

□数量经济理论及应用

# 中国金融风险预警的 MS-VAR 模型与区制状态研究

陈守东, 马 辉, 穆春舟

[摘要] 应用 MS-VAR 模型, 我们构建了货币危机、银行危机和资产泡沫危机三个金融风险预警模型, 以描述我国近年来金融风险变化的区制特点。MSI(3)-VAR(1) 模型较好的将货币危机、银行危机和资产泡沫危机划分为“低度风险”、“中度风险”和“高度风险”状态, 风险的划分以及预警信号的发出时机较符合我国现实情况。

[关键词] 金融风险预警; 货币危机; 银行危机; 资产泡沫危机; MS-VAR 模型

[基金项目] 国家社会科学基金项目 (06BJY010); 吉林大学“985 工程”项目 (2004); 吉林大学经济分析与预测创新基地、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (05JJD790005, 07JJD790131)

[收稿日期] 2008-08-01

[作者简介] 陈守东, 吉林大学数量经济研究中心教授。(长春 130012)

## 一、引言及文献回顾

伴随着经济全球化、自由化的不断深入, 世界各国的经济相互依存度越来越高, 也使得金融危机的易发性、联动性和破坏性越来越明显。20 世纪 90 年代以来国际金融危机频繁发生: 1992 年爆发英镑危机, 1993 年日本泡沫经济破灭, 1994 年发生墨西哥货币危机, 1997 年爆发东南亚金融危机, 1998 年俄罗斯发生债务危机, 1999 年巴西爆发金融动荡, 2007 年美国爆发次级债危机。金融危机的频繁发生对各国的经济和金融体系产生了严重冲击, 危机产生的原因及传播引起了各国政府和学者的广泛重视。

金融危机的突发性要求我们应对金融危机的重点要放在对危机的预见上, 风险和危机的预警与防范要比危机发生后的处理更为重要。国内外学者从经济基本面恶化、银行业危机、货币危机和资产价格泡沫危机等多方面展开了金融风险预警系统研究。Frankel 和 Rose 提出了 FR 概率模型;<sup>[1]</sup> Sachs、Tornell 和 Velasco 建立了横截面回归模型;<sup>[2]</sup> Kaminsky、Lizondo 和 Reinhart 创建了“信号法”(KLR 模型);<sup>[3]</sup> 刘遵义提出了主观概率法;<sup>[4]</sup> Kumar、Moorthy 和 Perraudin 提出了基于滞后宏观经济和金融数据 Simple Logit 模型;<sup>[5]</sup> Nag 和 Mitra 使用人工神经网络建立了货币危机预警系统;<sup>[6]</sup> Abiad 对预警模型进行了梳理, 建立了基于区制转移模型的危机预警系统<sup>[7]</sup>。Berg、Borensztein 和 Pattillo 对预警模型表现能力进行了评估。<sup>[8]</sup>

1997年东南亚金融危机爆发,其危害性和影响性令全球关注,使得我国经济界和金融界学者开始着手探讨建立符合我国现实的预警指标体系,深入研究金融风险预警的模型方法。刘志强设计了一套金融危机预警指标体系。<sup>[9-10]</sup>唐旭从综合预警方法、指标、模型、制度安排与管理信息系统几个方面,提出了建立中国金融危机预警系统的构架。<sup>[11]</sup>冯芸、吴冲锋提出了基于综合指标的多时标预警流程。<sup>[12]</sup>张元萍利用STV横截面回归模型和KLR信号分析法对我国发生金融危机的可能性进行了实证分析。<sup>[13]</sup>石柱鲜利用三元Logit模型对我国外汇风险预警进行了实证分析。<sup>[14]</sup>陈守东采用因子分析法研究我国金融风险的来源,运用Logit模型建立了我国的金融风险预警体系。<sup>[15]</sup>

本文借鉴文献中的一些研究成果,在危机压力指数构建方法、预警指标选取和预警模型等三个方面改进了以往的金融风险预警模型:采用多指标合成方法构建压力指数;采用多阶Granger因果关系检验方法,从数据自身统计学特点出发选取对危机指数敏感的预警指标;选择非线性MS-VAR模型构建预警系统,刻画中国金融风险特征,并预警风险<sup>①</sup>。

## 二、模型方法与参数估计

具有马尔科夫区制转移的向量自回归过程(Markov-Switching Vector Autoregressive, MS-VAR)<sup>[16-17]</sup>可视为基本有限阶VAR( $p$ )模型的一般化形式。考虑如下一个 $K$ 维时间序列构成向量 $y_t = (y_{t1}, \dots, y_{tK})'$ 的 $p$ 阶自回归过程:

