

编者按

本期刊载的本章聚焦于如何准确判定中国的金融形势和金融风险。在经济新常态的背景下，目前我国前经济发展的症结在于：实体经济下行压力持续、金融风险不断聚集，若想实现“坚守不发生系统性风险底线”的政策目标，就需要构建出和实体经济紧密联系的系统性金融风险测度方法，第一篇文章的作者在已有方法的基础上，从机构个体风险、联动和传染效应、波动和不稳定性以及流动性与信用这四个层面出发，检验多个系统性风险测度指标的有效性以及它们对实体经济变动的预测能力，并采用主成分分位数回归方法（PCQR）构造出可以全面反映实体经济运行情况的系统性风险指数，实证结果表明该指数能稳健、有效地预测未来宏观经济冲击的分布情形，且依据作者构建的指数，目前中国的系统性金融风险处于中高位，由此证明了防范和化解系统性风险，保持信贷的稳健，是当前中国宏观经济调控的重要任务。第二篇文章提出运用动态模型选择的时变因子增广向量自回归模型（DMS-TVP-FAVAR）来估计金融形势指数，这一方法的优点在于能够在不对前期指标造成结构性突变的情况下，动态选择新指标，动态确定各指标权重，能够较好的追踪中国金融形势动态特征，作者基于这一指数测算了1996至2016年中国金融形势的月度变化趋势，并且通过影响因子权重的动态变化，分综合考察了货币政策、外汇市场、货币市场、银行市场、股票市场、债券市场、非传统金融市场、房地产市场和国际金融环境等不同市场对中国金融发展形势的差异化影响。结果表明，中国金融整体形势呈现周期性波动变化趋势，且各金融因子影响力存在动态变动，货币供应量一直是影响中国形势的最主要变量，这说明流动性闸门的重要性，是政策首要关注点，而影响中国金融发展的第二、第三大变量则表现出由传统的银行市场、股票市场向非传统金融市场、外汇市场转变的趋势，此外，在2009年国际金融危机期间，外汇市场、国际金融环境对金融发展的影响力表现出强烈的主导性以及波动性。

中国金融形势的动态特征与演变机理分析:1996-2016

罗煜 甘静芸 何青

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文运用动态模型选择的时变因子增广向量自回归模型(DMS-TVP-FAVAR)估计了中国1996-2016年的金融形势月度指数, 综合考察了货币政策、外汇市场、货币市场、银行市场、股票市场、债券市场、非传统金融市场、房地产市场和国际金融环境等不同市场对中国金融发展形势的差别化影响。我们重点分析了中国金融形势的变化趋势及影响金融形势的主导变量的动态特征, 探究不同金融市场发展状况对中国金融整体形势及金融风险的影响力变迁。研究发现, 样本期内货币供应量一直是影响中国金融形势最主要的因素, 同时, 非传统金融市场、外汇市场的影响程度日益加深; 值得注意的是, 在国际金融危机期间, 外部因素对中国金融形势表现出主导性的影响。

关键词: 金融形势; DMS-TVP-FAVAR; 动态特征

JEL 分类号: G32; E44; E51

一、引言

如何准确判定中国的金融形势和金融风险对中国和世界都有重要意义。2017年5月, 穆迪下调中国主权信用评级, 这是近30年来国际主要评级机构首次下调中国的主权评级。9月, 标准普尔也宣布将我国主权信用评级下调。两次评级下调都激起中国政府部门和媒体的强烈驳斥, 争议的焦点在于评级的理论和方法是否符合中国实际, 对于中国这样一个快速发展的经济体, 对金融形势的研判需要有动态变化的眼光, 而不能仅仅根据传统模型和历史数据做静态的、后顾式的分析。¹这两次评级下调事件带给学术界的思考是: 如何建立一套既遵循国际主流方法、又切合中国国情的科学衡量体系来判断中国的金融形势? 中国的金融形势呈现哪些动态特征? 其演变机理是什么?

