

我国物价波动区制转换及持续期依赖特征研究*

陈磊¹ 邵明振² 张民涛¹

(1.东北财经大学经济计量分析与预测研究中心,

2.东北财经大学数学与数量经济学院,辽宁,大连,116025)

摘要: 本文运用具有持续期依赖特征的 Markov 转换 (DDMS) 模型和 Gibbs 抽样方法, 研究了我国通货膨胀率的区制转移和持续期依赖特征。首先利用模型估计出的区制平滑转移概率识别和确定了我国 (环比) “高通胀压力”与“低通胀压力”区制的转折点及其区间; 再根据模型估计结果发现通胀率在“低通胀压力”区制具有明显的正持续期依赖特征, 即我国由“低通胀压力”区制转入“高通胀压力”区制的概率会随着区制持续时间的延长而明显增大, 而通胀率在“高通胀压力”区制的 (正) 持续期依赖性不太明显。最后根据实证分析结果提出了相关政策建议。

关键词: 物价波动 区制转换 持续期依赖 DDMS 模型 Gibbs 抽样

The Regime-Switch and Duration Dependence of Inflation Rate in China

Abstract: In this paper, we study the Regime-Switching and duration dependence features of price fluctuation in China based on Duration Dependence Markov-Switching model and Gibbs sampling. Firstly, we estimate the smoothed probability of high or low inflation pressure based on the DDMS model, and identify the critical points and the time ranges of each regime through 1/2 criteria. Furthermore, the results show that there is significant positive duration dependence in the regime of low inflation pressure, which means that the transition probability to the high inflation pressure will be increased with the duration of low inflation pressure. The high inflation pressure regime has little positive duration dependence. Lastly, we draw the conclusions and policy implications based on the empirical results.

Key words: Inflation; Regime-Switching; Duration Dependence; DDMS Model; Gibbs Sampling

引言

物价整体水平的波动对整个宏观经济运行有重要影响, 物价或通货膨胀的周期波动及形成原因也是长时间以来宏观经济学中的核心研究问题之一。对于我国物价波动周期运行特征的刻画, 文献中常常从预期不确定性、波动聚集性、“长记忆性”及持续性几个方面进行研究。国内的研究一般都是针对前三个特征进行研究, 成果已经相当丰富, 但对于物价波动周期的持续性研究相对较少。龙如银、郑挺国等 (2005) 通过把我国通胀率划分为高通胀, 低通胀两个区制, 利用马尔科夫转换 (MS)

*本项研究得到国家自然科学基金项目 (71173029)、教育部社科规划基金项目 (10YJA790021) 和国家社科基金重大项目 (10zd&010) 的资助。

模型模拟了通货膨胀率在两区制间的内生转换数据生成过程，刻画了我国通胀率高通胀、低通胀的区制转换和持续期特征。张屹山、张代强（2008）利用一个带有单位根的门限自回归模型基于通货膨胀持久性视角对我国通货膨胀动态波动机制进行了检验，得出了我国通胀率具有持久性通胀的结论，对于更好地理解体现通胀持久性的现代新凯恩斯模型具有重要的理论价值。刘金全、隋建利（2010）运用 ARFIMA-FIGARCH 模型对我国 1983 年 1 月至 2008 年 5 月期间通货膨胀率的动态过程进行了检验，他们发现我国通货膨胀率水平的一阶矩和二阶矩都存在显著的长记忆性和持续性。这些文献从不同角度对我国通胀率的区制转换和持续性进行了研究和总结，但对物价波动周期的持续依赖性国内研究几乎是空白。我们在前人研究的基础上，参考国内外最新研究成果，以全新视角研究我国物价波动区制转换的同时对我国物价波动的持续依赖性这一空白进行了探索，并对实证结果进行了分析和提出了政策建议。

持续期依赖（duration dependence）是生存分析中的一个重要问题，关于这一问题的事件研究广泛存在于经济周期波动、失业、战争、婚姻、生育间隔、企业生命周期和技术创新采用时间等诸多领域。简单的说所谓持续期依赖特征，是指波动周期某一区制的退出概率依赖于该区制的持续时间。具体而言：正的持续期依赖性意味着，周期波动的区制状态具有“生命的衰减性”，从该区制退出的概率会随着其持续时间的延长而增大；负的持续期依赖性则相反，某一波动周期区制会倾向于长久地持续下去。

