

信贷政策效应的非对称性、 信贷扩张与经济增长

金成晓 马丽娟

内容提要:本文从银行贷款的角度出发,运用马尔可夫区制转移向量自回归模型(MS-VAR)对1992-2008年间的信贷增长率与经济增长率以及通货膨胀率的关系分别进行总量研究。检验结果表明,我国的经济增长路径和通货膨胀路径均有明显的三区制特征;各区制的持续期、转移概率均存在非对称的特点;信贷增长率与经济增长率以及通货膨胀率在各区制的同期相关系数明显不同,并且表现出结构性变化。

关键词:马尔可夫区制转移向量自回归模型;信贷政策;经济增长率;通货膨胀率

中图分类号:C812

文献标识码:A

文章编号:1002-4565(2010)09-0009-07

The Asymmetric Effects of Credit Policy, Credit Expansion and Economic Growth

Jin Chengxiao & Ma Lijuan

Abstract: In this article, we use Markov regime-switching vector autoregressive model (MS-VAR) to research on the relationship between credit growth rate with economic growth rate and credit growth rate with inflation rate during 1992 to 2008. The results show that, there exist three regimes of economic growth and inflation dynamic path; the duration of every regime and transition probabilities show asymmetric characteristic; the contemporaneous correlation between credit growth rate with economic growth rate and credit growth rate with inflation rate is significantly different and show structural changes.

Key words: MS-VAR; Credit Policy; Economic Growth; Inflation Rate

一、引言

从1948年12月1日中国人民银行成立起,信贷政策在我国经济发展过程中起到了举足轻重的作用。尽管随着市场经济体制的确立,货币政策的工具逐渐增多,但国有企业和国有商业银行在我国经济中继续占主导地位,利率的市场作用发挥得非常有限,资本市场始终处于初级阶段,所以信贷政策的作用仍值得重视。

1960年代以来,大批学者开始对信贷问题进行研究。总体看来可以分为两大研究方向:一是着眼于政策对借方账户即对公司的影响(Ben Bernanke和Mark Gertler, 1989, 1995; Bernanke, Gertler和Gilchrist, 1998);二是着眼于政策对贷方即银行贷款的影响(Bernanke和Blinder, 1988; Christina D Romer和David H. Romer, 1989; Anil K. Kashyap, Jeremy C.

Stein和David W. Wilcox, 1993; Anil K. Kashyap和Jeremy C. Stein, 1995, 2000; Jan Kakes和Jan-Egbert Sturm, 2002)。本文从银行贷款对实体经济的影响角度进行总量研究。

在我国,信贷问题的相关研究比较多,大多数学者认为信贷渠道在我国货币政策传导机制中占有相对重要的位置(王振山和王志强, 2000; 周英章和蒋振声, 2002等),而且信贷总量与货币政策最终目标变量之间有很高的相关性(李斌, 2001),从对物价和产出最终目标影响的显著性来看,贷款的影响最为显著,其次是M2, M1的影响最不显著(蒋英琨等, 2005),并且贷款增长对经济增长的解释能力强于货币供应量(国务院发展研究中心, 2003),对信贷的进一步研究是运用门限向量自回归模型(TVAR)通过非线性脉冲响应函数检验中国信贷市

场与宏观经济的非线性关联,检验发现中国存在显著的金融加速器效应(赵振全等,2007)。

1920年代末的大萧条促使经济学家们开始研究货币政策效应的非对称性问题,迄今为止发展了多种研究宏观经济政策效应非对称性问题的时间序列研究方法,主要有以某外生变量为结构转折点的门限自回归模型(Tong,1975,简记为TAR模型)、以政策变化时点为开关点的平滑开关回归模型(Teäsvirta,1994,简记为STR模型)以及关于经济周期阶段性识别的马尔可夫区制转移模型(Hamilton,1989,简记为MS-VAR模型)等。另外还有卡沃(Cover,1992)使用美国的季度数据,估计了生产率的正向和反向冲击对于实际产出增长率的影响,比较这两种冲击的大小证明了非对称性现象的存在。维泽(Weise,1999)运用平滑迁移门限向量自回归方法(LSTVAR)发现,当实际产出增长率较低时,货币政策冲击具有更强的产出效应,并且发现方向上存在差别的货币政策冲击并没有明显的非对称效应,而规模上存在差别的货币政策冲击则具有显著的非对称效应。

