

我国经济周期波动共变性和非对称性分析

——利用动态马尔可夫转移因子模型构造我国经济景气指数

王金明¹, 高铁梅², 张桂莲¹

(1 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012; 2 东北财经大学数量经济研究所)

摘要:我国正处于向市场经济转轨的关键时期,经济结构发生着深刻的变化,这使得我国20世纪90年代出现的经济周期波动具有了不同于以往的新特征,本文利用计量方法对新的特征进行动态分析。经济周期具有经济变量协同变动和不同阶段非对称的特征,Stock和Watson利用动态因子模型,构造了捕捉经济变量之间协同变化的合成指数,然而线性模型无法捕捉经济周期的非对称特征,马尔可夫转移模型可以区分经济周期扩张和收缩的阶段,允许不同阶段具有不同的经济关系,因此本文采用具有马尔可夫转移的动态因子模型,构造我国经济景气合成指数,同时考察经济周期波动中经济变量协同变化和扩张、收缩期表现的非对称特征。模型结果表明,新的指数很好地反映了我国20世纪90年代出现的经济波动。我国新一轮经济周期波动体现出波动幅度更小、扩张期延长和收缩速度较快的新特征,说明我国宏观经济政策起到了稳定经济和延长经济周期上升阶段的作用。

关键词:经济周期;共变性;非对称性;动态马尔可夫转移因子模型;合成指数

中图分类号: F224.0 **文献标识码:** A

1 引言

随着我国市场经济体制改革的不断深化,经济结构不断发生改变,20世纪90年代出现的经济周期波动具有了不同于以往的新特征。国内很多经济学家对新阶段我国经济周期波动的特征和成因进行了深刻的剖析,如刘树成(2004)概括了我国新阶段出现的经济周期波动的背景特点、樊纲(2003)分析了我国通货紧缩阶段的冲击因素等。本文利用动态马尔可夫转移因子模型,构造我国经济景气合成指数,考察我国经济周期波动中经济变量协同变化和扩张、收缩期的非对称特征。

宏观经济周期波动问题一直是经济学界研究的焦点,经济学家们不仅提出了大量的阐释经济周期波动出现原因和本质的经典理论,同时也努力地定量测量经济周期波动,以探寻其特征和规律。Burns和Mitchell(1946)认为,经济周期包括几乎同时发生在许多经济行为的扩张和跟随其后的衰退、萧条和复苏,然后进入再一次扩张阶段,变化的过程周而复始但并不是定期的出现。Burns和Mitchell阐明了宏观变量和经济周期具有共变性(Co-movement)和非对称性(Asymmetry)的两个属性,并且通过经济指数来刻画经济周期的动态特征。由于经济行为的繁荣和衰退可以通过不同部门的经济变量的时间序列来观测,因此可以选取一组与经济周期波动一致的重要的经济指标,捕捉经济周期的共同波动成份。美国国家经济研究局(National Bureau of Economic Research, NBER)在20世纪60年代末开发了经济周期先行、一致和滞后合成指数(Composite Index),用来刻画经济状态和描述未来发展动向,对衰退和复苏作出预测。这种方法一直使用至今,近年由美国会议委员会(Conference Board)定期公布,很多国家也都利用这种方法开发了景气指数。然而也有人批评他们所采用的是凭主观判断的经验方法,缺乏统计基础支撑,因此,经济学家们开始建立更严密的数学模型研究经济时间序列问题,识别经济周期的共同特征。自回归移动平均(Autoregressive Moving

Average, ARMA) 模型、协整 (Co-integration) 理论、向量自回归 (Vector Autoregressive, VAR) 框架等广泛地用来分析时间序列和经济周期问题。最近的发展是动态因子模型 (Dynamic Factor Model, DF) 的使用, DF模型的基本思想是包含很多时间序列数据集可以分解成一个共同成份和各自的特殊成份。在动态因子模型的应用中, 很有影响的是Stock和Watson(1989,1991,2003), 他们利用动态因子模型, 构造了捕捉经济变量之间协同变化的合成指数, 认为宏观经济变量的共同变化存在一个共同的成份, 共同成份体现了经济系统的景气状态, 刻画了经济系统的协同变化。Stock和Watson的模型在理论界引起了广泛的关注和发展, 各国政府利用这种模型方法开发出了新的合成指数¹。