持续期依赖问题在经济学上应用始于对经济周期的研究。1989 年，Hamilton 首先利用 MS 模型分析了美国的经济周期机制问题，发现美国 GNP 增长率趋势函数可用一阶 Markov 过程在两个不同区制(扩张和衰退)之间转换来表示，这两种区制反映了经济周期的状态。尽管 Hamilton 的 MS 模型能有效地识别经济周期的区制状态，然而由于该模型假设经济周期区制的转换概率固定，由此引发了一大批学者的质疑。他们认为区制转换概率不能是恒定的，它会随着经济在某个阶段或状态持续的时间长短而变化，由此提出所谓的经济周期的持续期依赖性（duration dependence）问题。

Durland 和 McCurdy（1994）构建了产出增长的两状态 Markov 模型，允许状态转换概率随着周期状态的持续时间变化而导入持续期依赖，然后估计转换概率与周期阶段持续时间之间的关系推断二战后美国 GNP 增长率的持续期依赖特征。他们发现，随着萧条阶段持续期时间的增加，经济转入扩张阶段的概率在增加，而且这种增加在统计上是显著的；在扩张阶段这种转换概率的增加在统计上是不显著的。Kim 和 Nelson（1998）结合 Stock 和 Watson（1989）提出的动态因子模型的优点，用 Probit 模型代替 logit 模型，对美国 NBER 所编制的月度领先及同步合成指数进行检验，发现了美国经济周期波动存在持续期依赖特征。Michael Ducker(1999)，Pelagatti（2002）采用 Gibbs 抽样的 MCMC 方法来估计具有持续依赖期的马尔科夫转换模型，这是在方法上的一个创新。Hirokuni Iiboshi（2007）采用 MCMC 的贝叶斯推断，利用一致指标的合成指数估计发现，日本经济 20 世纪 80 年代至今 20 年，不管在衰退阶段还是在扩张阶段均存在正的持续期依赖特征。

国内学者陈仕伟等（2006）利用持续期依赖特征的 Markov 模型（duration dependence Markov-Switching model，即 DDMS 模型）对我国台湾地区经济的持续期依赖性进行了分析，发现台湾 1990 年之前的衰退区制和 1990 年之后的扩张区制具有正的持续期依赖性。陈小凡、李天德(2007)对我国香港地区经济进行了区制划分持续依赖研究。张民涛（2011）对我国（大陆地区）经济周期的持续依赖性进行了研究。

本文利用具有持续期依赖特征的 Markov 转换模型(DDMS 模型)分析我国物价波动的动态机制，相关计量结果不仅可以识别我国物价波动周期的区制状态，而且能够估计和检验我国物价波动的持

续期依赖特征。

1 具有持续期依赖性的马尔科夫转换（DDMS）模型

1989 年，Hamilton 首先利用 MS 模型分析了美国经济周期问题，发现美国 GNP 增长率序列可用一阶 Markov 过程在两个不同区制（扩张和衰退）之间的转换来表示，这种方法较好地刻画了该时期美国经济周期波动中的非线性动态和非对称性。

根据 Hamilton 的马尔科夫区制转换模型（MS-AR model），时间序列 y_t 可以表示成如下随机过程：

$$\begin{aligned} y_t - \mu(S_t) &= \phi_1(y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + \phi_k(y_{t-k} - \mu(S_{t-k})) + \varepsilon_t \\ \mu(S_t) &= \mu_0 + \mu_1 S_t, S_t = 0, 1 \end{aligned} \quad (1)$$