在我国,对于货币政策效应非对称性问题的研究起步较晚。黄先开和邓述慧(2000)采用两步OLS方法发现,我国货币供给对产出影响的非对称性与西方国家的情况正好相反,正向的货币冲击具有更明显的作用,冯春平(2002)的检验结果支持了这一结论。陆军和舒元(2002)使用二阶段最小二乘估计方法研究发现货币政策冲击的紧缩效应大于扩张效应。刘金全(2002)利用类似卡沃(Cover,1992)的方法发现,在中国经济运行中,紧缩性货币政策对于经济的减速作用大于扩张性货币政策对于经济的加速作用。之后,大量学者对中国货币政策非对称性问题研究的基本结论都支持了陆军和舒元的研究结果(刘金全和张艾莲,2003;刘金全和云航,2004;陈德伟、徐琼和孙崎岖,2003;),部分学者进一步探讨了中国货币政策非对称性的形成机理(胡海鸥和虞伟荣,2003;严太华和黄华良,2005;曹永琴,2007;江群和曾令华,2007;曹永琴和李泽祥,2007)。

纵观以往的研究发现,大多数学者都将利率和货币供应量作为货币政策研究的重要变量,现在越来越多的经济学家把研究重点转移到信贷环节上。信贷政策是中国经济增长的关键环节,研究信贷政

策对经济增长和通货膨胀的影响、信贷政策效应的非对称性质无疑是非常必要的。

本文在前人对信贷政策研究的基础上,尝试利用马尔可夫区制转移向量自回归模型分别对我国经济周期的阶段性和通货膨胀的阶段进行状态划分,揭示各区制信贷量与经济增长和通货膨胀之间的相关关系,试图得出对经济平稳健康发展有益的结论。

二、模型介绍^①

VAR模型常常被用来刻画多个变量之间的动态相关关系。K维的VAR(p)模型的数学表达式是

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + u_t, t = 1, \cdots, T \quad (1)$$

其中: u_t 为k维扰动向量, v 表示截距项, y_t 是k维内生变量向量,本文中 $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$, y_{1t} 为描述信贷量的变量, y_{2t} 为描述经济态势的变量。

如果时间序列出现结构性转变,表现出非线性的特征,那么VAR模型的参数不变特征将无法描述这样的过程。根据Hamilton的模型方法,可以在上述VAR模型中引入参数的区制转移性质。对于向量 y_t ,其潜在数据生成过程的参数依赖于不可观测的离散变量 $s_t, s_t \in \{1, \cdots, M\}$, s_t 表示区制状态。则 s_t 是一个m状态的马尔可夫链,其转移概率为

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \cdots, M\} \quad (2)$$

如果区制发生一个当即的一次性跳跃,那么则马尔可夫区制转移形式的向量自回归模型可以表示为

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \cdots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (3)$$

其中, $u_t \sim NID(0, \sum(s_t), \mu(s_t), A_1(s_t), \cdots, A_p(s_t))$, $\sum(s_t)$ 是用来描述参数 $\mu, A_1, \cdots, A_p$ 和 $\sum$ 对于已实现区制 s_t 依赖的变参数函数,即

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & s_t = 1 \\ \cdots & \\ \mu_M & s_t = M \end{cases}$$

而在某些情况下,当模型从一个区制转移到另

^① 详见 Hans-Martin Krolzig, 1997, Markov-switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis [M]. Berlin: Springer.

