

中国银行体系脆弱性的动态分析与预测

陈守东 杨东亮

[摘要] 银行体系脆弱性是由银行业高负债经营的行业特点所决定的, 它来源于多种风险的耦合, 表现出结构性特征。因此, 构建合理的指标体系对金融脆弱性进行整体的科学测度十分重要。利用银行体系内部变量构建我国 2001 年至 2009 年银行体系脆弱性月度指数, 检验工业增加值增长率、居民消费价格指数与我国银行体系脆弱性指数间的线性和非线性 Granger 因果关系, 建立马尔科夫区制转移向量自回归模型, 实证分析宏观经济状况和宏观调控政策对银行体系脆弱性的非线性影响。分析发现, 2009 年以来我国银行体系脆弱性继续恶化, 银行总体风险急速攀升, 当前银行体系脆弱性指数正处于风险积聚改善和停止的关键转折时点上。

[关键词] 银行体系脆弱性; 金融危机; Granger 因果关系; 马尔科夫区制转移向量自回归模型

[基金项目] 吉林大学 211 工程! 项目; 吉林大学经济分析与预测创新基地项目; 教育部重点研究基地重大项目 (07JJD790131, 08JJD790153, 2009JJD790015)

[收稿日期] 2010- 04- 25

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

一、引言

20 世纪 90 年代以来, 各种形式的金融危机在世界各国频繁发生。2008 年 10 月, 以美国次贷危机为根源的国际金融危机爆发, 全面深刻地影响了世界各国的经济与金融安全。随着改革开放的不断深入, 我国经济同世界经济尤其是与美国经济的关联度越来越高, 国际金融危机对我国的经济金融安全产生了剧烈的冲击, 表现在 2008 年年底和 2009 年年初, 我国工业增加值、消费价格指数、生产资料价格指数等多个重要经济指标表现趋冷, 经济增长面临下滑风险, 进而导致我国的金融风险加大。对此, 中央提出“保增长! 战略目标”, 我国迅速调整宏观经济政策取向, 实施积极的财政政策和宽松的货币政策, 提出了两年 4 万亿投资计划, 出台扩大国内需求的十项措施, 制定涉及钢铁、汽车、制造、纺织等十大产业的振兴计划。这些刺激政策措施有力地拉动了我国的经济增长, 使得我国经济率先复苏, 在 2009 年实现国内生产总值 8.7% 的快速增长。

宽松的货币政策与大规模的政府投资在促进经济增长的同时, 我国经济增长的低质量与弱可持续性逐渐暴露出来, 相应的银行体系风险不断积聚。2010 年, 地方政府债务风险问题在全国两会上暴露并得到了广泛的重视, 银行作为地方政府融资平台资金的主要来源, 银行体系风险问题得到密切的关注。因此, 本文以当前我国关注的热点问题, 即我国银行体系脆弱性为研究对象, 进行分析测量和短期预测, 具有重要的现实意义。

二、文献综述与研究思路

银行体系脆弱性是银行业高负债经营的行业特点决定的内在属性，是银行体系内的风险积聚状态。在理论研究方面，银行体系脆弱性研究隶属于金融脆弱性研究范畴。早期金融脆弱性相关理论研究认为金融脆弱性与宏观经济周期密切相关，尤其是与债务的清偿紧密相关。现代金融脆弱性理论从借款人、银行机构及贷款人的角度分析脆弱性的形成机制，其分析视角也与经济周期密切相关。Minsky提出私人信用创造机构特别是商业银行和其他相关贷款人的内在特性，使得它们不得不经历周期性危机和破产浪潮，经济繁荣时期就已经埋下了金融动荡的种子，此即为最早的金融脆弱性思想。^[1] Diamond Dybvig运用效用均衡分析方法研究银行风险形成的微观机制。^[2] Krueger从银行机构的角度研究了金融脆弱性的形成机制。^[3]

在实际测量方面，基于金融系统脆弱性来源于多种风险的耦合，金融系统风险表现出结构性特征，因此，构建合理的指标体系对金融脆弱性进行整体的科学测度十分重要。但是，国内外学者针对指标选择与整体系统设计一直未达成共识，这也是金融脆弱性研究的重点和难点问题之一。1999年国际货币基金组织和世界银行联合启动了一个用来判别金融体系脆弱性的金融部门评估计划[!]，其判别指标分宏观和综合微观审慎指标，包括经济增长、通货膨胀、利率、资本充足性、赢利性指标、资产质量指标等。在银行体系脆弱性测度指标选择上，Kaminsky Reinhart与Deming，Detragiache从与金融系统紧密相关的宏观经济变量变化角度，研究银行部门脆弱性的变化。^[4-5] Aykut从金融系统内相关变量变化测度金融脆弱性，再从宏观经济变量的变化分析影响脆弱性产生因素。^[6]

