

# 我国货币危机风险的识别与预警<sup>\*</sup>

孟庆斌 侯德帅

**内容提要:**本文运用齐次和非齐次马氏域变方法,对我国1996年1月到2015年9月的货币危机风险进行研究,建立了风险识别模型和预警模型。首先将汇率波动和外汇储备变化结合起来,构造了货币危机风险指数;然后,利用齐次马氏域变模型,通过对货币危机风险指数波动过程中的不同特征在样本区间内识别出货币危机风险的高、中、低状态;在此基础上,利用非齐次马氏域变模型建立预警模型,对我国货币危机风险进行样本外预警。所构建的预警模型对未来6个月42.86%的高货币危机风险状态做出了准确的预警,相较于国外同类研究,这样的预警精度是比较令人满意的。

**关键词:**货币危机 预警 齐次马氏域变模型 非齐次马氏域变模型

## 一、引言

20世纪80年代以来世界范围内金融危机频繁发生,特别是到了90年代,以货币危机为主的金融危机频发,如1992—1993年的欧洲汇率机制崩溃、1994—1995年的拉美金融危机、1997—1998年的亚洲金融风暴、1998年的俄罗斯金融危机和2001—2002年的阿根廷货币危机等。这些危机不仅严重影响了本国经济发展,而且引起国际金融体系的动荡。与这些国家相比,我国无论在经济体量、质量,还是经济结构方面都存在较大优势。然而,当前我国所面临的国内外经济形势也很严峻:国际上,当前主要国家经济增长乏力,外需长期低迷,对推动我国经济增长三驾马车中重要的外贸造成了极大的挑战;在国内,推动我国经济自改革开放以来高速发展了三十多年的成本和劳动力优势逐渐下降,而经济转型无法一蹴而就。因此,对我国而言货币危机的威胁是现实存在的。尤其是2015年以来,我国先后经历了汇率和外汇储备的大幅下降之后,对货币危机的关注和研究就具有更加重要的理论和现实意义。

国际学术界对货币危机的关注由来已久,为了探寻货币危机的表现形式、产生原因和发生机理,自

20世纪70年代末,经济学家们花费了大量时间和精力,构建了一系列理论模型,包括Krugman(1979)、Flood & Garber(1984)的第一代货币危机模型,Obstfeld(1996)和Eichengreen et al(1996)的第二代模型,以及进入新千年后逐渐形成的第三代模型(Masson, 1999; Corsetti et al, 1999a, 1999b; Aghion et al, 2000, 2001)。伴随着理论模型的建立与发展,近十余年来有关货币危机的经验研究方兴未艾。无论是对单个国家的分析,还是对多个国家的研究,都旨在寻找到货币危机的领先指标,构建预警系统模型,以监测样本国是否面临危机。到目前为止,至少已形成三类比较经典的货币危机预警模型:由Kaminsky et al(1998)提出的信号法预警系统模型,由Frankel & Rose(1996)、Bussiere & Fratzscher(2002)最先应用的Probit和Logit预警系统以及由Sachs et al(1996)开创的横截面回归预警系统模型。这三类模型对其所研究的危机样本做出了较为科学的解释,因此应用较为广泛。

由于上述预警模型都不可避免地需要把连续变量转换为离散变量,从而导致了信息损失,因此预警效果并不很理想。根据Berg & Pattillo(1999)的实证研究,这些模型样本外预警的准确率均低于

<sup>\*</sup> 孟庆斌、侯德帅,中国人民大学商学院,邮政编码:100872,电子邮箱:meng\_q\_b@ruc.edu.cn,houdeshuai@126.com。本文受中国人民大学年度项目面上项目一般项目(15XNB015)的资助。感谢匿名审稿专家的意见与建议,文责自负。

30%。更为重要的是,由于上述经典方法使用过程中需要大量的危机样本,只能运用于发生过多次危机的国家或多个国家联合构成的总体。当用于某个特定国家,尤其是我国这类从未发生过货币危机的国家时,这些方法的适用性就受到了挑战。国内学者虽然也尝试运用这些方法对我国潜在的货币危机进行研究(刘莉亚、任若恩,2002;付江涛、王方华,2004;徐道宣、石璋铭,2007),从目前已有的成果来看,有关我国货币危机预警系统的研究,基本上都采用 KLR 信号法,但由于上述经典方法的使用不可避免的需要从我国货币危机风险较低的样本中主观定义危机样本,所得出结论的稳健性势必存在问题。

因此,寻找更加有效的理论工具构建新的货币危机预警模型,提高模型预测精度并扩大其适用范围,就成为货币危机预警领域的焦点和核心,在这样的背景下马氏域变(Markov Switching,缩写为 MS)模型的优越性便逐渐体现出来。Nikolsko-Rzhevskyy & Prodan(2012)建立带漂移的两状态下马氏域变随机游走模型,对名义汇率变动进行预测,效果不但好于以前大部分学者建立的较为复杂的宏观经济模型,也好于单纯的随机游走模型。Goutte & Zou(2012)也同样发现马氏域变模型可以较好地研究相关变量的动态过程,据此研究者和政策制定者可以更好地从中获得变量的演进路径及其未来的变化趋势。以上研究较为充分的证明了马氏域变模型预测的准确性,但并未拓展到货币危机的识别与预警研究。

由于马氏域变模型是非线性模型,在利用该模型对货币危机进行预警时可以直接使用连续的货币危机高风险状态概率,从而避免了把连续变量转换为离散变量时所造成的信息损失。在国际学术界,利用马氏域变模型构建货币危机预警系统模型的文献较多,比如, Jeanne & Masson(1998)和 Fratzscher(1999)对具有多重货币稳定点国家的货币危机风险状况如何在各稳定点之间转移问题的研究, Cerra & Saxena(2002)对1997年印尼货币危机的成因进行的研究, Martinez-Peria(2002)对20世纪90年代初欧洲货币体系所遭受的投机性攻击的研究,以及 Abiad(2003)对东南亚金融危机的研究等,均获得了比较令人满意的效果。然而,上述研究多为样本内预警,这样的研究结果虽然有助于评估预警模型的预警精度,却无法运用于实践当中。Bauwens et