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

其中, $t = 1, \dots, T$ ,  $u_t \sim IID(0, \Sigma)$ ,  $y_0, \dots, y_{t-p}$ 均为既定值。如果误差项服从正态分布,即 $u_t \sim NID(0, \Sigma)$ ,则方程式(1)为稳态高斯VAR( $p$ )模型的截距形式,它可以表示成如下的均值调整形式:

$$y_t - \mu = A_1 (y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p (y_{t-p} - \mu) + u_t \quad (2)$$

其中, $\mu = (I_K - \sum_{j=1}^p A_j)^{-1}v$ 是 $y_t$ 的 $K \times 1$ 维均值。

如果时间序列受到区制变化的支配,那么可以使用MS-VAR模型。

假设不可观测区制的已实现值 $s_t \in \{1, \dots, M\}$ 是一个离散时间和离散状态的马尔科夫链,其转移概率为:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (3)$$

可以将方程(2)写成其阶数为 $p$ ,区制数为 $M$ 的马尔科夫区制转移形式:

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

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

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & s_t = 1 \\ \vdots & \\ \mu_M & s_t = M \end{cases} \quad (5)$$

在模型(4)刻画的均值过程中,如果区制发生一个当即的一次性跳跃,那么模型会随之变

<sup>①</sup> 本文认为金融风险是金融活动中普遍存在的,只要有金融活动就存在金融风险。金融风险具有引发、积累为金融危机的可能性,金融危机是金融风险的“极限效应”。金融风险具有转化为金融危机的可能性,但不具有必然性。中国改革开放以来并没有爆发过金融危机,因此下文主要讨论中国近年来的金融风险状态。

化。而在某些情形下，当模型从一个区制转移到另一个区制时，假设均值平滑地到达另一个新的水平并不合理。那么，此时则可以使用下面的截距项区制依赖模型：

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

与线性 VAR 模型不同，对于一个 MS(M)-VAR(p) 来说，均值调整的 (4) 式和截距调整的 (6) 式并不等价。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。<sup>[16]</sup>

在引入区制转移的过程中，由于 MS-VAR 模型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。在通常情况下截距项状态依赖模型 MSI(M)-VAR(p) 和均值状态依赖模型 MSM(M)-VAR(p) 就能够满足不同的需要形式。

可以使用 Hamilton 给出的马尔科夫区制转移类模型的极大似然估计 (ML) 算法——期望最大化算法 (EM)<sup>[18]</sup> 估计模型 (4) 或者模型 (6)。通过估计区制变量  $s_t$  的取值概率来划分区制变量的主要状态。

本文将金融风险的恶化程度这个区制变量设置为三种状态：“低风险”、“中度风险”和“高度风险”。平滑概率表示连续两期均为“低风险”、“中度风险”和“高度风险”的区制转移概率。在当前状态给定条件下，停留在当前状态或向另一种状态转换都有一定的可能性，也就是说金融风险状态的转移依赖于一国的经济金融基本面的健康程度。同时，我们定义：每当低风险区制的平滑概率估计值大于 0.5 时，为风险较低状态，预警系统安全；每当中度风险区制的平滑概率估计值大于 0.5 时，预警系统发出警报信号为中度风险状态；每当高风险区制的平滑概率估计值大于 0.5 时，预警系统发出高度警报信号。

### 三、金融风险预警指标描述与选取

#### (一) 金融风险预警指标体系

我们从四个层面选取 23 个指标构成金融风险监测指标体系，包括：宏观经济指标，反映宏观经济环境稳定性；金融系统指标，主要包括监测银行危机和货币危机的指标，反映金融市场稳定性；泡沫风险指标，考虑资产价格变化导致的风险；全球经济指标，考虑国外主要经济实体的变化对中国的影响。具体预警指标体系参见表 1。文中数据主要来源于“IMF”、“WIND 数据库”、“中国证监会”及“美联储经济数据库”。考虑到数据的可得性以及频率较高的月度数据提供了更多关于预警的时序信息，本文选取 1994 年 1 月到 2008 年 6 月的月度数据进行实证分析。由于 GDP 等指标只有季度数据，我们进行了数据频率转换获得月度数据。

#### (二) 压力指数的构建

给定监测指标体系后，我们构建压力指数作为模型的因变量，分别反映货币危机、银行危机和资产泡沫风险情况。由于经济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经济整体的波动过程。因此，本文采用多个指标来合成危机压力指数。