国内学者针对中国银行体系脆弱性进行了实际测度与深入分析。伍志文选取了城乡储蓄存款变化率、银行对私人部门信贷增长率、通货膨胀率三个指标，运用年度数据对1978# 2000年间我国银行体系脆弱性状况进行了测量分析。^[7] 万晓莉选取了中央银行对金融机构的信贷、存款占货币总量的比例、国内贷款与储蓄存款的比率、真实信贷增长率、银行机构真实外债增长率五项指标，利用季度数据对1987# 2006年间中国银行体系脆弱性状况进行了测量。^[8]

基于上述研究文献和我国实际情况可知，在系统的分析宏观经济变量、宏观调控政策与银行体系内部变量之间关系的基础上，全面地研究我国银行体系脆弱性是一个全新视角。然而，对于该复杂系统的定量分析存在着众多的困难，包括变量的选取、因果关系的判断、传导机制的确立，以及系统模型的建立等。本文试图对上述问题进行针对性的解决。

本文具体研究思路如下：首先，利用银行体系内部变量构建2001年至2009年我国银行体系脆弱性月度指数，分析我国当前银行体系脆弱性的整体表现和结构性特征；其次，选取工业增加值增长率、居民消费价格指数作为我国宏观经济运行状态和调控政策的反应变量，分析二者与银行体系脆弱性指数间的线性和非线性Granger因果关系，揭示我国宏观经济运行状态和调控政策对银行体系脆弱性的重要影响；第三，引入马尔科夫区制转移技术，建立银行体系脆弱性指数与关联变量的非线性向量自回归模型系统，实证分析关联变量即宏观经济运行状态和调控政策对银行体系脆弱性影响的区制依赖特征和影响机制，分析当前银行体系脆弱性的区制状态；最后，给出2010年我国银行体系脆弱性的短期预测结果。

三、中国银行体系脆弱性指数

1. 数据样本

数据样本的区间为2000年1月至2009年12月。在我国银行体系脆弱性指数构建上，本文

选取存款总额、贷款总额、私人部门贷款额、国外净资产、央行对金融机构信贷额 5 个月度指标，数据来自中国人民银行统计数据库。对原始数据整理后得到存款总额增长率、贷款总额增长率、私人部门贷款的增长率、国外净资产增长率、银行体系存贷比、央行对金融机构信贷与国内信贷比 6 项银行体系监管的核心测度指标，其中，4 个增长率指标为同比增长率，2 个比例指标采用 HP 滤波剔除了长期趋势。

在对我国宏观经济运行状况与经济政策的定量刻画上，本文选取工业增加值增长率与居民消费价格指数两个月度指标，数据来自锐思宏观经济数据库和国研网财经统计数据库。改革开放以来，我国的经济政策就在促增长的大前提下，不断实行着防经济过热和防通胀的宏观调控，即在促经济增长和防过热的积极扩张和适度紧缩的财政货币政策之间转换和平衡。而衡量经济状况和通胀的主要指标即体现为工业增加值增长率与居民消费价格指数。因此，本文选取这两个指标来刻画我国宏观经济运行状况与经济调控政策。

2 中国银行体系脆弱性指数构建

本文用存款增长率、央行对金融机构信贷与国内信贷比、银行体系存贷比刻画银行的流动性风险，用贷款增长率、私人部门贷款增长率刻画银行体系的信贷风险，用国外净资产增长率刻画银行体系的汇率风险，用加权法计算分别得到反映银行体系结构性风险的 3 个分类测度指数，各种风险的计算公式如下：

$$y_{jt} = \frac{1}{m} \sum_{x_j} x_{jt} - u_{x_j} \quad j = 1, m = 3 \quad j = 2, m = 2 \quad j = 3, m = 1 \quad (1)$$

由于银行体系风险的结构化特征，不同时期银行体系脆弱性着重表现在不同的方面，并且由于不同风险之间存在着复杂的影响转化关系，因此，合理构造反映银行整体风险的银行体系脆弱性指数十分重要，并且十分困难。这里，我们通过对 6 个银行体系监管核心测度指标加权，获得一个能兼顾银行流动性风险、汇率风险和信贷风险的银行脆弱性指数。公式如下：

$$BF_t = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 x_{it} - u_{x_i} \quad (2)$$

