

# 中国经济增长的周期性波动研究及其产业结构特征 (1992~ 2010 年)<sup>①</sup>

王 宇 蒋 彧

(南京大学商学院)

**【摘要】** 本文使用基于贝叶斯方法的结构突变模型, 研究了 1992~ 2010 年我国经济增长的周期性波动特征。研究发现, 该阶段我国经济增长分别经历了一次六阶段的 U 形中长周期和一次三阶段的 V 形短周期, 国际经济环境的变化对我国经济的影响日益显著, 同时经济增长的波动存在季度性。通过对三次产业 GDP 增长率的分析, 我们还发现三者之间存在着较大偏离, 第二产业对我国经济增长的周期性波动起着决定性的影响, 同时第二、第三产业之间的关联性在不断增强。

**关键词** 贝叶斯方法 结构突变 经济周期 三大产业

**中图分类号** F064.1 **文献标识码** A

## A Study of Economic Growth's Periodic Fluctuation in China and the Characteristics of Its Industrial Structure: 1992~ 2010

**Abstract:** This paper studies the characteristics of economic growth's periodic fluctuation in China from 1992 to 2010, including partition method and persistence, with a structural mutation model based on Bayesian method. The time series of China's GDP shows that its economic growth went through one six-staged U-shaped medium and one three-staged V-shaped short business cycle respectively. At the same time, the economic growth's periodic fluctuation has the following characteristics: changes of international business environment have more significant impacts on China's economy and the fluctuation of economic growth exhibits distinct seasonal nature. At last, the analysis of growth rate of the three major industries shows that there exists significant divergence among their periodic fluctuations. Secondary industry has the critical effect on the fluctuation of economic growth and the correlation between these two sectors also becomes higher with the economic development.

**Key words:** Bayesian Method; Structural Mutation; Business Cycle; Three Major Industries

① 本文受到国家自然科学基金重点项目“我国应对国际金融风险的对策研究”的资助 (编号: 08AJY029)。  
©1994-2012 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

## 引言

改革开放以来,我国经济经历了30年高速增长的黄金期。1978~2010年,我国GDP的年平均增长率达到了9.7% (刘树成,2009)。在经济保持高增长率的同时,我们也看到我国经济的经济增长存在很强的波动性。这种波动性来源于多种因素,例如,突发事件、经济结构变化以及政治体制的变化等等,并呈现出阶段性的特征。因此,对我国经济增长的阶段性变化作出科学的定位和判断,分析其产生的原因,对正确评价我国宏观经济增长及其质量具有重要的现实意义和应用价值。

由于阶段性的存在,宏观经济时间序列通常表现出结构不稳定(非线性)的特征(Stock和Watson,1996;李子奈和周建,2005),如水平或波动的不稳定。在时间序列分析领域,结构突变模型是近年来研究时间序列结构不稳定现象的重要方法和手段,其研究思想是将结构不稳定的时间序列划分为不同的时段(Regime),在每个时段内的时间序列是结构稳定(线性)的,时段与时段间的变化则称为结构突变;研究重点是对时段变化或结构突变时间的准确判断。

早期运用经典方法进行结构突变的研究可以追溯到1960年的Chow检验,用于检验不同线性回归的系数是否相等。随后,大量的检验时间序列均值和方差突变的方法被提出,如带有结构突变的单位根检验(Perron,1989),带有结构突变的协整检验(Hansen,1992),结构突变点个数的DM检验(Bai和Perron,1998)等等。王成勇(2008)系统总结了经典方法在结构突变检验上的进展。经典方法虽然在理论和应用上得到了长足的发展,但存在固有的局限性。首先,统计检验量的渐进理论是建立在样本大小趋于无穷的基础上,但在实际应用中样本数量却有限,例如,我国宏观经济的年度数据样本大小只有50,有些甚至只有20;其次,多数经典方法只能检验出固定个数的结构突变,而针对未知个数结构突变的检验方法计算量却太大。

近年来,随着计算机模拟技术的发展,结构突变研究的贝叶斯方法得到了越来越多学者的关注。贝叶斯方法相比于经典方法,其优势在于:①理论和应用基于有限样本;②贝叶斯方法利用潜变量(Latent Variable)来定位突变点,并且可以得到每个时刻结构突变发生的概率,从而能够对结构突变给予更深刻的认识;③计算机运算速度的提升以及马尔科夫链蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)模拟算法的出现,使得贝叶斯模型容易得到实现。因此,相对于经典方法而言,贝叶斯方法有着更为广阔的应用前景。

McCulloch和Tsay(1993)运用0-1变量作为潜变量描述每个时刻结构突变发生与否,提出了随机均值/方差变化模型。Chib(1998)运用隐马尔科夫链(Hidden Markov Chain)描述时段的变化过程,继而提出了突变数事先给定的多变点模型。Pesaran等(2006)扩展了Chib的模型,引入了时段参数的分层(Hierarchical)先验分布,将突变点个数的判断问题作为模型的选择问题对待。Koop和Potter(2007)将突变点个数作为未知参数,在Pesaran的模型中假设时段长度服从泊松分布,从而去除了突变点个数固定的限制。但是,突变次数的后验模拟过于复杂,使得计算量变得很大。Jiang(2009)运用贝努利变量表示每个时间点结构突变发生与否,从而使突变次数成为一个模型参数并给出其后验分布。

综上所述,贝叶斯方法凭借在理论上的优势,在结构突变的研究中占据着日益重要的地位,但现有模型存在两方面的问题:一是,一些模型的突变次数事先给定,而不是基于数据

进行估计;二是,一些模型将突变次数作为模型参数进行估计,致使其算法复杂,计算量过大。基于以上分析,本文将运用基于贝叶斯方法的结构突变模型对我国宏观经济增长的结构突变进行研究,此模型具有以下特点:①模型能够同时识别时间序列均值和方差的突变;②突变次数不是事先给定,而是作为一个模型参数进行估计;③采用参数分布的分层结构建立起不同时段间的联系;④通过对后验分布的优化,提高了后验模拟算法效率并降低计算量。

在实证研究中,许多学者对我国宏观经济增长的结构突变进行了研究。从经典方法角度,李子奈和周建(2005)使用联合估计诊断方法,对1953~2000年中国主要宏观经济时间序列本身的结构变化及波动性特征做了分析;梁琪和滕建州(2006)利用结构突变的单位根检验,研究了1952~2004年中国宏观经济和金融总量时间序列中的结构突变;周建(2008)运用多种参数稳定性检验方法,发现我国1952~2005年总产出序列具有明显的结构变化特征;王成勇和艾春荣(2010)运用LSTAR模型的实证研究,发现四机制可以更好地描述我国经济增长的非线性动态结构,同时,我国经济周期阶段之间存在着较强的非对称性。贝叶斯方法方面,周建和刘兰娟(2006)运用随机方差变化模型,对我国1953~2001年的主要宏观经济时间序列的方差突变进行了研究,在上述研究的基础上,周建(2006)进一步研究了我国1953~2001年主要宏观经济变量分离出的趋势成分的方差突变。