1. 货币危机压力指数。货币危机压力指数从汇率突然贬值、利率上升和外汇储备的减少这三个方面来测定发生外汇危机压力。外汇市场压力指数由实际汇率 (Real Exchange Rate)、实际利率 (Real Interest Rate) 和外汇储备 (Foreign Exchange Reserves) 构成，计算公式如下：

$$EMP_t = \omega_{RER} \left( \frac{RER_t - RER_{t-1}}{RER_{t-1}} \right) + \omega_{RIR} (RIR_t - RIR_{t-1}) - \omega_{RES} \left( \frac{RES_t - RES_{t-1}}{RES_{t-1}} \right) \quad (7)$$

$EMP_t$  是反映实际汇率 (RER) 变化、实际利率变化 (RIR) 和外汇储备 (RES) 变化的市场压力指数。权数  $\omega_{RER}$ 、 $\omega_{RIR}$  和  $\omega_{RES}$  是每个变量的相对精度，相对精度通过每个变量的标准差的倒数来确定。权数的选择是使这三部分的条件方差相等。具体计算公式为：

表 1 备选预警指标体系

类型	经济学原理	指标名称	
宏观经济指标	实体经济部门表现不佳、衰退，往往会导致经济危机。	GDP 增长率	
		通货膨胀率	
		工业增加值增长速度	
		出口变化率	
金融系统指标	在很多国家，货币危机和银行危机与由货币过度扩张所引起的信贷快速增长相关。银行存款的收缩、较高的国内实际利率、较高的银行经营成本经常反映了银行业困境。	国内信贷 / GDP	
		国外净资产 / GDP	
		M2 / GDP	
		M2 乘数 (M2 / M1)	
		贷款 / 存款	
		储蓄存款 / M2	
		实际利率 (1 年期存款利率 - 通胀率)	
		实际汇率 (名义汇率 × (美 CPI / 中 CPI))	
		外部脆弱性和货币高估会增加金融体系的脆弱性，外部市场上竞争力的丧失导致经济衰退，引发货币危机。	实际汇率高估
		国家外汇储备增长率	
外商直接投资 / GDP			
M2 / 外汇储备			
泡沫风险指标	资产价格的快速上涨易引发资产泡沫，泡沫的破裂引发灾难性的金融危机。	股价指数变化率 (上证指数)	
		股市市盈率 (上证指数)	
		房价指数变化率	
		房地产投资增长率	
		建筑业贷款 / 银行贷款	
全球经济	随着金融全球化进程的深入，全球经济形势的变化对我国金融系统的影响将日益加强。	国际原油价格变化率 美国经济增长率	

注：1) 表中运用的增长率均为同比增长率。2) 缺失值的处理。由于我国现有统计制度上的技术原因，数据中有些变量并没有统计 1 月份的数据，本文根据平滑法予以补齐。3) 季节性与时间趋势的处理。为了剔除季节因素对分析结果的影响，对数据进行了季节调整，采用方法为 X-12 季节调整方法。4) 实际汇率高估  $RERDEV=(RER-TREND)/TREND$ ， $RER$  为实际汇率指数、 $TREND$  为实际汇率趋势 (用 HP 滤波方法得到)。

$$\omega_i = \left( \frac{1}{StDev_i} \right) / \left( \frac{1}{StDev_{RER}} + \frac{1}{StDev_{RR}} + \frac{1}{StDev_{RES}} \right)$$

2. 银行危机压力指数。我们采用存贷款比例 RLD (the Ratio of Loan to Deposit, 衡量信贷过度风险)、实际利率 (Real Interest Rate, 估量利率变化风险) 和货币供应量 MS (Money Supply, 刻画货币供给失衡风险)<sup>①</sup> 来构造银行危机预警指数。银行危机指数 BCP (Banking Crisis Pressure) 公式为:

① 这里采用 M2/GDP 来指代，M2/GDP 曾经被广泛地用于观察和分析发展中国家的经济发展和经济运行问题。M2/GDP 的提高，既可能是金融深化的标志，也可能是金融风险增长的征兆。因为 M2 的过快增长，常常意味着银行不良贷款的急剧增加。

$$BCP_t = \omega_{RLD} \left( \frac{RLD_t - RLD_{t-1}}{RLD_{t-1}} \right) + \omega_{RIR} (RIR_t - RIR_{t-1}) + \omega_{MS} \left( \frac{MS_t - MS_{t-1}}{MS_{t-1}} \right) \quad (8)$$

