

· 金融与投资 ·

# 金融压力指数与 工业一致合成指数的动态关联研究

陈守东<sup>1,2</sup> 王妍<sup>2</sup>

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 本文依据有代表性的金融指标的结构化特点, 构建具有时效性的金融压力指数以识别中国金融体系的压力性; 运用马尔可夫区制转移模型 (MS-VAR) 研究中国金融体系压力的区制特征, 并利用 Granger 线性与非线性因果检验分析金融压力与工业一致合成指数的增长关系。研究表明, 2008 年以来, 中国金融压力较高; 中国金融压力从高区制状态返回到低区制状态需要较长时间; 金融压力指数对一致合成指数有显著的线性和非线性 Granger 影响, 反之却不成立。对金融压力指数进行预测表明, 中国金融系统压力在 2011 年整体上呈现下降趋势, 工业一致合成指数下半年将逐步回升。

**关键词:** 金融压力指数; 工业一致合成指数; 动态关联性

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2011)10-0039-08

## 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。特别是 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, 因此, 金融系统运行与宏观经济之间的关联性问题受到广泛的关注。金融系统具有内在的顺周期性<sup>[1]</sup>, 存贷款差、资产价格、银行内部风险评级和贷款损失准备等金融变量与实体经济相互作用, 形成一个正反馈环, 放大经济波动。一旦金融出现失衡, 在正反馈机制的作用下, 其对实体经济产生的负面影响将是十分显著的, 维持金融系统健康稳定运行至关重要。

在金融系统运行过程中, 金融风险是与金融运行相伴而生的, 金融危机是金融运行最为失败的结果与金融风险暴露最为剧烈的表现。目前对于金融风险的研究更多的关注是金融系统的压力。最早提出金融压力概念的是 Illing 和 Liu<sup>[2]</sup>, 将其定义为金融市场和金融机构的预期损失变化或不确定性施加在经济主体上的压力。金融系统在脆弱性状态下容易受到外部冲击影响而产生压力,<sup>①</sup> 压力不断积聚扩大就可能会出现金融危机。也就是说, 金融压力是金融系统的脆弱性结构和外部冲击共同作用的

① 从金融风险的视角出发, 金融脆弱性是指金融体系趋于高风险的状态, 泛指一切融资领域中的风险积聚。

收稿日期: 2011-07-23

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国金融风险传导、扩散机制与金融安全动态预警研究”(07JJD790125)和“金融危机对我国金融冲击的动态计量与国家金融安全预警研究”(2009JJD790015); 国家社会科学基金重大项目“十二五期间我国金融风险监测预警研究”(10ZD&010)和“十二五期间我国经济周期波动动态与宏观经济调控模式研究”(10ZD&006)

作者简介: 陈守东(1955-), 男, 天津蓟县人, 经济学博士, 教授, 主要从事金融与财务决策等方面的研究。E-mail: chsdchsd@163.com

王妍(1989-), 女, 辽宁鞍山人, 博士研究生, 主要从事金融计量分析。E-mail: kathy19890620@126.com

结果,金融危机是金融压力的极端状态(如图1所示)。金融压力通常可以用连续的压力状态值来刻画,而不用仅局限于描述金融危机的二值变量,并且对是否发生过危机的国家都具有适用性。

