

我国经济增长“软扩张”过程中的“反弹效应”度量及其检验

刘金全, 刘志刚, 王勇

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 我国经济实现“软着陆”以后, 经济增长一直在平稳运行中酝酿着积极“反弹”的势头。2003年我国经济增长速度快速攀升到 9.1%, 意味着我国经济增长过程中一轮具有“软扩张”性质的经济周期波动已经开始。为此, 我们利用推广的马尔可夫区制转移模型来描述我国经济增长过程的动态性质。通过模型估计和检验, 发现我国经济增长过程中存在显著的“反弹效应”, 并且导致了经济周期波动的非对称性。在当前经济周期态势下, 经济政策仍然应该保持稳定的操作方向, 以保证“反弹效应”充分体现出来, 并促使我国经济增长“软扩张”过程的巩固、持续和完成。

关键词: 经济周期; 软扩张; 反弹效应; 区制转移模型

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

自从 1946 年 Burns 和 Mitchell 提出了经济周期阶段的具体描述和度量以后(Burns and Mitchell, 1946), 人们对于经济周期机制给予了长时期的深入研究, 并且获得了许多重要的理论模型和实证结果。上个世纪后期和本世纪初, 世界范围内经济波动的加剧和经济危机的出现, 导致经济周期问题再次成为研究的热点, 大多数研究集中在利用多种经济计量方法来划分经济周期的阶段性、预测经济周期的转变点、描述经济周期的非对称性形态, 以及检验经济周期阶段性与经济政策机制之间的相关性等重要问题上(Pedersen and Elmer, 2003; 刘金全, 2001 年; 刘树成, 2003 年)。

在对经济周期形态的分析中, Hamilton(1989)首先利用区制转移模型(regimes switching model)来描述产出波动的一种非对称性模式: 经济周期的收缩阶段和扩张阶段在持续性和波动程度上存在显著不同; 经济周期扩张阶段后的“紧缩效应”和经济周期收缩阶段后的“反弹效应”也存在显著不同。Hamilton(1989)的研究不仅提出了区制转移的描述、估计和检验, 而且将经济周期的阶段性性质研究引申到经济周期波动性性质的研究, 提出了一系列经济周期波动性上的典型化事实(stylized facts), 也引发了大量经济周期状态空间模型的研究和应用(Kim and Nelson, 1999)。

在经济周期波动当中, 无论是经济增长率的水平值, 还是波动性, 其动态过程都存在一种“阈值现象”或者“门限效应”(threshold effect), 既经济周期的性质依赖经济变量的取值区间。为此, Beaudry 和 Koop(1993)在产出增长率的 ARMA 模型中, 通过引入外生的虚拟变量来度量产出水平与历史峰值之间的差异程度, 以此描述经济“收缩”程度可能带来的“反弹效应”。但由于这个虚拟变量缺乏连续性, 即使系数估计的标准 t -统计量显著性水平很高, 也未能清楚地反映出经济“紧缩”过程及其程度对产出动态路径形成明显的“反弹效应”; Sichel(1994)的研究推广了上述研究中周期“扩张”和“紧缩”两阶段的限制, 通过引入第三个经济周期状态, 既经济周期的“平稳阶段”, 通过“扩张状态”和“收缩状态”向“平稳状态”转移概率上的差异, 也度量了经济周期的非对称性。但是, Sichel 的方法依然没有揭示出经济周期非对称性与“扩张”或者“紧缩”累积程度之间的关系。

在最近的研究中, Kim 和 Murray(2002)提出了一种新的度量和检验经济周期阶段中出现“反弹效应”的方法, 既在分离产出变量当中趋势成分和周期成分的基础上, 对于两种周期指标分别建立状态转移模型, 并且度量周期成分和持久成分之间的相互影响, 进而能够有效地检验经济扩张或者衰退过

