

# 我国汽车产量波动态势分区制度量与预测

张小宇<sup>1</sup>, 刘金全<sup>2</sup>, 曲国俊<sup>2</sup>

(1. 吉林大学 农学部, 长春 130062; 2. 吉林大学 数量经济研究中心, 长春 130012)

**摘要:** 通过分析我国汽车产量增速的两区制马尔可夫区制转移模型, 本文认为我国汽车产量增速存在明显的区制转换, 即存在高速增长区制和适度增长区制的交替更迭, 其中高速增长区制的平均增速为 55.60%, 适度增长区制的平均增速为 13.47%; 我国汽车产量大部分时间处于适度增长区制, 在适度增长区制的平均持续时间大约为 6 年。另外, 根据模型参数的估计结果, 通过对马尔可夫区制转移模型进行的为期两年的样本外预测, 预测结果表明在未来两年内, 我国汽车产量增速处于适度增长区制的可能性较大。

**关键词:** 汽车产量; 马尔可夫区制转移模型; 预测

**中图分类号:** F224.0 **文献标识码:** B

美国经济学家艾伯特·赫希曼 (1991) 认为, 作为社会间接生产活动的典型代表, 汽车产业具有显著特征, 在整个国民经济体系中处于重要地位。Veloso 和 Fuchs (2004) 对亚洲汽车市场总体产销情况进行深入分析后, 认为在未来亚洲汽车发展格局中, 中国将在亚洲汽车市场中扮演重要的角色, 中国的汽车制造商和供应商也将整个亚洲汽车市场中起到关键作用。特别是中国汽车工业的发展将加快整个亚洲汽车市场的一体化进程。福特汽车高管认为全球汽车产业都将从中国汽车工业的发展中获利。通过对目前世界主要汽车生产和消费强国的生产和消费现状分析, Zachary (2004) 认为亚洲将成为未来世界汽车市场主要增长极, 而作为亚洲汽车生产和消费大国, 中国汽车市场的发展潜力更是不容忽视。

由于汽车工业具有就业容量大、工业波及面广以及产业关联度高等行业特征, 同时由于汽车产业投入产出率较高, 因此汽车产业的发展可以充分带动其上下游产业的发展, 对于促进国民经济的平稳、快速发展具有重要作用。同时汽车不仅可以作为一种生产工具, 而且也属于耐用消费品的范畴, 无论处于生产阶段、消费阶段, 还是处于使用阶段, 都是财政收入的重要来源。

在此情形下, 对我国汽车产业的波动态势进行分析和研究, 有助于掌握我国现阶段汽车产业的发展现状, 有助于国家制定合理的汽车产业结构调整政策, 控制汽车产能, 减少汽车消费的供需缺口, 刺激国内汽车消费需求, 最大限度地减少金融危机对我国的影响具有重要的意义。

为了测度汽车产量的波动状态, 我们利用马尔可夫区制转移模型 (Markov Regime Switching Model) 识别我国汽车产业的区制转移特征。马尔可夫区制转移模型在本质上属于变参数模型, 属于非线性模型的范畴。区制转移模型不仅可以研究长期经济行为 (Krolzig, 1997), 而且可以研究经济变量的短期波动 (Sola 等人, 2002), 因而被广泛用于经济周期和产业周期的测度 (见 Owyang 等人, 2005; Mount 等人, 2006; 刘金全、刘志刚, 2006 以及陈浪南、刘宏伟, 2007 等)。

## 一、汽车产量波动的马尔可夫区制转移模型

作为国民经济的支柱产业, 汽车产业自改革开放以来发展迅速, 汽车产量呈持续上升的趋势, 但由

收稿日期: 2011-05-18

作者简介: 张小宇 (1979-), 男, 黑龙江巴彦人, 吉林大学数量经济研究中心博士研究生, 吉林大学农学部教师, 研究方向: 数量经济学; 刘金全 (1964-), 男, 黑龙江密山人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 经济学博士, 研究方向: 数量经济学; 曲国俊 (1978-), 男, 吉林人, 吉林大学数量经济研究中心博士研究生, 研究方向: 数量经济学。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目, 项目编号: 10zd&006; 国家自然科学基金项目, 项目编号: 70971055; 国家社会科学基金项目, 项目编号: 10BJL041。