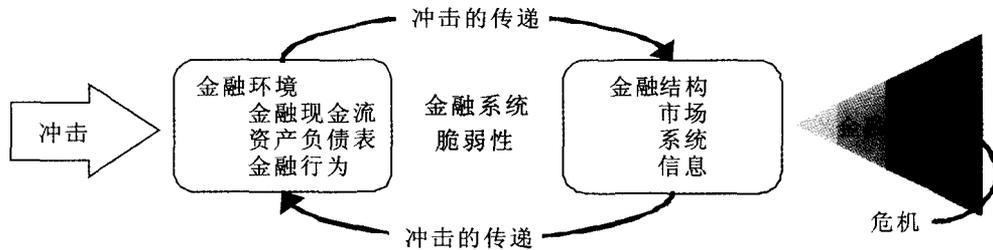


图1 金融压力形成图

Balakrishnan 等<sup>[3]</sup>构建了新兴国家的金融压力指数,并研究了金融压力在发达与新兴国家间传播机制。金融压力对宏观经济影响方面的研究主要有:Cardarelli 等<sup>[4]</sup>通过构建金融压力指数识别金融压力期,在此基础上研究金融压力对实体经济的影响,指出与银行困境相关的金融高压期更容易带来经济的下滑;Hakkio 和 Keeton<sup>[5]</sup>构建了一个反映金融压力状态的堪萨斯城市金融压力指数,给出了金融压力上升导致经济下滑的渠道,并通过分析金融压力指数与代表经济活动的芝加哥联邦国家活动指数之间的关系,研究金融压力对宏观经济的影响效果,指出金融压力通过增加不确定性、提高融资成本和紧缩信贷标准等方式,使企业、居民和金融机构更加谨慎,进而导致了经济的下滑。陈守东和杨东亮<sup>[6]</sup>利用银行体系内部变量构建中国2001—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中国银行体系脆弱性指数间的线性和非线性Granger因果关系,建立马尔可夫区制转移向量自回归模型(MS-VAR),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。赖娟和吕江林<sup>[7]</sup>进行了基于金融压力指数的金融系统性风险的测度研究,合成了中国金融系统性风险的金融压力指数,在此基础上分析了中国金融系统的风险状况。

本文在借鉴以往学者关于金融风险、金融脆弱性及金融危机研究的基础上,选取中国银行部门、证券市场和外汇市场的压力变量,合成一个代表中国金融风险状态的月度金融压力指数,以分析中国金融系统的压力状态,通过马尔可夫区制转移模型区分出高低两种不同的压力区制;<sup>①</sup>通过研究金融压力指数与工业一致合成指数间的动态关系,分析金融系统在宏观经济运行中的重要作用,并对2011年中国金融压力的变化趋势进行短期预测。

## 二、中国金融压力指数与工业一致合成指数构建

### (一) 金融压力指标选取

本文通过选取银行业的泰德价差、负的期限利差、银行业风险利差、股票市场负的收益、股票市场的波动以及外汇市场的波动6个具有代表性的变量构建中国金融压力指数。泰德价差一般是指银行间同业拆借率与国库券收益率差,它度量了银行同业间的交易对手风险。泰德价差越大表示银行对同业间要求的风险溢价越大,银行间的金融压力也就越大。本文用银行间同业拆借加权平均利率与无风险利率之差来近似计算泰德价差。期限利差指政府发行的长期和短期债券的收益率差,也即收益率曲线的斜率,由于银行通常是将短期的存款转变成长期的贷款,因此这个期限利差越大银行越容易获利。相反,负的期限利差衡量了银行收益受危害的程度,这个值越大银行的压力也就越大。负的期限利差用1年期银行间固定利率国债收益率减去10年期银行间固定利率国债收益率计算。银行业风险利差指金融债券的收益率相对于政府发行债券收益率的溢价,它衡量了银行业风险的大小。<sup>②</sup>银行业风险利差用金融债总指数(1—3年期)到期收益率减去国债总指数(1—3年期)到期收益率度量。股票市场负的收益用股票价格指数的下跌描述,股票市场的下跌可能意味着巨大的预期损失、高风险

① 不同于传统划分高压力期的方法如标准差、百分比和历史压力期等,该方法考虑压力指数自身的动态演变过程,更具客观性。

② 国外往往应用银行部门的滚动系数来度量银行业的相对风险,但是鉴于中国实际情况以及数据的可得性,我们采用银行的风险利差来近似度量银行部门的相对市场风险。

或公司未来收益的不确定性增加, 度量了股票市场的风险, 本文用上证综指月度收益的负值代表。股票市场的波动能够反映压力状态下对资产价值以及对其他投资者行为的不确定性, 股票价格波动用上证综指月度收益采用 GARCH (1, 1) 模型<sup>[8]</sup>计算的时变方差代表。<sup>①</sup> 外汇市场波动变量用名义有效汇率指数月度变化采用 GARCH (1, 1) 模型计算的时变方差代表。

本文数据的样本区间为 2002 年 1 月到 2010 年 12 月。鉴于数据的可得性, 本文计算压力指数的部分变量采用了代理变量, 但仍能反映出各个市场的风险状况。