程中的持久效应，也同时检验了经济周期中的非对称性和“反弹效应”。这样的双指标状态转移模型使得模型比较复杂，并且需要较强的识别假设和样本容量的要求(需要使用年度数据)。对于我国经济当中所获得的数据而言，该模型及其估计还有一定困难。

针对我国经济周期波动机制的具体特点，我们将在 Hamilton(1989)模型的基础上，直接度量经济波动过程中“扩张”或者“收缩”的持续长度和波动强度深度，这与 Beaudry 和 Koop 模型(1993)的模型方法具有相似之处，但我们没有直接使用虚拟变量，而是将经济周期不同状态之间变化所积累的“扩张”或者“收缩”强度定义成为模型中的解释变量，并且参数化以后直接进行检验。

2 经济周期状态转移模型和参数模拟过程

在刻画经济波动的时间序列方法中，比较典型的模型就是 Hamilton 的马氏区制转移(Markov Regime Switching)模型。Hamilton(1989)曾经在度量美国经济周期时采用了下述模型：

$$\phi(L)[\Delta y_t - \mu_{s_t}] = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

其中 $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_k L^k$ 是滞后算子多项式， Δy_t 是对数产出的一阶差分， μ_{s_t} 表示某一周期阶段中产出增长率的平均水平。 S_t 是描述经济周期不同阶段的状态变量，一般情形下定义为： $S_t = 1$ 表示经济周期处于“扩张阶段”， $S_t = 0$ 表示经济周期处于“收缩阶段”。从形式上看，这个模型是具有均值修正和区制转移的自回归模型，但与一般自回归模型的不同之处在于均值项 μ_{s_t} 具有时变的区制转移性质，正是这一点捕捉了经济周期不同阶段的经济增长率具有不同均值水平的本质特征。考虑到我国经济增长的具体特点(经济扩张和收缩的区界比较模糊、经济波动性比较稳定等)，我们选择具有三个状态取值的状态变量： $S_t = 1$ 表示经济周期处于“低速增长阶段(包括负增长)”， $S_t = 2$ 表示经济周期处于“适度增长阶段”， $S_t = 3$ 表示经济周期处于“快速增长阶段”，对应的增长速度的均值满足假设 $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3$ 。

为了研究经济紧缩后可能存在的“反弹效应”，我们需要将 Hamilton 模型扩展如下：

$$\phi(L)[\Delta y_t - (\mu_{s_t} + \lambda D_t^m)] = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad (2)$$

扩展后的模型(2)与模型(1)有两点显著不同。首先，模型(2)假设扰动项的方差也具有 Markov 状态转移性质，我们将在下文中检验我国经济增长率波动的这种异方差特征；其次，模型(2)中引入了一个描述经济“收缩程度”的指标变量 D_t^m ，具体定义为：

$$D_t^m = \sum_{j=1}^m S_{t-j}^* \quad (3)$$

其中 S_t^* 是经济“低速增长阶段”的数值计数指标，当 $S_t = 1$ 时， $S_t^* = 1$ ；当 S_t 取其他状态时， $S_t^* = 0$ 。因此 D_t^m 是 t 时期之前 m 个时期内出现的“经济收缩”的总和，这个累积项依赖当前时期 t 和度量长度 m ，因此描述了这个阶段内出现的“经济紧缩”(低速增长阶段)的深度。

当 $\lambda = 0$ 且不考虑扰动项的异方差，推广的模型(2)与 Hamilton 模型(1)完全相同，因此模型这是对于 Hamilton 模型的一种推广。由于 D_t^m 度量了前期经济收缩的程度，因此参数 λ 的符号和显著性便体现了经济周期波动中是否存在“反弹效应”。由于我们将参数约定在检验“反弹效应”上，因此给出参数空间的基本约束条件： $\lambda \geq 0$ 。如果检验接受假设 $\lambda = 0$ ，则经济周期波动中不存在“反弹效应”；如果检验拒绝假设当 $\lambda = 0$ ，则认为 $\lambda > 0$ ，此时经济周期波动中存在“反弹效应”，同时经济周期体现出一定的非对称性。

