6 6	85 9	49 1	7 3	4 1	37 0	8. 4	16 0	3. 8	67. 8
重庆	0 6	2. 0	3 8	91 4	57 1	0 7	4 0	36 1	44 7	1 1	9. 1	43. 8
贵州	3 5	6. 5	6 0	79 4	40 5	5 4	4 3	47 6	22 7	1 1	19 8	54. 5
云南	0 1	1. 4	23 6	72 9	50 6	0 9	11. 8	35 8	4. 5	1 7	17 8	73. 8
西藏	2 6	19. 8	9 4	62 9	2 6	6 1	7 7	81 4	6 7	4 8	8. 8	77. 0
陕西	2 3	1. 1	8 2	86 8	62 7	1 0	3 4	31 3	16 2	1 0	12 3	68. 8
甘肃	6 2	1. 0	13 8	77 6	47 3	12 6	1 3	36 1	10 7	3 3	46 5	37. 0
青海	5 8	18. 2	7 6	63 1	32 7	0 6	9 4	56 0	0. 1	10 2	7. 0	78. 2
宁夏	2 0	1. 5	6 3	88 0	49 4	8 4	4 0	35 4	11 7	2 6	12 4	69. 4
新疆	4 9	1. 1	22 0	70 4	58 6	0 3	2 0	38 0	0. 3	4 0	17 8	74. 5

注: C_n 、 R_n 、 P_n 和 I_n 分别表示全国动态因子、区域动态因子、省份动态因子以及异质性成分对各省份第 n 产业产出方差的贡献度, $n=1, 2, 3$ 。

2 基于行业层次的分析

根据表 3, 不同产业不同省份间的方差分解存在明显的差异。为了比较不同产业间不同类型因子贡献度的差异, 我们采用高斯核密度函数估计各省份各产业相关因子贡献度的分布^①, 这种估计方法因为不需要事先设定分布的具体函数形式而被广泛采用, 估算结果可参见图 5。

全国性因子对第一产业波动的贡献度高度集中于 5% 以内, 均值不到 3%; 对各省份第二产业波动贡献度的分布集中程度不及第一产业, 不过其值主要分布在 40% ~ 75% 之间,

① 在具体的估算中, 本文选择 Epanechnikov 核函数形式, 带宽 h 的选择则是采用 Silverman (1986) 的自动带宽 (data-based automatic bandwidth), 我们进一步使用 0.5 h 和 1.5 h 进行估算, 表明结果是稳健的。

均值为 55%；对第三产业波动贡献度的分布集中程度介于一、二产业之间，其值主要分布于 10%~20% 之间，均值为 14%。因此，全国性因子是省份第二产业实际产出波动的主要驱动力量，其对第三产业的波动具有一定的影响，但是基本上不影响第一产业。

区域性因子对各省份三次产业波动贡献度的分布较为相似，整体而言，分布较为集中，基本上在 10% 以内，因此，基于区域内各省份三次产业产出协调性提取的区域性因子对各省份三次产业实际产出波动的解释程度较低。这一结论具有明显的政策含义，至少对于三次产业而言，四大板块的区域划分并不适宜于宏观调控政策在空间上细化的作用层次。