ε_t 为一白噪声过程，具有均值 0 和方差 σ^2 。 S_t 是描述周期波动在不同区制的状态变量，

Hamilton 设定 $S_t=1$ 为“扩张区制”， $S_t=0$ 为“衰退区制”，状态变量假设服从一阶马尔科夫链，

其转换概率为 $P_{ij} = P[s_t = j | s_{t-1} = i]$ ， $\mu(S_t)$ 表示某一区制中变量的均值。

现在我们考虑波动周期的持续依赖性特征，用 D_t 代表持续期变量，也就是在目前状态 S_t 的时长，也就是说一状态变量 S_t 在某一状态的概率依赖于前期变量 S_{t-1} 和其持续期 D_{t-1} 。因此在这里我们基于组合变量 (S_t, D_t) 来构建 Markov 链， D_t 为持续期变量，用以计量状态变量在某一区制的时期长度， D_t 定义如下：

$$D_t = \begin{cases} D_{t-1} + 1 & \text{若 } S_t = S_{t-1}, D_{t-1} < \tau \\ D_{t-1} & \text{若 } S_t = S_{t-1}, D_{t-1} = \tau \\ 1 & \text{若 } S_t \neq S_{t-1} \end{cases} ; \quad (2)$$

τ 为最长持续期，需针对持续期变量 D_t 提前确定。(2)式中的 τ 为考虑到经济周期的现实特征和模型估计的可行性。而预先设定的变量的最长持续期(T 为样本总时期)。组合变量 (S_t, D_t) 为不具有路径依赖的 Markov 过程，可用一个有限的状态空间进行表达：

$$\{(0,1), (1,1), (0,2), (1,2), \dots, (0,\tau), (1,\tau)\},$$

有限维数的转换概率矩阵如下：

$$P = \begin{bmatrix} 0 & p_{01}(1) & 0 & p_{01}(2) & 0 & p_{01}(3) & \cdots & 0 & p_{01}(\tau) \\ p_{10}(1) & 0 & p_{10}(2) & 0 & p_{10}(3) & 0 & \cdots & p_{10}(\tau) & 0 \\ p_{00}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & p_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{00}(2) & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_{11}(2) & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & p_{00}(\tau) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & p_{11}(\tau) \end{bmatrix} \quad (3)$$

在这里 $p_{ij}(d) = \Pr(S_t = i | S_{t-1} = j, D_{t-1} = d)$. 当 $D_{t-1} = \tau$ 时, 只有以下四种情况具有非零的概率:

$$\begin{aligned} & (S_t = i, D_t = \tau) | (S_{t-1} = i, D_{t-1} = \tau) \quad i = 0, 1 \\ & (S_t = i, D_t = 1) | (S_{t-1} = j, D_{t-1} = \tau) \quad i \neq j, i, j = 0, 1 \end{aligned}$$

这意味着, 当经济在区制 i 持续 τ 期时, 在区制 i 再多持续一期将不会对转换概率产生影响。

即 $p_{ji}(\tau) = p_{ji}(\tau + n) \quad i, j = 0, 1 \quad n$ 为正整数。

我们把这种考虑到持续依赖期 D_t 的马尔科夫状态转换过程称为 DDMS 模型。由于当期区制状态变量的取值概率, 会受到前一期区制状态 S 和持续期依赖变量 D_t 的影响, 因此将区制转换概率与区制的持续时期联系起来, 可对经济状态的持续期依赖性进行分析。这是 Hamilton 原始的固定转换概率的 MS 模型无法捕捉到的特征。

DDMS 模型的关键在于对转换概率矩阵 P 的估计, 可以算出, 重新设定的马尔科夫状态 (S_t, D_t) 转换概率矩阵 P 有 2τ 个参数需要估计。本文参考 Pelagatti 的方法, 利用 Probit 函数将转换概率矩阵修改成具有持续期依赖特征。设定如下线性方程:

$$S_t^* = [\beta_1 + \beta_2 D_{t-1}] S_{t-1} + [\beta_3 + \beta_4 D_{t-1}] (1 - S_{t-1}) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, 1) \quad (4)$$

由此可知:

$$\begin{aligned} p_{11}(d) &= \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1, D_{t-1} = d) = 1 - \Phi(-\beta_1 - \beta_2 d) \\ p_{00}(d) &= \Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0, D_{t-1} = d) = \Phi(-\beta_3 - \beta_4 d) \end{aligned} \quad (5)$$