于受石油价格、钢铁产量、人均工资等影响，我国汽车产量在保持增长的同时也体现了波动的特征。为测度汽车产业的上述波动特征，我们构造一个马尔可夫区制转移模型测度汽车产量高速增长区制和适度增长区制。

(一) 汽车产量马尔可夫区制转移模型的设定

设  $gy_t$  表示汽车产量增长率，为避免季节性周期因素对汽车产量的影响，此处采用同比增长率（有关详细的数据处理过程见本文的第二部分）。于是，汽车产量增长率的两区制马尔可夫链的  $k$  阶自回归过程可表示为：

$$gy_t - \mu_{S_t} = \phi_1(gy_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \phi_2(gy_{t-2} - \mu_{S_{t-2}}) + \dots + \phi_k(gy_{t-k} - \mu_{S_{t-k}}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

上述模型中  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k$  为自回归系数， $\varepsilon_t$  为随机误差项，且  $\varepsilon_t; i. i. d. N(0, \sigma^2)$ 。

$S_t$  为用于测度时间序列处于不同区制的状态变量，取 0 和 1 两个离散值，分别表示我国汽车产量增长率处于适度增长区制和高速增长区制。假定状态变量  $S_t$  服从一阶马尔可夫链，即  $S_t$  的取值仅受前期状态  $S_{t-1}$  的影响，即：

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots) = P(S_t = j | S_{t-1} = i) = P_{ij} \quad (2)$$

其中  $P_{ij}$  被称为转移概率，表示在  $t-1$  时刻状态变量  $S_{t-1}$  取  $i$  的条件下， $t$  时刻状态变量  $S_t$  取  $j$  的概率。由概率的性质可知：

$$P_{i0} + P_{i1} = 1 \quad (3)$$

为便于分析，我们通常把上述转移概率表示成矩阵的形式，即：

$$P = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{10} \\ P_{01} & P_{11} \end{pmatrix} \quad (4)$$

矩阵  $P$  中第  $j$  行、第  $i$  列的元素为对应的转移概率  $P(S_t = j | S_{t-1} = i) = P_{ij}$ 。

$$\mu_{S_t} = \begin{cases} \mu_0 & S_t = 0 \\ \mu_1 & S_t = 1 \end{cases} \quad (5)$$

其中  $\mu_0$  和  $\mu_1$  分别表示我国汽车产量处于适度增长区制和高速增长区制的平均增速。

(二) 汽车产量马尔可夫区制转移模型的参数估计

马尔可夫区制转移模型可采用极大似然法进行估计，即通过最大化关于待估参数的对数似然函数实现。然而由于上述模型中状态变量  $S_t (t = 1, 2, \dots, T, T$  为样本观测值个数) 为未观测变量，因此构造对数似然函数分如下两个步骤完成。

第一步，获得内生变量  $gy_t$  和未观测变量  $S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k}$  的联合条件概率密度：

$$f(gy_t, S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k}) = f(gy_t | S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k}, \psi_{t-k}) f(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k}) \quad (6)$$

其中  $\psi_{t-k}$  表示  $t-k$  期给定的信息集。

第二步，获得基于  $t-k$  期给定的信息下内生变量  $gy_t$  的条件概率密度：

$$\begin{aligned} f(gy_t | \psi_{t-k}) &= \sum_{S_t=0}^1 \sum_{S_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{S_{t-k}=0}^1 f(gy_t, S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k}) \\ &= \sum_{S_t=0}^1 \sum_{S_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{S_{t-k}=0}^1 f(gy_t | S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k}, \psi_{t-k}) f(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k}) \end{aligned} \quad (7)$$