## (二) 金融压力指数构建

对金融压力指标变量泰德价差 ( $x_1$ )、负的期限利差 ( $x_2$ )、银行业风险利差 ( $x_3$ )、负的股票收益 ( $x_4$ )、股票价格波动 ( $x_5$ ) 和外汇市场波动 ( $x_6$ ) 进行标准化处理后, 等权重加权平均作为本文的金融压力指数式 (1)。同时, 也可以得到银行部门、股票市场和外汇市场的金融压力子指数。

$$FSI_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right) \quad t=1, 2, \dots; n=6 \quad (1)$$

其中,  $x_{it}$  为第  $i$  个指标变量在  $t$  期的值,  $\mu_i$  为第  $i$  个指标变量的样本均值,  $\sigma_i$  为标准差。

由金融压力指数图 2 可见, 中国金融系统压力状态在不同年份的区别较大, 具有明显的高低两区制特征。自 2002 年以来, 中国金融压力变动经历了从较低水平到冲高和回落 3 个阶段。2002—2007 年金融压力变化趋势表现出压力较小和波动较小, 2003 年 6 月至 2006 年 6 月, 金融压力处于相对较低水平。从政策层面看, 这期间的货币政策操作以市场化结构微调和窗口指导为主, 如下调超额准备金存款利率, 调整商业银行自营性个人住房贷款政策。2005 年 7 月启动了汇率市场化改革, 施行有管理的浮动汇率制度, 化解汇率风险。尽管此阶段信贷投放增速仍在两位数上, 但金融体系表现出来的压力性继续改善, 耦合效应显现。特别在 2004 年下半年和 2007 年金融压力值较低。受金融危机的影响, 2008 年的金融压力值明显高于往年, 金融压力指数经过大幅快速上升, 在 2008 年 9 月形成了较高的峰值。这期间货币政策取向经历了“从紧”到“适度灵活”再到“适度宽松”的转变, 支持国内建设的信贷政策宽松, 潜在的金融压力加大, 中国银行体系的信贷风险和流动性风险比较高。面对较高的金融压力, 央行及时出台了一系列措施控制信贷风险, 并制定了流动性风险监管指标, 控制银行体系流动性风险, 实施紧缩的货币政策。从 2008 年 10 月开始到 2010 年初, 金融压力指数开始出现快速回落, 2010 年 2 月以后压力指数保持在较高的水平上出现一定幅度的波动。

通过观察银行、股票和外汇压力指数图 3 可见, 相对于其它两个指数, 股票市场压力指数具有一定的先行性, 这体现了股票市场的晴雨表作用。金融系统 2008 年的高压力值主要归因于股票市场 and 银行部门。而受人民币升值的影响, 外汇市场波动加剧, 压力值从 2008 年下半年才开始大幅上升, 并且直到 2009 年上半年都处于较高压力状态。图 4 是金融压力子指数季节调整后 TC 序列, 也具有类似的特征。

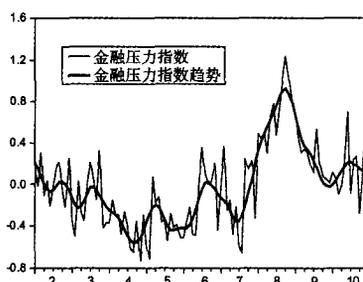


图 2 金融压力指数

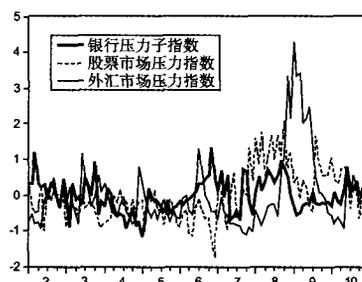


图 3 金融压力子指数原序列

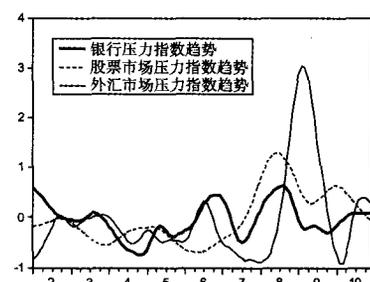


图 4 金融压力子指数季节调整后 TC 序列

① 本文在比较了 GARCH 波动率方法和 CMAX<sup>[9]</sup> 波动率方法后, 选择前者来计算股票和汇率市场波动率。因为 GARCH 波动率方法不仅考虑了原始价格序列的随机生成过程, 且时变方差能及时地反映出股票市场的波动变化, 而 CMAX 方法刻画的波动相对简单, 且有一个固定的上限 1, 笔者认为在某种情形下其不能及时有效度量市场压力。