以上研究对我国宏观经济年度增长的结构突变做了较为系统的研究,并发现结构突变的发生通常对应着我国历史上的重大事件,如1958年的“大跃进”、1978年的“文化大革命”结束和改革开放,以及1990年初期社会主义市场经济的建立等。我们认为,这些研究发现的结构突变时间是合理的,符合我国宏观经济增长的历程;但我们认为采取年度数据有其不合理性。首先,由于早期的统计手段不健全,90年代前的数据统计可能存在偏差;其次,由于新中国成立初期至20世纪90年代初我国宏观经济的大幅波动,以及90年代以来的相对平稳增长,使得近20年来经济增长的结构突变不易被识别。事实上,90年代以来我国经济增长依然存在一定的阶段性,其中既有内生性的因素,如产业结构调整以及国内经济政策的变化,同时也有外部冲击的影响,如1997年的亚洲金融危机和2008年的世界金融危机等。因此,我们认为有必要对90年代以来中国经济增长的稳定性进行单独的研究,进而判断20世纪90年代以来中国经济发展是否存在阶段性的变化。本文的研究对象为1992~2010年期间中国GDP季度同比增长率序列,利用基于贝叶斯方法结构突变模型,对我国这段时期的经济增长的阶段性特征进行深入研究,研究历次突变形成的内因外缘,找出其规律和特征。同以往的研究相比,本文通过结构突变点来划分经济周期的不同阶段,可以更加准确地研究经济周期中不同阶段的特点。

改革开放以来,我国经济增长的同时也伴随着产业结构的巨大调整,因此,很多学者也开始关注我国经济波动的产业结构特征。李云娥(2008)和石柱鲜等(2009)分别使用了VAR模型的相关理论,来研究三次产业结构变动与宏观经济波动之间的内在联系。徐敬君和刘桓(2005)研究了我国三次产业自身的周期波动特征,以及对国民经济整体波动性的影响,他们发现中国的工业化进程决定了第二产业是中国经济波动的主要推动力,而第一产业自身的波动对整体经济的影响几乎可以忽略不计,而第三产业的影响在不断加强。这些结论在殷剑锋(2010)的研究中也得到了证实,不过后者进一步研究了三大产业的自身波动对21世纪以来中国经济波动趋缓这一现象的贡献。本文将在以上研究的基础上,对1992~2010年期间我国GDP三大产业季度同比增长率的结构突变进行研究,通过对三大产业的突变时间点进行横向对比,结合产业结构的变化,分析我国经济增长波动性的产业结构特征以

及不同产业之间增长波动的动态联系。

本文第一部分描述基于贝叶斯方法的结构突变模型以及相应的 MCMC 算法; 第二部分将模型应用于 1992~ 2010 年期间我国 GDP 以及三大产业 GDP 季度增长率, 并给出相应的结构突变时间和概率; 第三部分对结构突变时间的成因进行分析, 归纳宏观经济增长的周期性波动特征, 并分析三大产业和宏观经济增长周期性波动之间的联系; 第四部分进行总结并给出政策建议。

## 一、基于贝叶斯方法的结构突变模型

### 1. 基本模型

用  $y = (y_1, \dots, y_T)'$  表示一个有  $T$  个观测值的时间序列。在时刻  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) 定义潜变量  $s_t$ , 表示结构突变发生与否, 并且  $s_t$  服从 0-1 分布: ①  $s_t = 0$  表示时间序列在  $t$  时刻不发生结构突变, 即  $y_{t+1}$  和  $y_t$  将在同一个时段内; ②  $s_t = 1$  表示  $t$  时刻发生结构突变, 新的时段将从时刻  $t+1$  开始; ③  $Pr(s_t = 1) = p$  表示结果突变发生的概率。假设  $y_t$  在时间序列的第  $j$  个时段内, 根据上述潜变量的定义可得  $j = 1 + \sum_{k=1}^{t-1} s_k$ , 并且时间序列总时段数为  $J = 1 + \sum_{k=1}^{T-1} s_k$ 。假设在时段  $j$  中的观测值  $y_t$  服从以下分布:

$$y_t | (\mu_j, h_j) \stackrel{iid}{\sim} N(\mu_j, h_j^{-1}) \quad j = 1, \dots, J \quad (1)$$

其中,  $\mu_j$  和  $h_j$  分别表示时段  $j$  的均值和精度 (方差的倒数) 参数。我们为模型的参数和潜变量引入了分层先验分布。

第一层分布为时段参数  $\{\mu_j, h_j\}_{j=1}^J$  和潜变量  $\{s_t\}_{t=1}^{T-1}$  的先验分布:

$$\begin{aligned} \tau \mu_j &\sim \chi^2(\nu) \\ \mu_j | h_j &\sim N(\mu_j, h_j^{-1} \cdot \tau^{-1}) \\ s_t &\stackrel{iid}{\sim} \text{Bernoulli}(p) \end{aligned} \quad (2)$$

第二层分布为 (2) 式中各参数的先验分布:

$$\begin{aligned} \mu | (\underline{\mu}, \underline{h}) &\sim N(\underline{\mu}, \underline{h}^{-1}) \\ sh | (\underline{s}, \underline{\nu}) &\sim \chi^2(\underline{\nu}) \\ a\tau | (\underline{a}, \underline{b}) &\sim \chi^2(\underline{b}) \\ \nu | \underline{\lambda} &\sim \exp(\underline{\lambda}) \\ \underline{\mu} | (\underline{\alpha}, \underline{\beta}) &\sim \text{Bata}(\underline{\alpha}, \underline{\beta}) \end{aligned} \quad (3)$$

其中,  $\underline{\mu}, \underline{h}, \underline{s}, \underline{\nu}, \underline{a}, \underline{b}, \underline{\lambda}, \underline{\alpha}, \underline{\beta}$  是超参数 (Hyperparameter), 其取值需要事先给定 (具体选取方法将在实证研究中给出)。上述分层先验分布的设定具有以下优点:

其一, 分层先验分布可以看做不同分布的混合, 提高了参数先验分布的灵活性。

其二, 时段参数体现该时段内观测值的均值和波动特征, 但在第一层中不同时段内的参数假设是相互独立的。然而, 通过第二层参数作用于整个时间序列数据, 模型为不同时段内的参数建立起了联系。

其三,  $\mu_j$  和  $h_j$  的先验分布组合形成了共轭先验分布, 这意味着其后验分布和先验分布具有相同的分布形式。这个特点使得在联合后验分布中时段参数能够被边缘化 (具体细节在

下面给出), 从而只需对第二层参数和潜变量的后验分布进行模拟, 此举显著降低了后验模拟的工作量。

其四, 突变次数  $J-1 = \sum_{k=1}^{T-1} s_k \sim \text{Binomial}(T-1, p)$  是随机的, 并将作为模型的参数由数据给出后验估计, 解决了一些模型中关于突变次数事先给定的限制。

## 2 后验分布和模拟

令  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_J)'$ ,  $h = (h_1, \dots, h_J)'$ ,  $\theta = (\tau, h, \gamma, \eta, p)'$ ,  $s = (s_1, \dots, s_{T-1})'$ 。根据贝叶斯定理:

$$f(\mu, h, \theta, s | y) = \frac{f(y | \mu, h, \theta, s) f(\mu, h, s | \theta) f(\theta)}{f(y)} \propto \frac{f(y | \mu, h, \theta, s) f(\mu, h, s | \theta) f(\theta)}{f(y)}$$

其中, 似然函数  $f(y | \mu, h, \theta, s)$ 、先验密度函数  $f(\mu, h, s | \theta)$  和  $f(\theta)$  分别对应于 (1) 式、(2) 式和 (3) 式中的分布。