由式 (1) 和式 (2)，计算得到反映我国银行体系结构性风险的 3 个分类测度指数和整体风险的银行体系脆弱性指数。

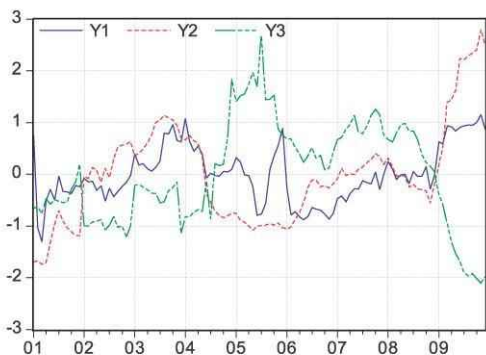


图 1 三种银行风险指数趋势变化图

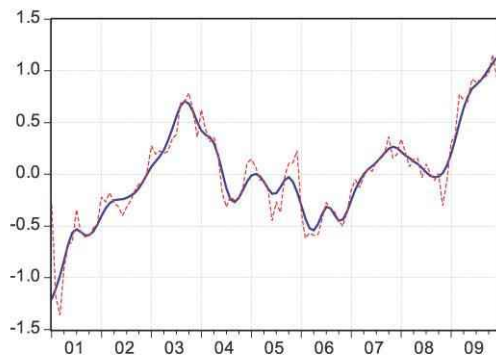


图 2 我国银行体系脆弱性指数趋势变化图

图 1 和图 2 表明，2001 年以来，我国银行体系脆弱性表现为上升 # 下降 # 上升三个阶段。陈守东等给出了各阶段银行体系脆弱性指数的主要风险表现来源，以及银行体系脆弱性指数和银行三种分类风险的关系分析。^[9] 2009 年，我国银行体系脆弱性继续恶化，银行总体风险急速攀升，三类结构性风险表现是，流动性风险 (Y1) 在高位运行，信贷风险 (Y2) 急剧上升，汇率风险 (Y3) 下降。预计在 2010 年，三类结构性风险表现将发生变化，随着对流动性风险和信贷

风险的逐步重视,流动性风险和信贷风险将得到有效的控制,而汇率风险随着净出口和资本流入的恢复,储备资产进一步增加,人民币升值压力将不断增大,汇率风险将可能逐步上升。

四、实证分析模型

1 线性因果检验模型

Granger提出两个平稳遍历时间序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 因果关系的一般定义。^[10]

$$F(x_t | I_{t-1}) = F(x_t | (I_{t-1} - Y_{t-Ly}^y)) \quad t = 1, 2, \dots \quad (3)$$

$F\{x_t | I_{t-1}\}$ 表示给定信息集 I_{t-1} 下的 $\{x_t\}$ 的条件概率分布,其中 I_{t-1} 是由 X_t 滞后 Lx 期的向量和 Y_t 滞后 Ly 期的向量构成的。滞后阶数 Lx 和 Ly 已知情况下,若式 (3) 成立,则称序列 $\{y_t\}$ 不是 $\{x_t\}$ 序列的严 Granger 原因。否则,则称序列 $\{y_t\}$ 是序列 $\{x_t\}$ 的严 Granger 原因,此时 $\{y_t\}$ 的历史信息对 $\{x_t\}$ 的当期和未来值有预测功效。

若考虑序列 $\{y_t\}$ 的当期信息,则式 (3) 可表示为:

$$F(x_t | I_{t-1} + y_t) = F(x_t | I_{t-1}) \quad t = 1, 2, \dots \quad (4)$$

若式 (4) 成立,则称序列 $\{y_t\}$ 不是序列 $\{x_t\}$ 的瞬时 Granger 原因。否则,称序列 $\{y_t\}$ 是 $\{x_t\}$ 序列的瞬时 Granger 原因。

线性 Granger 因果关系检验的常见方法是通过估计两变量的简化式向量自回归 (VAR) 模型,利用参数的联合显著性检验 (F 检验) 来判断式 (3) 的成立与否,其中,依赖 AIC 等信息准则来确定 VAR 模型的滞后阶数。

若序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 是非平稳的,那么检验二者的协整关系,若存在且在误差修正模型 (ECM) 中,误差调整项系数显著异于零,则式 (4) 成立。

2 非线性因果检验模型

Baek, Brock 提出利用相关积分原理估计跨时间的空间相关概率,分析时间序列间非线性 Granger 因果关系的非参数方法。^[11]对于两个严平稳弱相关的时间序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ [&],

$$\begin{aligned} & \Pr(X_t^m - X_s^m < e \quad X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} < e \quad Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} < e) \\ & = \Pr(X_t^m - X_s^m < e \quad X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} < e) \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $\Pr(\quad)$ 表示概率值, $\|\cdot\|$ 表示向量的极大范数, X_t^m 表示领先 X_t 序列 m 期的向量, X_{t-Lx}^{Lx} 和 Y_{t-Ly}^{Ly} 分别表示滞后 X_t 和 Y_t 序列 Lx 、 Ly 期的向量,参数 $e > 0$,且 m 、 Lx 和 Ly 为给定 (均大于或等于 1),若式 (5) 成立,则称序列 $\{y_t\}$ 不是序列 $\{x_t\}$ 的严非线性 Granger 原因。