BCP是反映存贷款比例(RLD)的变化、实际利率(RIR)变化和货币供应量(M2/GDP)变化的市场压力指数。权数 $\omega_{RLD}$ 、 $\omega_{RIR}$ 和 $\omega_{MS}$ 的计算方式同货币危机权数计算相同。

3. 资产泡沫压力指数。采用股票价格指数SR (Stock Price) 和房价指数HR (House Price) 构建资产泡沫压力指数FBP (Financial Bubble Pressure), 以刻画我国资产泡沫状况:

$$FBP_t = \omega_{SR} \left( \frac{SR_t - SR_{t-12}}{SR_{t-12}} \right) + \omega_{HR} \left( \frac{HR_t - HR_{t-12}}{HR_{t-12}} \right) \quad (9)$$

FBP是反映股票价格指数(SR)的变化和房价指数(HR)变化的压力指数。为了更好的刻画股价和房价的变化情况我们采用同比变化率来反映资产泡沫变化, 权数 $\omega_{SR}$ 和 $\omega_{HR}$ 的计算方式同货币危机权数计算相同。

三种压力指数如图1所示:

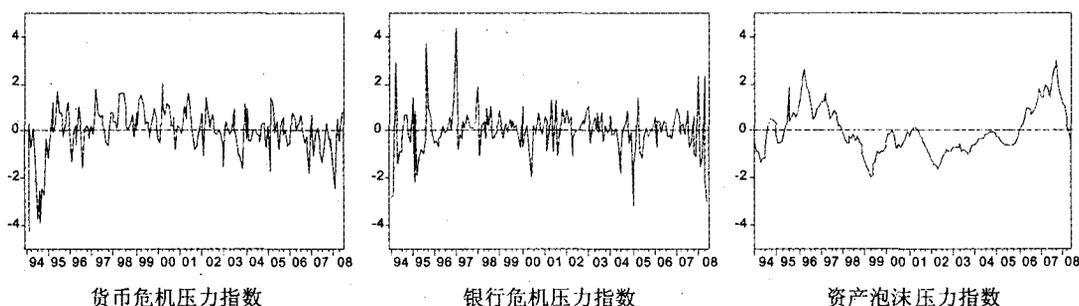


图1 压力指数图(标准化后)

### (三) 预警模型指标选取

本文对全部备选预警指标与危机指数分别进行两两 Granger 因果关系检验, 挑选稳健性好的单向 Granger 影响危机指数的指标进入模型估计。由于滞后阶数的选取会对 Granger 因果关系检验的结果产生一定的影响, 我们选取不同的滞后阶数来考察其影响关系。在做因果检验前, 文章对备选预警指标做了单位根检验, 检验结果表明时间序列为 I(0) 或 I(1) 序列, 因此满足 Granger 因果关系检验前提。此外, 本文的指标序列同时满足 Holst 等人给出的应用 MS-VAR 模型的二阶平稳条件<sup>[19]</sup>。为了进一步选取对危机指数影响敏感的指标, 我们定义了以下选取原则: 重点挑选在多个不同滞后阶数下都有单向 Granger 影响危机指数的指标; 重点挑选检验结果在置信水平 5% 以下显著的指标; 为了避免模型估计的多重共线性, 同类指标选取最具有代表性的。根据以上原则, 最终选取的三组危机预警指标分别是: 货币危机预警指标有 GDP 增长率、实际汇率、实际汇率高估和国家外汇储备增长率; 银行危机预警指标有国外净资产/GDP、储蓄存款/M2、实际利率和建筑业贷款/银行贷款; 资产泡沫危机预警指标有 GDP 增长率、股价指数变化率和房价指数变化率。

## 四、金融风险预警模型实证研究

本部分利用 MS-VAR 模型构造货币危机、银行危机和资产泡沫风险预警模型, 对金融风险的历史信息进行模拟, 并预警我国 2008 年下半年金融风险情况。具体做法是利用 1994 年 1 月—2008 年 6 月的数据建模, 利用经 ARIMA 模型预测后的数据带入预警模型预警我国 2008 年 6

月—2008年12月的金融风险状况。

(一) MS-VAR 预警模型参数估计

我们采用 Ox-MS-VAR 软件进行模型参数估计，区制变量根据金融风险的特征划分为“低度风险 ( $s_1$ )”、“中度风险 ( $s_2$ )”和“高度风险 ( $s_3$ )”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 MSI(3)-VAR(1) 模型的解释能力较强。三个金融预警模型的具体参数结果参见表 2，各个参数估计结果较显著，并且各个模型的线性 LR 检验统计量都拒绝模型线性的原假设，模型设计优于线性 VAR (1) 模型。