现代经济周期理论和实证分析在关注宏观经济时间序列协同变化的同时, 越来越注重经济周期非对称性的分析。如果假定存在两种状态, 一种代表扩张, 另一种代表收缩, 在描述产出的随机生成过程时, 可以认为其不同状态下具有不同的生成机制, 即产出增长的随机过程在这两种状态之间转换。这种思想历史悠久, Keynes (1936) 就曾经指出了经济周期的扩张和衰退是不同的, 前者持续时间较长, 而后者更加剧烈; 近代学者的实证研究也表明非对称性的确存在 (Neftci 1984; Sichel 1989)。因此, 统计模型的建立应该能够反映出经济周期的这种非对称性。Hamilton (1989) 用状态转移模型 (Regime-Switching, RS) 模拟了经济状态的变化, 他的方法是将自回归模型中的系数看作依两个不同状态离散取值的马尔可夫过程, 用这个模型分析了美国1951年至1984年的季度GDP行为, 刻画了产出的非对称性, 而且得到了与NBER测算的美国经济周期非常接近的转折点。从此, 马尔可夫转移模型 (Markov Switching Model, MS) 在分析经济周期和金融时间序列的非对称特性方面得到了广泛的应用, 并在应用中不断根据实际问题进行扩展, 取得了大量的成果。MS模型的一个扩展是从分析单个经济时间序列到包含多个时间序列的多元非对称模型。Diebold和Rudebusch(1996)提出了具有状态转移特征的动态因子模型, 同时体现了经济周期的共变性和非对称性两种属性, 打破了现代实证分析对经济周期协同变化和非对称特征分析独立进行的历史。很多经济学家成功地运用了这种方法, 如Chauvet(1998)、Kim和Nelson(1998)用美国数据、Kaufmann(2000)用几个欧洲国家的数据、Chauvet(2001)用巴西的数据等分别对经济周期问题进行分析。但是也有经济学家发现了这种方法的弊端, 如Harding和Pagan(2002)经过分析比较认为, 这种方法在确定经济周期转折点上并不如传统的NBER方法强健和直观。

本文尝试使用将Stock和Watson模型与MS模型结合在一起的动态马尔可夫转移因子模型 (Dynamic Markov Switching Factor Model, 以下简称DMSF), 定量刻画我国向市场经济体制转轨时期的经济周期波动的新特征。本文第二部分介绍模型形式; 第三部分进行估计和实证分析; 第四部分是结论。

2 动态马尔可夫转移因子模型形式

2.1 动态因子模型的状态空间形式

Stock和Watson (1991) 认为景气变动中经济系统的各个领域共同变动, 并且存在着一个共同的因素, 这一因素可由一个单一的、不可观测的变量来体现, 它由反映各个领域波动的重要经济指标合成。与NBER的合成指数的作用相同, 这个共同的波动成份代表总的经济状态, 体现出真正的景气循环。由于经济景气循环和每个经济指标都具有动态特征, 这种思想由动态因子模型表述出来:

$$\Delta y_{it} = \gamma_i(L)\Delta c_t + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

$$\phi(L)\Delta c_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\psi_i(L)u_{it} = v_{it} \quad (3)$$

其中, $\phi(L)$ 、 $\gamma(L)$ 、 $\psi_i(L)$ 为滞后算子多项式²。 Δy_{it} 代表第*i*个一致经济指标 Y_{it} 的差分序列减均值, 它由反映一致指标包含的共同成份 Δc_t 的当期和滞后期的线性组合与特殊成份 u_{it} 构成, c_t 是我们最为关心的反映景气状态的合成指数。 ε_t 和 u_{it} 彼此独立且服从正态分布。

这个模型包含不可观测变量 c_t , 必须利用状态空间模型求解。状态空间的一般形式由量测方程和状态方程组成, 模型中(1)式为量测方程, 通过合适的定义将(2), (3)两式改写成状态方程的形式³。这样, 通过Kalman滤波实现对不可观测变量的推断, 即基于直到*t*时刻可观测变量的信息, 形成对不可观测的状态变量的估计。需要注意, 由于将每个指标的特殊成份 u_{it} 也作为状态变量, 因此量测方程中不含有随机扰动项。