非线性 Granger 因果关系的检验方法则是利用联合概率比形式表达条件概率,即将式 (5) 等价的表示为:

$$\frac{C1(m + Lx, Ly, e)}{C2(Lx, Ly, e)} = \frac{C3(m + Lx, e)}{C4(Lx, e)} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} C1(\cdot) &= \Pr(X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx} < e \quad Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} < e), C4(\cdot) = \Pr(X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} < e) \\ C2(\cdot) &= \Pr(X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} < e \quad Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} < e), C3(\cdot) = \Pr(X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx} < e) \end{aligned}$$

对于式 (6) 可采用联合概率相关积分估计量检验,令 $I(Z_1, Z_2, e)$ 表示一个仅当两个向量 Z_1 和 Z_2 都在极大范数距离 e 内取 1, 否则取 0 的指示变量,则 C_1 、 C_2 、 C_3 和 C_4 的联合概率可通过相关积分估计表示,此时可得到非线性 Granger 因果检验的统计量及其渐近分布,

$$n \frac{C1(m + Lx, Ly, e/n)}{C2(Lx, Ly, e/n)} - \frac{C3(m + Lx, e/n)}{C4(Lx, e/n)} \sim N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \quad (7)$$

& 待检验的时间序列是在剔除 VAR 模型中的线性预测能力后的残差序列。

根据式 (7) 即可检验两个时间序列的非线性 Granger 因果关系。Hansen 和 Jones 用蒙特卡洛模拟法对统计量进行了多方面的检验, 包括对冗余参数 (Nuisance Parameter) 的稳健性问题, 发现该统计量具有非常好的有限样本性质。^[12]

3 马尔科夫区制转移向量自回归模型

Hamilton 提出了马尔科夫区制转移类模型, 以及基于期望最大化算法 (EM) 的极大似然估计思想。^[13] 具有马尔科夫区制转移的向量自回归过程 (MSVAR) 可视为受区制变化支配的 VAR 模型。假设不可观测区制 $s_t \in \{1, \dots, M\}$ 是一个离散时间和离散状态的马尔科夫链, 其转移概率为:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (8)$$

区制数为 M 的 MSVAR 模型可表示为:

$$y_t = A_1(s_t)(y_{t-1} - (s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - (s_{t-p})) + u_t \quad (9)$$

其中, $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$, $\Sigma(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ 是依赖于区制 s_t 的变参数函数。

MSVAR 模型可以根据均值、截距项、自回归参数和异方差的状态依赖与否分为不同的设定形式。Krolzig 开发了基于 Ox 软件的 MSVAR 模型的极大似然估计数值技术, 利用 Krolzig 提供的程序包可对多种形式的 MSVAR 模型进行估计。^[14]

五、中国银行体系脆弱性的实证研究

1 中国银行体系脆弱性指数与关联指标的因果关系检验

利用 Dickey-Fuller 和 Phillips-Perron 提出的时间序列单位根检验方法^[15-16], 对中国银行体系脆弱性指数、工业增加值增长率和居民消费价格指数三个指标的平稳性进行检验, 检验结果表明三个指标均具有一个单位根, 是不平稳的 (见表 1)。

表 1 指标变量的平稳性检验表

	I(1)检验		I(2)检验	
	ADF 检验	PP 检验	ADF 检验	PP 检验
银行体系脆弱性指数	- 1.397	- 1.710	- 3.180*	- 2.125**
工业增加值增长率	- 0.166	- 1.109	- 12.241*	- 23.266*
居民消费价格指数	- 2.036	- 2.025	- 5.097*	- 8.858*

注: * 和 ** 分别表示统计量的值以 10% 和 5% 的置信水平拒绝原假设。

依据式 (4) 检验中国银行体系脆弱性指数与关联指标的瞬时 Granger 因果关系。利用 Johansen 提出的非平稳变量协整检验方法^[17], 确定变量间的协整关系。由 AIC 信息准则选择建立滞后 4 期的 VAR 模型, 协整关系检验表明存在一个协整方程 (迹统计量值 32.506, 概率水平是 0.024)。建立滞后 4 期的误差修正模型, 通过检验中国银行体系脆弱性指数方程中的误差修正项系数的显著性 (参数 t 统计量值 1.047), 发现工业增加值增长率和居民消费价格指数不是中国银行体系脆弱性指数的瞬时 Granger 原因。