一个区制时,假设均值平滑地到达另一个新的水平更加合理。那么,此时则可以使用下面的截距项区制依赖模型:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

与线性 VAR 模型不同,对于一个 $MS(M) - VAR(p)$ 来说,均值调整的式(3)和截距调整的式(4)并不等价,它们刻画了可观测变量在区制变化后的不同动态调整模式。

这样,在引入区制转移过程中,由于 $MS-VAR$ 可能均值是状态依赖的,也可能截距项是状态依赖的,误差项还可能是同方差或异方差,所以,根据参数是否状态依赖, $MS-VAR$ 归纳出以下几种: M 均值状态依赖; I 截距项状态依赖; A 自回归参数状态依赖; H 误差项异方差。并将 $MS-VAR$ 模型的设定形式总结为如表 1 所示。在通常情况下, $MSI(M) - VAR(p)$ 和 $MSM(M) - VAR(p)$ 模型就能够满足不同的需求形式。

可以利用汉密尔顿 (Hamilton, 1989) 的精确极大似然估计法来估计上面的模型。在估计过程中,我们可以获得区制变量 S_t 的区制概率估计,以及各种区制之间的转移概率,在此基础上可以计算某一区制的平均持续期长度。这样一来,我们就可以在具体的区制内计算和比较经济变量之间的相关性。

表 1 MS-VAR 模型的设定形式

		MSM		MSI	
		μ 可变	μ 不变	v 可变	v 不变
A_j 不变	Σ 不变	MSM-VAR	线性 MVAR	MSI-VAR	线性 VAR
	Σ 可变	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_j 可变	Σ 不变	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ 可变	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

三、数据的选取与预处理

(一) 变量选取

货币政策的主要目标是稳定物价和保持经济增长。围绕这两个目标选取可以量化的变量进行分析。本文使用贷款实际增长率表示信贷政策的强度,使用经济增长率和通货膨胀率作为宏观经济运行状态的指标。

经济增长率采用国家统计局公布的经济增长率季度数据。由金融机构各项贷款季度余额 (CR) 经过定基比价格调整得到实际值并计算得到同比实际信贷增长率。通货膨胀率用零售商品价格同比增长率近似表示。 c_t 对应着贷款增长率, y_t 对应着经济增长率, π_t 对应着通货膨胀率。由于 GDP 的季度

数据是从 1992 年开始公布的,为了保证计量分析结果的准确性,本文选取 1992 年 1 季度至 2008 年 4 季度的数据进行计量分析。通货膨胀率与贷款增长率数据均经过 X-12 季节调整。数据来源于《中国金融统计 (1952 - 1996)》、《中国金融统计 (1997 - 1999)》、《中国人民银行统计季报》、中国人民银行网站和国家统计局网站。

(二) 各变量的时间路径及散点图

下面我们给出 1992 年 1 季度至 2008 年 4 季度我国 c_t 、 y_t 以及 π_t 的时间路径。X 轴均表示年份,Y 轴均表示同比增长率的百分数。

图 1 表明,我国在 1990 年代初经历了贷款量的高速增长后,1993 年以后增长速度开始逐渐降低,2000 年达到了最低点后又开始攀升。可见,贷款的增长率路径存在明显的高低阶段划分。

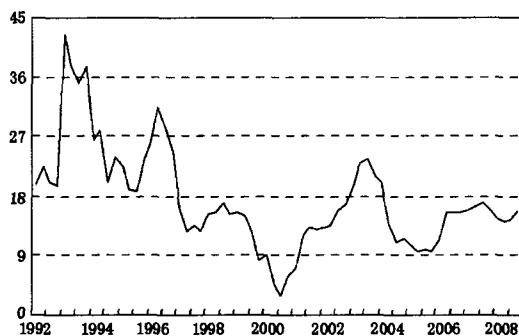


图 1 贷款余额增长率的时间路径

图 2 表明,我国在 1990 年代初经历了高速的经济增长,1994 年以后增长速度开始逐渐降低,1998 年经历了经济增长的低谷,从 2003 年经济增长速度又开始加快。可见,我国经济增长率路径存在较为明显的高低阶段划分。