于是，对数似然函数可表示为：

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{t=1}^T \ln(f(gy_t | \psi_{t-k})) \\ &= \sum_{t=1}^T \ln\left(\sum_{S_t=0}^1 \sum_{S_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{S_{t-k}=0}^1 f(gy_t | S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k}, \psi_{t-k}) f(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k})\right) \end{aligned} \quad (8)$$

上述对数似然函数中，

$$f(gy_t | S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k}, \psi_{t-k}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{[gy_t - \mu_{S_t} - \phi_1(gy_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) - \dots - \phi_k(gy_{t-k} - \mu_{S_{t-k}})]^2}{2\sigma^2}\right) \quad (9)$$

$f(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k})$  可通过汉密尔顿滤波 (Hamilton Filter) 程序获得 (Hamilton, 1989)。在汉密尔顿滤波程序中，我们还可以获得基于  $t$  期给定信息下对状态变量  $S_t$  的推断，即滤子概率  $\Pr(S_t | \psi_t)$ ①。利用 Kim 滤波还可以得到基于全部信息条件下对状态变量  $S_t$  的推断，即平滑概率  $\Pr(S_t | \psi_T)$  (Kim and Nelson, 1999)。

得到  $f(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k} | \psi_{t-k})$  后，给定待估参数的初值，利用 GUASS9.0 软件中 Optmum 优化包可实现对模型中未知参数的估计。

二、汽车产量波动的马尔可夫区制转移模型的估计结果

在对模型进行参数估计之前,首先介绍测度我国汽车产量波动态势的数据选取及处理过程。

(一) 数据的选取与处理过程

图 1 为 1991 年 1 月份至 2010 年 12 月份我国汽车产量月度增长率数据,从图中可以看出我国汽车产量增长率波动十分剧烈,这主要是由于数据频率较高,不规则成分对增长率序列影响较大,不能真正反映我国汽车产业的长期增长趋势。为此我们将月度数据转换成季度数据,处理过程如下:

首先,利用 1990 年 1 月份至 2010 年 12 月份我国汽车产量的月度数据,将季度内各月的汽车产量汇总得到 1990 年第一季度至 2010 年第四季度的汽车产量  $y_t$ 。

然后,利用如下公式计算汽车产量的季度同比增长率  $gy_t$ :

$$gy_t = \frac{y_t - y_{t-4}}{y_{t-4}} \tag{10}$$

按照上式计算的我国汽车产量季度增长率数据见图 2 所示,与图 1 相比,数据明显平滑了许多,能够捕捉到我国汽车产量的实际增长趋势。故下文利用季度增长率数据估计区制转移模型。