依据式 (3) 检验中国银行体系脆弱性指数与关联指标的线性 Granger 因果关系。在不考虑协整关系影响的情况下, 建立滞后 4 期的 VAR 模型, 检验发现工业增加值增长率不是银行体系脆弱性指数的 Granger 原因 (F 统计量值 1.969, 概率水平是 0.106), 居民消费价格指数是银行体系脆弱性指数的 Granger 原因 (F 统计量值 2.452, 概率水平是 0.051)。

依据式 (7) 检验中国银行体系脆弱性指数与关联指标的非线性 Granger 因果关系。通过滞

后 4 期的误差修正模型, 可获得剔除线性影响的各指标残差序列, 并对其进行标准化。借鉴 Hiemstra Jones 的研究^[12], 选择检验模型中的参数值, 其中, m 值为 1, 滞后阶数为 1 到 4 $e = 1.5$ 。

表 2 指标变量的非线性 Granger 因果关系检验

滞后阶数	H0			H0*		
	CS	TVAL	P	CS	TVAL	P
1	0.008	0.841	0.200	0.005	0.546	0.293
2	0.019	1.696	0.045*	0.014	0.777	0.219
3	0.046	2.137	0.016*	0.006	0.200	0.421
4	0.048	1.464	0.072	0.006	0.148	0.441

在表 2 中, H0 和 H0* 分别是工业增加值增长率和居民消费价格指数不是中国银行体系脆弱性指数的非线性 Granger 原因原假设; CS 是式 (6) 中的两个条件概率之差; TVAL 是式 (7) 的标准化统计量, P 值是该统计量的右侧单边概率。检验结果表明工业增加值增长率是中国银行体系脆弱性指数的非线性 Granger 原因, 而居民消费价格指数不是中国银行体系脆弱性指数的非线性 Granger 原因。

通过上述研究, 发现中国银行体系脆弱性指数与关联指标具有复杂的影响关系, 这是因为我国宏观经济状况的动态变化以及相应的动态宏观政策调控引起的。对此, 我们可以建立一个马尔科夫区制相依的模型系统来分析关联指标对我国银行体系脆弱性指数的非线性影响关系, 进而判断我国银行体系脆弱性指数的动态变化特征与当前状态。

2 中国银行体系脆弱性指数的 MSVAR 模型估计

我们以银行体系脆弱性指数、工业增加值增长率与居民消费价格指数为向量, 建立 MSVAR 模型, 系统分析我国宏观经济状况与调控政策对银行体系脆弱性指数的冲击影响。通过对各种形式的 MSVAR 模型进行估计比较, 我们选择均值和标准差是状态相依的三区制马尔科夫一阶滞后向量自回归模型, 即 MSMH(3) VAR(1)。

利用似然比检验模型的非线性, 检验结果表明本文建立的区制转移非线性模型显著优于线性模型 ($Lr = 74.82$ (18) 和 (24) 下的概率水平几乎为零)。

经估计, 得到模型参数估计结果 (见表 3), 其中, 方程一、二和三分别是银行体系脆弱性指数方程、工业增加值增长率方程与居民消费价格指数方程。并得到区制转移概率矩阵与各区制基本统计分析情况 (见表 4), 以及三个区制的平滑转移概率和银行体系脆弱性指数拟合情况 (见图 3# 图 6)。

表 3 MSMH(3) VAR(1) 模型参数估计表

参数		方程一	方程二	方程三
均值	区制一	0.420	0.109	1.048*
	区制二	0.451	0.153*	1.047*
	区制三	0.455	0.172*	1.056*
标准差	区制一	0.053	0.035	0.005
	区制二	0.080	0.024	0.004
	区制三	0.031	0.011	0.006
滞后阶系数	变量一	0.990*	0.006	0.003*
	变量二	-0.406*	0.033	0.148*
	变量三	-1.066*	-0.216*	0.974*

表 4 区制转移概率矩阵与各区制基本统计分析表

	区制 1	区制 2	区制 3	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	0.91	0.09	0	37	0.345	11.35
区制 2	0.03	0.89	0.08	47	0.440	8.82
区制 3	0.04	0.09	0.87	23	0.215	7.55