由于  $\mu_j$  和  $h_j$  的先验分布是共轭先验分布, 因此其后验分布具有和 (2) 式中相同的结构。

$$\left( \tau + s_j^2 + \frac{n_j h (\mu - \bar{y}_j)^2}{n_j + h} \right) h_j | (\tau, \gamma, \mu, h, p, s, y) \sim \chi^2(n_j + \gamma),$$

$$\mu_j | (h_j, \tau, \gamma, \mu, h, p, s, y) \sim N \left( \frac{h \mu + n_j \bar{y}_j}{h + n_j}, h_j^{-1} (h + n_j)^{-1} \right) \quad (4)$$

其中,  $n_j$  表示时段  $j$  中观测值的个数,  $\bar{y}_j$  表示时段  $j$  中观测值的均值,  $s_j^2$  表示时段  $j$  中观测值的离差平方和 (即各观测值与均值差的平方和)。(4) 式中后验分布的形式使得时段参数向量  $\mu$  和  $h$  能够从  $f(\mu, h, \theta, s | y)$  中边缘化。

$$f(\theta, s | y) \propto k(\theta, s | y) = \int \dots \int f(y | \mu, h, \theta, s) f(\mu, h, s | \theta) f(\theta) d\mu dh$$

从而得到只关于第二层参数  $\theta = (\tau, h, \gamma, \eta, p)'$  和潜变量  $s$  的联合条件后验密度核  $k(\theta, s | y)$  ①。将  $\mu$  和  $h$  边缘化后, 只需关注上述 5 个参数以及潜变量的后验密度核。

令  $Z_j = \tau + s_j^2 + \frac{n_j h}{n_j + h} (\mu - \bar{y}_j)^2$ , 各参数和潜变量的条件后验密度核分别为:

$$k(\tau | \mu, h, \gamma, p, s, y) = \tau^{(b-2)/2} \exp(-a\tau/2) \tau^{N/2} \prod_{j=1}^J Z_i^{(n_j + \gamma)/2}$$

$$k(\gamma | \mu, h, \tau, p, s, y) = \exp(-\lambda\gamma) \tau^{N/2} \prod_{j=1}^J \frac{\Gamma((n_j + \gamma)/2)}{\Gamma(\gamma/2)} Z_i^{-\gamma/2}$$

$$k(\mu | h, \tau, \gamma, p, s, y) = \exp[-\frac{h}{2} (\mu - \bar{\mu})^2/2] \prod_{j=1}^J Z_i^{-(n_j + \gamma)/2}$$

$$k(h | \mu, \tau, \gamma, p, s, y) = h^{(\gamma-2)/2} \exp(-sh/2) \prod_{j=1}^J \left( \frac{h}{h + n_j} \right)^{1/2} Z_i^{-(n_j + \gamma)/2}$$

$$k(p | \mu, \tau, \gamma, h, s, y) = p^{a+J-2} (1-p)^{b+T-J-1}$$

① 密度核和密度函数成正比, 比值为与自变量无关的常数项。因此, 后验模拟通常运用形式简单的后验密度核。

$$k(s|\mu, \tau, \nu, p, h, y) = p^{J-1} (1-p)^{T-J} \tau^{V2} \prod_{j=1}^J \frac{\Gamma((n_j + V)/2)}{\Gamma(V/2)} \left( \frac{h}{h + n_j} \right)^{1/2} Z_i^{-(n_j + V)/2}$$

参数的后验分布可进行马尔科夫链蒙特卡洛 (MCMC) 模拟, 其思想是构造马尔科夫链  $\{\theta^{(m)}, s^{(m)}\}$ , 并当  $m$  趋于无穷大时  $\{\theta^{(m)}, s^{(m)}\}$  的分布收敛于  $f(\theta, s|y)$ 。具体来说, 模型的后验模拟算法是 6 模块 Gibbs 抽样, 其中 1 至 5 模块为  $\mu, h, \tau, \nu, p$ , 第 6 模块为  $s$ 。具体得到  $\{\theta^{(m)}, s^{(m)}\}_{m=1}^M$  序列的 Gibbs 抽样算法为:

(1) 根据 (2) 式和 (3) 式中相应的先验分布抽取马尔科夫链的初始值  $(\mu^{(0)}, h^{(0)}, \tau^{(0)}, \nu^{(0)}, p^{(0)})$  和  $s^{(0)} = (s_1^{(0)}, \dots, s_{T-1}^{(0)})'$ 。

(2) 令  $m=1, \dots, M$ , 重复以下步骤进行抽样:

$$\textcircled{1} \mu^{(m)} \sim f(\mu | h^{(m-1)}, \tau^{(m-1)}, \nu^{(m-1)}, p^{(m-1)}, s^{(m-1)}, y);$$

$$\textcircled{2} h^{(m)} \sim f(h | \mu^{(m)}, \tau^{(m-1)}, \nu^{(m-1)}, p^{(m-1)}, s^{(m-1)}, y);$$

$$\textcircled{3} \tau^{(m)} \sim f(\tau | \mu^{(m)}, h^{(m)}, \nu^{(m-1)}, p^{(m-1)}, s^{(m-1)}, y);$$

$$\textcircled{4} \nu^{(m)} \sim f(\nu | \mu^{(m)}, h^{(m)}, \tau^{(m)}, p^{(m-1)}, s^{(m-1)}, y);$$

$$\textcircled{5} p^{(m)} \sim f(p | \mu^{(m)}, h^{(m)}, \tau^{(m)}, \nu^{(m)}, s^{(m-1)}, y);$$

$$\textcircled{6} s^{(m)} \sim f(s | \mu^{(m)}, h^{(m)}, \tau^{(m)}, \nu^{(m)}, p^{(m)}, y)。$$

上述条件后验分布中, 除了参数  $p$  的后验分布服从 Beta  $(\alpha + J - 1, \beta + T - J)$  外, 其他参数的后验分布均不是标准分布。因此, 对这些参数抽样需要运用 Metropolis-Hastings 算法。其中,  $\mu, h, \tau, \nu$  抽样的算法较为类似, 这里仅以  $\mu$  为例:

(1) 通过求解  $\frac{\partial}{\partial \mu} \ln f(\mu | h, \tau, \nu, p, s, y) = 0$  得到最大化后验密度函数  $f(\mu | h, \tau, \nu, p, s, y)$  的值  $\mu$ , 并计算  $I_\mu = -\frac{\partial^2}{\partial \mu^2} \ln f(\mu | h, \tau, \nu, p, s, y) |_{\mu=\mu}$ 。

(2) 抽取候选抽样  $\tilde{\mu} \sim N(\mu, I_\mu^{-1})$ , 接受  $\tilde{\mu}$  的概率是:

$$\min \left\{ \frac{f(\tilde{\mu} | h, \tau, \nu, p, s, y) / \exp(-I_\mu (\tilde{\mu} - \mu)^2 / 2)}{f(\mu | h, \tau, \nu, p, s, y) / \exp(-I_\mu (\mu - \mu)^2 / 2)}, 1 \right\}$$

针对潜变量  $s$  的 Metropolis-Hastings 算法具体如下:

(1) 对当前抽样  $s$  进行变动, 从而得到候选抽样  $\tilde{s}$ , 变动方法为以下 3 种:

①增加一个突变点: 随机选取一个未发生突变的时间点, 把该点设为突变点;