这里 $d = 1, \dots, \tau$. $\Phi(\cdot)$ 为标准正态累计分布函数。由式子 (4) 和 (5) 可以看出, 现在转换矩阵 P^* 由 4 个参数 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ 完全决定, 这意味着如果已知 β , 所有的 $p_{ij}(d) (i, j = \{0, 1\})$ 都能求出。若 $\beta_2 = \beta_4 = 0$, DDMS 模型就成为原始的 Hamilton MS 模型, 不具有持续期依赖特征, 因此, 参数 β_2 和 β_4 是决定持续期依赖特征的关键变量。当 $\beta_2 < 0$ 时, 该状态变量存在正的持续期依赖性。表明从该状态退出的概率会随着经济在该区制持续时间的增加而增加, 反之, 当 $\beta_2 > 0$ 时,

表明在该状态存在负的持续期依赖特征；若 $\beta_4 > 0$ ，状态变量在该状态具有正的持续期依赖性，即经济在该状态的持续时间越长，从该区制退出的概率越大，反之， $\beta_4 < 0$ 时，则表明在该状态呈现出负的持续期依赖性。

马尔科夫转换模型的估计一般采用两种估算方法：一是最大似然估计法，二是吉布斯抽样法（Gibbs sampling）。本文在估计模型参数时选用的是 Gibbs 迭代抽样，Gibbs 迭代抽样方法是一种最简单、应用最广泛的迭代马尔科夫链蒙特卡洛模拟（Markov Chain Monte Carlo, MCMC）技术方法，这种方法属于贝叶斯分析（Bayesian analysis）范畴，它最早是由 Geman 在研究处理图象的文献中提出的。通过估计区制变量 S 的取值概率可以划分经济周期的区制阶段；而对 β_2 和 β_4 的估计则能揭示周期的持续期依赖特征。

2 我国物价波动区制转换与持续期依赖性的实证分析

2.1 指标选择 and 数据处理

沿用大多数文献的做法，本文采用我国月度消费价格指数 CPI 作为物价波动的指标。由于同比数据易受翘尾因素的显著影响，所以我们按照大多国外文献通行的做法，采用灵敏度和准确度更高的环比 CPI 数据。样本期间是 1996 年 1 月到 2012 年 5 月，数据来源于 wind 数据库，由图 1 我们可以看出，我国 1996 年来的环比 CPI 波动性和灵敏度都很高。栾惠德(2007) 的研究也表明：经季节调整后的月度环比 CPI 数据比同比数据更适合用于宏观经济实时监测。首先对数据用 X-12 方法进行了季节调整，然后采用 ADF 和 PP 方法进行了平稳性检验，结果（见表 1）显示季节调整后的 CPI 环比月度数据序列平稳。

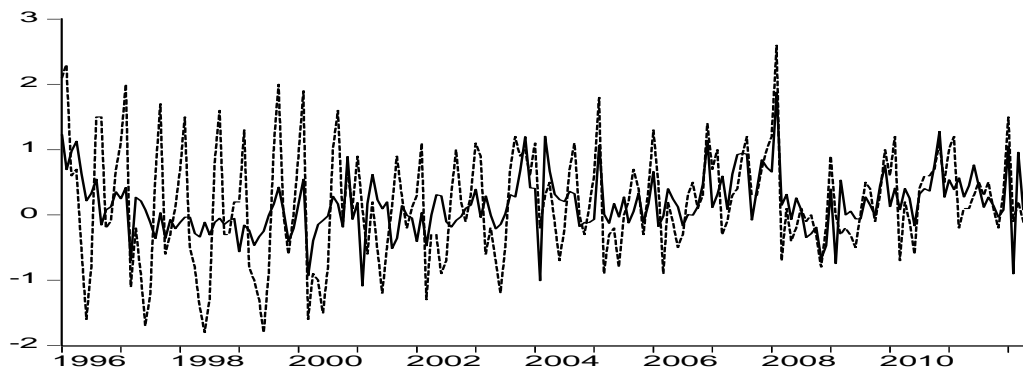


图 1 我国 1996 年来月度环比 CPI（虚线）和季节调整后月度环比 CPI（实线）

表 1 平稳性检验结果

检验形式	检验值	1%水平临界值	5%水平临界值	10%水平临界值	结论
ADF 检验	-6.8083	-3.4639	-2.8762	-2.5747	平稳
PP 检验	-11.7155	-3.4637	-2.8761	-2.5746	平稳