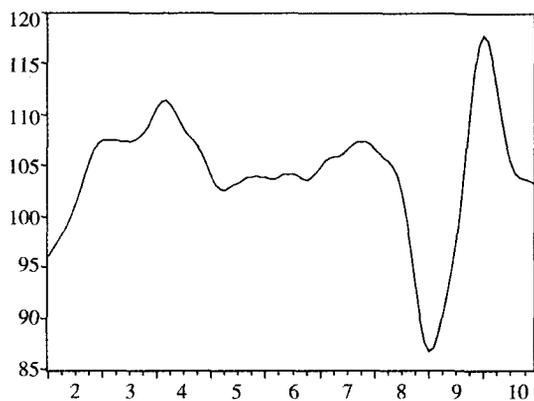


图5 工业一致合成指数

### (三) 工业一致合成指数构建

工业一致合成指数 CI 以工业企业增加值增速为基准指标, 通过时差相关分析和 K-L 信息量等景气分析方法筛选出经济周期波动的一致性指标变量组, 其中包括工业企业增加值增速、发电量产量、固定资产投资完成额、货币供给 (M1)、进口额和工业企业产品销售收入 6 个指标。<sup>①</sup> 用这 6 个一致指标变量计算出一个代表宏观经济运行状况的一致合成指数 CI, 如图 5 所示。受全球金融危机的冲击, 一致合成指数经过大幅快速下降后, 在 2008 年末形成了较深的谷底, 经济趋冷。政府采取的保增长措施及时阻止了经济的继续下滑, 工业一致合成指数 2009 年初开始回升,

在政府及时采取的经济刺激政策推动下, 合成指数出现快速大幅回升, 到 2010 年 1 月为止连续回升近 12 个月, 显示经济运行在快速回暖后出现过热。随着贷款余额结束长达 1 年的过热增长和固定资产投资增速回到正常区间, 2 月以后一致合成指数出现止升回落趋势。

### 三、金融压力与经济增长关联特征分析

#### (一) 金融压力指数区制分析

为了反映金融压力指数变化的区制特征, 通过金融压力自相关、偏自相关函数确定选择 AR(3) 模型, 并通过两状态马尔可夫均值转移的三阶自回归模型 (MSM(2)-AR(3)) 来刻画 2002 年 1 月至 2010 年 12 月的金融压力指数的动态演变过程。即:

$$(y_t - \mu_{s_t}) = \phi_1 (y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \phi_2 (y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \phi_3 (y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + e_t \quad (2)$$

$$e_t \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$\mu_{s_t} = \mu_0 (1 - S_t) + \mu_1 S_t \quad (4)$$

$$\Pr [S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p, \Pr [S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q \quad (5)$$

这里  $\phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3) = 0$  的根在单位圆外,  $y_t$  是本文的金融压力指数。

在 Givewin 平台上利用 Hamilton<sup>[10]</sup> 的精确极大似然估计, 得到模型的参数估计结果:

表 1 MSM(2)-AR(3) 模型参数估计表

名称	系数	估计值	标准误	t 统计量
均值	$\mu_0$	0.35	0.21	1.65
	$\mu_1$	-0.12	0.21	-0.59
标准差	$\sigma$	0.20	0.02	9.57
滞后阶系数	$\phi_1$	0.38	0.09	4.49
	$\phi_2$	0.10	0.09	1.10
	$\phi_3$	0.42	0.09	4.71

表 2 区制转移概率矩阵与各区制统计分析表

	区制 1	区制 2	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	0.71	0.29	34	0.33	3.49
区制 2	0.14	0.86	71	0.67	7.12

由参数估计结果可见, 高低区制的金融压力指数均值分别为 0.35 和 -0.12, 平均持续期为 3.49 个月和 7.12 个月。

图 6、图 7 和图 8、图 9 描述了高低压力期的滤波概率 ( $\Pr(S_t = 0 | \tilde{y}_t)$ ,  $\Pr(S_t = 1 | \tilde{y}_t)$ ) 和高低压力期的平滑概率 ( $\Pr(S_t = 0 | \tilde{y}_T)$ ,  $\Pr(S_t = 1 | \tilde{y}_T)$ ), 这里  $\tilde{y}_t = (y_1, \dots, y_t)^T$ 。