为了说明模型(2)对于“反弹效应”刻画的实际效果，以及 λ 的取值对“反弹效应”存在性的影响，我们对该模型进行了参数数据模拟。我们模拟了一组样本长度为 100 的产出序列 $\{y_t\}$ 。具体过程如下：

假设产出的增长分为 3 个阶段：低速增长、适度增长和快速增长，也就是将经济增长率分为低中高三种形态。为了近似地对应我国近年来的经济增长走势，在模拟中我们首先将第 1 期到 50 期设定

为“快速增长阶段”，将 51 期到 80 期设置为经济的“低速增长阶段”，持续期长度为 $l = 30$ ，将 81 期和 100 期设定为“经济稳定增长阶段”，对应的增长率均值分别取 $\mu_1 = 0.12$ ， $\mu_2 = 0.04$ ， $\mu_3 = 0.08$ 。此外，为了使模拟更加贴切，我们生成了一个伪随机序列 $\{e_t\}$ ，并以此来考虑模型中的随机扰动成分；然后，假设序列 y_t 的初值 $y_1 = 1$ ，在不考虑“反弹效应”的模型中构造产出序列：

$$y_{t+1} = y_t(1 + \mu_t) + e_{t+1}, \quad t = 2, \dots, 100 \quad (4)$$

最后，获得上述序列以后，在其中引入“反弹效应”项 λD_t^m ，其中计数指标 S_t^* 在 51—80 期为 1，其余时期为 0。选定具体的 λ 和 m 的值(这里不妨取 $m = 4$)，就可以对产出再次进行模拟，其中产出的实际增长率为 $\mu_t + \lambda D_t^m$ 。选取不同的 λ 值($\lambda = 0.002$ ， $\lambda = 0.004$ ， $\lambda = -0.001$)，我们得出了不同的产出模拟曲线，并且对其结果进行比较，如图 1 所示。对各种情形下的产出序列取对数，然后进行一阶差分，便可得到增长率序列，如图 2 所示。

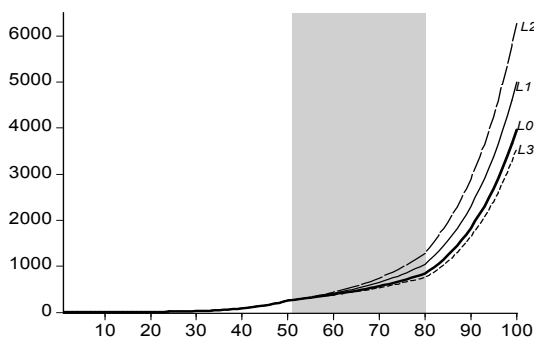


图 1 产出水平数值的模拟路径

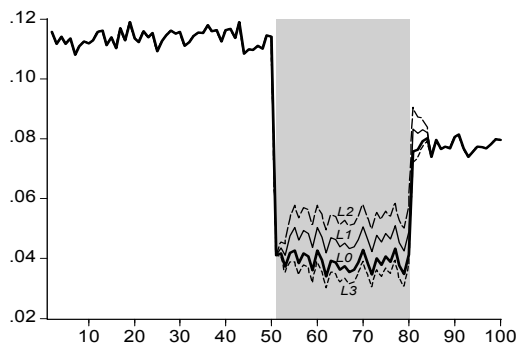


图 2 产出增长率的模拟路径

图 1 中曲线 L0 是不存在“反弹效应”(即 Hamilton 模型，对应参数 $\lambda = 0$)的产出数据模拟路径，曲线 L1 和 L2 则是对应参数 $\lambda = 0.002$ 和 $\lambda = 0.004$ 的存在“反弹效应”的模拟数据路径，曲线 L3 考虑存在“压缩效应”(衰退的影响具有持续性，导致了更低的后继平均增长速度)的情形，曲线对应于参数 $\lambda = -0.001$ 。我们利用图中的阴影部分表示出现持续“经济低速增长阶段”，此间对应状态 $S_t = 1$ 和 $S_t^* = 1$ 。因为模拟中对 m 取值为 4，变量 D_t^m 取值情况为：当 $1 \leq t \leq 51$ 和 $84 \leq t \leq 100$ 时， $D_t^m = 0$ ；其余阶段 D_t^m 可以取 1 至 4 等离散数值。