表 2 MSI(3)-VAR(1)模型估计结果

	货币危机		银行危机		泡沫危机	
	系数	t-值	系数	t-值	系数	t-值
截距, $s_1$	0.078	0.734	0.247	2.558	-0.021	-0.737
截距, $s_2$	0.151	1.245	0.480	2.068	-0.301	-5.785
截距, $s_3$	-0.405	-2.259	-1.794	-4.966	0.467	7.096
EMP	0.161	2.166				
BCP			-0.131	-1.656		
FBP					0.564	0.776
GDP 增长率	-0.287	-2.496			-0.043	-1.631
实际汇率	-0.010	-0.110				
实际汇率高估	-0.293	-2.799				
外汇储备增长率	-0.073	-0.616				
国外净资产/GDP			-0.093	-0.887		
储蓄存款/M2			0.256	1.961		
实际利率			-0.572	-3.473		
建筑业贷款/银行业贷款			0.081	0.697		
股价指数变化率					0.200	0.402
房价指数变化率					0.260	0.535
线性 LR 检验	133.748		160.948		115.80	
Chi(10)	[0.0000]**		[0.0000]**		[0.0000]**	
Chi(16)	[0.0000]**		[0.0000]**		[0.0000]**	
log-likelihood	489.25		82.330		492.213	

1. 货币危机预警模型。从预警模型的平滑概率图我们可以更加清楚的看到货币危机风险在不同区制状态下的转换情况。图 2 分别给出了区制转移模型在“低度风险”、“中度风险”和“高度风险”的区制转移概率。区制 1 和区制 2 的平滑概率表明我国货币危机在所研究的样本区间内，绝大多数时间都处于低度风险和中度风险状态。区制 3 是模型在高风险区制状态时的风险预警情况，平滑概率在以下年份清楚的发出高风险预警信号，分别为：1994 年 2 月，1994 年 8 月—1995 年 4 月，1996 年 8 月—1996 年 10 月，1997 年 12 月—1998 年 2 月，2002 年 9 月—2002 年 11 月，2003 年 4 月—2003 年 6 月，2003 年 11 月—2004 年 10 月以及 2008 年 1 月。

表 3 是区制转移概率  $p_{ij}$  的估计结果。表 4 给出了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：

$$D(S_i) = \frac{1}{1 - p_{ii}} \quad (10)$$

从表 3 可以看出，三个区制稳定性都很高，其转移概率  $p_{11} = 0.953$ 、 $p_{22} = 0.911$  和  $p_{33} = 0.733$ 。表 4 表明从 1994—2008 年上半年我国货币危机整体状况处于低度风险的频率为 50.78%，处于中度风险的频率为 30.18%，处于高度风险的频率为 19.04%。这进一步说明货币危机总体上大多处于低度风险和中度风险状态，处于高度风险的状态很短。

1994 年 1 月 1 日实施了汇率贬值政策，人民币对美元的比价从 1: 5.7 贬到 1: 8.7，一次性

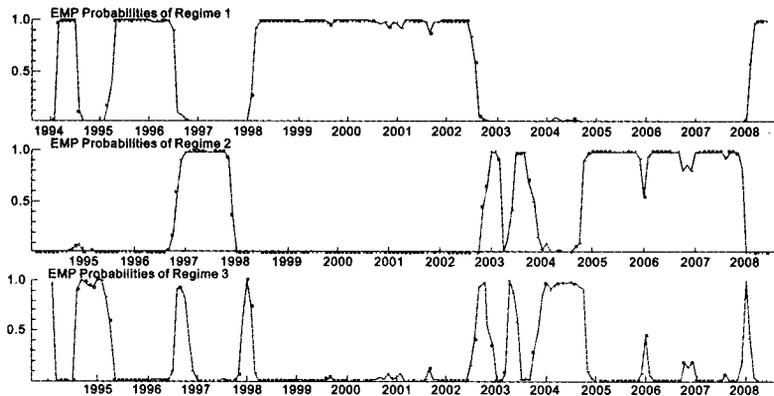


图2 货币危机预警模型平滑概率

表3 区制转移概率矩阵

$j \backslash i$	区制 1	区制 2	区制 3
区制 1	0.953	0.000	0.047
区制 2	0.000	0.911	0.089
区制 3	0.125	0.142	0.733