① 各指标均为同期比增长率序列, 经季节调整消除不规则因素。

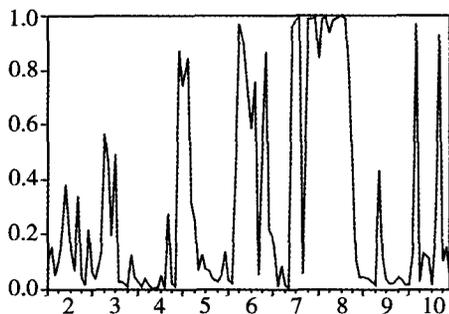


图6 高压力期滤波概率

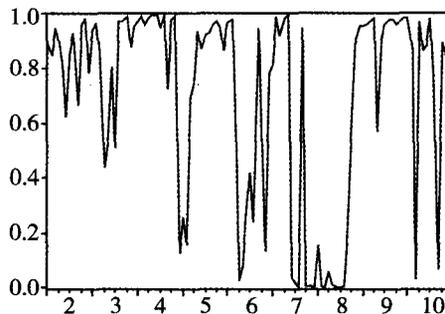


图7 低压力期滤波概率

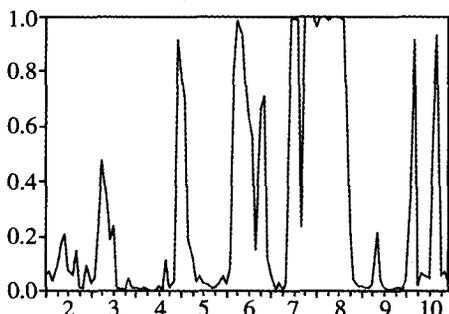


图8 高压力期平滑概率

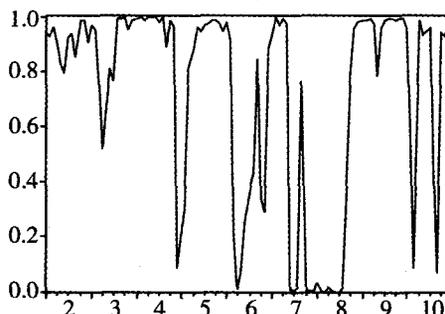


图9 低压力期平滑概率

由滤波和平滑概率图可见，两区制较好地刻画了金融压力的区制变化特征。

图10给出了金融压力区制图，其阴影部分为通过两状态马尔可夫均值转移三阶自回归模型(MSM(2)-AR(3))得到的金融压力指数的高压力区间，高压力区制主要分布在2003年下半年、2006—2007年初以及2007年第三季度至2008年末。

2007年10月以来，中国金融压力快速攀升，处于高压力区制，持续时间较长，金融压力受国内外经济与金融形势的不利变化影响显著。2009年金融压力见顶回落至低压力区，根据对金融压力与货币政策的相关分析以及前期的调控经验来看，外部政策及相应经济环境的改变对金融压力的影响具有时滞性，金融压力将在低压力区持续运行一段时期。

(二) 金融压力指数与工业一致合成指数关联分析

两状态马尔可夫均值转移三阶自回归模型(MSM(2)-AR(3))刻画了中国金融压力指数的动态演变过程，并区分出了金融系统的高压力期与低压力期。下面我们分析金融压力与宏观经济间的关系。用金融压力指数代表金融系统压力状态，用工业一致合成指数CI反映中国宏观经济运行状况。为了与一致合成指数保持一致，我们同样使用金融压力指数季节调整后的序列进行分析，为方便分析我们将金融压力指数与工业一致合成指数绘于图11中。