图 2 给出了不同情形下经济增长率的模拟路径，其中的 L0、L1 和 L2 分别对应图 1 中的三条产出模拟路径。在经济的快速增长阶段(1—50 期)，四条增长率曲线是完全相同的。而在经济进入低迷阶段后，如图，当 $\lambda > 0$ 时实际产出过程中具有反弹效应，并且 λ 越大反弹效应就越强烈，经济收缩程度也就越弱。而当 $\lambda < 0$ 时，产出具有“压缩效应”，这意味着产出的实际增长率低于“无效应”(Hamilton 模型)情形。在模拟数据中，随着经济紧缩的出现和持续，产出增长势头得到减缓，同时 D_t^m 逐渐累加并在衰退发生后的第 $\min\{m, l\}$ 期达到最大值 $\min\{m, l\}$ 。由于 $\lambda > 0$ ， λD_t^m 项逐渐抵消了 $s_t = 1$ 项的紧缩效应，所以模拟的结果如图 1 中所描述的那样，产出的衰退程度要弱于 Hamilton 模型。当 s_t^* 重新回到 0 后，由于 D_t^m 是前 m 期增长率状态的加总项，于是它仍将大于 0 并持续一段时间，于是 λD_t^m 就导致了产出的迅速反弹。产出水平的反弹效应随着经济复苏($s_t = 2, 3$)的持续而继续，但同时 D_t^m 也正是因为经济的持续扩张而最终减小为 0，反弹效应消失，经济增长率与 Hamilton 模型趋同，但是产出水平与 Hamilton 模型相比有一定程度的提高。

3 对于我国经济周期波动中“反弹效应”的实证研究

为了检验“反弹效应”，我们考虑我国季度实际 GDP 的同比增长率序列。实际 GDP 是利用 1990 年第 1 季度为基期的价格指数进行折算得到的。图 3 给出了 1990 年第 1 季度至 2003 年第 4 季度的经济增长率轨迹(数据来源为《中国经济景气月报》和《中国人民银行统计季报》)，其中实线是利用

H-P 滤波分离出的增长路径当中的趋势曲线。

图 3 显示, 从 1990 年开始, 我国经济增长速度开始形成了一个快速攀升的通道, 并且增长趋势具有显著的持续性和稳定性。其中已经引起人们充分关注的是, 我国经济 1996 年实现“软着陆”以后, 经济增长速度出现了持续下滑, 1996 年第 3 季度甚至出现了经济的实际收缩, 并且带动整个增长的趋势线出现下滑。如果从 1995 年初的货币供给紧缩开始, 到 1999 年底出现轻微通货紧缩和经济增长速度形成底部为止, 此轮经济“软着陆”历时大约 5 年的时间。经济“软着陆”导致实际经济增长速度降低了大约 2 个百分点, 相当于起到了年均 0.4 个百分点的收缩作用。与经济“软着陆”对应, 从 2003 年第 2 季度开始, 我国经济增长出现了快速反弹, 2003 年第 4 季度的经济增长率达到了 18%, 在增长率轨迹上出现了一个高高翘起的尾部, 并由此拉动了整个增长过程的趋势曲线。如此增长态势预示着我国经济增长在“反弹效应”出现的过程中, 一轮具有“软扩张”性质的经济增长阶段已经来临(刘金全, 2003 年)。之所以称其为经济的“软扩张”, 是因为增长趋势水平的上升程度与经济“软着陆”的程度基本类似, 同时扩张的幅度仅仅才达到 1 个百分点, 与经济“软着陆”形成的收缩相比, 还有一段较长的“软”恢复过程, 其时间长度仍然极有可能持续一个周期以上。