al(2010)研究了 MS-GARCH 模型的理论性质和贝叶斯算法,朱钧钧等(2010)在 Bauwens et al(2010)研究的基础上,采用时变概率 MS-GARCH 模型的 Griddy-Gibbs 取样法,进行货币危机的样本内预警,对于发生过货币危机的东南亚国家取得了相对较好的模拟和预警,但由于其模型依赖于具有一定波动幅度的样本特征,限于人民币汇率波动有限的特征和特定阶段波动的非市场行为的影响,其模型对我国的适用性较低。Brunetti et al(2008)运用 MS-GARCH 模型研究了东南亚四国的货币动荡及引致原因,但是货币动荡不完全等同于货币危机,该模型可识别的货币危机只有一种情况,即存在大规模的外汇贬值,且不适用于盯住汇率制度下的货币动荡问题。并且 Brunetti et al(2008)所使用的货币动荡的代理变量为外汇贬值,所选模型的有效性主要针对样本国家,却并不适用于像我国这样拥有大量外汇储备的特定情况。

针对以上问题,本文首先选取适合我国国情的宏观经济变量,综合考虑汇率和外汇储备构造货币危机风险指数,并利用齐次马氏域变模型在上述研究的基础上对我国货币危机风险进行度量。结果发现,相较于线性模型,齐次马氏域变模型的拟合效果更好。利用该模型所识别出来的货币风险高、中、低状态较好的拟合了现实中的真实情形。在识别模型的基础上,本文还使用非齐次马氏域变模型对我国货币危机风险建立预警模型,对我国货币危机风险状况进行6个月的样本外预测。从预警效果来看,虽然预警模型面临着数据样本少,以及与预警样本相比训练样本中危机样本比例低的问题,但所构建的预警模型对危机样本的预警准确率仍达到42.86%,高于不少国外货币危机预警经典文献的样本外预警精度。同时,预警模型对无风险样本所做的预警准确率达到65.71%,"错杀"比率也很低。这说明,本文所构建的预警模型是比较有效的。

本文的贡献体现在理论和实践两个层面:理论上,在前人(Brunetti et al,2008;Bauwens et al,2010;朱钧钧等,2010;Nikolsko-Rzhevskyy,2012;Goutte,2012;等)的基础上,利用非齐次马氏域变模型构建了适用于我国国情的货币危机风险预警模型,取得了不错的预警效果,对货币危机预警方面的相关文献做出了有益的补充。实践上,本文的模型相较于经典预警

模型,能够对未来可能出现的货币危机风险状况进行更为准确的事先预警。这使我们能够利用本文模型的预警结果,提前半年感知风险,并制定风险预案,做好防范准备,最大程度的减小甚至化解货币危机。

## 二、货币危机风险的刻画与计量模型

### (一) 货币危机风险的刻画

根据国际学术界比较通用的定义,如果某国货币受到剧烈冲击而导致大规模贬值,或该国外汇储备大幅度减少,或二者同时发生,则称该国发生了货币危机(Kaminsky et al,1998)。我国虽然并未发生过真正意义上的货币危机,但不同时期发生货币危机的概率大不相同。如东南亚金融危机期间的货币贬值和外汇减少使我国处于货币危机的边缘,险些发生真正意义上的货币危机。由此,本文把发生货币危机的概率称为货币危机风险,并把能反映我国货币危机风险程度的指标定义为货币危机风险指数。

国外相关文献对货币危机风险的定义采用了不同的方式,如 Martinez-Peria(2002)和 Abiad(2003)在一些外汇储备较少,汇率可以自由波动且波动比较剧烈的国家选取汇率变化率作为货币危机风险指数。但我国汇率制度改革时间过短,改革之前的很长时间内一直实行严格的盯住汇率制度,虽然这说明我国货币危机的风险较小,但仅把汇率的变化作为衡量货币危机程度的唯一指标显然无法对我国货币所遭受冲击做出及时和敏锐的反映。同时,注意到在某些时段(如1997年亚洲金融危机),虽然人民币名义汇率并未出现波动,但考虑了贸易因素的实际有效汇率却大幅贬值,外汇储备增幅显著减少,甚至多次出现个别月份下降的情况。因此,本文借鉴 Kaminsky et al(1998)的方法,考虑外汇储备变化,用实际有效汇率波动和外汇储备变化率构建反映我国货币危机风险的综合指数——货币危机风险指数,通过考察实际有效汇率波动和外汇储备两方面的变化来确定货币危机风险程度。

定义  $t$  时刻货币危机风险指数  $emp_t$  为:

$$emp_t = -(\alpha_0 \Delta e_t + \alpha_1 \Delta re_t) \quad (1)$$

其中,  $e_t$  和  $re_t$  分别表示  $t$  时刻的实际有效汇率和外汇储备,其数据分别来源于国际清算银行和中国人民银行官方网站。数据起始点分别为1996年1月和2015年9月,之所以从1996年开始,是因为

我国赤字等宏观经济数据在1996年前缺失较多。 $\Delta e_t$  和  $\Delta re_t$  分别为实际有效汇率和外汇储备的百分比变动率。为了对原序列进行标准化,二者权重  $\alpha_0$  和  $\alpha_1$  分别取各自标准差的倒数,即  $\alpha_0 = 1/\sigma_{\Delta e}$ 、 $\alpha_1 = 1/\sigma_{\Delta re}$ 。为了更好地凸显危机阶段,本文对上述加权变动率取相反数,即货币风险较高时指数数值较大。根据以上定义得到的我国货币危机风险指数如图1所示,对货币危机风险指数进行HP滤波,如图2所示。

从图2可以更加清楚地看出我国货币危机风险指数的变化趋势:从1996年开始,货币危机风险指数不断上升,直到1999年达到顶峰;之后,从2000年底开始持续走低,特别是从2003年到2011年,货币危机风险很小且波动平稳;2012年后,货币危机风险指数开始逐渐上升,到2015年已接近东南亚金融危机后几年的水平。

同时,通过对我国货币危机风险指数的统计特征(见表1)进行分析可以看出,货币危机风险指数序列中存在着较为严重的序列相关性(即  $Q(10) = 106.36$ ),而且该序列在样本期内波动极大(见图1)。这说明货币危机风险指数序列可能存在着显著的结构性变化或结构性断点,因此有必要利用马氏域变模型建立我国货币危机风险识别和预警模型。