2.2 动态马尔可夫转移因子模型

经济系统随时间推移产生有规律的波动, 由扩张状态进入收缩状态, 继而进入下一次扩张, 不断发生状态的改变。考虑到动态因子模型中 Δc_t 在两个状态下生成机制可能发生变化, 可以将(2)式设成具有状态转移的时间序列模型形式:

$$\phi(L)(\Delta c_t - \mu_{s_t}) = \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, s_t 是代表经济状态的离散变量, 只取0(收缩状态)和1(扩张状态)两个值, 相应地, μ_0 、 μ_1 分别为经济处于收缩状态和扩张状态的稳态值, 即:

$$\mu_{s_t} = \mu_0(1 - s_t) + \mu_1 s_t, \mu_0 < \mu_1 \quad (5)$$

这意味着, Δc_t 在不同状态下动态行为发生了改变, 处于收缩状态时的稳态值 μ_0 小于处于扩张状态时的稳态值 μ_1 。

变量 s_t 是不可观测的, 我们需要对其进行统计推断, 为此, 假定 s_t 由一阶马尔可夫链(Markov chain)描述:

$$\begin{aligned} p(s_t=0|s_{t-1}=0) &= p_{00} \\ p(s_t=1|s_{t-1}=0) &= p_{01} \\ p(s_t=0|s_{t-1}=1) &= p_{10} \\ p(s_t=1|s_{t-1}=1) &= p_{11} \end{aligned} \quad (6)$$

转移概率的限制条件为: $p_{00} + p_{01} = p_{10} + p_{11} = 1$ 。

用(4)式替换(2)式, 与(1), (3)式共同组成的模型, 称为动态马尔可夫转移因子模型DMSF。对于这种模型的估计, 首先要通过Kalman滤波对状态空间中不可观测的共同成份 Δc_t 和特殊成份 u_{it} 进行推断, 然后利用Hamilton(1989)提出的非线性滤波(filter)方法⁴, 对不可观测的离散变量 s_t 进行推断, 并且可以同时得到可观测变量的似然函数, 并通过极大化似然函数迭代方法估计模型参数。模型需要估计的参数除了变量系数和随机误差项方差外, 还包括转移概率 p_{00} , p_{11} 和两个状态不同的稳态值 μ_0 , μ_1 。Kim(1994)通过结合Hamilton滤波和Kalman滤波, 提出了近似极大似然估计方法, 本文中模型估计采用了这种方法⁵。利用估计的参数值和样本区间的全部观测值, 还可以推断出各个时点处于衰退状态的概率 $p(s_t=0)$, 如果 $p(s_t=0) > 0.5$, 就认为经济状态处于经济周期的收缩期, 否则, 认为处于经济周期的扩张阶段。通过DMSF模型不仅得到了景气指数 c_t , 还可以刻画经济系统处于各种状态的动态行为, 同时考察了经济系统的协同变化和经济周期扩张、收缩状态的非对称特征。

3 建立我国监测经济运行态势的新景气指数

3.1 增长率周期波动和指标选取数据处理

对经济周期波动的考察通常包括古典周期、增长周期和增长率周期。古典周期是对经济变量绝对水平周期波动的考察，多数发达国家考察的都是这种周期波动；增长周期或称离差周期是考察经济变量围绕其永久成份或趋势的波动；而增长率周期关注的是经济行为增长率波动状况。后两种类型一般都用来研究不存在绝对水平下降情况的周期波动。近二十年来，我国大多数经济指标在绝对量上都是增长的，只是增长速度波动较大，因此，我国大多数研究部门和政府机构都利用增长率周期波动研究我国的经济周期波动状况，观察经济时间序列的增长率的周期波动规律，因此本文考察经济指标增长率的波动。

构造经济景气指数进行经济状态监测，首先要筛选能够反映宏观经济运行态势的一致经济指标。理论上，GDP应该是最合适的指标，但是由于GDP只有季度数据，并不适合作为及时监测经济状态的变量，并且，经济周期波动是通过一系列经济活动来传递和扩散的，任何一个经济变量本身的波动过程都不足以代表宏观经济整体的经济波动过程，因此，为了正确地测定宏观经济波动状况，必须综合考虑各个经济领域的景气变动和相互影响。美国利用就业、个人收入、工业生产和制造业和贸易销售的月度经济变量，合成一致指数。本文利用K-L信息量和时差相关分析等方法，选取了四个代表经济运行总体态势、反映我国宏观经济景气波动的月度一致经济指标：工业增加值（IA）、产品销售收入（RPS）、固定资产投资（INV）和狭义货币供给（M1）⁶。各指标均为同期比增长率序列，经季节调整剔除了季节性因素和不规则因素的影响，然后进行差分处理并标准化。ADF检验表明，各个序列都是平稳的。