自从 Goodhart 和 Hofmann(2001)最早提出用“金融形势指数”方法衡量金融运行状况以来, Montagnoli 和 Napolitano (2004)、Boivin 和 Ng (2006), 以及 Koop 和 Korobilis (2014) 在方法上做了许多改进, 并将此用于发达经济体的金融形势测度。在国内, 封北麟和王贵民 (2006),

¹参见财政部网站 http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201705/t20170525_2608572.htm 和 http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201709/t20170922_2709852.htm。

巴曙松和韩明睿（2011）、郭晔和杨娇（2012）、李建军（2008）、卞志村等（2012）、余辉和余剑（2013）、肖强和司颖华（2015）等对金融形势指数方法进行了适用于中国的改进。但综合国内外的研究，我们发现其中依然存在一些问题，最大的问题在于国外的方法适用性较差。传统模型主要适用于成熟经济体，金融制度和金融结构相对稳定，影响金融形势的变量组成和它们的权重不会发生系统性变化，因此模型可以顺利进行外推预测。然而，对于新兴市场国家，在一个不长的时期内，金融制度和金融市场可能发生较大的变化，选择哪些变量和这些变量的权重都将相应的动态调整，导致传统模型外推效果很差。于是存在一个矛盾：单独的金融形势指数数值本身并无意义，需要不同时点值相比较才能得出有价值的结论，因此在考察期内模型需要相对稳定；但是对于结构性变化较快的新兴市场国家，又必须适时纳入新的金融形势影响因素并调整各因子权重，如何能兼顾这二者？如何动态引进新的因子、科学设定权重，且保持模型相对稳定性是测算中国金融形势指数必须要解决的问题。

本文采用基于时变因子增广向量自回归（DMS-TVP-FAVAR）的新方法测算了中国金融形势指数。这种方法能够基于金融制度、结构发生的新变化，动态引入新的因子，而不破坏模型基本结构。模型的使用者可以根据形势变化加入认为重要的新变量，如果它确实对金融形势有较大影响，模型运算时会给它赋一个较大的权重，如果不重要则权重较低，模型整体结构不需要重构；对于曾经权重较大的变量，如果连续若干期的权重都变得较小，说明它对金融形势的影响趋于消失，可考虑删减这个变量。总之，该方法使用的模型是开放式的、前瞻性的，更适应研究中国问题的需要。

本文改进了中国金融形势指数的编制方法，测算了1996至2016年中国金融形势的变化趋势，并且通过影响因子权重的动态变化，分析不同类型的金融市场发展对中国金融整体运行的影响力。我们构造的中国金融形势指数包含货币政策、外汇市场、货币市场、银行市场、股票市场、债券市场、非传统金融市场、房地产市场和国际环境等9大类一级指标。我们发现，样本期内货币供应量一直是影响中国金融形势变化的最主要变量，而随着金融发展程度提升，影响金融形势的其他关键变量出现由传统的银行市场、股票市场变量向非传统金融市场、外汇市场转变的趋势。值得注意的是，在2009年国际金融危机前后，外汇市场、国际金融环境因素对中国金融形势的影响表现出较强的主导性。

本文的主要贡献是改进了适用于中国的金融形势指数编制方法，展现中国金融形势从上世纪90年代至今的动态变化，并解释这些动态变化的成因。通过分析中国金融形势的动态特征，我们可以看到不同时期各个经济变量影响力权重的动态变化，反映了不同金融部门或各类型金融市场在中国金融体系中的地位变迁，进而展示出金融风险在哪个部门或市场萌生、如何在部门和市场间传导。与既往文献不同，我们将数据频率由季度缩短到月度，便于及时判断金融形势并作出预测，提高了方法的实用性。这些工作对货币政策制定和金融监管是有价值的。

后文的结构如下：第二部分梳理了金融形势指数与中国金融形势动态特征的相关文献；第三部分介绍了本文用时变因子增广向量自回归模型构建中国金融形势指数的方法；第四部分展示中国金融形势的动态特征；第五部分对不同时期影响中国金融形势的因子权重变化进行解读；第六部分是总结。