由于计算季度同比增长率数据,因此前四个季度的季度同比增长率数据无法获得,故进行模型估计的有效数据为 1991 年第一季度至 2010 年第四季度。

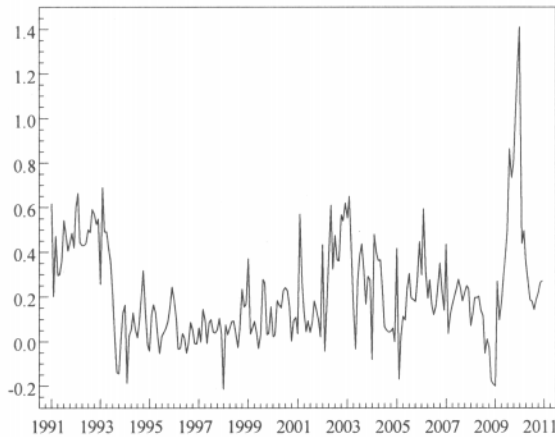


图 1 汽车产量月度同比增长率曲线

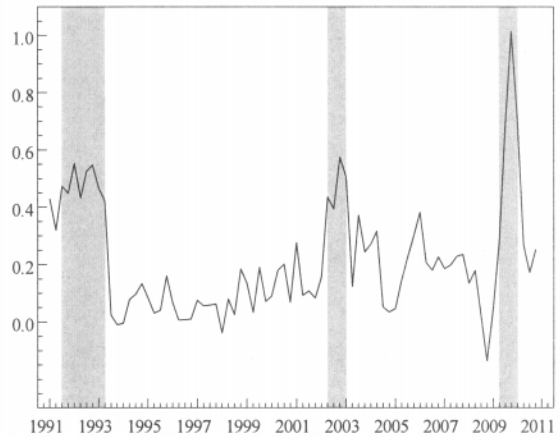


图 2 汽车产量季度同比增长率曲线

(二) 数据的平稳性检验

为避免因利用非平稳时间序列建模产生伪回归问题,在进行模型估计之前首先对我国汽车产量季度同比增长率序列进行了单位根检验,分别利用 ADF、PP、以及 KPSS 方法进行检验,检验结果见表 1 所示。

表 1 汽车产量季度同比增长率序列单位根检验结果

检验方法	(c, t, k)	检验统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
ADF	(1, 0, 0)	-3.54	-3.52	-2.90	-2.59
PP	(1, 0, 2)	-3.77	-3.52	-2.90	-2.59
KPSS	(1, 0, 5)	0.17	0.74	0.46	0.35

注:(c, t, k) 为单位根检验式的设定形式选项,其中 c 和 t 分别表示检验式中是否包含常数项和时间趋势项,1 表示包含 0 表示不包含。在 ADF 检验中 k 为检验式中自回归项的滞后阶数,利用 SIC 信息准则自动选取;在 KPSS 检验中 k 表示视窗宽度,采用 Newey - West 方法自动选取。

ADF 和 PP 检验的原假设为待检验序列包含单位根,从表 1 的结果可以看出,无论是 ADF 统计量还是 PP 统计量的绝对值都大于 1% 的临界值,意味着在 1% 的显著性水平均拒绝汽车产量同比增长率序列存在单位根的原假设,表明我国汽车产量增速序列是平稳过程。与 ADF 和 PP 检验不同,KPSS 单位根检验的原假设为待检验序列不存在单位根,从检验结果可以看出,KPSS 统计量小于 10% 的临界值,不能拒绝原假设,因此与 ADF 和 PP 检验的检验结果是一致的。综上所述,我国汽车产量同比增长率序列是平稳的,

利用汽车产量同比增长率序列数据建模不会出现伪回归问题。

(三) 滞后阶数的选取

上述自回归过程需要事先确定自回归滞后阶数  $k$ ，为此我们事先估计了不包含马尔可夫区制转移的自回归模型，然后按照 Akaike (简称 AIC)、Schwarz (简称 SIC) 和 Hannan - Quinn (简称 HQ) 信息准则以及自回归系数的显著性等情况进行综合分析，最终确定自回归的滞后阶数，不包含马尔可夫区制转移的自回归模型的估计结果见表 2 所示，最大滞后阶数为 4。

表 2 汽车产量增长率自回归模型的估计结果

变量	$k = 1$		$k = 2$		$k = 3$		$k = 4$	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
$\phi(L)\mu$	20.45	5.69***	20.92	4.86***	20.24	4.24***	20.06	4.24***
$gy_{t-1}$	0.73	0.08***	0.87	0.11***	0.86	0.11***	0.85	0.12***
$gy_{t-2}$	-	-	-0.19	0.11*	-0.12	0.15	-0.11	0.15
$gy_{t-3}$	-	-	-	-	-0.11	0.11	-0.11	0.16
$gy_{t-4}$	-	-	-	-	-	-	0.00	0.13
AIC	8.1105		8.1101		8.1052		8.1439	
SIC	8.1705		8.2007		8.2270		8.2972	
HQ	8.1346		8.1464		8.1539		8.2052	
D. W.	1.71		1.99		2.00		1.97	

注: AIC、SIC 和 HQ 分别为 Akaike、Schwarz 和 Hannan - Quinn 统计量, D. W. 为检验模型残差项是否存在 1 阶序列相关的 Durbin - Watson 统计量。\*\*\* 和 \* 分别表示对应的参数在 1% 和 10% 的显著性水平下是显著的。