3.2 经济变量协同变化和经济波动非对称特征

我国处于经济体制转轨时期，经济结构不断发生变化，因此采用具有反映经济状态变化特征的模型是合适的。我们利用DMSF模型，分析我国20世纪90年代以来的经济周期波动中宏观经济指标的协同变化和扩张期、收缩期的非对称特征。在估计DMSF模型之前，首先利用状态空间模型对不包含MS的动态因子模型进行估计，一方面可以初步确定DMSF模型的初值，另一方面可以将二者的不同结果与实际经济事实进行比较，从而判断是否有必要引入状态转变变量。经过重复试验，最终确定了最优的滞后阶数， p, r, m 均取2。估计得到的部份参数值见表1。

表1 一致经济指标的ADF检验

指标名称	ADF检验统计量	1%临界值
Δia	-4.27	-2.578
Δrps	-4.61	-2.578
Δinv	-4.53	-2.578
$\Delta m1$	-3.92	-2.578

注：对季节调整后的数据进行差分，并进行标准化处理。

μ_1 估计值（0.37）的绝对值小于 μ_0 估计值（-1.82）的绝对值，反映出下降速度要远快于上升速度的非对称特点；转移概率的估计值十分显著，而且保持扩张状态的概率 p_{11} （0.93）大于保持收缩状态的概率 p_{00} （0.67），说明景气循环中扩张状态起主导作用，我国进入市场经济转轨时期，新一轮经济周期波动开始出现市场经济国家扩张时期长、收缩期短的非对称特征。

表2 部分参数极大似然估计值和标准差

参数	估计值	标准差
ϕ_1	1.46	0.05
ϕ_2	-0.53	0.03
μ_0	-1.82	0.25
μ_1	0.37	0.09
ρ_{00}	0.67	0.09
ρ_{11}	0.93	0.03

对数似然值： 644.9271

图1显示了利用DMSF模型估计得到的新的景气指数的图形（1990年1月等于100）。估计结果说明，我们选择的四个一致指标具有共同成份，合成了新的景气指数。由于我们国家没有建立反映历史经济周期的基准日期，我们选择GDP序列作为比较的标准⁷，通过与经济事实的对比，说明了这种模型构造的景气指数的合理性。由图1可见，通过DMSF模型得到的景气指数与实际GDP增长率序列的波动模式基本吻合。

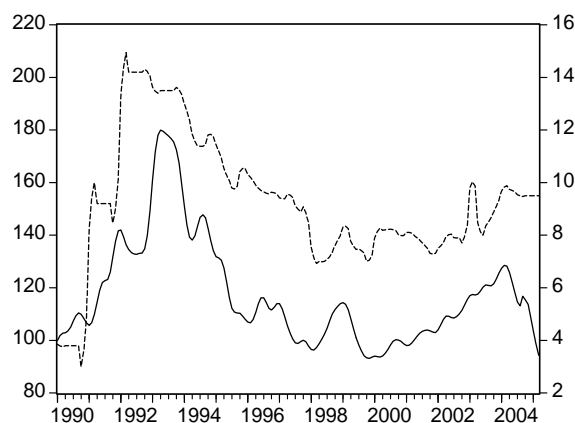


图1 利用DMSF模型得到的新景气指数 c_t （实线，左坐标）和GDP增长率（虚线，右坐标）

通过DMSF模型同时可以得到具有状态转移机制的变量各个观测点处于每种状态的概率，并可以据此将样本点分成处于扩张状态($p(s_t=0) < 0.5$)和收缩状态($p(s_t=0) > 0.5$)两类中。对于我们研究的增长率循环来说，由于增长率的起伏变化要比绝对水平频繁得多，加上数据采用的月度数据，因此，我们计算的处于收缩状态的概率序列（图2）不是很稳定。根据我们计算的景气指数和对GDP增长率序列的综合判断，本文给出了处于收缩期的区间（图2中的阴影区间）。从图2可以看出，状态概率识别出了从1993年开始的经济增长速度减缓，1993年至1998年频繁出现 $p(s_t=0) > 0.5$ 。但由于市场经济体制逐步确立、非国有经济地位的不断提高，经济系统焕发出勃勃生机，资源配置趋于合理，这些因素内在地驱动着经济系统向上增长，因此虽然宏观经济政策主旋律是偏紧的，但个别月份仍然间歇地出现增长率的上升，因此收缩状态概率并没有持续大于0.5，而是在扩张的月份取值趋于0，在收缩的月份取值趋于1。1998年以后，我国经济增长率比较稳定，除了1999年短时期的下滑，直