二、文献回顾

国外文献常用编制金融形势指数的方法来刻画金融整体运行状况。Goodhart & Hofmann(2001)最早使用短期利率、实际有效汇率、房地产价格和股票价格四个变量,基于总需求方程缩减式和VAR脉冲响应分析的方法计算指数,这个指数包含了未来经济产出和金融形势的宏观信息。之后,一系列文献对编制金融形势指数的方法进行了改进。例如, Montagnoli & Napolitano (2004)将卡尔曼滤波方法用于动态VAR的估计中,允许金融变量的权重随时间变化,构建的指数能够更好的解释产出缺口及拟合泰勒规则。Boivin & Ng (2006)指出由于随机误差相关性的存在,使用所有变量构建金融形势指标并不总是能够获得最优的指数,应允许对模型的变量进行动态选择或者动态平均。Koop & Korobilis (2014)运用动态模型选择的TVP-FAVAR模型构建了金融形势指数,不仅考虑变量权重的时变性,还允许模型指标的动态选择,该方法测算出的金融形势指数对宏观经济变量的预测结果要强于普通的VAR和FAVAR模型。

国内学者近年来也开始编制金融形势指数来评估中国的金融运行状况,方法大体沿袭国外,主要有三种:(1)以VAR模型的脉冲响应为基础构建金融形势指数,如封北麟和王贵民(2006)、巴曙松和韩明睿(2011)、郭晔和杨娇(2012)等,这些研究都没有涉及到因子权重的动态变化;(2)将金融形势作为模型变量,运用状态空间模型、残差回归模型等等回归方法构建指数,如李建军(2008)、卞志村等(2012)、余辉和余剑(2013)等;(3)使用动态因子模型确定权重,构建金融形势指数,如肖强和司颖华(2015)。

表1列举了国内外代表性文献中金融形势指数的指标选择和编制方法。

表1 金融形势指数的指标选择和编制方法文献列表

作者	指标体系	编制方法
Mayes D. G.& Vir n M. (2000)	短期利率、实际有效汇率、实际房屋销售价格、实际股票价格	基于IS曲线的需求方程缩减式
Montagnoli A.& Napolitano O. (2004)	实际有效汇率、实际股票价格、实际房屋销售价格	带有卡尔曼滤波的动态VAR脉冲响应
Gauthier C.el (2004)	短期利率、长期利率、汇率、资本市场、房屋销售价格	基于缩减的需求方程、VAR、因子模型三种方法
Holz M. (2005)	货币市场利率、股票价格与其估值的偏离、实际有效汇率指数、信贷增速	构建指数计算公式,运用线性回归模型拟合
Goodhart C. & Hofmann B. (2008)	利率、资产价格、信用指标、流动性溢价等20个指标	基于时变系数的TVP-FAVAR模型
Swiston A J. (2008)	贷款标准、同业拆借利率、实际有效汇率、投	VAR的脉冲响应分析