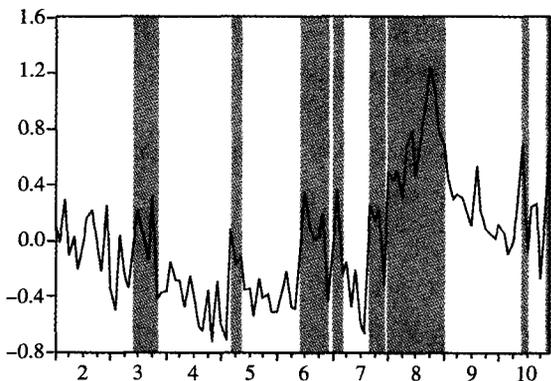


图10 金融压力区制图

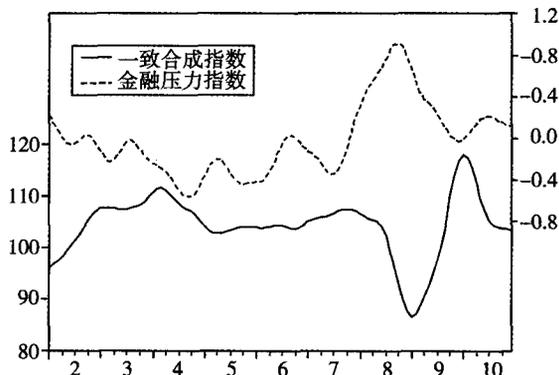


图11 金融压力指数与工业一致合成指数

由图11可见，金融压力指数与一致合成指数之间具有较明显的负相关关系，并且金融压力指数

有一定的超前性。两指数的交叉相关分析结果如表3所示。结果表明,两指数的同期相关系数为-0.51,金融压力指数在超前一一致指数3期时负相关系数最大达到-0.59。为了分析近期金融压力与经济间的关系,取2005年8月至2010年12月的两个指数做交叉相关分析,结果显示金融压力超前一一致指数4期时负相关系数最大达到-0.65。

表3 金融压力指数与一致合成指数交叉相关关系

一致合成指数 (滞后)	一致合成指数 (领先)	阶数	滞后	领先
		0	-0.51	-0.51
		1	-0.45	-0.56
		2	-0.38	-0.58
		3	-0.30	-0.59
		4	-0.24	-0.57
		5	-0.18	-0.54
		6	-0.13	-0.50
		7	-0.09	-0.44
		8	-0.06	-0.37
		9	-0.04	-0.30
		10	-0.03	-0.21
		11	-0.04	-0.11
		12	-0.05	-0.02

### (三) 线性 Granger 因果关系检验

对金融压力指数与一致合成指数进行单位根检验,结果(如表4所示)表明,在5%的显著性水平下,两者均拒绝了存在单位根的原假设,即两个序列均是平稳的。

线性 Granger 因果关系检验结果由表5给出。

表4 金融压力指数与一致合成指数  
单位根检验

序列	t 统计量	P 值	原假设: 存在单位根
金融压力指数	-2.32	0.02	拒绝
一致合成指数	-3.00	0.04	拒绝

表5 金融压力指数与一致合成指数  
线性 Granger 因果关系检验

原假设	$\chi^2$ 统计量	P 值	结论 (5% 显著性水平下)
FSI 不是 CI 的 Granger 原因	14.38	0.01	拒绝
CI 不是 FSI 的 Granger 原因	3.63	0.61	接受

线性 Granger 因果关系检验结果表明,在样本期内,金融压力指数对一致合成指数具有显著的线性 Granger 影响,但是一致合成指数对金融压力指数没有显著的线性 Granger 影响。

### (四) 非线性 Granger 因果关系检验

Baek 和 Brock<sup>[11]</sup> 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。对于两个严平稳弱相关的时间序列  $\{x_t\}$  和  $\{y_t\}$ , 式(6)成立,则称序列  $\{y_t\}$  不是序列  $\{x_t\}$  的严非线性 Granger 原因。

$$\Pr (\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-L_x}^k - X_{s-L_x}^k\| < e, \|Y_{t-L_y}^l - Y_{s-L_y}^l\| < e) = \Pr (\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-L_x}^k - X_{s-L_x}^k\| < e) \quad (6)$$

其中,  $\Pr(\cdot)$  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,  $X_{t-L_x}^k$  和  $Y_{t-L_y}^l$  分别表示滞后  $X_t$  和  $Y_t$  期序列  $L_x$  和  $L_y$  的向量, 参数  $e > 0$ , 且  $m$ 、 $L_x$  和  $L_y$  为给定(均大于或等于 1)。