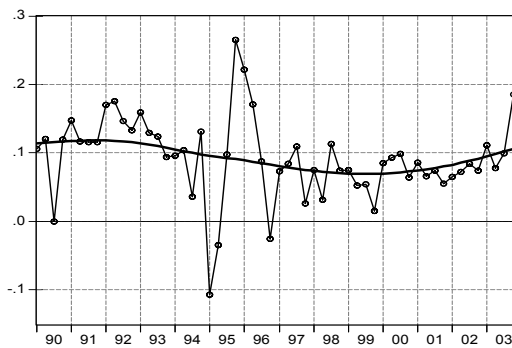


图 3 我国经济“软着陆”和“软扩张”态势对比

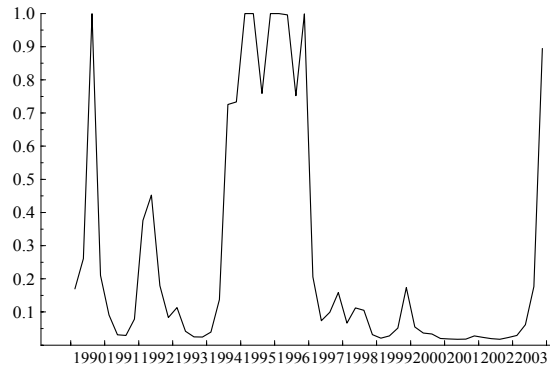


图 4 增长率高波动阶段平滑概率

在估计“反弹效应”模型之前, 我们需要考察 GDP 增长率的波动性特征。首先利用 H-P 滤波剔除增长率序列的趋势成分, 然后对周期波动性成分建立 2 区制 Markov 转移方差模型:

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t}, \quad \sigma_1^2 < \sigma_2^2 \quad (5)$$

其中, 当 $S_t = k$ 时, $S_{kt} = 1$; 当 $S_t \neq k$ 时, $S_{kt} = 0$, $k = 1, 2$ 。这样我们就将增长率的波动分为“低波动阶段”(标准差 σ_1)和“高波动阶段”(标准差 σ_2)。这个模型的极大估计比较容易获得, 我们直接利用 GAUSS 语言编写程序进行估计(Lam, 1990), 得到各阶段的标准差估计为 $\sigma_1 = 0.0235$, $\sigma_2 = 0.1009$ 。图4中描绘了Kim算法推导的状态平滑概率(Kim and Nelson, 1999), 该图表明, 在经济实现“软着陆”以后, 我国经济一直处于波动性平稳的过程当中(该阶段经济处于高波动阶段的概率非常下); 表明, 从2002年底开始, 我国经济的波动性开始显著增强, 经济转入高波动性的概率明显增加, 这与2003年经济增长速度提高和经济“软扩张”开始的迹象吻合。经济波动性的区制转变说明, 我国季度GDP增长率的波动具有明显的异方差性, 因此, 我们在“反弹效应”模型中引入了时变方差是十分必要的。

在“反弹效应”模型估计过程中, 通过比较模型估计的似然值和 AIC、SBC 信息准则, 我们确定模型(2)的滞后阶数为 1。模型(2)中引入的新状态变量 D_t^m , 事实上也服从 Markov 过程, 所以在极大似然估计当中需要在 Hamilton 模型的基础上考虑更多的状态情形。此外, 对于累积衰退变量 D_t^m 中的 m , 考虑到研究中采用的数据频度和我国经济增长的现实特征, 我们选择时间为半年长度的“反弹”积累期限, 即取 $m = 2$ 。