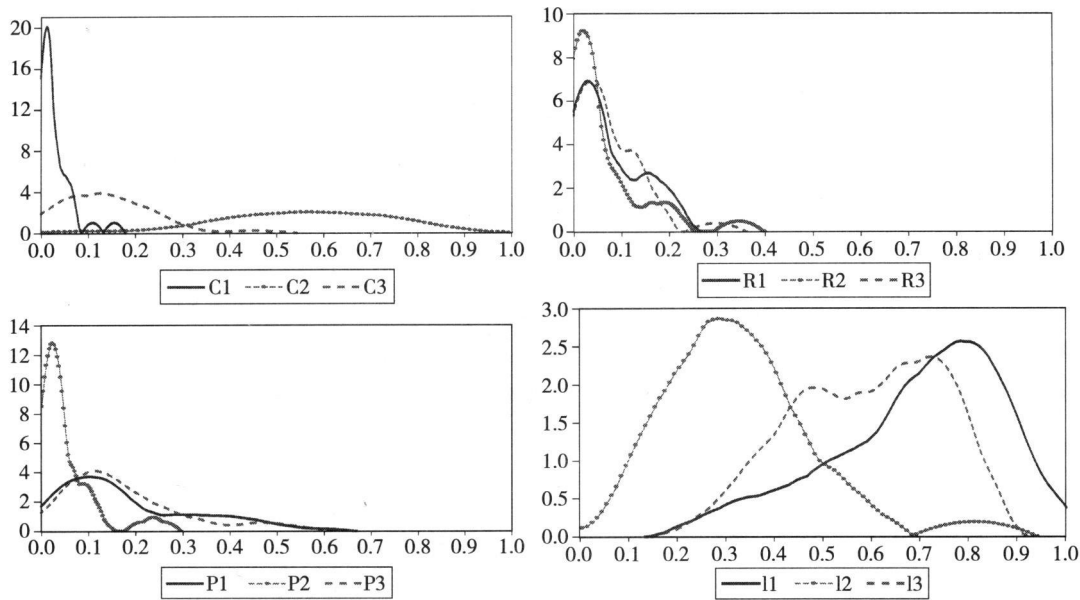


图 5 基于核密度估计的不同类型因子贡献度的分布

在剔除全国性和区域性因子之后的、基于各省内部三次产业协调性的省份动态因子，对第二产业波动的贡献度高度集中于 10% 以内，故对第二产业基本上没有影响。该因子对于第一、三产业影响的分布非常接近，主要集中在 10%~25% 之间，均值分别为 18% 和 17%。所以，省份动态因子对第一、三产业的波动具有一定的影响。显然，相对于第二产业而言，第一产业容易受到地区性的气候变化等自然影响，其投入品供给和产出需求的流动性也较低；第三产业的活动主要局限于本地区，主要服务本地区居民的消费和生产，因此，我们的估算结果和预期是相符的。

省份产业经济周期的形成，可以理解为特定产业冲击以及基于投入产出关系的不同产业冲击的溢出效应在各种空间层次上相互作用。根据本文模型设定，全国性、区域性以及省份动态因子是基于区域间、省份间以及三次产业间协调性提取的，因而，特定产业的冲击所存在的区域间和产业间的溢出效应能够被上述因子所捕获^①。因此，此处异质性成分的贡献度可以理解为剔除掉溢出效应的特定产业周期的影响。根据图 5，异质性成分对各省份第一产业的贡献度很高，主要分布于 60%~80% 之间，均值为 70%；异质性成分对第三产业的贡

① 比如，特定产业对特定省份的冲击通过产业间相互联系影响该省其他产业，这种协调性可以被省级动态因子所捕获。

献度分布相对分散, 主要分布于 40% ~ 70% 之间, 均值为 60%; 第二产业的异质性成分作用最小, 主要分布在 20% ~ 40% 之间, 均值为 32%。因而, 即使剔除了可能存在的溢出效应, 特定产业周期是推动各省份第一和第三产业实际产出波动的主导力量。所以, 从这一角度而言, 我国宏观政策在区域层面的细化还应该和相应的产业层次相结合。

3 基于区域层次的分析

尽管区域性因子几乎对省份产业波动不起作用, 但是, 省份产业波动方差分解结果是否在区域层面上存在系统性差异性呢? 我们引入东北、中部和西部的虚拟变量对方差分解结果作 OLS 估计^①, 回归结果见表 4。

就四大板块的区域划分来看, 全国动态因子在解释各省份三次产业实际产出波动方面基本上不存在差异, 只是从第二产业来看, 全国因子对中部地区第二产业产出波动的解释度较高, 其区域系数通过 10% 显著性水平的检验。

区域动态因子的重要性则呈现明显的区域性差别, 区域系数基本上通过 10% 以上的显著性水平检验。从系数符号来看, 东部地区区域动态因子对东部地区各省份三次产业波动的贡献度均高于其他区域, 所以, 东部地区省份间以及产业间的协调性高于其他区域。从系数值来看, 东北、中部和西部地区的区域因子在对推动本区域省份产业经济周期的作用上力度上相似。