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(6)等价

地表示为:

$$\frac{C_1(m+Lx, Ly, e)}{C_2(Lx, Ly, e)} = \frac{C_3(m+Lx, e)}{C_4(Lx, e)} \quad (7)$$

$$C_1(\cdot) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e), C_4(\cdot) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e)$$

$$C_2(\cdot) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}\| < e, \|Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}\| < e), C_3(\cdot) \equiv \Pr(\|X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}\| < e)$$

对于式 (7) 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, 此时可得到非线性 Granger 因果关系检验的统计量及其渐近分布:

$$\sqrt{n} \left( \frac{C_1(n+Lx, Ly, e, n)}{C_2(Lx, Ly, e, n)} - \frac{C_3(m+Lx, e, n)}{C_4(Lx, e, n)} \right)^a \sim N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \quad (8)$$

根据式 (8) 即可检验两个时间序列的非线性 Granger 因果关系。

对本文构建的金融压力指数以及工业一致合成指数进行非线性 Granger 因果关系检验, 其结果 (如表 6 所示) 显示, 金融压力指数对于工业一致合成指数具有显著的非线性 Granger 因果影响, 而工业一致合成指数对金融压力指数不具有显著的非线性因果影响。

表 6 金融压力指数与一致合成指数

滞后阶数	FSI 不是 CI 的非线性 Granger 原因			CI 不是 FSI 的非线性 Granger 原因		
	CS	TVAL	P	CS	TVAL	P
1	0.02	2.01	0.02 **	0.00	0.20	0.42
2	0.04	3.12	0.00 ***	0.01	0.69	0.25
3	0.03	1.24	0.11	0.01	0.52	0.30
4	0.01	0.14	0.44	0.01	0.17	0.43
5	0.00	0.08	0.47	0.05	1.18	0.12
6	0.07	1.00	0.16	0.03	0.40	0.35
7	0.21	1.67	0.05 **	0.06	0.52	0.30
8	0.08	0.48	0.32	0.11	0.51	0.31

注: \*\* 为在 5% 的显著性水平下显著, \*\*\* 为在 1% 的显著性水平下显著。

(五) 2011 年金融压力与工业一致合成指数预测

用 ARMA 模型对金融压力指数和工业一致合成指数进行预测, 预测结果 (如图 12 和图 13 所示) 表明, 中国金融系统压力在 2011 年整体上呈现下降趋势。同样对工业一致合成指数的预测表明, 2011 年各季度末的指数预测值分别为 102.34、102.13、103.10 和 104.50, 经过近一年相对紧缩的货币政策和积极的扩大内需环境政策的变化, 工业经济景气下半年将呈现回暖趋势。

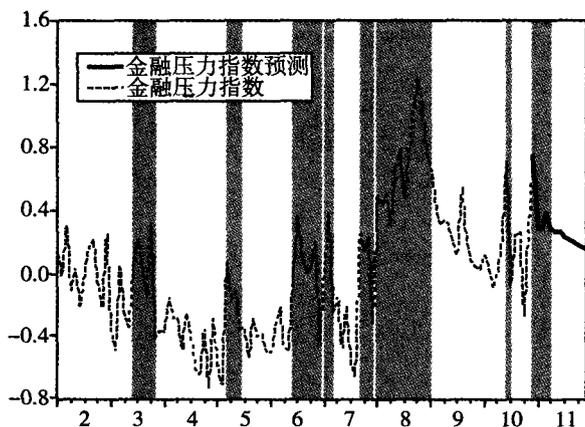


图 12 金融压力指数预测

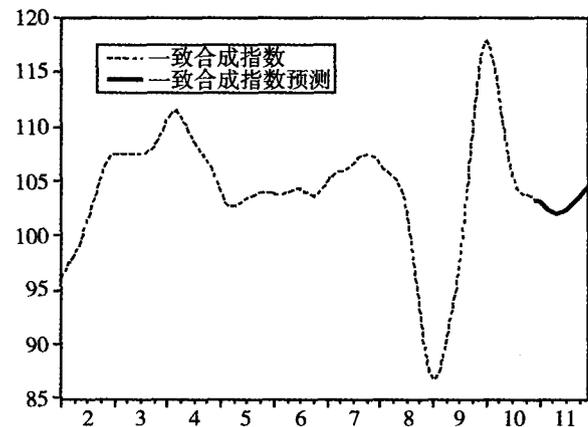


图 13 工业一致合成指数预测

四、结论及建议

本文分析了金融压力的生成机理, 构建了中国金融体系压力指数, 进行了金融压力指数与工业一

致合成指数的动态关联分析,并预测了2011年金融压力趋势,研究得到的主要结论及建议如下:

第一,在金融系统运行过程中,金融风险是与金融运行相伴而生的,金融压力是金融系统的脆弱性结构和外部冲击共同作用的结果,金融危机是金融压力的极端状态。如果系统中的风险被有效控制,那么系统的风险将逐渐减弱,其压力性将伴随着金融运行依然保持着稳健的波动变化。

第二,选取银行业的泰德价差、负的期限利差、银行业风险利差、股票市场负的收益、股票市场的波动以及外汇市场的波动6个具有代表性的变量构建中国金融压力指数。中国金融压力在2002—2007年变化趋势表现出压力和波动较小;受金融危机的影响,2008年的金融压力值明显高于往年,在2008年9月形成了较高的峰值;受宏观调控的影响,从2008年10月开始到2010年初,金融压力指数开始出现快速回落,2010年2月以后压力指数保持在较高的水平上出现一定幅度的波动。

第三,MSM(2)-AR(3)模型刻画了中国金融压力指数的动态演变过程,并区分出了金融系统的高压力期与低压力期。高低区制的金融压力指数均值分别为0.35和-0.12,平均持续期为3.49个月和7.12个月。中国金融系统高低压力状态特征非常明显,虽然高压力区制的持续时间短于低压力区制,但是仍有3.49个月的持续期。因此,政府部门应该在金融系统处于高压力期时,采取有效措施控制金融压力,避免金融风险集聚到一定程度而发生金融危机。

第四,Granger线性与非线性因果关系检验表明,金融压力指数对工业一致合成指数有显著的线性和非线性Granger影响,反之却不成立,说明中国金融系统压力状态对宏观经济的影响较为显著,并且金融压力状态可以在一定程度上预测宏观经济的趋势。因此,应该加强对金融压力的预测与研究,控制金融压力水平以准确把握宏观经济的走势,避免金融压力过高对宏观经济产生负面影响。

第五,本文预测表明,中国金融系统压力在2011年整体上呈现下降趋势,工业一致合成指数2011年下半年将呈现回暖趋势,说明目前紧缩的货币政策已经显示出了一定作用,金融压力已经下降并且宏观经济有所回升。但是,目前金融压力仍处于高压力状态,所以政府应考虑继续应用适当的货币政策,进一步降低金融压力风险水平,维持金融系统宏观经济的健康稳定运行。

#### 参考文献:

- [1] Borio, C., Furfine, C., Lowe, P. Pro-cyclicality of The Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options [R]. BIS Papers, No. 1, 2001. 1-57.
- [2] Illing, M., Liu, Y. An Index of Financial Stress for Canada [R]. Bank of Canada Working Paper, No. 2003-14, June.
- [3] Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., Tytell, L. The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies [R]. IMF Working Paper, wp/09/133, 2009.
- [4] Cardarelli, R., Selim, E., Subir, L. Financial Stress, Downturns, and Recoveries, Forthcoming [R]. IMF Working Paper, 2009.
- [5] Hakkio, S., Keeton, R. Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter [Z]. www.KansasCityFed.org, 2009.
- [6] 陈守东, 杨东亮. 中国银行体系脆弱性的动态分析与预测[J]. 吉林大学社会科学学报, 2010, (4).
- [7] 赖娟, 吕江林. 基于金融压力指数的金融系统性风险的测度[J]. 统计与决策, 2010, (19).
- [8] Bollerslev, T., Chou, R., Kroner, K. ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of Theory and Empirical Evidence [J]. Journal of Economics, 1992, (52): 5-59.
- [9] Patel, S., Sarkar, A. Crises in Developed and Emerging Stock Markets [J]. Financial Analysts Journal, 1998, (November/December): 50-61.
- [10] Hamilton, J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle [J]. Economics, 1989, (57): 357-384.
- [11] Baek, E. G., Brock, W. A Nonparametric Test for Independence of A Multivariate Time Series [J]. Statistic, 1992, (2): 137-156.

(责任编辑: 韩淑丽)