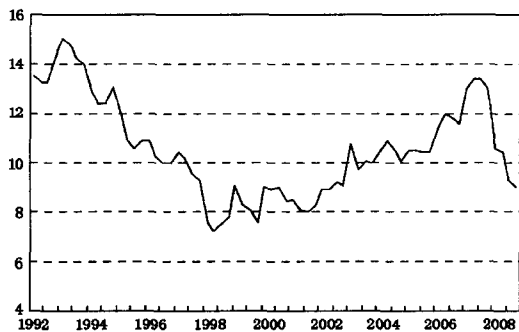


图 2 经济增长率的时间路径

图 3 表明,我国在 1990 年代初经历了较严重的通货膨胀,1995 年以后通货膨胀率开始逐渐降低,

到1998年出现了轻微通货紧缩,直到2003年以后通货膨胀率又开始攀升。可见,我国通货膨胀率路径存在较为明显的高低阶段划分。

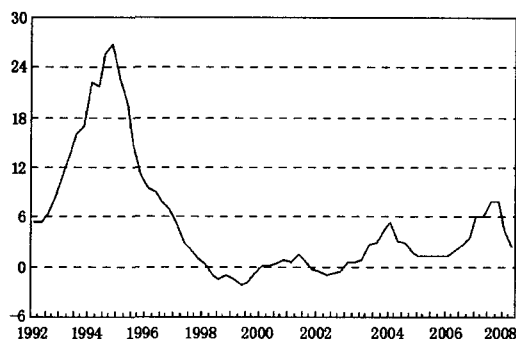


图3 居民消费价格指数增长率的时间路径

基于以上分析,表明贷款增长率分别与经济增长率和通货膨胀率具有类似的变化趋势,它们之间可能存在一定程度的相关性。因此,可以考虑使用马尔可夫区制转移模型。

(三)数据的预处理

在建模之前首先采用 ADF 检验方法对数据进行单位根检验,滞后项的确定采用 AIC 准则。本文的数据检验采用的软件是 Eview5.1,结果如表2所示。从表2我们可以看出,各序列的一阶差分序列均在1%的显著性水平下平稳,这意味着它们都服从一阶单整过程,因此我们继续检验具有相同单整阶数的时间序列之间可能存在的协整关系。分别检验 c_t 与 y_t 之间的协整关系以及 c_t 与 π_t 之间的协整关系。检验结果(表3和表4)表明变量 c_t 、 y_t 之间以及变量 c_t 、 π_t 之间均存在一个显著的协整关系。

表2 各变量的单位根检验结果

变量	检验形式	ADF 统计量	临界值	变量	检验形式	ADF 统计量	临界值
c_t	(C,0,10)	-2.21	-3.53 *	Δc_t	(C,0,10)	-8.16	-3.54 *
y_t	(C,0,10)	-1.88	-3.53 *	Δy_t	(C,0,10)	-9.33	-3.53 *
π_t	(C,0,10)	-1.66	-3.54 *	$\Delta \pi_t$	(C,0,10)	-3.96	-3.54 *

注:其中检验形式(C,T,K)分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的阶数,加入滞后项是为了使残差项为白噪声, Δ 表示差分算子,*表示在1%显著性水平下的临界值。

表3 变量 c_t 与变量 y_t 之间的协整关系

协整关系数量假设	特征值	迹统计量	0.05 临界值	概率
无	0.2327	20.57	18.40	0.0245
至多有1个	0.0503	3.36	3.84	0.0669

表4 c_t 和 π_t 之间的协整关系

协整关系数量假设	特征值	迹统计量	0.05 临界值	概率
无	0.2270	19.88	15.49	0.0102
至多有1个	0.0472	3.14	3.84	0.0762

获得上述协整关系结果以后,我们采用截距项状态依赖的 Markov 区制转移向量自回归模型 $MSI(m) - VAR(p)$,可以表示为如下形式:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

对式(5)中的滞后阶数,利用 AIC 准则确定 p 取2,则有下面的模型:

$$y_t = v(s_t) + \sum_{p=1}^2 A_p(s_t)y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

本文中 $y_t = (c_t, y_t)'$, $y_t = (c_t, \pi_t)'$, 其中, c_t 、 y_t 和 π_t 分别表示金融机构贷款余额增长率、经济增长率和通货膨胀率。

四、信贷政策对经济增长率影响的非对称性检验

从图2我们可以看出,我国经济的增长存在着显著的周期变化。为了研究信贷增长对经济增长的影响,我们建立 MS-VAR 模型,运用 OX 软件在 givewin2 平台上进行模拟。