作者	指标体系	编制方法
	资收益率、高收益债券利差、实际股票收益率	
Guichard S.&Turner D. (2008)	实际短期利率、实际长期利率、实际有效汇率、高收益债券利差	VAR 的脉冲响应分析
English W. el (2009)	利率、汇率、风险溢价、资产价格、家庭部门和企业信贷、银行部门表现等 47 个指标	主成分分析
Beaton K. el (2009)	商业票据利率、商业贷款利差、消费贷款标准、金融资产	结构 VECM 的脉冲响应分析
Beaton K.el (2009)	联邦基金利率、商业借贷利率、总贷款标准、金融资产、按揭利率、实际有效汇率	基于美国经济模型的脉冲响应分析
Hatzius J.el (2010)	包含利率、金融资产价格、汇率和调查数据在内的 28 个指标	动态因子模型
Matheson T. (2013)	包含利率、股票指数、PPI、房屋销售价格、VIX、银行调查数据等 30 个指标	动态因子模型
封北麟和王贵民 (2006)	货币供应量、房价、汇率、短期利率、股价	VAR 的脉冲响应分析
李建军 (2008)	净金融投资占均衡 GDP 的比例、跨境流动资金占贸易总额的比率	构建指数计算公式, 运用线性回归模型拟合
巴曙松和韩明睿 (2011)	利率、汇率、房价、股价、货币供应	SVAR 的脉冲响应
刁节文和章虎 (2012)	利率、汇率、资产价格、货币供给	缩减的总需求模型
郭晔和杨娇 (2012)	房价、汇率、短期利率、股价	VAR 脉冲响应
卞志村等 (2012)	房价、汇率、短期利率、股价	状态空间模型
余辉和余剑 (2013)	产出、利率、汇率、房价、股价、货币供应	时变参数状态空间模型
肖强和司颖华 (2015)	房价、汇率、短期利率、股价、货币供应	动态因子模型

就中国的金融形势指数而言, 目前研究的局限性在于以下 4 个方面:

首先, 评价体系尚不够系统全面。多数研究只是从货币供给、信贷、股票和债券市场这几个有限的维度评析金融市场的运行状况, 无法对金融整体运行形势形成一个综合评价。主要原因在于当系统模型中变量增多时, 运算难度会大大提高。

其次, 指标体系和指标权重都是相对固定的, 较少考虑指标体系模型的动态选择, 不能及时反映金融制度和结构的变化。发达经济体的金融制度和结构相对稳定, 其指标选取及权重确

定也相对稳定，但直接套用其模型用于中国就可能不再适用。因此更合理的金融形势指数至少需要体现出动态性、前瞻性。

第三，由于采用了固定指标和固定权重，就不能呈现不同金融市场变量随时间的权重变动情况，无法展示它们在中国金融体系中的动态地位变化，而这正是中国过去若干年金融发展的核心问题。

最后，大多数研究使用季度数据，缺乏时效性。金融形势指数预测是制定货币政策和金融风险管理的参考工具，但使用季度数据显然频率偏低，如能使用月度数据则会提高方法的实用价值。

基于上述分析，借鉴国外最新研究方法，将不同金融市场的核心变量进行综合，构建指标体系选取灵活、权重可动态变化的中国金融形势指数，与时俱进地评价中国金融整体运行状况、展现各金融变量影响力的动态特征是本文的主要工作。

三、中国金融形势指数的编制方法

金融形势指数是使用一揽子变量构建出的一个能够综合反映金融整体形势的指标。其基本的计算形式如下：

$$F_t = \sum_i^K w_i \cdot x_{it} \quad (1)$$

其中 x_{it} 为金融变量， w_i 为该变量的权重系数为金融变量， K 为构建指数的金融变量的个数， t 为时间。编制金融形势指数有两个关键工作，一是确定能够反映金融形势的代表性金融变量，二是确定所选金融变量的权重。

（一）代表性金融变量的选择

编制中国的金融形势指数必须选择符合中国金融体系特征、能够准确反映金融形势的变量。在既有文献基础上，本文把金融变量划分9个大类，分别是：货币政策、外汇市场、货币市场、银行市场、股票市场、债券市场、非传统金融市场、房地产市场和国际环境，每一类中选取有代表性的指标变量，9大类共选取36个指标，具体指标变量如表2所示。

表2 编制中国金融形势指数的金融变量选取

类型	变量	变量经济含义和度量方法
货币 政策 变量	流通中的现金	M0的同比增长率
	狭义货币	M1的同比增长率
	广义货币	M2的同比增长率
	基准利率	央行公布的1年期贷款基准利率