对于这类非线性模型的具体估计工具, 我们编写了 GAUSS 程序代码, 并利用 Lin(2001)的 GPE 软件包对非线性优化问题进行了数值迭代求解。估计结果见表 1(*号表示在 5%的水平下参数估计显

著)。不同区制当中的条件波动性(条件方差)估计分别为： $\sigma_1=0.0568$ ， $\sigma_2=0.0153$ ， $\sigma_3=0.0308$ 。

表 1 “反弹效应”模型的估计结果

参数	估计值	标准差
μ_1	-0.0186	0.0373
μ_2	0.0731	0.0270*
μ_3	0.1251	0.0485*
ϕ	0.5235	0.1569*
λ	0.0680	0.0240*

我们首先检验是否存在显著的“反弹效应”，由于“反弹效应”对应的原假设是 $H_0: \lambda = 0$ ，而参数估计的 t -统计量为 **2.84(0.068/0.024)**，因此在 **1%** 的显著性水平下拒绝原假设(标准正态分布 **1%** 显著性水平的临界值为 **2.57**)，因此检验结果说明，我国经济增长过程在实现“软着陆”后存在着显著的“反弹效应”，新一轮具有“软扩张”性质的增长过程便是在“反弹效应”中形成的。

在图 5 和图 6 中，我们给出了“反弹效应”模型中状态变量的平滑概率 $P[S_t = j | \Omega]$ ， Ω 表示全样本信息。图 5 显示，我国经济“软着陆”以后，经济大多处于稳定和适度增长状态当中；图 6 清楚地显示，从 2002 年开始，我们经济处于“快速增长”状态的概率越来越大，并于 2003 年底逐渐接近 1，这说明经济增长阶段和和经济周期态势开始进入了新的“扩张期”。