从 Akaike、Schwarz 和 Hannan - Quinn 信息准则的估计结果来看, SIC 和 HQ 统计量均在滞后阶数  $k = 1$  时最小, 而 AIC 统计量则在滞后阶数  $k = 3$  时达到最小, 但由于 2 阶和 3 阶自回归系数均不显著, 以及考虑节俭建模的原则, 滞后阶数不选 3 阶。另外, 1 阶自回归模型的 D. W. 统计量为 1.71, 表明模型残差项可能存在正的序列相关, 进一步对 1 阶自回归模型的残差项进行序列相关拉格朗日乘子检验, 滞后阶数选择 1 阶, 得到服从  $\chi^2$  分布的 LM 统计量为 3.03, 对应的显著性概率为 0.08, 表明在 10% 的显著性水平下, 模型残差项存在序列相关。而对于滞后阶数  $k = 2$  的自回归模型, D. W. 统计量为 1.99, 显然模型残差项不存在 1 阶序列相关, 并且 2 阶自回归系数在 10% 的显著性水平下是显著的, 综合考虑滞后阶数选择 2<sup>②</sup>。

(四) 区制转移模型估计结果

按照式 (1) 设定的汽车产量增长率的马尔可夫链区制转移模型, 自回归滞后阶数设定为 2 阶, 在给定待估参数  $P_{00}$ 、 $P_{11}$ 、 $\phi_1$ 、 $\phi_2$ 、 $\mu_0$ 、 $\mu_1$  以及  $\sigma^2$  的初值后, 利用 GAUSS9.0 的 Optmum 优化包可求得对数似然函数取极大值时上述参数的估计值, 汽车产量增长率的马尔可夫区制转移模型的参数估计结果以及区制转移概率的估计结果见表 3 和表 4。

表 3 马尔可夫区制转移模型的参数估计结果

参数	估计值	标准差	统计量
$\phi_1$	0.47	0.12	4.09***
$\phi_2$	0.12	0.12	0.98
$\mu_0$	13.47	2.78	4.84***
$\mu_1$	55.60	4.86	11.44***
$\sigma^2$	9.65	0.79	-

注: \*\*\* 表示对应的参数在 1% 的显著性水平下显著。

从表 3 的马尔可夫区制转移模型估计结果可以看出, 1 阶自回归系数、汽车产量适度增长区制的平均增速  $\mu_0$ , 以及汽车产量高速增长区制的平均增速  $\mu_1$  均在 1% 的显著性水平下显著。其中, 适度增长区制的平均增速为 13.47%, 高速增长区制的平均增速为 55.60%。

另外, 从区制转移概率的估计结果可以看出  $P_{00} = P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = 0.96$  (见表 4), 表明汽车产量增速在  $t - 1$  期处于适度增长区制时, 在  $t$  期仍然处于适度增长区制的概率为 0.96, 而在  $t$  期转变为高速增长

的概率仅为 0.04。表明汽车产量一旦进入适度增长区制, 则将在适度增长区制维持较长时间, 这一点从表 5 中可以清楚看出。而  $P_{11} = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = 0.85$  表明汽车产量在  $t - 1$  期处于高速增长区制时, 在  $t$  期仍然处于高速增长区制的概率为 0.85, 而在  $t$  期转变为适度增长的概率为 0.15。与适度增长区制相比, 汽车产量处于高速增长区制的稳定性相对较低。

表 5 中处于不同区制的样本数是按照处于不同区制内的平滑概率计算得到的(我国汽车产量处于适度增长区制的滤子概率和平滑概率分别见图 3 和图 4)。如处于适度增长的平滑概率高于 0.5, 则认为该样本处于适度增长区制, 否则认为处于高速增长区制。从计算的结果可以看出, 我国汽车产量增速数据处于适度增长区制的样本个数为 62 个, 占总样本个数的 79%, 而处于高速增长区制的样本个数为 16 个, 占总样本个数的 21%。表明我国汽车产量大部分时间处于适度增长区制。根据转移概率  $P_{00}$  和  $P_{11}$  的估计结果, 可以得到我国汽车产量处于适度增长区制的平均持续时间为 15 个季度, 将近 4 年。而处于高速增长区制的平均持续时间为 6.67, 约 1 年半时间。尽管处于适度增长区制的时间比较长, 但与 GDP 增速相比, 我国汽车产量增速并不低, 适度增长区制的平均增速为 13.47%, 仍然高于 GDP 的平均增速。