表4 状态阶段的汇总和状态的持续期

	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	78.5	0.5078	21.33
区制 2	58.8	0.3018	11.18
区制 3	35.8	0.1904	3.75

贬值了近50%，这导致预警模型发出了高度风险预警信号。在2001年和2004年个别月份出现危机信号，这主要是实际汇率有明显波动导致。此外，不断加速增长的外汇储备也将会带来一定的风险。

2. 银行危机预警模型。图3分别给出了银行危机预警模型在“低度风险”、“中度风险”和“高度风险”的区制转移概率。区制1和区制2的平滑概率表明我国银行危机在所研究的样本区间内，绝大多数时间都处于低度风险和中度风险状态。区制3是模型在高风险区制状态时的风险预警情况，区制转移预警模型表明在1994年、2001年以及2005年个别月份属于高风险状态，平滑概率清楚的发出高风险预警信号，分别为：1994年2月—1995年8月，2004年7月，2005年1月—2005年2月以及2008年5月—2008年6月。

从表5可以看出，三个区制稳定性都很高，其转移概率  $p_{11} = 0.953$ 、 $p_{22} = 0.924$  和  $p_{33} = 0.857$ 。表6表明从1994—2008年上半年我国银行危机整体状况处于低度风险的频率为69.36%，处于中度风险的频率为16.62%，处于高度风险的频率为14.02%。这说明银行危机总体上大多处于低度风险和中度风险状态，处于高度风险的状态很短。

我国银行在1994—1999年间、2002—2006年间风险较大，这和中国的金融体系结构是分不开的。中国金融体系的现状是：庞大但是效率低下的银行体系占统治地位；股票市场发展迅速，但是与银行部门相比，相对规模小、上市公司质量不高、融资渠道不通畅。1996年我国成功地抑制了高通货膨胀、1997—1998年亚洲金融危机后，经济大起大落造成四大国有银行不良贷款率急剧上升至1999年的41%。近几年来，由于政府干预及银行的努力，四大国有银行不良贷款每年下降2—3个百分点，从2000年的34%下降到2005年的8.6%，连续5年实现不良贷款余额和不良贷款占比“双下降”。从表面上看，我国银行金融风险正处于下降趋势中。但是，据有关专家估计，经过两年的宏观调控，在随后的2—3年，新增信贷仍将产生5%的不良率。据统计，近年来我国企业融资中银行贷款的比例高达80%以上，而通过债券融资和证券市场融资的比例合计则只有20%左右。以银行贷款为主的间接融资方式为绝对主导，这种单一的融资结构

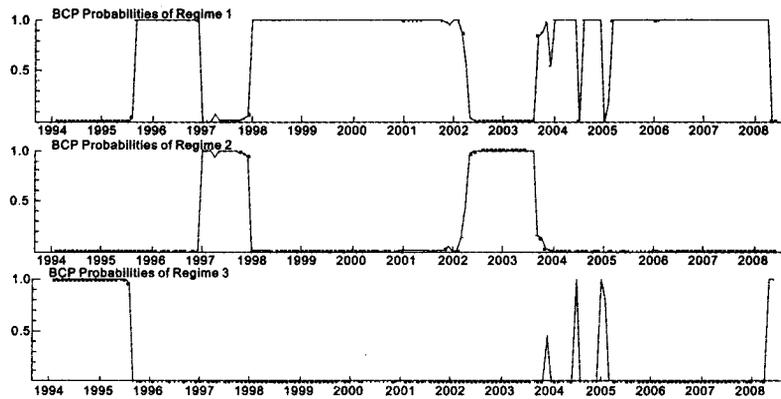


图3 银行危机预警模型平滑概率

表5 区制转移概率矩阵

$j \backslash i$	区制 1	区制 2	区制 3
区制 1	0.953	0.018	0.029
区制 2	0.076	0.924	0.000
区制 3	0.143	0.000	0.857

表6 状态阶段的汇总和状态的持续期

	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	120.0	0.6936	21.25
区制 2	28.8	0.1662	13.18
区制 3	24.2	0.1402	7.0

导致企业资本金不足，全社会投资杠杆率非常高，孕育着较大的金融风险。虽然近年来通过资本市场直接融资加速扩张，但比重仍相对很小，并且我国股市存在过度投机和严重泡沫化的倾向，缺乏价值发现和资源优化配置的功能，这又带来较大的金融风险。股市2001年开始进入长期的低迷，乃至整个资本市场都变得非常虚弱，直接融资相对于间接融资的比例从2001年的7.55%下降到2004年不到2%的水平，导致风险进一步向商业银行体系积累，由此银行风险在2002—2006年较大。