表 4 动态因子影响的区域差异

产业	全国因子			区域因子			省份因子			异质性因素		
	—	二	三	—	二	三	—	二	三	—	二	三
东北	- 2 6	0 05	- 1. 1	- 6. 4**	- 10*	- 7. 3**	- 8 9	2 4	- 8 7	15**	7. 0	12 5
中部	- 2 8	13 2**	4 0	- 7. 1**	- 9. 3*	- 5 0	- 13**	- 3 3	- 3 5	22*	- 0. 9	2 9
西部	- 0 6	- 3 9	0 9	- 7. 4*	- 7. 6*	- 7. 7*	- 18*	- 0 8	- 5 9	26*	11. 6**	11. 5**

注: *、** 和 ** 分别表示通过 1%、5% 和 10% 显著性水平的检验; 回归结果中未报告截距项。

从估计结果来看, 省份因子对第一产业波动的影响呈明显的东、东北、中部以及西部递减的趋势, 其中, 中部和西部的系数在统计意义上较为显著。这表明东部地区各省份的第一产业和本省第二、三产业的协调性较强。另外, 第二、第三产业与本省其他产业的协调性在区域上的差异通不过 10% 的显著性水平检验。

最后, 从异质性因素来看, 即使剔除了异常样本西藏自治区之后, 平均而言, 西部地区各产业的异质性程度最高且显著, 这将导致西部地区整体经济周期表现为相对较强的异质性。在第一产业波动中, 异质性成分贡献的区域差异最为明显, 呈东、东北、中部和西部递增, 因此, 对于第一产业比重最高的中西部地区而言, 这将直接影响这两个地区经济周期与全国的协调性。

4 省份特征与动态因子影响的关系

为了研究不同类型动态因子对各产业影响的省份差异和省份特征的关系, 我们选取三类特征变量, 对各动态因子方差分解结果做回归。第一类是各省份相对人均 GDP (RY), 用以衡量经济发达程度; 第二类是各省份地方财政支出与 GDP 之比 (PU B), 衡量政府规模;

① 考虑到西藏自治区的特殊性, 避免特异样本形成的干扰, 我们在回归分析中剔除了这一样本, 观测值为 30 个。

第三类是产业特征变量，包括各省各产业比重（ IN_m ）、波幅（ V_m ，用标准差衡量）以及占全国相应产业的份额（ S_m ）， $m=1, 2, 3$ 。我们在回归中使用上述变量 1979~2007 年间的均值，考虑到四川和重庆在财政支出等方面的数据缺失以及西藏自治区的独特性，剔除了上述三个样本，相关数据来源于中经网统计数据库，回归结果见表 5。

表 5 省份特征与方差分解结果的回归分析

	第一产业				第二产业				第三产业			
	C1	R1	P1	I1	C2	R2	P2	I2	C3	R3	P3	I3
RY	0.1**	0.2*	0.2**	-0.3**								
PUB	0.2*				-1.7*	0.6**		1.6*		-0.3**		1.5*
IN ₁			0.3***									
IN ₂						-1.8**	0.2**				-1.0*	0.8*
V ₁				1.6***								
V ₂					-3.7**			1.4**				
V ₃									-2.3**	2.2*		
S ₁	-0.5*		2.1**									
S ₂						3.0*	-0.9*				2.1**	
R ²	0.33	0.37	0.17	0.22	0.30	0.37	0.16	0.46	0.21	0.21	0.27	0.30

注：*、**、*** 和**** 分别表示通过 1%、5%、10% 和 15% 的显著性水平检验；回归结果中未报告截距项。

从第一产业来看，经济越发达、政府规模越大的省份，全国性因子的影响越重要，而农业产业份额的提高却降低了全国性因子的影响力。区域动态因子主要取决于经济发展程度，发达地区的区域动态因子影响力强。从较为重要的省份因子来看，其影响力与经济发达程度、第一产业比重和第一产业占全国的份额成正比，但是后两个变量的显著性水平不高。而解释了第一产业绝大部分波动的异质性因素的重要性则与经济发达程度成反比，与第一产业的波动呈正比。因此，对于第一产业的方差分解结果而言，经济发达程度是解释省份差异的主要变量，欠发达地区第一产业的异质性较强。