表 4 区制转移概率

	$S_{t-1} = 0$	$S_{t-1} = 1$
$S_t = 0$	0.96	0.15
$S_t = 1$	0.04	0.85

表 5 区制内样本统计及平均持续期

	样本数	频率	平均持续期
区制 0	62	0.79	25.00
区制 1	16	0.21	6.67

表 6 我国汽车产量增速处于不同区制的概率预测

区制	2011 年				2012 年			
	一季度	二季度	三季度	四季度	一季度	二季度	三季度	四季度
适度增长区制	0.93	0.90	0.88	0.86	0.85	0.83	0.82	0.81
高速增长区制	0.07	0.10	0.12	0.14	0.15	0.17	0.18	0.19

从我国汽车产量增速处于适度增长区制的滤子概率和平滑概率可以看出, 在整个样本周期内, 我国汽车产量大致经历了三个较短时期的高速增长区制(分别为 1991 年第三季度至 1993 年第二季度、2002 年第二季度至 2003 年第一季度以及 2009 年第二季度至 2010 年第一季度)和三个适度增长区制(1993 年第三季度至 2002 年第一季度、2003 年第二季度至 2009 年第一季度以及 2010 年第二季度至今)。这一点从我国汽车产量增速曲线中也可以看出, 图 2 中灰色阴影部分表示我国汽车产量处于高速增长区制。

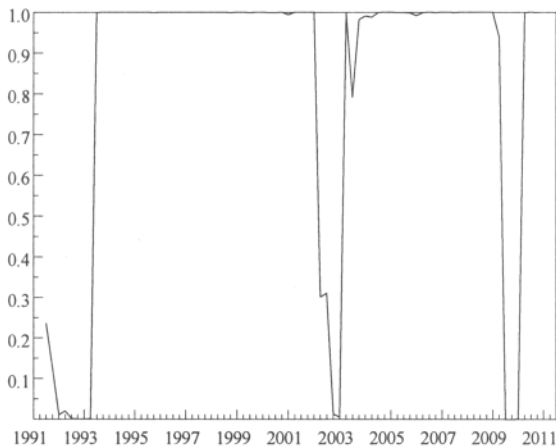


图 3 汽车产量处于适度增长区制的滤子概率

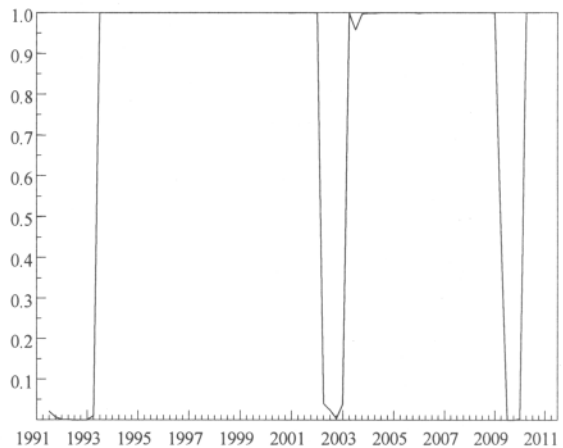


图 4 汽车产量处于适度增长区制的平滑概率

另外, 我们还可以利用截止到 2010 年第四季度的信息对 2011 年和 2012 年我国汽车产量增速处于不同区制的概率进行预测, 其中对未来 8 个季度的汽车产量增速位于高速增长区制和适度增长区制的概率预测结果如表 6 所示<sup>③</sup>。从表 6 的预测结果可以看出, 在未来两年内我国汽车产量增速处于适度增长区制的可能性较大, 相应的预测概率均在 80% 以上。