2.2 我国物价波动周期 DDMS 模型的估计结果

考虑到模型估计的实际效果和参数估计迭代的收敛性，根据 Wold 分解定理，DDMS 模型可以

用 AR 模型或者 ARMA 模型来模拟逼近，如果 DDMS 模型中包含了非零的滞后阶数，可能产生模型参数无法估计的问题。因此我们参考 Pelagatti 的意见和经验，我们在选择滞后阶数为 0。同时根据我国 1996 年来我国物价波动的大致特点以及考虑到模型参数估计的可实现性，我们确定持续依赖变量 D_t 的上限最长持续依赖期为 $\tau=30$ 。本文模型总共进行了 11000 次抽样，由图 2 可以看出，经过 11000 次迭代，四个 β 均值都趋于稳定收敛，所以我们的参数估计结果有效。放弃前 1000 次抽样结果，保留后 10000 次的抽样结果来估计各参数的后验分布，估计结果见表 2 和表 4。

表 2 区制均值表

(%)	均值 (%)	标准误	0.050%分位数	50.00%分位数	99.50%分位数
μ_1	0.023801	0.042763	-0.12925	0.024802	0.14034
μ_2	0.608561	0.13822	0.27045	0.58562	0.21428

表 2 的估计结果显示，我国环比通胀率可以划分为增速较低的“低通胀压力”区制和增速较高的“高通胀压力”区制。在低通胀压力区制的环比 CPI 均值为 0.023%；在高通胀压力区制的环比 CPI 均值为 0.61%，两者相差很大。