3. 资产泡沫危机预警模型。图4分别给出了资产泡沫危机预警模型在“低度风险”、“中度风险”和“高度风险”的区制转移概率。区制1的平滑概率表明我国资产泡沫危机在所研究的样本区间内低风险状态较短，绝大多数时间都处于区制2中度风险状态。区制3是模型在高风险区制状态时的风险预警情况，区制转移预警模型表明在1994年和1996年个别月份属于高风险状态，平滑概率清楚的发出高风险预警信号，分别为：1994年7月—1994年10月，1995年6月—1995年7月，1995年12月—1996年3月，2003年1月，2006年3月—2006年5月以及2007年3月—2007年10月。

从表7可以看出，三个区制稳定性都很高，其转移概率  $p_{11} = 0.897$ 、 $p_{22} = 0.778$  和  $p_{33} = 0.733$ 。表8表明从1994—2008年下半年我国资产泡沫危机整体状况处于低度风险的频率为70.14%，处于中度风险的频率为16.37%，处于高度风险的频率为13.49%。这进一步说明资产泡沫危机总体上大多处于低度风险状态，处于中度风险和高度风险的状态较短。

我国股票市场从设立至今，一直处于大起大落状态，投机性十分严重，股市的不成熟造成了我国股票市场绝大部分时期处于风险状态。1994年股市成立初期，市场不完善，暴涨暴跌现象极其严重。中国股市从1994年8月到2001年6月期间经历了一次空前的泡沫化历程，涨幅在6倍以上。2001年6月—2005年年底，中国股市持续低迷，经历了四年熊市。随着2005年股权分置改革的不断深入，启动了一轮两年的大牛市，上证综指2006年从年初1161.06点起步，到2007年10月的6124.04点，涨幅接近5倍，股价泡沫严重。

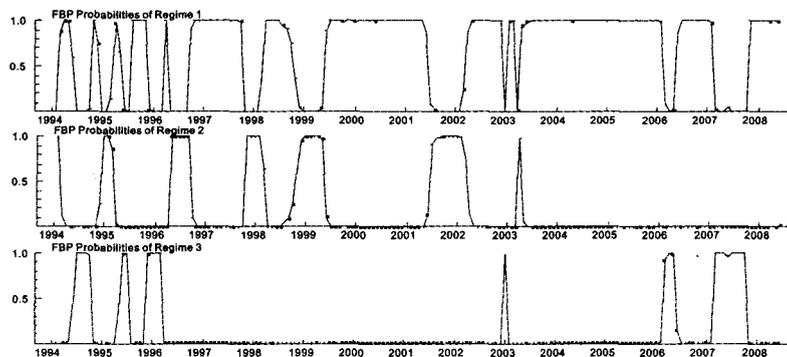


图4 资产泡沫危机预警模型平滑概率

表7 区制转移概率矩阵

$j \backslash i$	区制 1	区制 2	区制 3
区制 1	0.897	0.052	0.051
区制 2	0.222	0.778	0.000
区制 3	0.268	0.000	0.733

表8 状态阶段的汇总和状态的持续期

	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	119.2	0.7014	9.69
区制 2	31.1	0.1637	4.51
区制 3	22.8	0.1349	3.74

而我国的房地产市场在 1993—1994 年出现全国性的“房地产热”，个别地区出现了严重的房地产泡沫。1995—1997 年房地产市场处于调整期。1998 年，在国家住房制度改革、商业银行开办住房抵押贷款等业务的推动下，我国的房地产市场开始趋暖，房地产总体景气水平逐步上升。2003 年中国人民银行出台“121 号文件”开始调控房地产市场，但是由于房地产市场本身需求的旺盛，国家的宏观调控政策并没有带来房地产投资的过快下降。2003 年以来各项指标加速上升，房地产市场呈现全局过热态势，房价一直居高不下。

危机预警模型很好的刻画了股市和房地产市场的泡沫风险变化情况，1994—1996 年股市和房地产市场两个市场都严重过热，这共同导致了预警模型发出高风险的预警信号；2006 年以来股票市场过热导致预警模型发出高风险信号。

### (二) 金融风险状况预警

我们首先利用 ARIMA 模型对危机指数和预警指标体系在 2008 年下半年的各月值进行预测，然后利用前文基于区制转移模型建立的金融风险预警系统对我国 2008 年下半年货币危机、银行危机和资产泡沫危机的风险程度进行预测。