### 三、本文主要结论

本文利用两区制马尔可夫区制转移模型估计了我国汽车产量增长率的自回归模型,通过对上述模型进行估计得到如下几个基本结论:

第一,我国汽车产量增长率存在明显的区制变换。通过对我国汽车产量增长率的马尔可夫区制转移模型进行参数估计,结果表明我国汽车产量增长率存在明显的区制变换,无论是适度增长区制的平均增速还是高速增长区制的平均增速,均在1%的显著性水平下显著。适度增长区制的平均增速为13.47%,高速增长区制的平均增速为55.60%。均明显高于我国GDP的实际增速,表明过去20年间我国汽车产业对我国实际GDP起到了明显的拉动作用,为我国经济平稳、快速增长奠定了坚实的基础。

第二,我国汽车产量增速大部分时间处于适度增长区制。区制转移概率的估计结果表明,汽车产量处于适度增长区制的转移概率为0.96,在适度增长区制的平均持续时间大约为6年,而汽车产量处于高速增长区制的转移概率为0.85,在高速增长区制的平均持续时间大约为1年半的时间。平滑概率的估计结果也证实了这一点,在过去20年时间里,我国汽车产量经历了三个适度增长阶段和三个相对较短的高速增长阶段。

第三,在未来两年我国汽车产量处于适度增长区制的可能性较大。对我国汽车产量位于不同区制的转移概率的预测发现我国汽车产量增速在未来两年内处于适度增长区制的概率均在0.8以上,表明未来两年内我国汽车产量增速保持当前增速的可能性比较大,出现2009年汽车产业高速发展的可能性不大。

注释:

- ① 有关汉密尔顿滤波及滤子概率的计算原理和程序读者可参见(Hamilton,1989)。
- ② 为保证模型估计的稳健性,我们分别估计了滞后1至4阶的马尔可夫区制转移模型,通过对对数似然函数值以及模型参数的显著性进行判断,结果表明模型的滞后阶数应该选择滞后2阶,与上述线性模型的检验结果一致。
- ③ 有关区制转移模型中不同区制持续期的平均持续长度以及样本外预测的原理以及计算方法,读者可参见(Hamilton,1996)。

参考文献:

- [1] 艾伯特·赫希曼. 经济发展战略[M]. 北京: 经济科学出版社,1991.
- [2] 陈浪南,刘宏伟. 我国经济周期波动的非对称性和持续性研究[J]. 经济研究 2007(4).
- [3] 刘金全,刘志刚. 中国经济周期波动的区制转移模型及区制状态[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版) 2006(2).
- [4] Hamilton, J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle[J]. Econometrica, 1989(57): 357-384.
- [5] Hamilton, J. D. Time Series Analysis[M]. Princeton University Press, 1994.
- [6] 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.
- [7] Krolzig, H. M. Markov-switching vector autoregressions: (modeling, statistical inference, and application to business cycle analysis) [M]. Springer-Verlag, Berlin, 1997.
- [8] Mount, T. D., Ning, Y. M., and Cai, X. B. Predicting price spikes in electricity markets using a regime-switching model with time-varying parameters[J]. Energy Economics 2006(28): 62-80.
- [9] Owyang, M. T., Piger, J. and Wall, H. J. Business Cycle Phases in U. S. States[J]. The Review of Economics and Statistics 2005(87): 604-616.
- [10] Sola, M., Fabio, S. and Nicola, S. A test for volatility spillovers[J]. Economics Letters 2002(76): 77-84.
- [11] Veloso, F. and Fuchs, E. The Future of the Asian auto industry: regional integration, alternative designs, and Chinese leadership[J]. International Journal of Vehicle Design 2004(35): 137-141.
- [12] Zachary, K. Global Politics Shift Auto Industry FOCUS[J]. Ward's Auto World, 2004(11): 41-45.

(责任编辑: 严元)