### (二) 马氏域变模型的基本框架

为了对我国货币危机风险状态进行识别并最终建立我国货币危机预警模型,本文首先对上文定义的货币危机风险指数建立如下马氏域变模型:

$$\varphi(L)(emp_t - \mu_{emp,t}) = e_t, e_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$\mu_{emp,t} = \mu_0 S_{0t} + \mu_1 S_{1t}, \mu_0 < \mu_1$$

$$\text{若 } S_t = 1, \text{ 则 } S_{kt} = 1, \text{ 否则 } S_{kt} = 0, k = 0, 1$$

其中,  $L$  为滞后因子,  $\varphi(L)$  为滞后因子多项式,  $\mu_{emp,t}$  为  $t$  时刻货币危机风险指数的均值。  $S_t$  表示  $t$  时刻货币危机风险的状态。假设货币危机低风险、高风险状态(分别用0,1表示)间的转换概率为:

$$\begin{aligned} P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) &= p_{00}(z_t), \\ P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) &= p_{01}(z_t), \\ P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) &= p_{10}(z_t), \\ P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) &= p_{11}(z_t) \end{aligned} \quad (3)$$

其中,  $z_t$  为影响状态转移的外部经济变量组成的列向量,  $p_{00}(z_t) + p_{01}(z_t) = p_{10}(z_t) + p_{11}(z_t) = 1$ , 由此得到序列  $S_t$  的状态转移矩阵为:

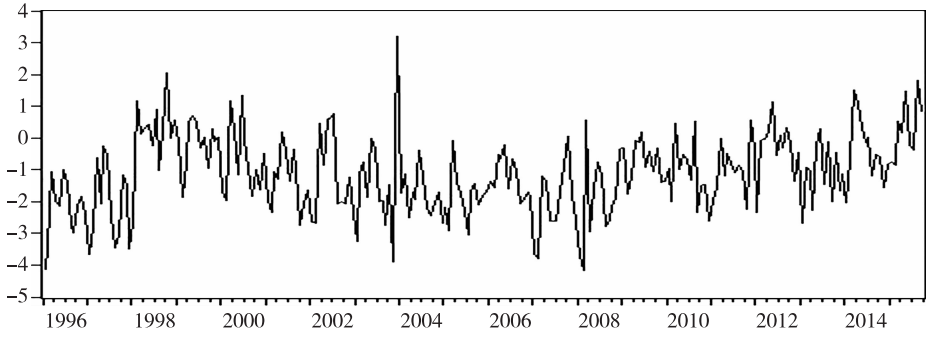


图1 货币危机风险指数(1996年1月—2015年9月)

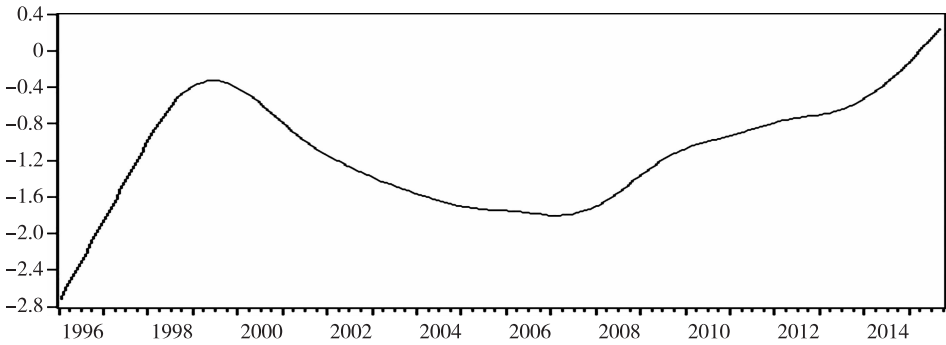


图2 货币危机风险指数 HP 滤波趋势(1996年1月—2015年9月)

表1 货币危机风险指数基本统计特征(1996年1月—2015年9月)

均值	中位数	标准差	偏度	峰度	JB	Q(10)	ADF
-1.1276	-1.1500	1.2452	0.1219	3.0391	0.6023(0.73)	106.36(0.00)	-7.3006(0.00)

注:①JB为检验样本是否服从正态分布 Jarque-Bera 统计量;②Q(10)为检验时间序列中是否存在序列相关的 Ljung-Box 统计量;③ADF为检验各序列中是否存在单位根的 Augmented Dickey-Fuller 统计量,括号内数据为 p 值。

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

观察(2)式和(3)式可以发现,时刻货币危机风险处于什么状态仅由  $t-1, t-2, t-1$  和  $t-4$  时刻货币危机风险所处状态决定,而与之之前的状态无关,即:

$$E_t(S_t | S_{t-1}, S_{t-2}, \dots, S_{t-i}) = E_t(S_t | S_{t-1}, \dots, S_{t-4}) \quad (5)$$

定义新的状态变量  $S_t^*$ , 使得:

$$\begin{aligned} S_t^* = 1 & \text{ 若 } S_t = 0, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 0; \\ S_t^* = 2 & \text{ 若 } S_t = 1, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 0; \\ S_t^* = 3 & \text{ 若 } S_t = 0, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 1; \\ S_t^* = 4 & \text{ 若 } S_t = 1, S_{t-1} = 0, S_{t-2} = 0, S_{t-3} = 0, S_{t-4} = 1; \\ & \dots\dots \\ S_t^* = 32 & \text{ 若 } S_t = 1, S_{t-1} = 1, S_{t-2} = 1, S_{t-3} = 1, S_{t-4} = 1 \end{aligned} \quad (6)$$

显然,  $S_t^*$  的取值仅与  $S_{t-1}^*$  有关,而与  $t-1$  时刻之前的状态无关,即:

$$E_t(S_t^* | S_{t-1}^*, S_{t-2}^*, \dots, S_{t-i}^*) = E_t(S_t^* | S_{t-1}^*) \quad (7)$$