从协同性最强的第二产业来看，全国性动态因子的影响力与政府规模和第二产业的波动幅度呈反比，即政府对经济的影响程度越深，第二产业自身产出增长率的波动越大，则全国性动态因子对该产业波动的相对贡献程度越小。不过，政府规模较大、第二产业比重较低以及第二产业占全国份额越高的省份，区域动态因子对其第二产业波动的影响也越大。而省份动态因子的重要性则与第二产业的份额成反比，与第二产业的比重则正比。最后，异质性因素贡献度的影响因素恰好与全国性因子的影响因素一致。

从第三产业来看，全国动态因子的影响力和第三产业的波动呈负相关，即第三产业波动程度越大，则基于全国水平的协同性越弱。而第三产业波幅越大、政府规模越小的省份，其区域动态因子的解释力度较强。值得一提的是，对第三产业波动具有一定影响力的省份动态因子仅和第二产业比重和第二产业占全国的份额相关。第二产业比重越高，则省份动态因子越容易受第二产业的影响，从而可能会降低其对第三产业的解释力度。在控制第二产业比重的影响之后，第二产业占全国份额越大，表明该省份第二产业在规模上的实力越强，则第三

产业越容易受第二产业的影响,其波动越容易受到省份动态因子的影响。最后,政府规模越大以及第二产业比重越高的省份,异质性因素对该省第三产业的解释程度越高。

四、结 论

中国区域层次或者产业层次的经济波动问题虽然重要,但是缺乏规范的学术性讨论,而将两者相结合的研究更是几乎为空白。本文利用基于吉本斯抽样估算的贝叶斯潜在多动态因子模型,估算出中国改革开放以来三次产业实际产出波动的全国、地区和省份动态因子,利用方差分解评价各种类型因子对省份三次产业波动的相对贡献程度,并从产业层次、区域层次以及省份特征讨论贡献度的差异,从而为这一领域的研究提供一些基本的经验研究事实,并形成相应的政策含义。

首先,根据三区制马尔科夫区制转换模型的估算结果以及与已有研究的比较,基于所有省份所有产业协调性的全国动态因子很好得刻画了中国宏观经济波动的基本特征;与全国动态因子正交^①的区域动态因子,其主要捕获经济波动中的高频部分,其动态演变路径亦和中国基本的区域经济事实相吻合,从而在经济意义上保证了本文模型估算结果的准确性。根据时变参数模型估算的时变相关系数来看,各区域与全国动态因子的同步性呈倒V字形,1994年是明显的转折点,这可能和财政体制的改革相关;区域间的相关系数则在1990年代初期呈下降趋势,这种波动趋异现象这可能和宏观调控过程中的“区域协调”策略有关。

其次,根据方差分解的结果,全国动态因子是省份第二产业实际产出波动最重要的驱动力,平均而言能够解释50%以上的波动,对第三产业影响较弱,对第一产业几乎没有影响,那么,基于宏观经济波动的调控政策有助于第二产业的平稳发展,而可能不利于第一、第三产业的稳定。基于传统四大板块划分的区域动态因子对三次产业波动的影响非常微弱,因此,四大板块的划分可能不是合适的宏观政策在空间层面上细化的作用层级。省份动态因子对地方化程度较高的第一、第三产业具有一定程度的影响。基于本文的模型,异质性因素实际上接近于剔出了产业间和空间上溢出效应的特定产业冲击的影响,是省份第一、第三产业实际产出波动最重要的驱动力。

最后,不同类型动态因子对各产业影响程度的省份差异在一定程度上和区域以及省份特征相关,如所处区域、经济发达程度、政府规模、产业结构、相应产业占全国的份额以及产出波动。相对而言,东部地区、经济发达以及相应产业产出波动小的省份,全国动态因子和区域动态因子的影响力较强,而政府规模较大、产业份额高、产出波动大的省份,其产业波动的省份性和异质性表现较为突出。