②删除一个突变点: 随机选取一个发生突变的时间点, 把该点设为非突变点;

③移动一个突变点: 随机选取一个发生突变的时间点, 以 0.5 为概率把该突变点向前或后一个时间点移动 (如移向的时间点本身就是突变点, 则等同于删除被选的突变点; 如被选的突变点在起点或末尾, 则只向后或向前移动)。

其中, 选择 3 种变动方法相对应的概率分别是  $q_1, q_2, q_3$ , 并且  $q_1 + q_2 + q_3 = 1$ 。

(2) 得到候选抽样  $\tilde{s}$  后, 分别计算  $q(\tilde{s} | s)$  (从  $s$  变化为  $\tilde{s}$  的概率) 和  $q(s | \tilde{s})$  (从  $\tilde{s}$  变化为  $s$  的概率)。接受  $\tilde{s}$  的概率是:

$$\min \left\{ \frac{f(\tilde{s} | \mu, \tau, \nu, p, h, y) / q(\tilde{s} | s)}{f(s | \mu, \tau, \nu, p, h, y) / q(s | \tilde{s})}, 1 \right\}$$

由于后验密度函数和后验密度核只相差一常数项, 因此, 上述算法中的后验密度函数均可由前文给出的后验密度核代替。

根据潜变量  $s$  的后验抽样样本  $\{s^{(m)}\}_{m=1}^M$ , 在  $t$  时刻结构突变发生的后验概率由  $\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M s_t^{(m)}$

给出近似, 突变次数的后验均值近似为  $\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \sum_{t=1}^{T-1} s_t^{(m)}$ 。

## 二、实证研究

### 1. 数据说明

由于 GDP 年度数据观测样本数量过少, 以及早期年度数据统计不精确等原因, 本文采取的研究对象是我国 GDP 和 GDP 三大产业季度同比增长率的结构突变。我国首次记录 GDP 季度同比增长率的时间为 1991 年第四季度, 记录 GDP 三大产业季度同比增长率的时间为 1992 年第四季度, 为保持数据的一致性, 故本文采取的数据区间从 1992 年第四季度至 2010 年第三季度, 样本量为 72。本文数据均来源于国家统计局, 图 1 为我国 GDP 和 GDP 三大产业季度同比增长率的走势图。

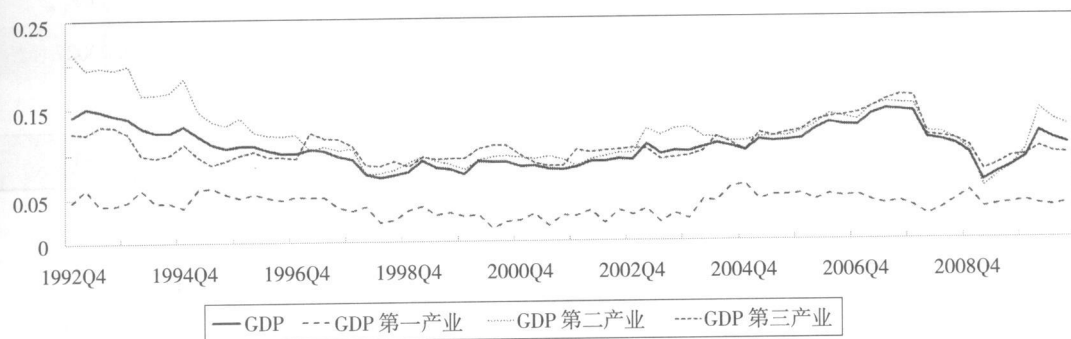


图 1 GDP 和 GDP 三大产业季度同比增长率走势

### 2. 模型估计

首先对  $\mu$ ,  $h$ ,  $\tau$ ,  $\eta$ ,  $p$  先验分布中的超参数进行选取。由于  $E(y_t) = E[E(y_t | \mu)] = E(\mu) = \mu$ , 故假设  $E(\mu) =$  样本均值; 假设  $E(\nu) = 4$ , 在此假设下  $h_j/h_i \sim F(4, 4)$  ( $j \neq i$ ), 意味着各时段方差参数不会有较大的偏离; 由于  $E(h_j) = \nu\tau$ , 故假设  $E(\tau) = 4/\text{样本精度}$ ; 另外, 假设  $E(h) = 4$ ; 针对突变概率  $p$ , 刘树成 (2009) 指出, 1992 年至今我国经历了三个经济周期 (或两次突变), 因此假设  $E(p) = 2/72$ 。此外, 假设各参数的先验标准差为其先验分布的一半, 即离散系数为 0.5, 此假设为参数的先验分布带来足够的自由度。根据以上设定, 可以计算出超参数  $\mu$ ,  $h$ ,  $\tau$ ,  $\eta$ ,  $p$  的具体取值。另外, 我们设定抽样算法中  $q_1 = 0.3$ ,  $q_2 = 0.3$ ,  $q_3 = 0.4$  ①。

后验模拟的 MCMC 算法共进行了 1005000 次迭代, 其中前 5000 被放弃次用于退火。剩余 1000000 次迭代, 我们每隔 100 次记录一次抽样 (用于降低抽样序列的自相关性), 最后得到包含 10000 次抽样的后验样本。以下结果与分析均基于该样本。

表 1 给出了 GDP 季度增长率的实证研究中各参数的先验和后验期望与标准差 (三大产业研究中的参数估计由于篇幅所限, 不再一一给出)。图 2 给出了 GDP 季度增长率序列

① 我们对以上超参数的选取进行了先验预测分析 (Prior Predictive Analysis), 结果表明, 以上先验分布超参数的选取是合理的。

在每个季度的结构突变概率，柱形越高表示概率越大。图 3~ 图 5 给出了 GDP 三大产业增长率在每个季度的突变概率。其中，GDP 与三大产业增长率序列中具有较高突变概率（大于 0.4）的季度以及相应的突变概率在表 2 中列出。我们发现突变次数的先验期望为两次，而后验期望达到 9.75 次，这说明 1992 年以来我国 GDP 季度增长率具有较强的阶段性。三大产业中，除第一产业季度增长率突变次数的后验期望为 3.43 外，第二、第三产业也具有较多的突变次数，分别为 8.2 和 6.6 次。以下我们将对结构突变的结果做具体分析。

表 1 参数先验分布和后验分布的期望与标准差（GDP 季度增长率）

参数	先验期望	先验标准差	后验期望	后验标准差
$\mu$	0.105	0.053	0.109	0.0058
$h$	4	2	0.35	0.2
$\nu$	4	4	12.64	5.89
$\tau$	0.0018	0.0009	0.00073	0.00037
$p$	0.028	0.014	0.065	0.019
突变次数	2	1.71	9.75	1.81