这说明序列  $\{S_t^*, t \geq 1\}$  具有马氏性,因此我们分别利用齐次和非齐次<sup>①</sup>马氏域变模型对我国货币危机风险指数建立识别和预警模型。用  $\alpha$  表示待估参数组成的集合,则可定义:

$$\xi_t = \begin{cases} (1, 0, \dots, 0)', & \text{当 } S_t^* = 1 \text{ 时} \\ (0, 1, \dots, 0)', & \text{当 } S_t^* = 2 \text{ 时} \\ \dots\dots \\ (0, 0, \dots, 1)', & \text{当 } S_t^* = 32 \text{ 时} \end{cases}, \quad \eta_t = \begin{cases} f(B_t | S_t^* = 1, I_{t-1}; \alpha) \\ f(B_t | S_t^* = 2, I_{t-1}; \alpha) \\ \dots\dots \\ f(B_t | S_t^* = 32, I_{t-1}; \alpha) \end{cases} \quad (8)$$

其次,用 $\xi_{i,t}(t \geq s)$ 表示基于 $s$ 时刻所获得的信息和总体参数对 $S_t^*$ 所形成的推断,其中第 $j$ 个元素为 $P(S_t^* = j | I_s; \alpha)$ ,则关于 $t$ 时刻的最优推断和预测可通过(9)式和(10)式的迭代求得:

$$\xi_{i,t} = \frac{\xi_{i,t-1} \odot \eta_i}{1'(\xi_{i,t-1} \odot \eta_i)} \quad (9)$$

$$\xi_{i,t+1} = P \cdot \xi_{i,t} \quad (10)$$

其中, $\odot$ 表示两个向量间对应元素相乘的计算, $1'$ 为全1的32维行向量<sup>②</sup>。

最后,定义整体样本的对数似然函数为:

$$L(\alpha) = \sum_{i=1}^T \log f(emp_i | I_{t-1}; \alpha) \quad (11)$$

其中:

$$\begin{aligned} f(emp_i | I_{t-1}; \alpha) &= \sum_{i=1}^{32} f(emp_i, S_t^* = i | I_{t-1}; \alpha) \\ &= \sum_{i=1}^{32} f(emp_i | S_t^* = i, I_{t-1}; \alpha) \cdot P(S_t^* = i | I_{t-1}; \alpha) \\ &= 1'(\xi_{i,t-1} \odot \eta_i) \end{aligned} \quad (12)$$

### 三、货币危机风险识别模型

下面利用齐次马氏域变模型对1996年1月到2015年9月的货币危机风险指数进行分析,识别出在此期间的各时点的货币危机风险程度。考虑到货币危机风险指数的变化既体现在风险水平的高低,又体现在指数的波动性,因此本文所建立的马氏域变模型为MSMH模型。如前所述,其中的MS为马氏域变模型的缩写,M表示均值,H为波动率。参数估计结果见表2,货币危机风险指数各时点处于高货币危机风险状态的概率见图3。

从表2可以看出,残差序列及其平方序列的Ljung-Box Q统计量验证了不包含序列相关性的假设,这说明模型的设定是合理的。货币危机风险指数高、中、低三个状态的均值分别为0.2463、-0.9756和-2.0378,差距非常明显,说明利用齐次马氏域变模型所建立的货币危机风险预警模型是比较合理的。此外,本文根据马氏域变模型和经典线性模型的对数似然值构造似然比统计量,对考虑了状态转移前后的模型拟合效果进行检验,得到 $LR=20.76$ ,在1%的显著性水平下拒绝了考虑状态转移后模型效果无显著提高的原假设。可见,引入状态转移后,模型的拟合效果显著提高。这进一步说明本模型的构建是合理的。

从表2还可以看出,低风险状态持续性最强,相

邻时间点保持状态不变的概率达到了89.61%,平均持续期达到9.62个月( $1/(1-p_{11})$ )以上;中度货币危机风险状态次之,持续概率为85.54%,平均持续期为6.92个月( $1/(1-p_{22})$ );高货币危机风险状态持续性最差,持续概率和平均持续期分别为82.71%和5.78个月( $1/(1-p_{33})$ )。由此可知,在过去的近20年中,我国货币危机风险较低,这与在此期间我国货币持续升值和外汇大量流入的实际情况是吻合的,说明本文所建立的货币危机风险识别模型结果是比较可靠的。

从图3可知,货币危机风险在1996年和1997年以及2001年9月到2008年的绝大部分时间内都处于低风险状态,2000年9月到2001年9月以及2009年到2013年大部分时间处于中度风险状态,处于这两个状态的时间也占据了样本期间的大部分。货币危机风险的高状态主要集中在两个阶段。第一阶段为1997年12月到2000年9月期间的大部分。其原因主要是我国虽然并未卷入1997年爆发的东南亚金融危机,但仍然受到了较大影响。我国政府为维持人民币汇率稳定而大量动用外汇储备,使1997年底到2002年我国外汇储备增长十分缓慢,甚至在一些月份出现负增长。因此,虽然在该阶段我国汇率保持了稳定,但由于外汇储备增长率过低,使货币危机风险上升到高风险状态。另外,值得注意的是,虽然东南亚金融危机早在1997年7月爆发,但我国货币危机风险在1997年底才逐渐显现出来,其原因主要在于:第一,货币危机的传导过程存在时滞,即使是发生货币危机的国家,在时间上也不是同步的,其货币危机的发生存在先后;第二,我国受货币危机的冲击主要由香港特别行政区导入,而香港所受到的货币冲击最早出现在1997年10月,之后冲击强度不断加大,国内货币危机风险的增大基本与此同步。第二阶段是2012年之后。从2012年开始,我国货币危机风险程度又开始上升,尤其是进入2014年后情况更加严重。其突出表现是,自2014年开始的人民币对美元汇率的持续小幅贬值,以及从2014年下半年开始出现的外汇储备缩水,且以后者为主。这些情况的出现既有我国内部原因又有外部因素:在国内,随着过去30多年我国经济的持续高速发展,人民收入水平得到了极大提高,过去推动我国经济高速增长的劳动力优势逐渐