上述结论表明,认识中国的宏观经济波动、尤其是实施相机决策的宏观调控政策,不能单纯依赖于全国加总的特征分析,很有必要结合省份的经济特征,构建一个适宜的宏观政策细化的空间作用层级,从区域和产业视角对中国宏观经济波动的认识和宏观政策的制定与实施加以细化。当然,限于数据的可得性,本文针对三次产业年度数据的分析,存在产业分类过粗以及年度数据难以捕获季度等高频波动的问题;而且,本文首次尝试从区域/产业这一全新视角对中国区域经济周期展开分析,对于相关特征及其内在因素的研究,以及在理论模型的构建等方面还需要进一步的深入。

^① 即在区域动态因子中不含有全国性的共同成分。

参 考 文 献

- [1] Carlino, G. A and DeFina, R H., *How strong is co-movement in employment over the business cycle? Evidence from state/sector data* [J], *Journal of Urban Economics*, 2004, 55: 298~ 315
- [2] Carlino, G. A. and Sill, K., *Regional income fluctuations: common trends and common cycles* [J], *Review of Economics and Statistics* 2001, 83: 446~ 456
- [3] Clark, T. E. and Shin, K., *The sources of fluctuations within and across countries*, in: *Hess, G. D. and Wincoop, E. von (Eds.), Intrnational Macroeconomics* [M], Cambridge University Press, Cambridge, UK, 2000
- [4] Krolzig, H. - M., *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin: Springer, 1997.
- [5] Kose, M. A., Otrok, C., and Whiteman, C. H., *International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors* [J], *The American Economic Review*, 2003, 93: 1216~ 1239
- [6] Krugman, P., *Lessons of Massachusetts for EMU*, In: *Giavazzi, F. and Torres, F. (Eds.), The Transition to Economic and Monetary Union in Europe* [M], Cambridge University Press, 1993
- [7] Long, J. B. and Plosser, C. I., *Sectoral versus aggregate shocks in the business cycle* [J], *American Economic Review*, 1987, 70: 333~ 336
- [8] Silverman, B. W., *Density Estimation for Statistics and Data Analysis* [M], London: Chapman & Hall, 1986
- [9] 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》[J],《经济研究》2007年第4期。
- [10] 郭庆旺、贾俊雪:《中国省份经济周期的动态因素分析》[J],《管理世界》2005年第11期。
- [11] 刘树成等:《中国工业短期波动的地区不平衡格局分析》[J],《经济研究》1991年第11期。
- [12] 孙天琦:《我国各省与全国经济景气的同步性研究》[J],《经济研究》2004年第8期。
- [13] 张文彬、童笛:《我国供给和需求冲击的区域差异效应研究》[J],《当代经济科学》2009年第4期。

(责任编辑:王 静;校对:晨 星)

(上接第103页)

- [15] 陈羽:《中国制造业外商直接投资技术溢出机制的重新检验》[J],《世界经济文汇》2006年第3期。
- [16] 蒋殿春、张宇:《经济转型与外商直接投资技术溢出效益》[J],《世界经济》2008年第7期。
- [17] 平新乔:《外国直接投资对中国企业的溢出效应分析》[J],《世界经济》2007年第8期。
- [18] 金成晓、王猛:《外商直接投资的行业内与行业间技术溢出——基于中国制造业数据的检验》[J],《南方经济》2009年第1期。
- [19] 梁优彩、郭斌斌:《国际投入产出表简介》[J],《数量经济技术经济研究》1990年第12期。
- [20] 苏为华、孔伟杰:《基于知识产权保护的国际贸易和 FDI 技术溢出效应研究》[J],《统计研究》2010年第2期。
- [21] 田泽永、江可申、江宏:《FDI 技术溢出对江苏制造业的影响》[J],《科研管理》2009年第1期。
- [22] 王滨:《FDI 技术溢出、技术进步与技术效率——基于中国制造业 1999~ 2007 年面板数据的经验研究》[J],《数量经济技术经济研究》2010年第2期。
- [23] 杨亚平:《FDI 技术行业内溢出还是行业间溢出》[J],《中国工业经济》2007年第11期。

(责任编辑:朱长虹;校对:吕小玲)