到2004年3月份以前，宏观经济基本处于缓慢回升状态，收缩状态概率一直很小，表明了经济处于持续的扩张期。状态概率也识别出了2004年紧缩政策的效应。

3.3 我国经济周期波动态势和冲击因素分析

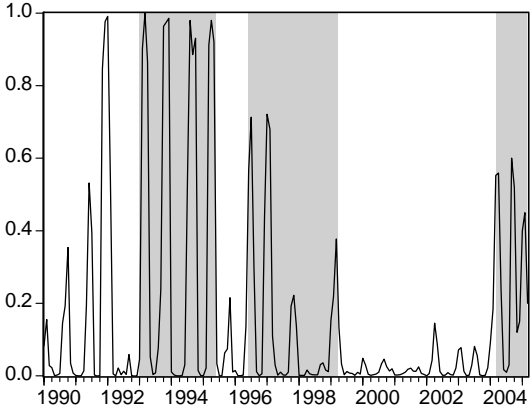
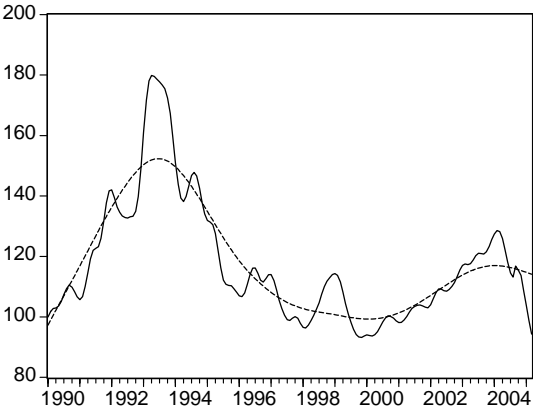


图2 经济增长处于收缩状态的概率 $p(s_t=0)$

新的景气指数较好的反映了我国 20 世纪 90 年代以来出现的几次经济波动，本文利用 H-P 滤波分离出 c_t 的趋势成份，记为 TC_t ，它更加明显地勾勒出经济的长期波动态势（图 3）。我国出现的经济周期波动的潜在冲击因素是什么呢？在经济理论中，对于经济周期波动的成因一直存在争论。凯恩斯主义在价格刚性的假定下，认为有效需求冲击导致了宏观经济出现周期性波动，打破了古典学派信奉的市场总是可以迅速调节供给、需求平衡的结论。凯恩斯主义又受到了以弗里德曼为代表的货币主义学派和以卢卡斯为代表的理性预期学派的批判。20 世纪 80 年代初，Kydland 和 Prescott 等提出的实际经济周期（real business cycle, RBC）理论强调，经济波动是由经济活动中以技术变动为代表的实际冲击因素引起的，强调了供给冲击在经济周期波动中的影响。纵观我们国家 20 世纪 90 年代至今的经济发展，对宏观经济形成显著冲击、导致经济周期波动的原因在不同时期是不同的。



3 利用DMSF模型得到新景气指数 c_t ；虚线是由H-P滤波得到的景气指数变动趋势 TC_t

结合本文的研究结果，我们描述我国经济状态的动态变化与产生原因：

(1) 消费、投资需求拉动的扩张阶段

20世纪90年代初，我国经济形势发生了转折性变化。1991年国民经济全面回升，由1990年3.8%的低速经济增长率增加到1991年的9.2%。邓小平同志发表南巡讲话后，全国各地、各行业加快发展步伐，非国有经济迅猛发展。在投资、消费需求均高速增长的作用下，1992年我国经济进入了高速

增长的新阶段，当年经济增长率达到14.2%。可见，这阶段的扩张主要是体制转变引起的投资需求、消费需求的同时扩张。景气指数图显现了这阶段的上升态势，图2中这阶段处于收缩状态的概率多数小于0.5，而且识别出了1992年上半年的短时间下降状态。

(2) “软着陆”和通货紧缩阶段的波动特征

从图3景气指数图可以看出，从1993年一直到1999年上半年，我国经济总体上处于收缩状态， Tc_t 表现出持续下降的态势，但景气指数间歇出现不同时间长度的上升状态。不过， Tc_t 下降速度表现出先急后缓的变化特征，图2识别出这次收缩状态的两个阶段。