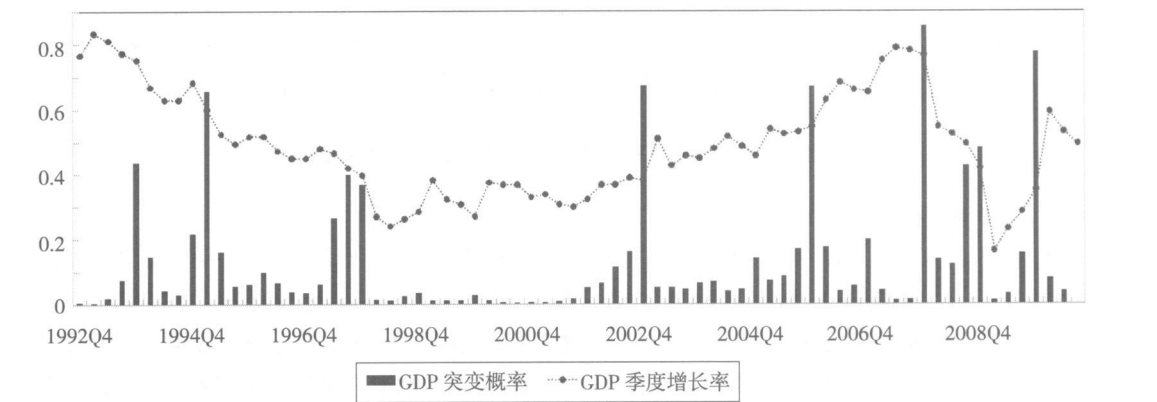


图 2 GDP 季度增长率的 结构突变时间与概率

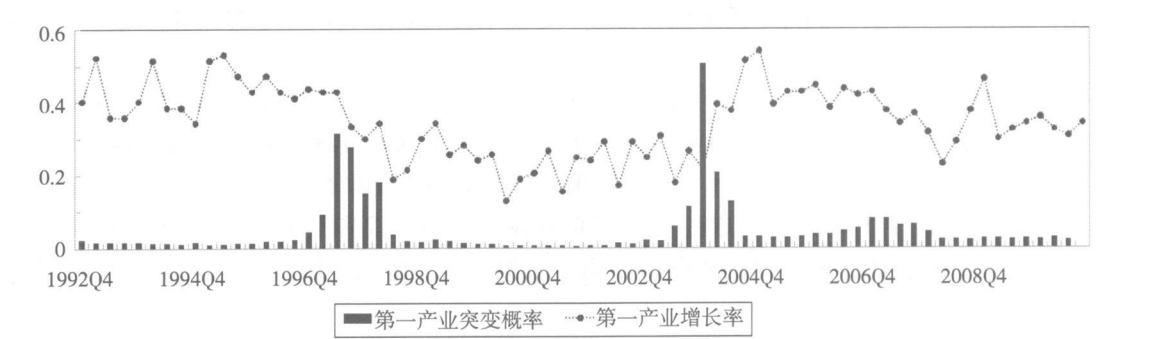


图 3 GDP 第一产业季度增长率的 结构突变时间与概率



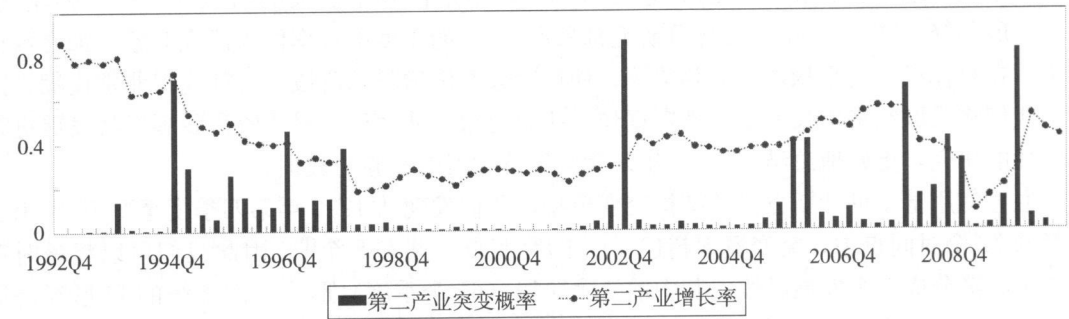


图 4 GDP 第二产业季度增长率的结构突变时间与概率

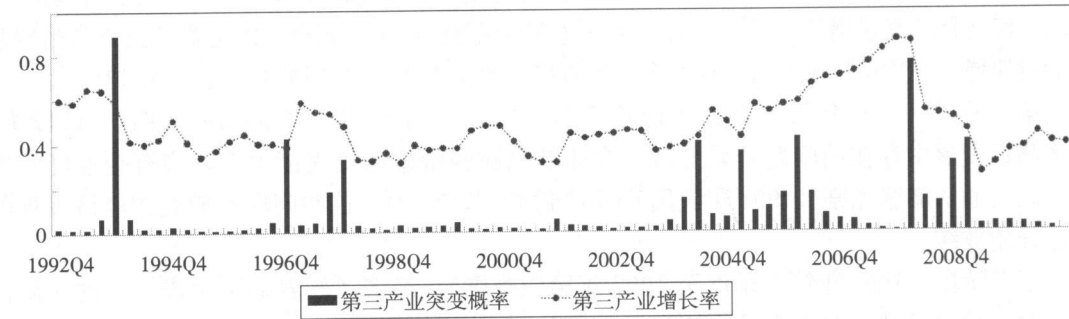


图 5 GDP 第三产业季度增长率的结构突变时间与概率

表 2 GDP 与三大产业结构突变的季度以及突变的概率

突变时间	GDP	第一产业	第二产业	第三产业
1993 Q 4	0.4364			0.8926
1994 Q 4			0.6955	
1995 Q 1	0.6548			
1996 Q 4			0.4573	0.4236
1997 Q 3	0.3993			
2002 Q 4	0.6716		0.8647	
2003 Q 4		0.506		
2004 Q 1				0.4052
2005 Q 4	0.6693		0.4001	0.4255
2006 Q 1			0.4104	
2007 Q 4	0.8534		0.6613	0.7687
2008 Q 3	0.4249		0.4221	
2008 Q 4	0.4817			0.4084
2009 Q 4	0.7753		0.8214	

三、GDP 与 GDP 三大产业季度增长率的结构突变研究

1. 1992 年以来中国经济运行的阶段性特征

1992 年以来，我国经济保持高速增长，同时大量研究表明 20 世纪 90 年代以来我国经

济增长率同之前中国经济发展的大起大落相比,稳定性有了极大的增强(梁琦、滕建洲,2005;殷剑锋,2010)。由于大部分研究都采取GDP的年度增长率作为研究对象,加之数据较少,在总体经济的平稳增长大趋势下,使该阶段经济增长的阶段性特征变得非常模糊,因此,我们将采取经济增长的季度性数据作为研究对象,从而可以对该阶段我国经济发展进行阶段性的研究,更好地总结过去20年来我国经济发展的经验与教训。

通过使用基于贝叶斯方法的结构突变模型,我们发现从1992年第四季度至2010年第三季度的72个时间点中,突变概率超过40%的突变点一共有8个<sup>①</sup>,因此我们可以将该时期内中国经济分成9个发展阶段,其中前6个阶段(61个季度)形成一次平缓的U形经济周期,而后3个阶段(11个季度)独立的形成一次陡峭的V形经济周期<sup>②</sup>,具体分析如下:

第一阶段(1992年第四季度至1993年第四季度):经济过热阶段。在这一阶段中,我国季度GDP同比增长率一直维持在14%以上。不断深化的经济体制改革以及对外开放的持续扩大,使国民经济持续高速增长。另一方面,经济过热的现象已经十分明显,固定资产投资与消费基金的过快增长,货币过量发行,这两个因素直接导致了1993年我国的CPI达到了13%<sup>③</sup>。