消失,由于新的经济增长动力短期内无法形成,使我国在经济增长方式上出现换挡期,资本有流出的动因;国际上,从2014年开始,美国的加息预期开始出

现并持续发酵,使我国与美国之间风险调整后利差缩小的可能性逐渐提高,也加大了我国资本的外流压力。

表2 货币危机风险指数序列参数估计结果

样本	AR(4)	MSMH-AR(4)		
	全部	低风险状态	中度风险状态	高风险状态
均值	-1.0721*** (-6.32)	-2.0378*** (-7.08)	-0.9756*** (-5.47)	0.2463* (1.77)
AR(1)	0.3495*** (4.37)	-0.1007 (-1.13)		
AR(2)	0.2898** (2.03)	-0.1344** (-2.04)		
AR(3)	0.1300 (1.36)	-0.1014 (-1.59)		
AR(4)	0.0495 (0.75)	-0.1396** (-2.22)		
标准差	1.1263	0.8896	0.7390	0.8179
R <sup>2</sup>	0.17	0.26	LR	20.76***
Log	-355.84	-345.46		
AIC	3.10	3.10		
Q(10)	2.0081	2.0051		
Q <sup>2</sup> (10)	5.9746	6.4066		
状态转移概率		低风险状态	中度风险状态	高风险状态
低风险状态		0.8961	0.0561	0.0478
中度风险状态		0.0764	0.8554	0.0681
高风险状态		0.0409	0.1319	0.8271

注:①\*\*\*表示在1%的水平下显著,\*\*表示在5%的水平下显著,\*表示在10%的水平下显著;②R<sup>2</sup>为回归模型可决系数;③参数估计结果下面括号中数值为其T-统计量;④Q(10)和Q<sup>2</sup>(10)为检验时间序列及其平方序列中是否存在序列相关的Ljung-Box统计量,下面括号中数值为其p值;⑤Log为模型极大似然值,而LR统计量为对两模型拟合优度进行比较的统计量,LR=-2·(logL\*-logL),其中logL\*是经典线性模型的最大似然值,而logL是马氏域变向量自回归模型最大似然值。(下文中相同符号与此相同)

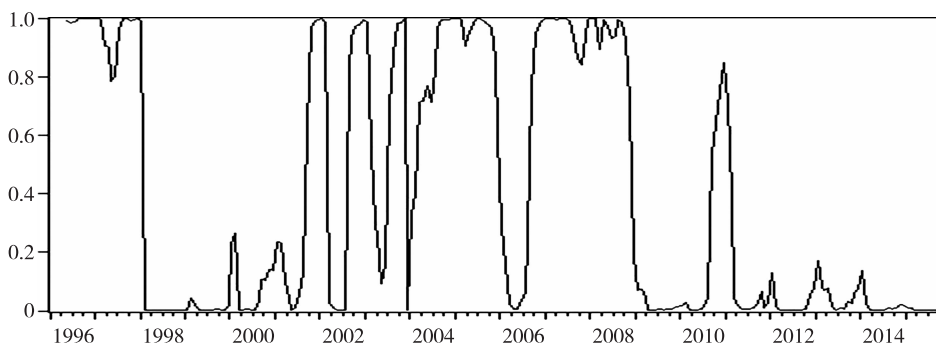


图3a 低货币危机风险状态概率(1996年1月-2015年9月)

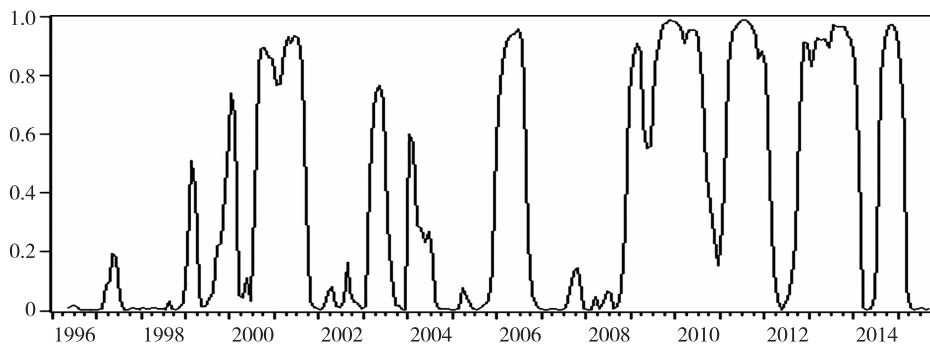


图 3b 中度货币危机风险状态概率(1996年1月—2015年9月)

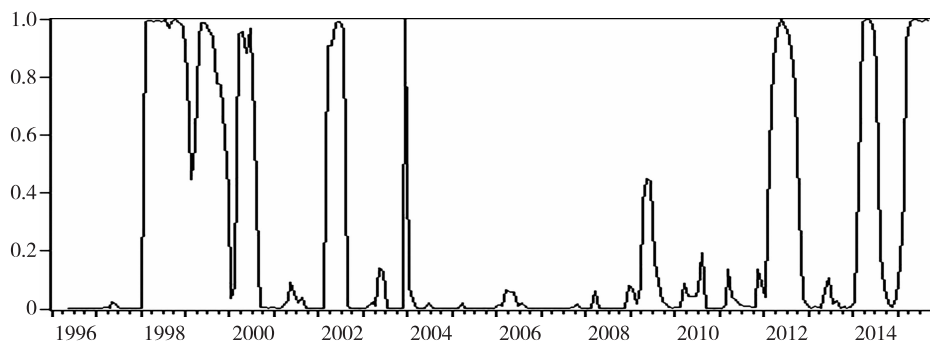


图 3c 高货币危机风险状态概率(1996年1月—2015年9月)

#### 四、货币危机风险预警系统

为了构建我国货币危机的风险预警模型,本文以2010年10月为界,将所使用的研究样本分为训练集和测试集两部分。在此基础上,通过两步构建货币危机风险预警模型:

首先,选择预警指标,形成正确的预警指标体系。在选取指标时主要遵循三个原则:一是密切相关性,二是全面综合性,三是数据可得性。经过综合考虑并参考国外相关领域的研究成果后(Abiad, 2003; Frankel & Rose, 1996; Bussiere & Fratzscher, 2002),选择4类7个指标:反映实体经济增长状况的指标,包括工业增加值增长率<sup>③</sup>(dY)、出口增长率