20世纪90年代初是我国经济体制转轨的初期，经济扩张冲动、瓶颈制约加剧和通货膨胀是经济的常态。1993年开始，中央采取双紧的经济政策进行干预，产生了显著的效果。图2显示，1993年开始到1995年上半年，宏观经济处于收缩状态的概率超过0.5的情形很频繁且接近于1。不过，为了避免出现20世纪80年代末过猛的经济政策导致的1990年投资负增长和经济增长率过低的不良局面，这次的宏观调控政策更为稳定和温和，通货膨胀率由1995年17.1%下降到1996年8.3%，而1996年GDP增长率仍然高达9.6%，在降低通货膨胀率、压缩投资的同时，保证了较快的经济增长速度，实现了经济“软着陆”，图2、3都显示出，1995年下半年到1996年年中，下降缓慢且出现一次短时间扩张，之后又进入收缩状态。

在1997年出现亚洲金融危机的影响下，加上国内供给能力提高、而存在需求约束的情况下，国内经济一直处于较低经济增长状态。市场经济体制改革的推进，使得资源配置效率不断提高，加上外商投资带来的先进技术和管理经验提高了国内生产率，国内供给能力大大提高。然而，农村居民由于收入增长缓慢消费难以提高，城市居民的耐用消费品基本饱和，并且在支出预期（养老、医疗、教育等）增加、收入预期不确定下，更倾向于增加预防性储蓄而减少即期消费，我国开始出现国内需求约束。正的供给冲击与负的需求冲击使我国持续几年处于通货紧缩和较低经济增长状态。1998年1季度，我国经济增长速度下降到了7%的低水平，我国政府开始采取积极的财政政策和稳健的货币政策以扩大内需、摆脱通货紧缩并避免出现进一步的衰退。图2显示，这次收缩阶段，收缩状态概率超过0.5的情况减少，并且1998年的收缩状态概率接近于0，说明1998年是处于上升状态的，图3也表明，这阶段的下降速度趋缓。

(3) 我国新一轮经济周期波动出现了上升期延长的良好特征

市场经济体制的逐步确立和稳定的经济政策使我国经济波动振幅减小，并出现了不同以往的新特征。1998年开始实施的积极财政政策和稳健货币政策虽然遏制了宏观经济的进一步下滑，并最终走出通货紧缩，图2显示，收缩状态概率在1999年年初出现一次尖峰后开始长时期接近于0，表明经济系统出现新一轮的上升态势。然而，市场经济体制下，货币政策间接调控具有启动经济难、控制过热更为有效的非对称特征，上升速度比较缓慢，图3表明，宏观经济呈现了平缓上升的态势。

这次经济的平缓扩张原因是多方面的。我国市场经济体制逐步确立，微观经济主体结构 and 行为方式逐渐发生改变，民营企业投资比重加速上升，他们的行为更具理性。民营企业根据预期市场需求进行生产，然而国内消费需求不振，在亚洲金融危机影响下出口需求下降。并且，中央银行加强监管力度，已经存在大量呆帐、坏账的国有商业银行转向“惜贷”，民营企业尤其是中小企业很难获得贷款。1999~2002年，经济增长率基本稳定在7%~8%之间。2001年11月我国加入WTO后，关税逐渐降低，进口商品如汽车等价格下降，汽车消费等高速增长，而且，房地产市场持续升温并带动了一系列相关产业的发展，对于我国维持稳定经济增长贡献很大。房地产业和汽车产业的快速发展带动投资需求迅猛发展，我国经济增长率逐渐提高，并且在2003年1季度，达到了9.9%的高水平。然而，住宅、汽车等数十万级的“重型”消费所形成的购买热潮，主要是以较高收入群体为主，不同于我国20世纪80年代那种有广泛购买力的、排浪式的千元级“轻型”消费⁸。因此，在这轮经济周期的扩张阶段中，消费需求和物价水平并没有随着投资需求的迅猛增长而出现过热，是和以往周期波动都不相同的新特征，也是这轮经济扩张上升速度平缓并且较长的主要原因。

(4) 宏观调控效果明显，新一轮经济周期收缩期已经确认

在本轮经济中周期的上升过程中，固定资产投资增长与总体经济景气的波浪式上升有所不同，从2000年开始，固定资产投资连续四年保持了一年一个台阶的持续上升态势，一直到2004年前两个月，增长率达到53%，创出近十年来的最高速度。投资增长的持续上升是导致近两年经济高速增长和部分行业“过热”的主要原因。而房地产业的持续高增长和部分地方政府搞“政绩工程”，不顾资源和市场的限制，盲目投资、重复建设又是导致投资出现“过热”倾向的主要原因。投资“过热”引发能源、原材料供应和交通运输紧张，“瓶颈”制约再次显现。