区制变量根据我国经济增长的情况划分为“适速增长(s_1)”、“快速增长(s_2)”、“高速增长(s_3)”三个状态。根据 AIC 准则、HQ 准则、SC 准则及对数似然值综合判断,本文发现 $MSIH(3) - VAR(2)$ 模型的解释能力较强(见表5),各个参数估计结果较显著,并且模型的线性 LR 检验统计量拒绝模型线性的原假设,模型设计优于线性 VAR(2)模型。

表5 模型估计的统计量检验结果

关于 (c_t, y_t) 的 $MSIH(3) - VAR(2)$ 模型	估计的样本: 1992(3) - 2008(4)
对数似然估计: -224.77	线性模型估计值: -264.26
AIC 准则: 7.69	线性模型估计值: 8.40
HQ 准则: 8.07	线性模型估计值: 8.57
SC 准则: 8.65	线性模型估计值: 8.83

进一步地,从模型的平滑概率图我们可以更加清楚地看到经济增长在不同区制状态下的转换情况。图4给出了区制转移模型在“适速增长”、“快速增长”和“高速增长”的区制平滑概率。图4表明,我国的经济增长在所研究的样本区间内,绝大多数时间都处于“适速增长阶段”,从1996年我国经济实现“软着陆”以后,我国经济运行基本处于相对平稳的态势。从具体时间上来看主要是1996年3季度至2002年4季度以及2003年4季度至2006年1季度这两个时间段。区制2的平滑概率表明在2003年及2006-2008年间经济处于快速增长时

期,在 1999 - 2003 年间经济出现了通货紧缩现象,国家出台政策拉动经济增长,随即经济开始快速增长。在 1992 - 1996 年间经济高速增长,显现出“过热现象”,这在区制 3 中表现出来。

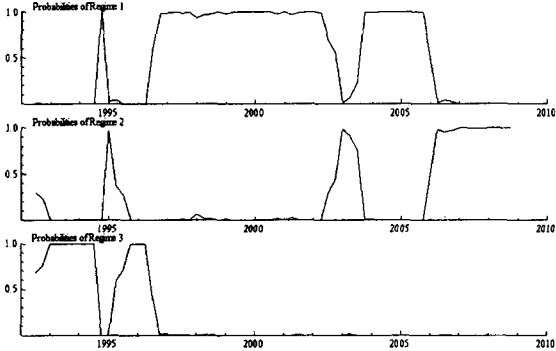


图 4 模型的平滑概率

表 6 区制转移概率矩阵及状态持续期

	区制 1	区制 2	区制 3	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	0.908	0.091	0.001	36.6	0.523	10.82
区制 2	0.073	0.832	0.095	17.2	0.298	5.94
区制 3	0.148	0.014	0.838	13.2	0.179	6.19

表 6 是区制转移概率 p_{ij} 的估计结果,以及各个区制的样本个数、区制出现的概率和平均持续期,其中在同一区制的持续期 $D(s_i)$ 为: $D(s_i) = 1/(1 - p_{ii})$ 。

表 6 表明三个区制稳定性都很高。当经济进入“适速增长阶段”后,区制 1 自身的持续概率为 0.908,这具有相当高的稳定性,因此我国经济处于此阶段的频率最高,达到了 52.3%,平均持续期为 11 个季度,经济由区制 1 向区制 2 转移的概率 $S_{12} = 0.073$,经济由区制 1 向区制 3 转移的概率 $S_{13} = 0.148$,由于 $S_{13} > S_{12}$,也就是由第 1 区制向第 3 区制转移的概率大于由第 1 区制向第 2 区制转移的概率,这在实际经济中是不可能的,所以设 $S_{13} = 0$ 。当经济进入“快速增长阶段”后,区制 2 自身的持续概率为 0.832,我国经济处于该阶段的频率为 29.8%,该区制的平均持续期为 6 个季度,经济从区制 2 向区制 1 转移的概率 $S_{21} = 0.091$,从区制 2 向区制 3 转移的概率 S_{23} 为 0.014。当经济进入“高速增长阶段”后,区制 3 自身的持续概率为 0.838,我国经济处于该阶段的频率为 17.9%,该区制的平均持续期为 6 个季度,经济从区制 3 向区制 1 转移的概率 $S_{31} = 0.001$,从区制 3 向区制 2 转移的概率 $S_{32} = 0.095$ 。可见三种区制之间的转移概率存在着非