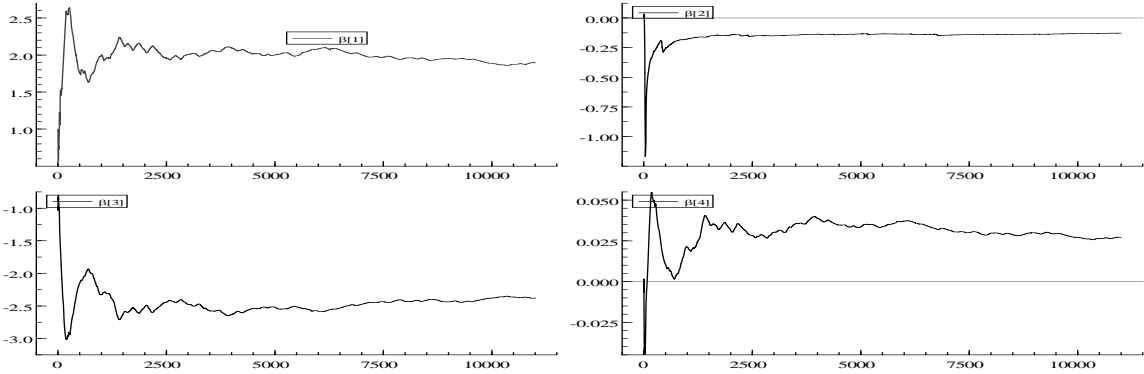


图 2 迭代过程 β 均值图

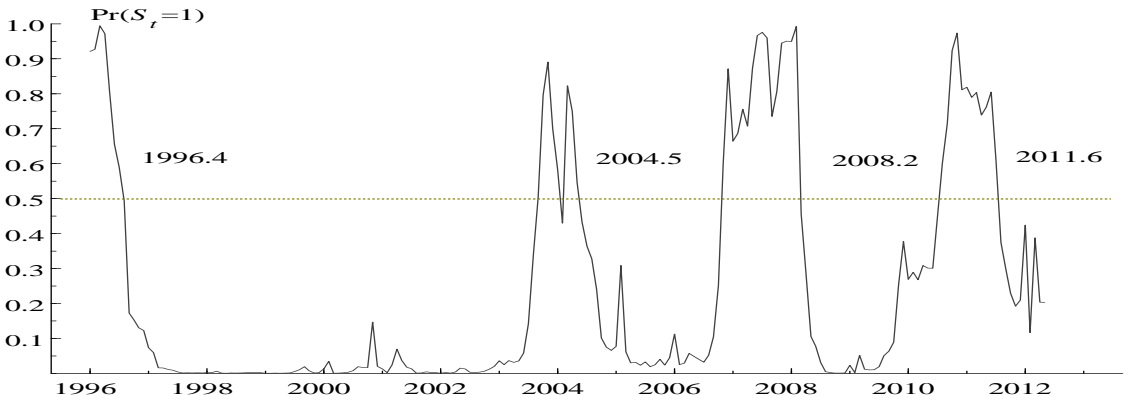


图 3 区制转移平滑概率图

图 3 显示了 DDMS 模型估计得到的区制转移平滑概率时序图，根据 1/2 法则，可以识别出本世纪以来的 3 次较显著的高通胀压力区间。它们分别是：2003 年 6 月—2004 年 5 月、2006 年 8 月—

2008年2月、2010年5月—2011年5月。其中三次高通胀压力区间时长分别为11个月，18个月和12个月，平均时长约为14个月。由于我们采用的是环比CPI数据，因此这里识别的高通胀压力区间与我们通常采用的同比CPI来定义的高通胀区间有所不同，这也是我们把识别出来的区制称作高（低）通胀压力区间而不是高（低）通胀区间的原因。受我国经济软着陆、亚洲金融危机冲击和民间投资低迷等因素影响，物价在1996年中期至2003年中期保持了6年左右的相对较低水平，处于比较平稳的低通胀压力区。2003年在固定资产投资和出口快速增长的带动下，我国经济增长速度明显加快，通货膨胀压力也已开始逐渐显现，2003年中期进入高通胀压力区。由于我国政府及时宏观调控抑制结构性局部经济过热以及控制贷款较快增长，通胀压力在2004年5月后便得到明显缓解，进入了低通胀压力区间。2006年8月，随着当时我国经济出现“三过问题”（投资过快、信贷过多、顺差过大），通胀压力又有所抬头，升到了高通胀压力区。与以往不同的是，这次通胀成本推动的因素开始显现，由于国家宏观调控实施稳健的财政政策和从紧的货币政策，通胀压力区制平滑概率图表明2008年2月通胀压力回落到低通胀压力区。为了应对席卷全球的2008年金融危机，我国政府出台了以4万亿投资计划为内容之一的一揽子经济刺激政策，保证了中国经济稳定增长的大好局面。但由于复杂国内国际多种因素影响，2010年中期，我国高通胀压力的概率超过了50%并且逐渐增加，表明了我国通胀压力的不断加大。随后我国及时采取了一系列相应的措施，并把抑制通胀做为2011年的首要任务，由于一系列措施的效果显现，2011年6月高通胀压力转移概率降到了0.5准则高低通胀压力区制的临界点，此后高通胀压力转移概率降到了50%以下，表明了我国通胀压力的逐渐减轻。

表3 DDMS (0.5法则) 识别的高(低)通胀压力区拐点和同比CPI实际下行拐点对比

DDM 模型识别的高低通胀压力区临界点	1996.4	2004.5	2008.2	2011.6
实际同比CPI下行拐点	1996.4	2004.7	2008.4	2011.7

从表3的对比可以看到一个很重要的结果：本世纪以来，DDMS模型识别出的我国高通胀压力区制的结束时间和同比CPI周期的波峰转折点时间相比一般超前1-2个月，这反映出环比通胀率的变动更为敏感且超前，对预测同比CPI通胀的走势和拐点有重要参考意义。

表4 PROBIT 模型系数均值

参数	均值	标准误	0.05%分位数	50%分位数	99.5%分位数
β_1	1.8946	1.4717	-2.1623	1.8275	5.9302
β_2	-0.1281	0.2897	-3.8387	-0.0809	0.2406
β_3	-2.3787	1.3136	-6.9592	-2.1946	-0.2795
β_4	0.027	0.0673	-0.1115	0.0186	0.2188