第二阶段(1994年第一季度至1995年第一季度):经济初步收缩阶段。在这一阶段中,经济高速发展中存在的问题开始显现,农业基础脆弱带来的抗灾能力差,国有企业经营困难,以及通货膨胀加剧(1994年我国CPI达到了21.7%<sup>④</sup>),这些问题都使我国经济发展的增速开始放缓。

第三阶段(1995年第二季度至1997年第三季度):经济“软着陆”阶段。在这一阶段中,中国政府通过一方面控制投资需求、加强农业与增加有效供给相结合,另一方面宏观调控与深化改革相结合,使GDP的增长率开始逐步下降,稳定在10%左右,成功实现了经济的“软着陆”。

第四阶段(1997年第四季度至2002年第四季度):经济“低位”平稳增长阶段。1997年的亚洲金融危机,使我国政府开始关注内需对经济增长的推动作用以及经济增长方式的转变,国内经济的良好发展态势,使我国经济在很短的时间走出了危机的影响。在这一阶段中,中国GDP的增长率始终维持在8%~9%之间。进入21世纪以来,中国政府在保持宏观经济政策的连续性和稳定性的同时,继续实施积极的财政政策和稳健的货币政策,一方面培育和扩大内需,另一方面积极利用加入世贸组织的契机大力发展开放型经济。这段时期内,中国的产业结构调整不断深化,经济增长方式的转变取得了初步的效果。投资与出口依然是我国经济高速增长的最主要拉动力,但是经济增长的协调性也在逐步提高,消费对经济增长的贡献在不断上升。

第五阶段(2003年第一季度至2005年第四季度):经济扩张阶段。在这一阶段中,我国开始了新一轮的投资热潮,拉动经济高速增长。2003年初我国资产投资规模扩张势头过猛,和金融机构贷款增长持续偏快造成上半年经济增长过热。虽然政府开始认识到了经济出现过热的迹象,进行了宏观调控,但是效果并不明显。从2003年第一季度开始,我国GDP

① 2008年第三和第四季度的GDP同比增长率连续发生了突变,这仅仅在统计学意义上存在区别,在现实中两者发生突变的时间很难进行区分,因此可以将两者看成是一个突变点来进行研究。

② 由于数据截止到2010年第三季度,因此此次周期是否以及结束还有待于未来数据的更新。但是从统计结果上看,V形周期的雏形已经具备。

③ 参见《中国统计年鉴1994》。

④ 参见《中国统计年鉴1995》。

的季度同比增长率回到两位数, 并不断持续上升。

第六阶段 (2006 年第一季度至 2007 年第四季度): 经济加速扩张阶段。在这一阶段中, 投资保持高速增长加上高额的贸易顺差使我国经济增速再次迅速上升。从 2006 年的第一季度开始, 我国 GDP 的季度同比增长率迈入并持续稳定在 12% ~ 14% 的高位, 直到 2007 年的第四季度。

第七阶段 (2008 年第一季度至 2008 年第四季度): 经济收缩阶段。2007 年发端于美国的次贷危机, 逐步演化成席卷全球的经济危机, 对我国的经济发展带来了巨大的冲击。2008 年我国外需增长大幅放缓, 出口恶化, 同时国内投资也明显放缓, 虽然消费依然保持了高速增长, 但是总体而言我国 GDP 增长率出现大幅下降。

第八阶段 (2009 年第一季度至 2009 年第四季度): 经济触底阶段。2009 年第一季度中国季度 GDP 的增长率创下了 6.2% 的最低记录, 经济危机对我国的冲击达到最大。但是随着政府开始实施积极的财政政策和适度宽松的货币政策, 努力扩大内需的同时进一步加强产业升级, 整体经济在 2009 年开始回暖。但总体而言, 我国经济增长率在该阶段依然处在低位。

第九阶段 (2010 年第一季度至今): 经济扩张反弹阶段。从 2010 年初开始我国的经济增长率重新回到两位数, 经济危机的影响初步散去, 经济形势开始好转。

从上面的分析中我们不难发现从 1992 年至今, 我国的经济发展有以下几个重要特征:

首先, 排除外部冲击的影响, 该阶段我国的经济增长呈现出波动频率低, 震荡幅度大的特点。在过去近 20 年的时间里, 中国的经济发展总共只经历了两次经济周期。同时第一次的 U 形周期长达 16 年, 其中有 5 个突变点 (包括 1997 年部分受到亚洲金融危机影响而产生的突变点), 这些特征表明我国经济增长率在相邻的时间点之间的变化幅度很小, 具有很好的连续性, 同新中国成立后至 80 年代末相比, 经济波动的频率变得很低, 这是我国经济增长稳定性得到显著提高的一个重要表现。但另一方面, 该时期内中国平均季度 GDP 的同比增长率为 10.51%, 而季度 GDP 的同比增长率最高达到了 15.1% (1993 年第一季度), 最低只有 6.2% (2008 年第一季度)。因此从经济增长的平均趋势来看, 我国经济增长率震荡的幅度还是比较大的<sup>①</sup>。总的来说, 该时期我国经济增长的波动性很低, 但是经济增长速度的变化还比较大。

其次, 外部冲击对中国经济的稳定增长有着显著性的影响, 而且这种影响随着中国经济的开放程度也在不断加深。该时期内我们发现的 8 个突变点中, 与全球经济危机直接相关的突变点就有 4 个之多。1997 年的亚洲经济危机, 对我国的经济发展虽然有所冲击, 制造了一个突变点, 但是并未对我国经济原本的发展周期产生影响, 中国经济在这段时间顺利的实现了“软着陆”。而 2008 年的世界经济危机, 对我国的经济发展态势产生了巨大的冲击, 使本来 U 形经济周期中扩张上升阶段被打断, 经济增长速度持续下滑, 迅速进入收缩阶段。同时政府为了尽快走出经济危机, 连续的经济刺激政策, 使中国经济从 2009 年第二季度开始反弹。短短三年不到的时间, 我国经济完成了一次 V 形周期。外在经济冲击对我国经济发展的影响不断增强, 主要原因在于改革开放以来, 出口导向型的外向型经济模式是拉动

① 这一特点在以往使用建国后 GDP 年度增长率作为分析数据的研究中并不明显, 一个重要原因就是 20 世纪六十年代社会经济的剧烈动荡使其他时期经济增长的震荡幅度都不太显著, 这也是我们使用最新时期的季度数据来分析经济增长的一个重要原因。

GDP 高速增长的一个重要源泉,伴随着 2001 年我国正式加入世界贸易组织,我国经济无论从广度上还是深度上与世界经济的联系都变得更加紧密。经济一体化的进程一方面对我国经济的高速增长有着巨大的贡献,但是与之相伴的却是我国的经济增长的波动越来越受到世界经济大环境的影响,外生性的冲击已经成为我国经济发展波动的一个重要因素。

最后,我国经济增长有着明显的季度性特征。由于经济增长本身有着天然的季节性特征,为了剔除这种因素的影响,本文采用了 GDP 季度同比增长率为研究的对象。在我们发现的 8 个突变点中,6 个突变点都是发生在第四季度,这就说明在次年的第一季度我国的 GDP 增长率发生了较大的变化,这个结果表现出显著的季节性的特征。对这个结果的一个可能的经济学解释是,我国经济发展缺乏一定的协调性和规划性,在外部经济环境良好的情况下,每年的第一季度中伴随着信贷放量增长的投资冲动表现得非常明显,发现经济过热的迹象之后再继续进行宏观调控;当经济环境恶化时,由于准备不足,第一季度表现出来的 GDP 的增速下降也尤为明显。由此看来,政府对经济的宏观调控存在明显的时滞。为了对中国经济增长的波动性有进一步的了解,下面将从产业结构的角度来对 GDP 的增长进行分析。