对称性。

表 7 同期相关关系

	区制 1		区制 2		区制 3	
	c_t	y_t	c_t	y_t	c_t	y_t
c_t	1.0000	-0.2245	1.0000	0.1716	1.0000	0.6988
y_t	-0.2245	1.0000	0.1716	1.0000	0.6988	1.0000

为了具体地考察不同阶段的信贷增长率与经济增长率之间的关系,我们利用同期相关系数来描述变量间的相关性。从表 7 中可以看出,在区制 1 中信贷增长率与产出增长率的相关系数为 -0.2245。这表明经济以较低速度增长时,信贷的增长速度在下降,而这将进一步加剧经济的下滑。国家应该在此时运用宏观调控的手段增加信贷供给,从而抵消由于金融加速器效应导致的信贷本身的萎缩,进而促进经济向健康方向发展。在区制 2 中信贷增长率与产出增长率的相关系数为 0.1716,这说明在经济快速增长时期,信贷对经济增长有一定的贡献作用。在区制 3 中信贷增长率与产出增长率的相关系数为 0.6988,这表明在经济高速增长时,信贷增长率与经济增长率的相关关系很大,信贷增长对经济增长的贡献非常明显。因此,要对经济进行降温,通过降低信贷供给会起到非常明显的作用。从这三个区制的同期相关系数可以推出,信贷政策在抑制经济过热时发挥的作用比刺激经济复苏时的作用效果明显。

五、非对称性检验

图 3 表明我国通货膨胀的路径存在着显著的周期变化。为了研究信贷增长与通货膨胀的关系,我们建立 MS-VAR 模型,运用 OX 软件在 givewin2 平台上进行模拟。

区制变量根据我国通货膨胀的情况划分为“紧缩时期(s_1)”、“轻微通胀(s_2)”、“通胀时期(s_3)”三个状态。根据 AIC 准则、HQ 准则、SC 准则及对数似然值综合判断,本文发现 MSIH(3) - VAR(2) 模型的解释能力较强,见表 8。各个参数估计结果较显著,模型设计优于线性 VAR(2) 模型。

表 8 模型统计量的估计结果

关于 (c_t, π_t) 的 MSIH(3)-VAR(2) 模型	估计的样本: 1992(3) - 2008(4)
对数似然估计: -255.12	线性模型估计值: -295.34
AIC 准则: 8.61	线性模型估计值: 9.34
HQ 准则: 8.99	线性模型估计值: 9.51
SC 准则: 9.57	线性模型估计值: 9.77

图 5 给出了区制转移模型在“紧缩时期”、“轻微通胀”和“通货膨胀”三区制的平滑概率图。从图

5 可以看出,1992 年以来我国的物价水平变动有明显的三个区制。大体看来,1992 年 3 季度至 1996 年 1 季度在第三区制并且平滑概率为 1,说明我国在此阶段处于通货膨胀阶段。由于实施了紧缩的货币政策,1996 年 3 季度至 2001 年 2 季度在区制 1 且平滑概率为 1,表现出明显的通货紧缩特征。此后开始向轻微通胀区制转移,通过 2 年的平滑过渡,2003 年 2 季度至 2008 年 4 季度在区制 2 且平滑概率为 1,此阶段我国处于轻微通胀时期。从图 5 也可以看出,通货膨胀路径由区制 3 直接转向区制 1,存在物价水平的急剧下跌现象,而由区制 1 转向区制 2 时则比较平缓。由此可见,信贷政策在抑制通货膨胀时起的作用比刺激物价回升时起的作用明显且效果产生得较快。

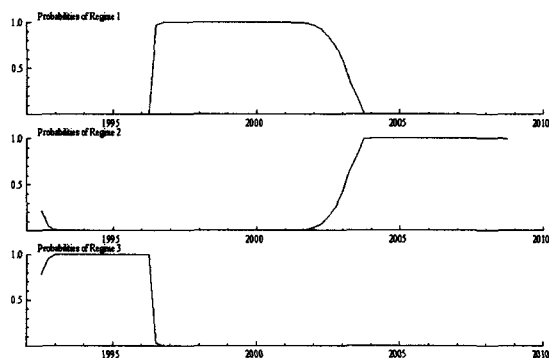


图 5 模型的平滑概率

表 9 区制转移概率矩阵及状态持续期

	区制 1	区制 2	区制 3	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	0.9620	0.0378	0.0003	26.50	0.2422	26.30
区制 2	2.456e-006	0.9825	0.0175	23.70	0.6060	57.02
区制 3	0.0607	0.0098	0.9296	15.80	0.1517	14.20