(dEX)、进口增长率(dIM);反映宏观经济稳定和货币政策的指标,包括通货膨胀率<sup>④</sup>(INF)、广义货币变化率(dM2);开放经济下反映外部冲击影响的指标,主要是名义有效汇率变动率<sup>⑤</sup>(dRE);反映财政收支的指标,主要是赤字占比<sup>⑥</sup>(Def)。上述指标中,除广义货币和名义有效汇率外,其他序列都在原序列的基础上经过X-11季节调整,且除通货膨胀率外,增长率或变化率都是通过对对数处理后的序列进行差分进行计算的。鉴于月度数据时间序列较短,且过去出现货币危机风险的样本较少,因此,把预警时间窗取为6个月,预警指标的时间区间为1995年7月到2015年9月。数据均来源于中经网统计数据库。这些序列的统计特征如表3所示。

表3 宏观经济变量基本统计特征(1995年7月—2015年9月)

	均值	标准差	偏度	峰度	JB	Q(10)	ADF
工业增加值增长率	0.0105	0.0356	0.8895	20.1014	2993(0.00)	79(0.00)	-15.86***
出口增长率	0.0110	0.0723	-1.3029	10.0620	573(0.00)	57(0.00)	-16.21***
进口增长率	0.0103	0.0882	0.3435	6.3835	120(0.00)	62(0.00)	-26.09***
通货膨胀率	0.0018	0.0038	0.3436	4.7114	34(0.00)	104(0.00)	-4.80***
广义货币变化率	0.0132	0.0154	-1.1145	24.5597	4756(0.00)	58(0.00)	-9.77**
名义有效汇率变化率	0.0023	0.0146	-0.0699	3.1800	0.52(0.76)	26(0.00)	-11.42***
赤字占比	-0.0407	0.0642	-0.2589	4.3467	21.(0.00)	113(0.00)	-6.23***

表4 货币危机风险指数序列参数估计结果(1996年1月—2010年9月)

	低风险状态	中度风险状态	高风险状态
均值	-2.1532** (-2.11)	-0.7670*** (-6.84)	0.3840* (1.89)
AR(1)	0.2214*** (2.51)		
AR(2)	-0.2324 (-1.01)		
AR(3)	0.1916** (2.10)		
AR(4)	0.1607 (0.31)		
标准差	0.8522	0.7914	1.0791
$R^2$	0.33	$R^2$ (齐次模型)	0.28
Log	-241.41	Log(齐次模型)	-258.39
AIC	3.15	AIC(齐次模型)	3.17
Q(10)	1.0001	Q(10)(齐次模型)	4.9550
Q <sup>2</sup> (10)	3.3143	Q <sup>2</sup> (10)(齐次模型)	2.9902

表5 预警指标回归参数(1996年1月—2010年9月)

	低风险状态	中度风险状态	高风险状态
低风险状态	C	1.1012(0.79)	1.5555*** (2.75)
	dY	3.1442** (2.17)	1.1782(0.41)
	dEX	6.0125* (1.70)	0.9994(1.21)
	dIM	3.2117(1.41)	2.0545** (2.17)
	INF	3.6974(1.06)	3.1913(1.12)
	dM2	1.1891* (1.68)	-0.7442*** (-2.54)
	dRE	-0.8677** (-2.01)	1.1113(1.01)
	Def	-2.1119*** (-3.12)	0.1436* (1.89)
中度风险状态	C	3.6119** (2.00)	1.1218(1.31)
	dY	-8.8173(-1.25)	3.4104** (2.14)
	dEX	-2.1086*** (-2.56)	1.8153(1.48)
	dIM	1.1175(0.44)	5.9702*** (2.77)
	INF	1.0147(1.31)	0.5752(0.25)
	dM2	2.9576** (1.97)	1.7272(0.78)
	dRE	3.8123(1.24)	2.1024(1.24)
	Def	-1.1461(-0.78)	0.6013(0.54)
高风险状态	C	3.2922*** (3.14)	-1.9115(-0.14)
	dY	1.6417(1.45)	-2.3476** (-2.21)
	dEX	1.7149(1.27)	1.1939(1.21)
	dIM	3.1325** (2.24)	0.6917(0.83)
	INF	3.1254*** (3.73)	2.0320* (1.81)
	dM2	0.7185** (2.34)	1.9919(1.51)
	dRE	3.7992(0.22)	-1.6155(-1.17)
	Def	0.5146*** (3.12)	-1.1465* (-1.71)



在此基础上,利用三状态非齐次马氏域变模型对训练集(1996年1月至2010年9月)样本进行拟合,测算这些变量对三个状态之间转移概率的影响。假设状态转移函数为 Logistic 函数,即:

$$\begin{cases}
 p_{11}(Z_t) = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1, Z_{t-1}, C_{11}, C_{12}) \\
 = \frac{\exp(c_{11} + C_{11} \cdot Z_{t-1})}{1 + \exp(c_{11} + C_{11} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{12} + C_{12} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{12}(Z_t) = P(S_t = 2 | S_{t-1} = 1, Z_{t-1}, C_{11}, C_{12}) \\
 = \frac{\exp(c_{12} + C_{12} \cdot Z_{t-1})}{1 + \exp(c_{11} + C_{11} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{12} + C_{12} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{13}(Z_t) = P(S_t = 3 | S_{t-1} = 1, Z_{t-1}, C_{11}, C_{12}, C_{22}) \\
 = \frac{1}{1 + \exp(c_{11} + C_{11} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{12} + C_{12} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{21}(Z_t) = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 2, Z_{t-1}, C_{22}, C_{23}) \\
 = \frac{1}{1 + \exp(c_{22} + C_{22} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{23} + C_{23} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{22}(Z_t) = P(S_t = 2 | S_{t-1} = 2, Z_{t-1}, C_{22}, C_{23}) \\
 = \frac{\exp(c_{22} + C_{22} \cdot Z_{t-1})}{1 + \exp(c_{22} + C_{22} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{23} + C_{23} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{23}(Z_t) = P(S_t = 3 | S_{t-1} = 2, Z_{t-1}, C_{22}, C_{23}) \\
 = \frac{\exp(c_{23} + C_{23} \cdot Z_{t-1})}{1 + \exp(c_{22} + C_{22} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{23} + C_{23} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{31}(Z_t) = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 3, Z_{t-1}, C_{31}, C_{33}) \\
 = \frac{\exp(c_{31} + C_{31} \cdot Z_{t-1})}{1 + \exp(c_{31} + C_{31} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{33} + C_{33} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{32}(Z_t) = P(S_t = 2 | S_{t-1} = 3, Z_{t-1}, C_{31}, C_{33}) \\
 = \frac{1}{1 + \exp(c_{31} + C_{31} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{33} + C_{33} \cdot Z_{t-1})} \\
 p_{33}(Z_t) = P(S_t = 3 | S_{t-1} = 3, Z_{t-1}, C_{31}, C_{33}) \\
 = \frac{\exp(c_{33} + C_{33} \cdot Z_{t-1})}{1 + \exp(c_{31} + C_{31} \cdot Z_{t-1}) + \exp(c_{33} + C_{33} \cdot Z_{t-1})}
 \end{cases} \quad (13)$$