表 3 表明我国银行脆弱性指数在自身的动态相依表现中，不存在跳跃的均值区制转移特征（各区制均值几乎相等），且银行脆弱性指数的自身影响呈现随机游走惯性特征（滞后一阶系数接近于 1），除系统内冲击外的外生冲击影响区制特征明显（各区制标准差差异较大）。工业增加值增长率和居民消费价格指数对银行脆弱性指数的冲击表现出明显的区制转移特征，其中工业增加值增长率的三个区制均值分别为 10.9%、15.3% 和 17.2%，居民消费价格指数的三个区制均值分别为 1.048、1.047 和 1.056，对应着我国经济状态的低速增长与低通胀、中速增长与低通胀、高速增长与高通胀三种状态[&]。两个关联指标在各区制内对银行脆弱性指数的冲击方向和规模不好判断，这依赖于关联变量实际值与区制均值的偏离方向与大小，以及相应的滞后阶系数，若将区制均值与滞后阶系数相乘，可得到不同区制状态下关联指标对银行脆弱性指数的固定正向冲击影响，其作用与具有持久累积影响的随机游走序列漂移项相似。

表 4 表明模型系统的三个区制具有较高的稳定性，各区制的期望持续时间均达到 6 个月以上，其中，区制二内样本数较多，区制一其次，区制三最少，但差距不明显。

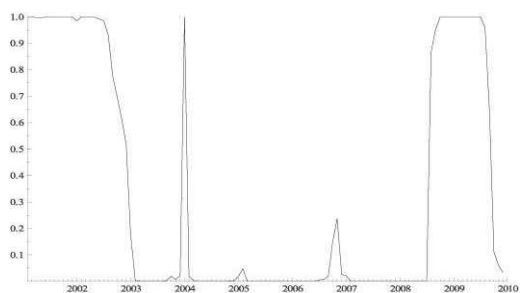


图 3 区制一的平滑概率图

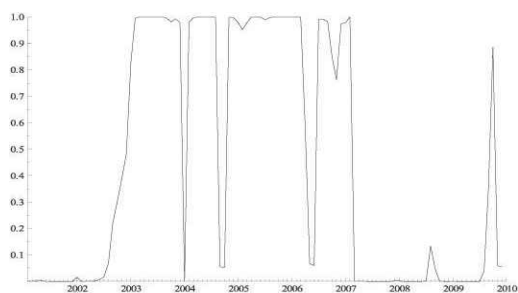


图 4 区制二的平滑概率图

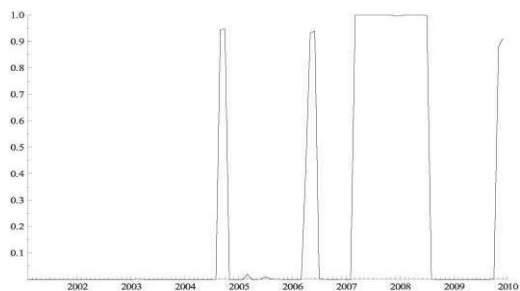


图 5 区制三的平滑概率图

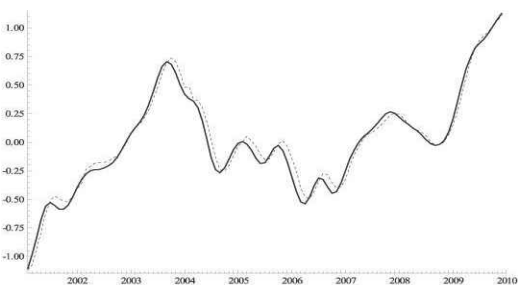


图 6 银行体系脆弱性指数拟合图

图 3 至图 6 表明，模型较好地拟合了银行体系脆弱性指数的趋势变化特征，依赖于我国的宏

& 如果按经济增长和通货膨胀高中低三种情况进行两两组合，存在 9 种不同的区制状态形式，这里我们建模估计得到的三种状态较好地代表了我国这一时期经济运行实际特征。

观经济状态和相应的经济调控政策而划分的三个区制具有较好的代表性。在区制一包含的 2001 年 1 月至 2002 年 12 月, 2008 年 8 月至 2009 年 9 月两段时期内, 我国经济增长速度放缓, 反映居民消费等多个方面的价格指数同比面临下降风险, 基于此我国积极的宏观调控政策进一步刺激了银行体系风险的加大, 银行体系脆弱性指数表现较差。在区制二包含的 2003 年 1 月至 2007 年 2 月这一较长时期内, 我国实现了快速的经济增长, 同时保持了适中的通货膨胀水平, 宏观调控政策的力度和节奏把握得当, 该时期我国的银行体系风险得到了极大的释放, 银行体系脆弱性指数表现良好。在区制三包含的 2007 年 3 月至 2008 年 7 月这一时期内, 我国经济表现出了过热的势头, 股票市场与房地产市场等重要资产市场的资产泡沫性严重, 人民币面临较大的升值压力, 紧缩性的宏观调控政策频繁出台, 这些因素导致我国银行体系潜在风险开始进入不断积聚状态, 银行体系脆弱性指数表现处于关键转折期。值得注意的是 2009 年 11 月和 12 月两个月也处于区制三内, 这意味着经过至 2008 年 10 月以来近一年的经济刺激政策和经济触底复苏后, 我国银行体系风险不断积聚状况开始有所改善和停止, 但银行体系脆弱性指数目前的表现正处于不确定的转折关键期。