从表 9 可以看出,当经济进入“通货紧缩”时期后,区制 1 自身的持续概率为 0.962,我国经济处于此阶段的频率为 24.22%,平均持续期为 26,经济由区制 1 向区制 2 转移的概率 $S_{12} = 2.456e - 006$,经济由区制 1 向区制 3 转移的概率 $S_{13} = 0.06069$ 。当经济进入“轻微通胀”时期后,区制 2 自身的持续概率为 0.9825,我国经济处于该阶段的频率为 60.6%,该区制的平均持续期为 57,经济从区制 2 转入区制 1 的概率 S_{21} (0.038) 高于转入区制 3 的概率 S_{23} (0.009),存在转移概率上的非对称性。当经济进入“通货膨胀阶段”后,区制 3 自身的持续概率为 0.9296,我国经济处于该阶段的频率为 15.17%,该区制的平均持续期为 14,经济从区制 3 向区制 2

转移的概率 S_{32} 为 0.0175,而向区制 1 转移的概率 S_{31} 仅为 0.0003。

在表 10 中区制 1 表示的是通货紧缩区制,此阶段通货膨胀率在下降,信贷增长率也在下降,所以两者表现出正向的相关关系,从相关系数 0.4252 可以看出,二者的相关程度是很大的。因此,要改变通货紧缩的状态,首先需要改变信贷增长率下降的现象。区制 2 和区制 3 中,信贷增长率与通货膨胀率呈现负向的相关关系,是因为在区制 3 (1992 - 1996 年) 中表现出严重的通货膨胀,国家紧急调控信贷政策,使信贷的增长率持续下降,出现负向关系,伴随着信贷增长率急剧下降,经济转向通货紧缩(区制 1) 状态。从 2003 年开始经济增长速度加快,出现了轻微通货膨胀,因此国家通过宏观调控使得信贷增长率处于缓慢减速阶段,因而在区制 2,信贷增长率与通货膨胀率之间也表现出负向的相关关系。通过以上分析,我们可以看出,国家对信贷实施的宏观调控政策在促进经济健康平稳发展方面收到了良好的效果。

表 10 同期相关关系

	区制 1		区制 2		区制 3	
	c_t	π_t	c_t	π_t	c_t	π_t
c_t	1.0000	0.4252	1.0000	-0.3298	1.0000	-0.2385
π_t	0.4252	1.0000	-0.3298	1.0000	-0.2385	1.0000

六、结论与政策含义

我们在估计和检验 MS(3)-VAR(2) 模型的基础上,对我国货币政策信贷传导效应的非对称性进行了分析,并得到如下的结论:

1. 我国经济增长周期波动过程中存在着显著的 3 区制特征,即“适速增长”、“快速增长”和“高速增长”三个代表性阶段。从转移概率上可以看出,我国经济增长在“适速增长阶段”的持续期最长,在该阶段的频率也最大。

我国的通货膨胀波动路径存在着显著的三区制性质。从转移概率上可以看出,我国物价在“轻微通胀”的稳定性最强、持续期最长,经济周期向该阶段转移的概率也最大。意味着我国已经具有相当强的物价驾驭能力。

对比经济增长和通货膨胀的各区制,从时间上来看,经济适速增长区制大体对应着通货紧缩区制,经济快速增长时期大体对应着轻微通货膨胀时期,经济高速增长时期对应着通货膨胀时期。

2. 我国经济增长周期波动存在一定程度的非

对称性。这既体现为周期阶段的持续期不同,也体现为周期阶段的转移概率不同。从持续性上看,我国经济周期中“适速增长阶段”的持续长度是其他两个阶段持续长度的2倍;从转移性上看,从“快速增长”向“适速增长”的转移概率为9.1%,向“高速增长”的转移概率为1.4%。