面对可能出现的全面过热态势，我国2003年下半年开始实行紧缩的宏观经济政策，政府宏观调控的效果逐步显现。从2004年4月开始，经济景气出现持续回落的态势，我国各个经济领域都出现不同程度的下降，到2005年3月已经下降了12个月，该周期峰顶可以得到确认。这意味着从2004年2季度开始，经济运行已处于本轮周期的景气下降阶段，我国的经济运行已经出现了明显的减速迹象。图3的景气指数还显示出本轮经济周期的“缓升陡降”的特点，收缩阶段下降速度快于扩张阶段的上升速度。不过，本轮经济周期的下降幅度小于上一轮经济周期下降阶段幅度，并没有出现“大起大落”的剧烈波动。

4 结论

本文应用动态马尔可夫转移因子模型，构建了刻画我国增长型经济周期波动状态的新景气指数，并且分析了我国20世纪90年代以来经济周期波动的共变性和非对称性。具有状态变化的模型考虑了经济景气依不同状态的波动态势不同，得到的景气指数很好地模拟了经济事实，并且再现了我国20世纪90年代出现的经济波动。模型结果同时显示出本轮周期的一些新的变动特征：此次景气扩张，呈现出逐浪向上的“缓起”态势，景气上升的持续时间明显延长，景气上升期持续了长达5年多的时间；景气扩张高度低于前两次周期，没有出现“大起”，从而也不太可能出现“大落”；新一轮景气扩张出现了下降速度快于上升速度即“缓升陡降”的非对称特征。这些特征反映出，进入市场经济转轨阶段的中国，经济运行机制和背景已经发生了深层次的转变，政府的宏观调控水平也在不断提高，在经济高速增长的同时，避免了宏观经济出现过大的波动，并且延长了经济周期的上升阶段。

参考文献：

- [1] 董文泉，高铁梅. Stock-Waston型景气指数及其对我国经济的应用[J]. 数量经济技术经济研究，1995(12).
- [2] 董文泉，高铁梅等. 经济周期波动的分析与预测方法[M]. 吉林大学出版社，1998.
- [3] 刘树成. 中国经济波动的轨迹[J]. 经济研究，2003(3).
- [4] 高铁梅，刘玉红，王金明. 中国转轨时期物价波动的实证分析[J]. 中国社会科学，2003(6).
- [5] 樊纲. 通货紧缩、有效降价与经济波动—当前中国宏观经济若干特点的分析[J]. 经济研究，2003(7).
- [6] 刘树成. 新一轮经济周期的背景特点[J]. 经济研究，2004(3).
- [7] 袁志刚，何樟勇. 以新的视角审视当前中国宏观经济增长[J]. 经济研究，2004(7).
- [8] Burns, A. F. and W. C. Mitchell. Measuring Business Cycles [R]. NBER, New York, 1946.
- [9] Chauvet, M.. An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switches [J]. The International Economic Review ,1998(39).
- [10] Chauvet, M.. A Monthly Indicator of Brazilian GDP [J].The Brazilian Review of Econometrics, 2001(21).

- [11] Diebold, F. X., and G. D. Rudebusch. Measuring Business Cycles: A Modern Perspective [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1996(78).
- [12] Don Harding, Adrian Pagan. A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods [J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2002(27).
- [13] Friedman, M.. The Role of Monetary Policy [J]. *American Economic Review*, 1968, March.
- [14] Hamilton, J. D.. A New Approach to the Economic Analysis of the Nonstationary Time Series and the Business Cycle [J]. *Econometrica*, 1989(57).
- [15] Kaufmann, S.. Measuring Business Cycle with a Dynamic Markov Switching Factor Model: An assessment Using Bayesian Simulation Methods [J]. *Econometrics Journal*, 2000(3).
- [16] Keynes, J. M.. *The General Theory of Employment, Interest and Money* [M]. London: Macmillan, 1936.
- [17] Kydland, F. E. and E. C. Prescott. Time to Build and Aggregate Fluctuation [J]. *Econometrica* 1982(50), November.
- [18] Kim, Chang-Jin, and C. R. Nelson. Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1998(80).
- [19] Kim, Chang-Jin, and C. R. Nelson. *State-Space Model with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approach with Application* [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1999a.
- [20] Layton, P. Allan and Masaki Katsuura. Comparison of Regime Switching, Probit and Logit Models in Dating and Forecasting US Business Cycles [J]. *International Journal of Forecasting*, 2001(17).
- [21] Lucas, R. E.. Expectations and the Neutrality of Money [J]. *Journal of Economic Theory*, 1972, April.
- [22] Neftci, S. N.. Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle? [J]. *Journal of Political Economy*, 1984(92).
- [23] Sichel, D. E.. Are Business Cycles Asymmetric? A Correction [J]. *Journal of Political Economy*, 1989(97).
- [24] Stock J. H. and M. W. Watson. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators [J]. In: O. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press, 1989.
- [25] Stock J. H. and M. W. Watson. A Probability Model of the coincident Economic Indicators [M]. In: K. Lahiri and G. H. Moore(eds.), ***Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records***. Cambridge University Press, 1991.
- [26] Stock J. H. and M. W. Watson. Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics [R]. *NBER Working Paper*, 9859, 2003.