表4中估计得到的DDMS中的PROBIT模型系数均值和下面图4图5的持续依赖概率图反映了我国物价周期波动的持续依赖性特征。 β_2 均值小于零，表明中国价格波动在低通胀压力区制具有正的持续期依赖特征。在持续期达到15个月时，低通胀压力转为高通胀压力的概率超过0.5，在持续期达到30个月时，低通胀压力转为高通胀压力的概率近乎1，持续期依赖现象较为明显（见图4）。

β_4 均值大于零，表明在高通胀压力区制同样具有正的持续期依赖特征，由于其值较小且不显著，

正的持续期依赖特征不太明显。由图 5 中可以很明显的看出，随着持续时间的增长，转换概率仅仅略微有所增加。我国物价波动的持续依赖性特征也从另一个角度说明了我国物价变动具有非对称性和较强的通胀持续性，通胀预期一旦形成会形成较强的惯性。

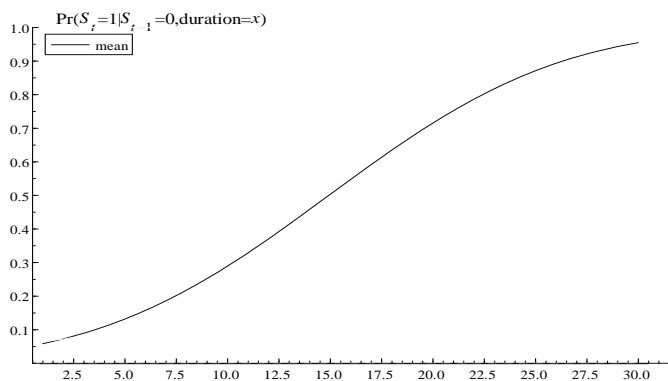


图 4 低通胀压力区制持续依

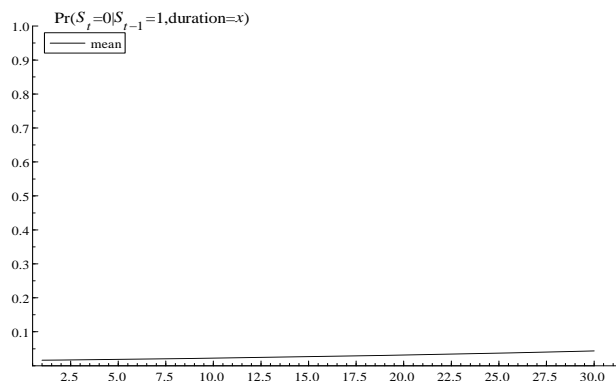


图 5 高通胀压力区制持续依

3 结论和政策启示

我们运用具有持续期依赖特征的 DDMS 模型和 Gibbs 抽样法，利用 1996 年 1 月份以来的环比 CPI 增长率数据，对我国 1996 年以来的物价波动的区制状态和持续期依赖特征进行了实证分析，获得如下主要结论：

第一，基于 DDMS 模型的估计结果划分出了我国物价波动的“高通胀压力区制”和“低通胀压力区制”，这从另一个角度刻画了通胀压力。通过两个区制的平滑转换概率识别出高、低通胀压力区制的区间和转换时点。对比发现，本世纪以来我国高通胀压力区制的结束时间比（同比）CPI 周期的波峰转折点时间超前 1-2 个月，从而有助于对物价走势及通货膨胀的监测和预警。平滑概率图显示，本世纪以来，我国经历了 3 次较显著的高通胀压力时期。最近一次始于 2010 年 5 月，2011 年 5 月结束，此后进入低通胀压力区间。虽然近来物价总体上呈现缓慢下降态势，但 2012 年平滑概率在 0.2—0.4 之间的反复震荡说明我们仍不能对通货膨胀掉以轻心。