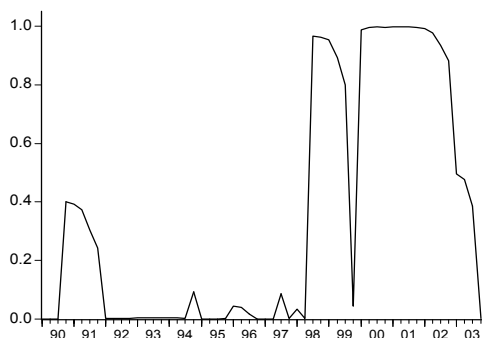


图 5 稳定增长阶段的平滑概率

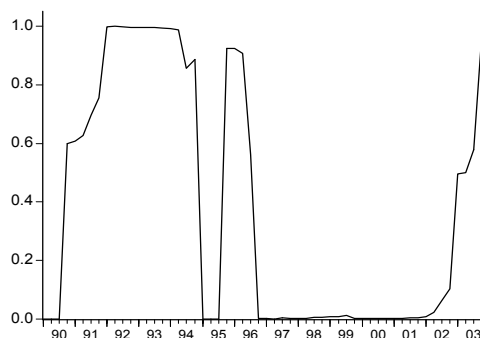


图 6 快速增长阶段的平滑概率

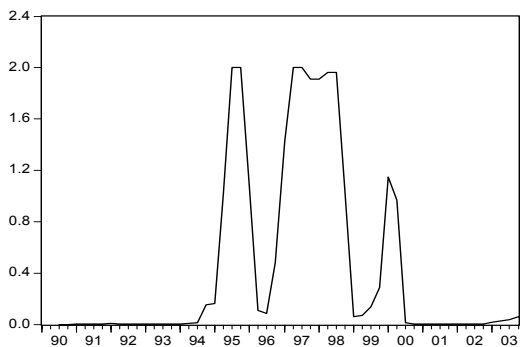


图 7 累积衰退变量 D_t^m 的估计路径

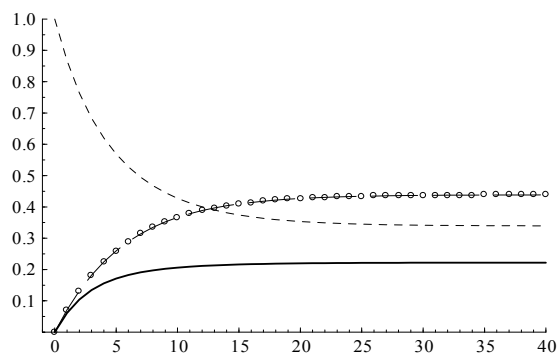


图 8 平稳增长状态之后 h 期的状态预测概率

在状态概率推导的基础上我们得出了累积衰退变量 D_t^m 的估计路径，由图 7 给出。从图中可以清

楚地看出，在 1996 年至 2000 年我国经济出现了明显的“衰退累积”，这是经济“软着陆”对于经济增长率形成的持续收缩影响。由于参数 λ 的估计是正值，此时“衰退累积”所积蓄的反弹力量 λD_t^m 开始发挥作用，这是经济增长率动态中能够抵御水平值进一步下滑的重要力量。

图 8 给出了经济“软扩张”的可能持续过程。图中显示的是，当经济处于平稳增长阶段时，其后 h 季度经济向各个阶段转移的概率，其中实划线、点划线和圈点线分别表示向“低速增长”、“快速增长”和“平稳增长”转移的概率。该图表明，在前 10 个季度当中，经济从“平稳增长”向“快速增长”转变和可能性大于向“低速增长”转变的可能性(对应转移概率曲线处于较高位置)，这既表明了目前经济开始“软扩张”的持续性，也体现了经济周期状态之间转变的非对称性。在 12 个季度以后，各种转移概率趋于平稳，这说明对于我国经济而言，3 年左右的调整期限已经能够发挥政策作用效果。

4 主要结论

我们借鉴 Beaudry 和 Koop(1993)模型的方法，通过引入度量“衰退程度”的定量指标，推广了 Hamilton 的非线性马尔可夫区制转移模型，并且在数据模拟、参数估计和假设检验中，发现了我国经济波动中所存在的显著“反弹效应”，主要结论如下：

(一) 引入“衰退程度”指标的 Hamilton 模型，不仅数据模拟显示出经济周期波动过程中的“反弹效应”，而且在实际估计和检验当中发现了我国经济周期波动过程中的这种动态特征。经济周期波动过程中“反弹效应”的存在，是我国经济周期波动内生性的一种体现，这说明经济周期当中存在着一些自动稳定的经济调整机制(例如各种宏观经济关系中的替代机制)和经济政策调控的周期性(例如经济政策的反周期和顺周期操作等)，当经济周期进入收缩阶段并且持续一段时期以后，产出降低所带来的社会福利损失必然导致一些经济结构调整和经济总量管理(需求管理或者供给管理)，为了恢复原有产出的均衡增长趋势，出现一定程度的“反弹效应”是自然的，也是必要的。

(二) 模型估计表明，我国经济实现“软着陆”以后，经济周期一直处于“稳定增长阶段”，既处于相对趋势水平的“低速增长阶段”，此间的各种区制转移概率表明，经济“软着陆”的后继影响大约持续了 5 年左右，接近我国的一个标准经济周期长度；从 2003 年开始，经济波动性(条件方差)开始变大，经济向“快速增长阶段”转移的概率陡然增长，这既是经济增长出现“反弹效应”的体现，也是经济开始一轮“软扩张”的明显标志。“反弹效应”的出现，增加了经济向“快速增长阶段”的转移概率，同时也增加了经济周期在该阶段的持续性。这说明已经开始的经济“软扩张”也具有类似于“软着陆”的持续影响，其过程也可能持续一个标准经济周期长度，以便经济增长恢复到均衡水平。