## 2 中国经济波动的产业结构特点与分析

改革开放以来,中国的产业结构发生了剧烈的变化。产业结构的调整一直在进行,总的趋势就是第一产业在 GDP 中的比重不断下降,而第二产业和第三产业的比重不断上升(见图 6)。

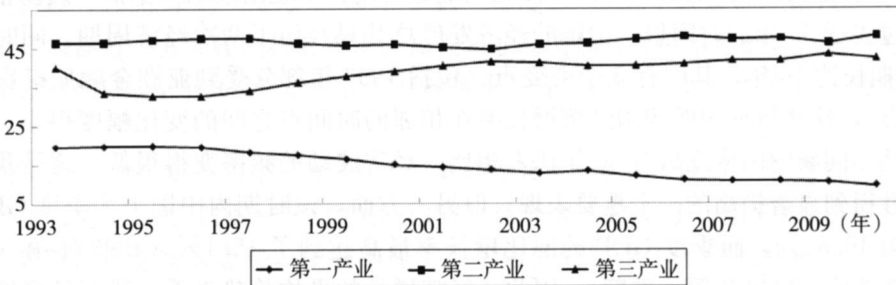


图 6 1992~ 2010 年 GDP 三大产业占比

通过对三大产业各自的季度同比增长率的研究,我们发现第一产业从 1992 年至今发展非常稳定,只出现了 1 次突变,即 2003 年的第四季度<sup>①</sup>。2003 年末出现第一产业增长的突变点则是由于 2004 年中国粮食产量在经过连续四年的减产后大幅增长,达到 4694.5 亿公斤,增长了 9%<sup>②</sup>。良好的经济环境加上粮食大丰收,直接导致了第一产业 GDP 的大幅上涨。第一产业对我国经济的稳定健康发展有着非常重要的意义,因此农业的稳定发展一直是政府经济工作的重点。数据分析显示,我国农业在过去近 20 年中的发展可以用非常稳定来形容。值得一提的是,2007 年的这次金融危机虽然对我国第一产业的增长率带来一些波动,

① 1997 年第二季度又一次概率为 0.3% 的突变点没有满足 0.4 的要求,因此不能作为一个突变点。但是由于在第一产业增长率的波动性非常小,该时间点在增长率序列中的突变性相对来说较为明显,特此说明。该时间点第一产业存在突变性的原因如下:1997 年一方面我国北方地区遭受严重旱灾,粮食总产量略有减产;另一方面亚洲金融危机对农业出口的冲击比较严重。当时中国农产品的出口市场一直比较集中,主要分布在亚洲及其周边国家和地区,亚洲经济的动荡直接导致我国农业出口额锐减。

② 《中国统计年鉴 2005》。

但是并未产生任何结构突变点,这就意味着这次冲击是完全暂时性和可忽略的,并未对第一产业发展有任何深层次的影响。从 1992~2010 年这段时间内,第一产业的发展并未显示出明显的周期性,这与本文前面分析的我国总体经济的周期特征完全不相符,两者波动性的偏离充分反映了这样一个事实:第一产业在 GDP 中的所占比例较低(一直维持在 10% 左右),加权之后其发展情况对整体经济增长率的影响非常微弱。

由于第二产业和第三产业联合贡献了接近 90% 的 GDP,如此高的比重自然决定了这两个产业自身的发展,以及它们之间的关系必然会极大地影响我国总体经济的发展特征,下面我们将着重分析第二产业和第三产业自身的波动性对我国总体经济波动性的影响。

结合图 2 和图 4 以及表 2,我们可以清楚地看到第二产业增长率的变化呈现出和总体经济高度的一致性:从第二产业增长率的时间序列分析看,我国的第二产业也完整的经历了两次周期,分别是一次 U 形的长周期和一次 V 形的短周期,同时两者发生突变的时间点也基本相同或相邻,进而周期的长度高度吻合。

但第三产业增长率的时间序列却体现出截然不同的特征:首先,1992~1996 年,我国总体经济呈现出明显的下行趋势,而该阶段第三产业的增长率序列却表现出了一次短暂的 U 形周期,之后从 1997~2003 年又是一个长达 7 年的震荡期,且该时段内第三产业增长率的波动于整体经济之间并无明显的联系;其次,总体经济从 2003 年开始回暖,而第三产业却是在经历了 2004 年的一次短期震荡后,才表现出明显的上升趋势;最后,从 2005 年之后,第三产业的发展与整体经济之间的一致性开始变得非常明显,但与整体经济在 2008~2010 年经历了一次完整的 V 形周期相比,第三产业在 2010 年的反弹势头并不明显,因此从产业发展的角度来看还没有完全走出低谷。

为了更直观地理解 GDP 与三大产业结构突变的关系,我们计算了三大产业在每个季度的加权突变概率:  $p_{w,t} = r_{1t}p_{1t} + r_{2t}p_{2t} + r_{3t}p_{3t}$ , 其中  $r_{1t}$ ,  $r_{2t}$ ,  $r_{3t}$  分别为三大产业在  $t$  季度的占比,  $p_{1t}$ ,  $p_{2t}$ ,  $p_{3t}$  分别为三大产业在  $t$  季度的突变概率。图 7 显示了加权突变概率与 GDP 突变概率的比较,我们发现除了在整个 20 世纪 90 年代, GDP 增长率与加权突变概率在某些时点上有所偏离,但从进入 21 世纪后两者之间的吻合度大大提高。

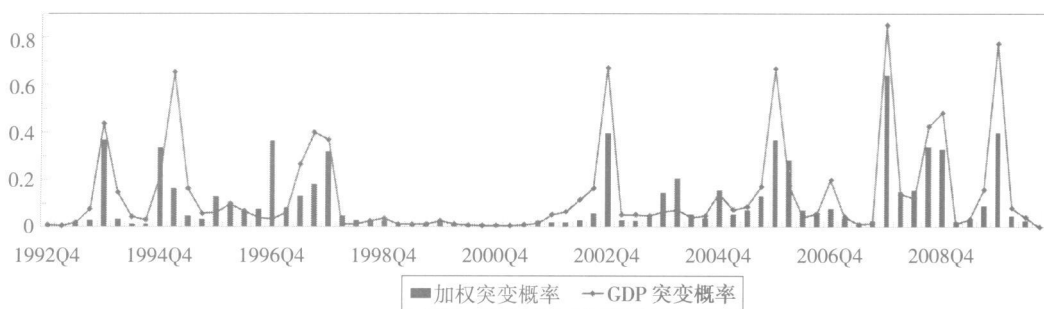


图 7 GDP 突变概率与三大产业加权突变概率

结合三大产业以及我国总体经济 1992 年以来的发展情况,我们可以得出以下结论:首先,第一产业的发展非常平稳,波动性很小,但由于其在总体 GDP 中很低,且依然有不断降低的趋势,第一产业对我国经济的周期性与波动性几乎没有影响;其次,由于第二产业一直以来在 GDP 中所占的比重维持在 45% 左右,其自身的发展情况与整体经济的发展特征高度相关;最后,伴随着我国的产业结构调整,第三产业占总体 GDP 的比重不断提高,在这