我国的通货膨胀路径波动存在一定程度的非对称性。从持续性上看,我国物价水平的“轻微通胀”阶段的持续长度是其他两个阶段持续长度的2-3倍;从转移性上看,从“轻微通胀”向“通货紧缩”的转移概率为3.78%,向“通货膨胀”的转移概率为0.97%。

从二者的转移概率上看,截止到2008年第4季度,经济下行的可能性远比经济上行的可能性大。

3. 从信贷增长率与经济增长率之间的影响方向和作用程度上看,信贷增长率与经济增长率之间的相关性随着经济周期阶段的不同发生了显著变化。

从信贷增长率与通货膨胀率之间的影响方向和作用程度上看,信贷增长率与通货膨胀率之间的相关性随着经济周期阶段的不同也发生了结构性变化。

综合以上分析,我们可以得出,信贷政策在抑制经济过热时发挥的作用要大于刺激经济复苏时发挥的作用。信贷政策在抑制通货膨胀和刺激物价回升方面均发挥着明显的作用。在经济危机时期,由于人们的悲观预期,信贷的金融加速器作用会非常明显,将进一步导致通货紧缩和经济萧条。因此,国家要使信贷充分发挥刺激经济的作用,需要大量地增加信贷供给,以抵消这种悲观预期和金融加速器的影响,进而达到刺激经济复苏的目的。

参考文献

- [1] 曹永琴. 国内货币政策非对称性效应研究述评[J]. 上海金融, 2007(12):34-37.
- [2] 曹永琴, 李泽祥. 货币政策非对称性效应形成机理的理论述评[J]. 经济学家, 2007(4):76-82.
- [3] 陈德伟, 徐琼和, 孙崎岷. 我国货币政策效果的非对称性实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2003(5):19-22.
- [4] 冯春平. 正负货币冲击影响的不对称性研究[J]. 经济科学, 2002(3):42-49.
- [5] 国务院发展研究中心金融研究所货币政策传导机制研究组. 中国银行体系贷款供给的决定及其对经济波动的影响[J]. 金融研究, 2003(8):19-25.
- [6] 胡海鹏, 虞伟荣. 货币政策传导机制中的金融加速效应研究[J]. 贵州财经学院学报, 2003(6):11-14.
- [7] 黄先开, 邓述慧. 货币政策中性与非对称性的实证研究[J]. 管理科学学报, 2000(2):34-41.
- [8] 蒋英琨, 刘艳武, 赵振全. 货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析[J]. 金融研究, 2005(5):70-79.
- [9] 江群, 曾令华. 货币政策传导信贷渠道研究述评[J]. 湘潭大学学报, 2007(6):86-91.
- [10] 李斌. 中国货币政策有效性的实证研究[J]. 金融研究, 2001(7):10-17.
- [11] 陆军, 舒元. 长期货币中性:理论及其中国的实证[J]. 金融研究, 2006(6):32-40.
- [12] 刘金全. 货币政策作用的有效性和非对称性研究[J]. 管理世界, 2002(3):43-59.
- [13] 刘金全, 张艾莲. 货币政策作用非对称性离散选择模型及其检验[J]. 南京大学学报, 2003(4):146-151.
- [14] 刘金全, 云航. 规则性与相机选择性货币政策的作用机制分析[J]. 中国管理科学, 2004(12):1-7.
- [15] 王振山, 王志强. 我国货币政策传导途径的实证研究[J]. 财经问题研究, 2000(12):60-63.
- [16] 严太华, 黄华良. 我国货币政策的非对称性问题研究[J]. 经济问题, 2005(8):64-66.
- [17] 周英章, 蒋振声. 货币渠道、信用渠道与货币政策有效性[J]. 金融研究, 2002(9):70-79.
- [18] 赵振全, 于震, 刘森. 金融加速器效应在中国存在吗? [J]. 经济研究, 2007(6):27-38.

作者简介

金成晓,男,1966年生,吉林省舒兰市人,经济学博士,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师。

马丽娟,女,1985年生,河北省石家庄人,吉林大学数量经济研究中心博士研究生。

(责任编辑:程 晔)