其中,  $C'_{ij}$  ( $i, j = 1, 2, 3$ ) 为系数行向量,  $Z_t$  表示由预警指数构成的向量。利用非齐次马氏域变模型进行回归,参数估计结果见表4,预警指标回归参数见表5。从表4可知,货币危机风险指数的高、中、低三状态均值差距明显,说明利用非齐次马氏域变模型所建立的模型是合理的。同时,模型极大似然值为-258.39,与齐次马氏域变模型之间的 LR 统计量为33.96。在1%的水平下拒绝了考虑预警指标对状态转移概率的影响后模型的拟合效果无显著提高的原假设。

最后,利用表5中所得的预警指标对状态转移

概率的影响,在测试集(2010年10月到2015年9月)中进行预警,预警时间窗口设定为6个月。具体分为三个步骤:

第一步,利用齐次马氏域变模型对预警时间点6个月前的货币危机风险状况进行识别。例如,为了对2015年1月的货币危机风险状况进行预警,首先对1996年1月到2014年7月的货币危机风险指数建立齐次马氏域变模型,测算每个时间点上的风险概率。

第二步,利用表5中的预警指标计算上一步所预警时间点与识别时段之间每一点的状态转移概率。如,仍以上一步中举例为例,所需计算状态转移概率的时段为2014年7月到2014年12月。

第三步,结合第一步所使用的识别区间末端与第二步所得的状态转移概率进行样本外一步预测,即

$$\begin{cases}
 p_{t+1,1} = p_{t,1} \cdot p_{11}(z_t) + p_{t,2} \cdot p_{21}(z_t) \\
 \quad + p_{t,3} \cdot p_{31}(z_t) \\
 p_{t+1,2} = p_{t,2} \cdot p_{12}(z_t) + p_{t,2} \cdot p_{22}(z_t) \\
 \quad + p_{t,3} \cdot p_{32}(z_t) \\
 p_{t+1,3} = p_{t,1} \cdot p_{13}(z_t) + p_{t,2} \cdot p_{23}(z_t) \\
 \quad + p_{t,3} \cdot p_{33}(z_t)
 \end{cases} \quad (14)$$

然后利用该概率数据通过相同的方法继续向后预测得到  $p_{t+2,1}$ 、 $p_{t+2,2}$ 、 $p_{t+2,3}$ , ..., 直到  $p_{t+6,1}$ 、 $p_{t+6,2}$ 、 $p_{t+6,3}$ 。对每一个时间点循环使用这三步,即可获得测试集中每个时间点上处于高、中、低货币危机风险状态的6月期样本外预测概率。由于测试集中前5个月距离训练集之间的期数小于6个月,因此实际所使用的样本外预警时间段为2011年2月到2015年9月,共56个月。

国际学术界的一般做法(Frankel & Rose, 1996; Bussiere & Fratzscher, 2002)是选取50%作为截断率。用示性变量  $Crisis_t$  表示在  $t$  年是否出现货币危机倾向,并据此做出如下定义:若某月货币危机风险水平处于高状态的概率( $p_{t,3}$ )超过50%,则视为“有货币危机倾向”,记为1;否则视为“无货币危机倾向”,记为0。即:

$$Crisis_t = \begin{cases} 1, & \text{若 } p_{t,3} > 50\% \\ 0, & \text{否则} \end{cases} \quad (15)$$

将上文利用齐次马氏域变模型所测算出来的2011年2月到2015年9月出现货币危机倾向的样本与样本外预测的结果进行对比,结果见表6。从表6可知,在总共21次危机样本中,本文所构建的预警模型对其中的9次做出了成功预测,正确率为42.86%。这虽然并不是一个很高的比例,但与国外学者样本外预测的结果<sup>⑦</sup>相比,这样的结果已经可以接受。如果考虑到本文的数据样本远远少于以上所提到的国外文献,且本文所使用的训练样本中有货币危机倾向的样本比例相对较低(22%),而预警样本中风险样本比例较高(37.5%),本文所构建的预警模型效果已经非常不错。此外,本文对无风险样本所做的预警准确率也达到65.71%,说明本文预警模型的“错杀”比率也是比较低的。从以上两方面来看,本文所构建的预警模型是有效的。

表6 财政风险预警结果

	发出信号	不发出信号
有风险	9	12
无风险	12	23

## 五、结 论

本文运用齐次马氏域变方法和非齐次马氏域变方法对我国1996年1月到2015年9月的货币危机风险情况进行研究,建立了风险识别模型和预警模型。首先将汇率波动和外汇储备变化结合起来,建立货币危机风险指数;然后,利用齐次马氏域变模型对货币危机风险指数波动过程中的不同特征在样本区间内识别出货币危机风险的高、中、低状态;在此基础上,利用非齐次马氏域变模型建立预警模型,对我国货币危机风险进行了样本外预警。

本文所构建的货币危机风险识别模型,相较于线性模型,齐次马氏域变模型对货币危机风险指数的拟合更好。从该模型的识别结果中可知:1996年和1997年以及2001年9月到2008年的绝大部分时间内都处于低风险状态;2000年9月到2001年9月以及2009年到2013年大部分时间处于中度风险状态;1997年底到2000年第三季度货币危机风险较高。这样的结果较好的拟合了现实中的真实情形,为政策层更好的认识当前的货币危机风险状况