一过程中第二、第三产业直接的联系性不断得到加强,最直接的表现就是进入 21 世纪以来第二与第三产业以及第三产业与整体经济在周期和波动上的一致性得到显著提高。

#### 四、结论及政策建议

本文运用基于贝叶斯方法的结构突变模型,研究了我国 1992~2010 年期间我国 GDP 以及三大产业增长率的结构性突变,进而对该阶段我国经济发展的波动性以及周期性进行分析。由于年度数据样本过小、早期数据波动过大等原因,同时也由于现有研究缺乏对社会主义市场经济制度确立后我国宏观经济阶段性特征的研究,我们采用的研究数据是季度同比增长率。此外,我们没有事先给定结构突变的次数,而是将突变次数作为模型的参数由数据给出其估计。模型运用潜变量描述结构突变的时间,而潜变量的后验模拟也给出了在每个时间点上结构突变的概率。

通过对计量结果的分析,我们发现从 1992 年至今我国经济增长经历了两次周期,分别是一次 U 形的长周期和从 2008 年开始的一次 V 形短周期。由此可见,过去近 20 年来我国经济增长从波动频率上来看是比较小的。另一方面,该时段内,我国经济增长率的振动幅度还是比较大的,GDP 的季度同比增长率最高时达到 15.1%,而最低时仅有 6.2%,这就意味着我国在过去 20 年中虽然经济持续高速增长,但这种高增长的稳定程度还有待提高。

该研究时段中一共发生了两次对规模较大的地区性或者全球性经济危机,外生性的冲击直接影响了我国经济运行稳定性。随着中国与世界经济联系程度的日渐紧密,世界经济的波动对我国的影响也日渐强烈。相对于 1997 年的亚洲金融危机,2008 年的全球经济危机对我国经济增长的影响无论从强度还是时间上都更加深刻。因此,如何在日渐融入世界经济,保证中国经济高速增长的同时,避免世界经济波动带来的负面影响,应该成为我国政府在今后相当长的一段时间内的研究重点。我们认为,在未来的一段时间内,进一步扩大内需,在拉动经济的“三驾马车”中,加大消费对经济增长的贡献,为我国经济的稳定增长有着至关重要的影响。一个具有稳定消费能力的国内市场,对我国有效的抵御国际经济危机的能力至关重要。

在经济波动的起始点的分析中,我们发现我国经济增长的波动有着很强的季节性的特点,很多 GDP 增长率的突变点都出现在第四季度,这就意味着在下一年的第一季度,我国经济增长有着很大的变化。联系我国的实际,这恰恰反映出我国经济运行中的一个重大缺点:年初经济运行缺乏有效的调控与监管,直到经济运行出现过热或者紧缩的迹象之后再进行调整,这样就容易造成经济运行的波动,这一点值得引起我们的关注。这一现象的出现,另一方面也反映出我国经济政策容易出现的短期集中效应,即在执行宏观经济调控政策时,政府执行部门过于追求短期效果,片面追求执行力度,这往往会给经济发展带来较大的短期冲击。结合 2008 年经济危机中政府的经济刺激计划,使我国 GDP 的增长率从 2009 年开始强力反弹近 6 个百分点,这说明我国政府对经济的影响和控制能力在不断增强,不过政府对经济的干预能力的增强,很可能也会逐渐成为经济波动的另外一个重要因素。

最后本文还对我国经济增长的产业结构进行了分析,通过对三大产业生产总值增长率的时间序列之间以及他们与 GDP 增长率的比较,我们发现农业由于其在 GDP 中的占比很小,对我国总体经济的增长几乎没有影响。第二与第三产业共同决定了我国经济增长的周期性与波动性,但是其中第二产业起主导作用。随着产业结构调整的不断深入,第二、第三产业之间的关联性日益加强,它们增长率的波动性也体现出很强的一致性。

## 参 考 文 献

- [1] Bai, J and Perron P., 1998, *Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes* [J], *Econometrica*, 66 (1), 47~78
- [2] Perron, P., 1989, *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis* [J], *Econometrica*, 57 (6), 1316~1401
- [3] Hansen, B E., 1992, *Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes* [J], *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 321~335
- [4] McCulloch, R E and Tsay R S., 1993, *Bayesian Inference and Prediction for Mean and Variance Shifts in Autoregressive Time Series* [J], *Journal of the American Statistical Association*, 88 (423), 968~978
- [5] Stock, J and Watson M., 1996, *Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations* [J], *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11~30
- [6] Chib, S., 1998, *Estimation and Comparison of Multiple Change-point Models* [J], *Journal of Econometrics*, 2 (86), 221~241
- [7] Pesaran, M H., Pettenuzzo D., and Timmermann A., 2006, *Forecasting Time Series Subject to Multiple Structural Breaks* [J], *Review of Economic Studies*, 4 (73), 1057~1084
- [8] Koop, G and Potter S., 2007, *Estimation and Forecasting in Models with Multiple Breaks* [J], *Review of Economic Studies*, 3 (74), 763~789
- [9] Jiang, Y., 2009, *Inference and Prediction in a Multiple Structural Break Model of Economic Time Series* [D], Ph.D. Thesis, University of Iowa
- [10] 李子奈、周建: 5 宏观经济统计数据结构变化分析及其对中国的实证6 [J], 5 经济研究6 2005 年第 5 期。
- [11] 徐敬君、刘桓: 5 中国经济周期波动的产业结构特征6 [J], 5 云南民族大学学报 (哲学社会科学版)6 2005 年第 5 期。
- [12] 周建、刘兰娟: 5 中国宏观经济统计数据异常性和波动性特征的计量检验: 1953~20016 [J], 5 数量经济技术经济研究6 2006 年第 1 期。
- [13] 周建: 5 基于随机方差扩大模型的对中国宏观经济统计数据的结构变化分析6 [J], 5 中国管理科学6 2006 年第 3 期。
- [14] 梁琪、滕建州: 5 我国总产出的动态特征研究))) 基于最小拉格朗日乘数单位根检验的实证分析6 [J], 5 数量经济技术经济研究6 2006 年第 6 期。
- [15] 罗光强、曾伟: 5 产业结构变迁对经济增长波动的影响))) 以湖南为例6 [J], 5 工业技术经济6 2007 年第 11 期。
- [16] 李云娥: 5 宏观经济波动与产业结构变动的实证研究6 [J], 5 山东大学学报6 2008 年第 3 期。
- [17] 周建: 5 我国总产出波动中的动态结构变化度量与检验))) 基于 1952~2005 年经济周期的实证研究6 [J], 5 财经研究6 2008 年第 9 期。
- [18] 王成勇: 5 结构突变模型研究的新进展6 [J], 5 统计与决策6 2008 年第 20 期。
- [19] 刘树成: 5 中国经济增长与经济周期 (2009)6 [M], 中国经济出版社, 2009。
- [20] 石柱鲜、吴泰岳、邓创、王晶晶: 5 关于我国产业结构调整与经济周期波动的实证研究6 [J], 5 数理统计与管理6 2009 年第 3 期。
- [21] 王成勇、艾春荣: 5 中国经济周期阶段的非线性平滑转换6 [J], 5 经济研究6 2010 年第 3 期。
- [22] 殷剑峰: 5 二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究6 [J], 5 中国社会科学6 2010 年第 4 期。

(责任编辑: 朱长虹; 校对: 吕小玲)