第二，DDMS 模型的估计结果显示，1996 年以来我国物价波动在低通胀压力区制具有正的持续期依赖特征，即随着低通胀压力区制的时间延长，转入高通胀压力区的概率不断增加，在持续期达到 15 个月时，低通胀压力转为高通胀压力的概率超过 0.5；持续期达到 30 个月时，低通胀压力转为高通胀压力的概率接近 1。而高通胀压力区制（正）持续期依赖特征不太明显。

以上研究结果的政策含义在于，政府和央行对于物价波动的区制转换和持续期特征应有充分认识和了解，以做好提前应对措施。虽然 2012 年通胀压力减轻，物价处于低通胀压力区制，但随着低通胀压力区制的持续，2013 年—2014 年的通胀压力有可能会不断加大，政府应做好“控通胀”的长期准备。当然如果我们注意防范和调控措施正确及时，避免物价的较大波动和实现较长时间的物价合理稳定还是可以的。因此目前的货币政策应该继续坚持以稳为主，同时，为了兼顾“稳增长”和“控通胀”，可适时进行政策微调。在推出稳增长政策时，也要考虑这些宏观调控政策的实施对将来物价的影响。这对于保持我国经济的平稳较快和可持续增长、促进民生改善与社会和谐都具有重要意义。

参考文献

- 董文泉,高铁梅,姜师章,陈磊.1998.经济周期波动的分析和预测方法.长春:吉林大学出版社.
- 龙如银,郑挺国,云航.2005. Markov 区制转换模型与我国通货膨胀波动路径的动态特征.数量经济技术经济研究,(10):111-117.
- 刘金全,隋建利.2010.我国通货膨胀率及通货膨胀不确定性的持续性和记忆性检验.吉林大学社会科学学报,(1):84-93.
- 张屹山,张代强.2008.我国通货膨胀率波动路径的非线性状态转换.管理世界,(12):43-50.
- 陈浪南,刘宏伟.2007.我国经济周期波动的非对称性和持续性研究.经济研究,(4):43-52.
- 刘金全,李庆华.2009.中国经济周期的阶段性划分和经济波动的非对称性—基于马尔可夫区制转换模型的研究.社会科学战线,(6):85-90.
- 栾惠德.2007.居民消费价格指数的实时监测——基于季节调整的方法.经济科学,(2):59-67.
- 陈磊,邵明振.2011.我国当前CPI运行特征及未来走势分析.价格理论与实践,(10):54-55.
- 魏巍贤,陈智文,王建军.2006.三状态 Markov 机制转换模型—在世界油价波动分析中的应用.财经研究,(6):121-131.
- 陈仕伟,沈中华.2003.台湾景气循环持续依赖性之探讨.台湾经济预测与政策,(1):63-92.
- 陈小凡.2007.香港经济周期的区制状态及其持续期依赖检验.港澳经济,(2):19-22.
- 张民涛.2011.中国经济周期波动的持续期依赖特征研究—基于 DDMS-VAR 模型的实证分析.东北财经大学硕士学位论文.
- 侯媛媛.2008.贝叶斯计量经济学建模与经典学派比较研究.天津财经大学硕士学位论文.
- Hamilton J D.1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle .Econometrica, 57(2): 357-384.
- Filardo A J, Gordon S F. 1998.Business cycle durations, Journal of Econometrics,85(1): 99-123.
- Geman S,Geman D.1984.Stochastic relaxation, gibbs distributions and the bayesian restoration of images, IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence,(6):721-741.
- Diebold F X,Rudebusch G D. 1990.A nonparametric investigation of duration dependence in the American business cycle. Journal of Political Economy 98(3): 596-616.
- Durland J M, McCurdy T H. 1994. Duration-dependent transitions in a markov model of U.S. GNP growth, Journal of Business and Economic Statistics, 12(3):279-288.
- Kim C J,Nelson C R.. 1998. Business cycle turning points, A new coincident index and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime-switching. Review of Economics and Statistics,80(2):188-201.
- Burdekin R C K, Siklos P L.1999.Exchange rate regimes and shifts in inflation persistence: Does nothing matter? Journal of Money, Credit and Banking, 31(2): 235-247.
- Kim J Y, 2000.Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series. Journal of Econometrics 95(1): 97-116.