提供了依据。

在货币危机风险识别的基础上,本文选取预警指标构建了我国货币危机风险预警模型。首先将1996年1月到2010年9月的数据作为训练样本,得到预警模型参数,然后把2010年10月到2015年9月之间这5年的数据作为预警样本,对所构建的预警模型有效性进行评估。从预警效果来看,虽然本文所构建的预警模型面临着数据样本少,以及与预警样本相比训练样本中危机样本比例低的问题,但对危机样本的预警准确率仍达到42.86%,高于不少国外货币危机预警经典文献的样本外预警精度。同时,该预警模型对无风险样本所做的预警准确率达到65.71%，“错杀”比率也较低。从以上两方面来看,本文所构建的预警模型是比较有效的。

### 注:

①所谓的齐次马氏域变模型是指状态转移概率不受其他经济变量影响( $p_{00}(z_t)$ 、 $p_{01}(z_t)$ 、 $p_{10}(z_t)$ 和 $p_{11}(z_t)$ 不随 $z_t$ 的变化而变化)的模型;非齐次马氏域变模型指状态转移概率受其他经济变量影响的模型。

②(9)式和(10)式的推导过程见Hamilton(1994)。

③由于我国GDP数据没有月度数据,因此本文用工业增加值代替GDP。

④用环比CPI来度量通货膨胀程度。

⑤Krugman(1979)建立第一代货币危机理论时提出,不可持续的财政政策导致外汇储备不断流失。

⑥赤字占GDP的比率,计算方法为 $\frac{(\text{财政收入}-\text{财政支出})}{\text{GDP}}$ ,

其中GDP仍用工业增加值代替。

⑦Kaminsky et al(1998)的样本外预警准确性仅为4%;Frankel & Rose(1996)的样本外预警准确性仅为8%;Bussiere & Fratzscher(2002)的样本外预警准确性也仅为20%。

### 参考文献:

李志辉 聂召 郑亚楠,2012:《新兴市场国家货币危机的形成、演变和预警——基于二元分类模型的实证研究》,《金融研究》第12期。

刘莉亚 任若恩,2002:《货币危机“信号”预警系统的构建》,《经济科学》第5期。

付江涛 王方华,2004:《货币危机预警指标体系的构建与实证分析》,《世界经济研究》第12期。

徐道宣 石璋铭,2007:《一种改进的KLR信号分析法应用研究》,《数量经济技术经济研究》第11期。

朱钧钧等,2010:《基于状态转换的货币危机预警模型——

- 时变概率马尔可夫转换模型的 Griddy-Gibbs 取样法和应用》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- Abiad, A. (2003), "Early warning system: A survey and a regime-switching approach", IMF Working Paper, WP/03/32.
- Aghion, P., P. Bacchetta & A. Banerjee (2000), "A simple model of monetary policy and currency crises", *European Economic Review* 44(4-6):728-738.
- Aghion, P., P. Bacchetta & A. Banerjee (2001), "Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints", *European Economic Review* 45(7):1121-1150.
- Bauwens, L., A. Preminger & J. Rombouts (2010), "Theory and inference for a Markov switching GARCH model", *Econometrics Journal* 13(2):218-244.
- Berg, A. & C. Pattillo (1999), "Are currency crises predictable? A test", IMF Staff Papers 46(2):107-138.
- Brunetti, C. et al (2008), "Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia", *Emerging Markets Review* 9(2):104-128.
- Bussiere, M. & M. Fratzscher (2002), "Towards a new early warning system of financial crises", Working Paper Series, No. 145, European Central Bank.
- Cerra, V. & S. C. Saxena (2002), "Contagion, monsoons and domestic turmoil in Indonesia's currency crisis", *Review of International Economics* 10(1):36-44.
- Corsetti, G., P. Pesenti & N. Roubini (1999a), "Paper tigers? A model of the Asian crises", *European Economic Review* 43(7):1211-1236.
- Corsetti, G., P. Pesenti & N. Roubini (1999b), "What caused the Asian crises and financial crises?" *Japan and the World Economy* 11(3):305-373.
- Eichengreen, B. J., A. Rose & C. Wyplosz (1996), "Contagious currency crises: First tests", *Scandinavian Journal of Economics* 98(4):463-484.
- Flood, R. P. & P. M. Garber (1984), "Collapsing exchange rate regimes: Some linear examples", *Journal of International Economics* 17(1-2):1-13.
- Frankel, J. A. & A. K. Rose (1996), "Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment", *Journal of International Economics* 41(3-4):351-366.
- Fratzcher, M. (1999), "What causes currency crises: Sunspots, contagion or fundamentals?" EIU Working Paper, No. 99/39, European University Institute.
- Goutte, S. & B. Zou (2013), "Continuous time regime switching model applied to foreign exchange rate", CREA Discussion Paper Series 11-16.
- Hamilton, J. D. (1994), *Times Series Analysis*, Princeton University Press.
- Jeanne, O. & P. Masson (2000), "Currency crises, sunspots and Markov-switching regimes", *Journal of International Economics* 50(2):327-350.
- Kaminsky, G. L. (2003), "Varieties of currency crises", NBER Working Paper No. 10193.
- Kaminsky, G. L., S. Lizondo & C. M. Reinhart (1998), "Leading indicators of currency crises", *IMF Staff Papers* 45(1):1-48.
- Krugman, P. (1979), "A model of balance of payments crises", *Journal of Money, Credit and Banking* 11(3):311-325.
- Martinez-Peria, M. S. (2002), "A regime switching approach to studying speculative attacks: A focus on EMS crises", World Bank Policy Research Working Paper No. 2132.
- Nikolsko-Rzhevsky, A. & R. Prodan (2012), "Markov switching and exchange rate predictability", *International Journal of Forecasting* 28(2):353-365.
- Masson, P. (1999), "Contagion: Macroeconomic models with multiple equilibria", *Journal of International Money and Finance* 18(4):587-602.
- Obstfeld, M. (1996), "Models of currency crises with self-fulfilling features", *European Economic Review* 40(3):1037-1047.
- Sachs, J., A. Tornell & A. Velasco (1996), "Financial crises in emerging markets: The lessons from 1995", *Brookings Papers on Economic Activity* 27(1):147-215.

(责任编辑:陈建青)