Analysis of the Co-movement and Asymmetric Features of Business Cycles in China

—Constructing a New Economic Climate Index by the Dynamic Markov Switching Factor Model

Wang Jinming¹, Gao Tiemei², Zhang Guilian¹

(1 Business School of Jilin University, Jilin Changchun 130012; 2 Institute Quantitative Economics of Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: China is in the way to the market economy and the economic structure is changing remarkably. The new characters of business cycles taken place in the 1990s differed much from before and this paper analyses the dynamic characters by econometric model. The co-movement of economic variables and asymmetry between different phases are two major features in business cycles. Stock and Watson established composite index capturing the co-movement in economic variables by the model of dynamic factor model. While linear models are incapable of capturing business cycle asymmetries, Markov switching model (MS) can distinguish business cycle's expansions and contractions phases and allow different relationships to apply over these phases, so our paper adopts dynamic factor model with markov regime switching to construct a new economic climate index and study simultaneously the co-movement and the asymmetric property in the expansions and contractions. We conclude that the new index fits well the economic fluctuations emerging in the 1990s, and that the business cycle in China has the feature of minor fluctuation, lengthened expansion phase and steeper contraction phase which shows that the macroeconomic policies have contributed in stabling business cycle and lengthening the expansion phases in business cycles.

Keywords: business cycle; co-movement; asymmetry; dynamic markov switching factor model; composite index

收稿日期：2005-1-10

基金项目：教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（01JAZJD790003）；国家自然科学基金项目（70171019）。

作者简介：王金明（1976-），吉林大学商学院讲师，在职博士生。

¹笔者所在课题组自从 20 世纪 80 年代中期以来，一直利用 NBER 合成指数等方法，长期从事宏观经济监测预警分析，对我国宏观经济运行共变性进行分析，并且于 90 年代中期利用 Stock 和 Watson 提出的模型构造了我国宏观经济景气指数（董文泉等，1995）。

² $\gamma(L)=1-\gamma_1L-\gamma_2L^2-\dots-\gamma_pL^p$ 为 p 阶滞后算子多项式， $i=1,2,\dots,n$ ； $\phi(L)=1-\phi_1L-\phi_2L^2-\dots-\phi_rL^r$ 为 r 阶滞后算子多项式； $\psi(L)=1-\psi_1L-\psi_2L^2-\dots-\psi_mL^m$ 为 m 阶滞后算子多项式。为保证模型平稳，要求其特征根都落在单位圆外。其中， L 为滞后算子，即对时间序列 x_t ， $L(x_t)=x_{t-1}$ 。

³状态空间模型形式及其估计方法详见董文泉等，1998：《经济周期波动的分析与预测方法》，第 11 章，吉林大学出版社。

⁴ Hamilton 滤波方法详见：Hamilton, J. D., 1989, "A New Approach to the Economic Analysis of the Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57.

⁵估计方法详见：Kim, chang-jin, and Charles R. Nelson, Nelson, 1999a, "State-Space Model with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approach with Application", Cambridge, MA: MIT Press.

⁶文中所用数据期间为 1990 年 1 月 ~ 2005 年 3 月，数据来自《中国人民银行统计季报》、国家统计局《中国经济景

气月报》和中经网 (<http://www.cei.gov.cn>)。由于统计数据的限制，固定资产投资增速数据 1993 年以前用基本建设投资增速代替；工业增加值增速 1995 年以前用工业总产值增速代替；产品销售收入增速 1995 年以前用预算内企业销售收入增速代替。

⁷ GDP 序列没有月度数据，我国 1994 年以后开始公布季度数据，1994 年以前只有年度数据，因此，本文利用 1990~1993 年的年度 GDP 增长率数据和 1994 年 1 季度~2005 年 1 季度的季度 GDP 增长率数据，采用平滑插值方法转化为月度数据。

⁸刘树成，2004：《新一轮经济周期的背景特点》，《经济研究》第 3 期。