我们将预测好的序列值加上原有样本共同带入 MSI(3)-VAR(1) 模型，重新进行参数估计，得到金融预警模型在三个状态处的平滑概率估计值，进而可以得到模型在不同风险区制状态时的风险预警情况。结果表明：货币危机、银行危机和资产泡沫危机预警模型均发出低度风险预警信号。

## 五、结 论

文章得到了以下几点结论：第一，采用 Granger 因果关系检验方法选取的预警指标无论从统计学意义上和经济学意义上都效果良好，选定的预警指标能够较好的对三种危机做出预警。第二，MSI(3)-VAR(1) 模型较好的将货币危机、银行危机和资产泡沫危机区分为“低度风险”、“中度风险”和“高度风险”状态，并发出了预警信号。风险的划分以及预警信号的发出时机较

符合我国现实情况。第三,利用已经建立好的预警系统,对我国2008年下半年金融风险状况进行了预警,结果表明货币危机、银行危机和资产泡沫危机预警模型均发出低度风险预警信号。

但是应该指出的是,本文所选取的指标体系、模型的拟合等只能是针对本文已经选取的数据做出合理的判断和解释。文中某些指标数据处理会损失相关信息。例如,GDP指标没有月度数据,只能通过频率转换获得月度数据;某些指标季节性较强,做了相应的季节调整。这些处理数据的方法都会造成信息损失,降低模型预警精度。相信更加具体深入的研究将会细化我国金融风险的来源,所建立的预警系统将更加富有针对性。我们将在已有工作的基础上,完善预警模型,逐步建立起适合我国现实国情的、有效的金融风险预警系统。

#### [参考文献]

- [1] FRANKEL J A, ROSE A K. Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment [J]. *Journal of International Economics*, 1996, 41: 35 - 66.
- [2] SACHS J, TORNELL A, VELASCO A. Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995 [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996, 1: 147 - 215.
- [3] KAMINSKY G L, LIZONDO S, REINHART C M. Leading indicators of currency crises [R]. Washington: IMF Staff Paper, Vol. 45, No. 1, 1998.
- [4] 刘遵义. 下一个墨西哥在东亚吗? [C]. 华盛顿: 联合国世界经济1995年秋季会议, 1995.
- [5] KUMAR M, MOORTHY U, PERRAUDIN W. Predicting emerging market currency crashes [R]. Washington: IMF Working Paper 02/07, 2002.
- [6] NAG A, MITRA A. Neural networks and early warning indicators of currency crisis [R]. Reserve Bank of India Occasional Papers, 20 (2), 1999.
- [7] ABIAD A. Early warning systems for currency crises: a survey and a regime-switching approach [R]. Washington: IMF Working Paper 03/32, 2003.
- [8] BERG A, BORENSZTEIN E, PATTILLO C. Assessing early warning systems: how have they worked in practice? [R]. Washington: IMF Working Paper, WP/04/52, 2004.
- [9] 刘志强. 金融危机预警指标体系研究 [J]. *世界经济*, 1999 (4).
- [10] 刘志强. 国外预警金融危机的方法评介 [J]. *世界经济*, 2000 (7).
- [11] 唐旭. 论建立中国金融危机预警系统 [J]. *经济学动态*, 2002 (6).
- [12] 冯芸, 吴冲锋. 货币危机早期预警系统 [J]. *系统工程理论方法应用*, 2002 (1).
- [13] 张元萍, 孙刚. 金融危机预警系统的理论透析与实证分析 [J]. *国际金融研究*, 2003 (10).
- [14] 石柱鲜, 牟晓云. 关于中国外汇风险预警研究——利用三元Logit模型 [J]. *金融研究*, 2005 (7).
- [15] 陈守东, 杨莹, 马辉. 中国金融风险预警研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2006 (7).
- [16] KROLZIG H-M. Markov switching vector autoregressions: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis [M]. Berlin: Springer, 1997.
- [17] BELLONE B. Classical estimation of multivariate Markov-switching models using MSVARlib [R]. OECD: Working Paper, 2005.
- [18] HAMILTON J D. Analysis of time series subject to changes in regime [J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 45: 39 - 70.
- [19] HOLST U, LINDGREN G, HOLST J, et al. Recursive estimation in switching autoregressions with a Markov regime [J]. *Journal of Time Series Analysis*, 1994, 15 (5): 489 - 506.

[责任编辑: 赵东奎]