3 2010 年中国银行体系脆弱性指数的短期预测

基于建立的 MSMH(3) VAR(1), 对 2010 年 12 个月的中国银行体系脆弱性指数进行短期预测。图 7 表明我国的银行体系脆弱性指数在 2010 年上半年将继续上升, 在 7 月达到顶峰, 随后开始逐步回落, 但仍处于高位运行状态。该预测结果反映了我国当前阶段的宏观经济状况和经济调控政策的变动。2010 年初, 随着我国经济形势的好转, 经济调控政策开始加大对银行体系风险的关注, 央行开始逐步收紧货币市场流动性和控制银行信贷规模, 这些措施对缓解 2009 年的积极财政货币政策导致的银行风险不断积聚状态, 以及银行风险的逐步释放具有重要的作用。但是, 由于国际金融危机冲击下的全球经济尚未全面复苏, 危机的潜在可能冲击仍未完全消除, 因此, 我国经济尚未进入有保障可持续的黄金时期, 需要继续实行积极的宏观调控政策, 这些众多因素的复杂影响, 将导致我国银行体系脆弱性指数在 2010 年总体上处于高位运行状态。

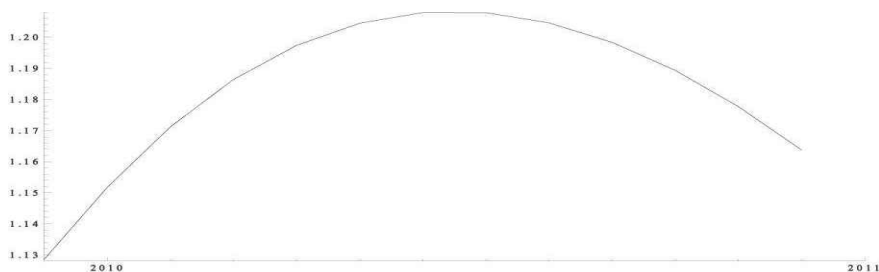


图 7 2010 年中国银行体系脆弱性指数短期预测

六、结 论

本文通过对中国银行体系脆弱性指数进行分析研究, 得到主要结论如下:

- 1 通过选取 6 个银行体系监管核心测度指标, 构建了我国银行体系脆弱性指数和结构性风险分类指数, 分析发现, 2009 年我国银行体系脆弱性继续恶化, 银行总体风险急速攀升, 三类结构性风险表现是, 流动性风险在高位运行, 信贷风险急剧上升, 汇率风险急剧下降。预计在 2010 年, 流动性风险和信贷风险将得到有效的控制, 而汇率风险将逐步上升。
- 2 通过建立我国银行体系脆弱性指数、工业增加值增长率和居民消费价格指数的线性误差修正模型、向量自回归模型和非线性 Granger 因果检验统计量, 发现工业增加值增长率不是银行

体系脆弱性指数的瞬时 Granger原因和严 Granger原因,而是非线性 Granger原因;居民消费价格指数是银行体系脆弱性指数的严 Granger原因,而不是瞬时 Granger原因和非线性 Granger原因。

3 通过建立 MSVAR 模型,分析发现可以按我国的经济状态划分为低速增长与低通胀、中速增长与低通胀、高速增长与高通胀三种区制状态,工业增加值增长率和居民消费价格指数对银行体系脆弱性指数影响表现出明显的区制跳跃特征,各区制的平滑概率显示三个区制状态与银行体系脆弱性指数运行的周期性特征相一致,当前银行体系脆弱性指数正处于风险积聚改善和停止的关键转折时点上。

4 基于 MSVAR 模型对 2010年 12个月的我国银行体系脆弱性指数进行短期预测,发现,2010年上半年,银行体系脆弱性指数将继续上升,在 7月达到顶峰,随后开始逐步回落,但仍处于高位运行状态。

[参考文献]