(三) 检验经济周期波动“反弹效应”的同时，也可以检验我国经济周期波动过程中的两种非对称性，既经济周期阶段的非对称性和经济周期波动性本身的非对称性。首先，通过不同区制之间转移概率的比较，我们发现当经济处于“稳定增长阶段”时，经济周期向“快速增长阶段”转移的概率大于向“低速增长阶段”转移的概率，这在一定程度上体现了我国经济“启动容易刹车难”的现象，目前在经济出现“软扩张”时，必须防止这种现象的加剧和蔓延，防止出现带有“经济过热”色彩的“硬扩张”。其次，我国经济当中几次带有“过热”增长色彩的增长阶段(见图 3)，都伴随着经济周期高波动性的出现(见图 4)，因此，2003 年开始出现的高波动性，一方面是“反弹效应”和经济加速的体现，同时也意味着新的经济波动非对称性的形成，这种波动“溢出效应”的作用将给经济运行带来一定程度的不确定性风险，必须在政策调控当中予以关注。

需要注意的是，上述分析和检验的“反弹效应”，只是产出增长率序列的一种动态属性，也是对经济周期波动机制的刻画。至于“反弹效应”形成的经济原因，尚需在内生经济周期模型和理论中，结合经济增长的目标确定和经济政策的工具选择来进行深入研究。

参考文献:

- [1] 刘金全、范剑青: 中国经济周期的非对称性和相关性研究[J], 《经济研究》, 2001年第5期。
- [2] 刘金全: 从“软着陆”到“软扩张”[J], 《经济学动态》, 2003年第5期。
- [3] 刘树成: 中国经济波动的新轨迹[J], 《经济研究》, 2003年第3期。
- [4] Beaudry, P. and Koop G., Do Recessions Permanently Change Output? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 31, 149-63.
- [5] Burns A. F. and Mitchell W. C., *Measuring Business Cycles* [A]. National Bureau of Economic Research, 1946, New York.
- [6] Hamilton, J. D., A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle [J], *Econometrica*, 1989, 57, 357-384.
- [7] Kim, C. J. and Murray, C. J., Permanent and transitory components of recessions [J], *Empirical Economics*, 2002, 27, 163-183.
- [8] Pedersen. T. E. and Elmer. A. M., International evidence on the connection between business cycles and economic growth [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2003, 25, 255-275.
- [9] Sichel, D. E., Inventories and the three phases of the business cycle [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, 12, 269-277.
- [10] Kim, C. J. and Nelson, C. R., *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications* [M]. The MIT Press, 1999.
- [11] Lam, P. K., The Hamilton Model with a General Autoregressive Component: Estimation and Comparison with Other Models of Economic Time Series [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1990, 26, 409-432.
- [12] Lin, K. P., *Computational Econometrics: GAUSS Programming for Econometricians and Financial Analysts* [M]. ETEXT Publishing, 2001.

Tests for the Bounced Effects in the Stages of Soft Expanding of China's Economy

Liu Jinquan , Liu Zhigang , Wang Yong

(Quantitative Research Center of Economics of Jilin University, Jilin, 130012, China)

Abstract: After the realization of soft landing, China's economic growth is very stable and always keeps accumulating the energy for bouncing up. In 2004, the growth rapidly climbed to 9.1%, and this means the beginning of new business cycle with the characteristics of soft expanding. We used the Markov regime switching model to describe the dynamics of the stage of soft expanding, and found the evidences supporting the existence of bouncing effects in current situations. At the same time, we measured the duration of bounced effects and the asymmetry in the business cycle. The implications of tests are that we should still keep the procyclical policy and ensure the complete realizations of bounced effects. This is very helpful to the stage of soft expanding to be formed, solidified and finished.

Key words: business cycle; soft expanding; bouncing effects; regime switching model

收稿日期: 2004-03-05

基金项目: 国家社会科学基金项目(02BJY019)和教育部重大项目(02JAZJD790007)资助。

作者简介: 刘金全(1964—), 男, 吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士, 博士研究生导师。刘志刚(1979—), 男, 吉林大学数量经济专业硕士研究生。王勇(1972—), 男, 吉林大学数量经济专业博士研究生。