- [1] Minsky H. The financial fragility hypothesis: capitalist process and behavior of the economy. Kindleberger C P, Laffargue J P (eds). Financial Crisis. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- [2] Diamond D W, Dybvig P H. Bank runs, deposit insurance, and liquidity. Journal of Political Economy, 1983, 91 (3): 401- 419.
- [3] Krueger J A. Margins of safety and weight of the argument in generating financial fragility. Journal of Economics Issues, 1997, 31 (2): 543- 548.
- [4] Kaminsky G L, Reinhart C M. The twin crises: the causes of banking and balance of payments problems. International Finance Discussion Papers, No. 544, 1996.
- [5] Demirgüç-Kunt A, Detragiache E. The determinants of banking crises in developing and developed countries. MF Staff Papers, 1998, 45 (1): 81- 109.
- [6] Aykut K. Excessive risk taking, banking sector fragility, and banking crises. NBER, w 266, 2002.
- [7] 伍志文: 中国银行体系脆弱性状况及其成因实证分析 (1978# 2000)+, 金融研究+, 2002年 12期。
- [8] 万晓莉: 中国 1987# 2006年金融体系脆弱性的判断与测度+, 金融研究+, 2008年 6期。
- [9] 陈守东、田艳芬、邵志高等: 国际金融危机对我国银行体系脆弱性的冲击效应+, 重庆工商大学学报(西部论坛)+, 2009年 4期。
- [10] Granger C. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. Econometrica, 1969, 37: 424- 438.
- [11] Baek E, Brock W. A nonparametric test for independence of a multivariate time series. Statistica Sinica, 1992, 2: 137- 156.
- [12] Hinstra C, Jones J. Monte Carlo results for a modified version of the Baek and Brock nonlinear Granger causality test. Working paper, University of Strathclyde, Securities and Exchange Commission, 1993.
- [13] Hamilton J D. Analysis of time series subject to changes in regime. Journal of Econometrics, 1990, 45: 39- 70.
- [14] Krolzig H M. Markov switching vector autoregressions: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer, 1997.
- [15] Dickey D A, Fuller W A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 1979, 74: 427- 431.
- [16] Phillips P B, Perron P. Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 1988, 75: 334- 346.
- [17] Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12: 231- 254.

[责任编辑: 赵东奎]

A Statement of Disasters Prevention and Relief in Jin Dynasty

WU Yu huan

Abstract The measures that Jin Dynasty to take in prevention and relief disasters were with great significance in dealing with natural disasters. In the area of disasters prevention, Jin Dynasty took the measures as developing agriculture, building up storage system, protecting ecological balances, dealing with river floods immediately, etc. In the area of disasters relief, it took various measures with cooperating of government and individuals and civil society in order to minimize the threatening and destroying of natural disasters. There were innovations as well as inheritances, positive aspects as well as superstitious aspects in Jin Dynasty, some measures of disasters prevention and relief which were with typical feudalistic characteristics, but it still has referential meaning for today, its work in this field.

Keywords Jin Dynasty; disaster prevention; disaster relief

Institutional Analysis on the Growth of the Local People's Congress Budget Supervising Power: An Example of Chinese Constitutional Government's Development

REN Xi rong

Abstract Institutional analysis has always been the methodological approach in the area of social science and has created huge influence in legal study. Based on the provisions of Constitutional Law and Organizational Law, the basic power structure of public budget has never made big change since it was once established during the early years of the new China. Nevertheless, the strength of the local People's Congress budget supervising power has progressed dramatically since the 1990s, which could be demonstrated by the development of special agencies, procedures and instruments ruled by legal provisions. As a social background, this kind of power growth has been pushed forward by many social inner forces. The successfully running of the People's Congress budget supervising power gains its meaning only when we put it into the real political relationship and social development proceedings. On the future development of the power, we should understand the cooperation between the People's Congress and the Administration objectively, emphasize the great value about the openness of budget during budget supervising, strengthen some of the legal effective supervising methods on purpose, pay attention to the cooperation with the audit agency, and so on. This is the exhibition of practical materialistic philosophy in the development of socialist constitutionalism with Chinese character.

Keywords local people's congress; supervising power; institutional analysis

A Dynamic Analysis and Forecast of the Fragility in China's Bank System

CHEN Shou dong, YANG Dong liang

Abstract In this paper, we constructed the monthly index of the China's bank system fragility from 2001 to 2009 by internal variables of the bank system, tested the linear and nonlinear granger causality relation between growth rate of industrial added value and consumer price index and the bank fragility index. Furthermore, by building Markov regime switching vector autoregressive model, we made the empirical analysis on the nonlinear effects which exerted by macroeconomic situation and policies on bank fragility index, and made the short term forecasts on the trends of bank fragility index in 2010.

Keywords fragility of bank system; financial crisis; nonlinear Granger causality test; MSVAR