类型	变量	变量经济含义和度量方法
	社会融资规模	社会融资规模存量增长率
外汇市场和资本流动	实际有效汇率	人民币实际有效汇率变化率
	外汇储备	外汇储备规模变化率
	QDII	QDII 规模变化率
	QFII	QFII 规模变化率
	外商直接投资	实际使用外商投资规模变化率
货币市场	Shibor 溢价	Shibor 利率-1 个月国债利率
	央行票据溢价	央行票据利率-1 个月国债利率
	同业拆借	银行间同业拆借成交金额增长率
银行业	存款余额	存款余额增长率
	贷款余额	贷款余额增长率
	理财规模	理财产品规模增长率
	委托贷款余额	委托贷款规模增长率
股票市场	沪深 300 指数	沪深 300 指数收益率
	上证综指	上证综合指数收益率
	深证综指	深证综合指数收益率
	股票总市值	A 股总市值变化率
	股票成交额	A 股成交额变化率
	股票市场市帐率 (PB)	股票市场整体市帐率
	股票换手率	上证股票流动换手率
债券市场	国债基准利率	1 个月国债收益率
	债券期限溢价	1 年期国债利率-1 月国债利率
	债券信用溢价	企业 AAA 债券收益率-1 月国债利率
	债券市值	人民币债券市值增长率
	成交数量	国债成交金额增长率
非传统金融市场	期货市场规模	全国期货成交金额增长率
	基金总规模	基金管理的总资产增长率
	保费收入	全国保费收入增长率
房地产市场	房地产价格	国房景气指数增长率

类型	变量	变量经济含义和度量方法
国际金融环境	全球投资者风险偏好	CBOEvix 指数变动率
	全球基准利率水平	美国联邦基金利率
	投资者信心指数	中国投资者信心指数总指数增长率

(二) 金融形势指数测算方法

本文用动态模型选择的因子增广向量自回归模型 (DMS-TVP-FAVAR) 测算中国金融形势指数(CFCI)。该方法的基础是带有时变系数的因子增广向量自回归模型 (TVP-FAVAR), 模型基本形式如下:

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 x_t 是由构建指数的各金融变量组成的 $n \times 1$ 维向量。 y_t 是模型追踪的宏观经济变量, 用以评价金融形势好坏的政策目标, 一般由产出和通胀水平构成, $y_t = (g_t, \pi_t)'$, 其中可用。本文通过 x_t 对 y_t 的追踪拟合效果在模型中确定 x_t 的动态权重。 f_t 是金融形势指数。 u_t, ε_t 为方差随时间变动的正态分布误差项, $u_t \sim N(0, V_t), \varepsilon_t \sim N(0, Q_t)$, 其中 V_t, Q_t 均为对角矩阵。

为考虑金融变量与宏观经济变量间的动态联系, 适应新兴市场国家快速发展时期的金融结构和制度的动态变化, 允许模型回归的系数随时间变化, 因此定义回归系数的变化路径如 (3) 式。令 $\lambda_t = [(\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)']'$, VAR 模型的系数为 $\beta_t = [c_t', \text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})']'$, 系数随时间变动的形式如 (4) 式:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

其中 $v_t \sim N(0, W_t), \eta_t \sim N(0, R_t), W_t, R_t$ 为对角矩阵。

我们借鉴 Koop & Korobilis (2010) 提出的卡尔曼滤子的方法来估计以上的 TVP-FAVAR 模型。卡尔曼滤子的基本思想是: 首先假定系数的初始估计值 f_0, λ_0 和 β_0, V_0 和 Q_0 , 以此计算出初始 f_t ; 然后再根据 f_t 运用方差最小化方法估计出各误差项的方差矩阵 V_t, Q_t, W_t 和 R_t , 以新估计出的方差更新系数的估计值 λ_t 和 β_t , 由此得到更新的 f_t 。

在第一步中, 假定初始估计值如下:

$$f_0 \sim N(0, \Sigma_{0|0}^f)$$

$$\lambda_0 \sim N(0, \Sigma_{0|0}^\lambda)$$

$$\beta_0 \sim N(0, \Sigma_{0|0}^\beta)$$

$$V_0 = 1 \times I_n$$

$$Q_0 = 1 \times I_{S+1}$$

运用卡尔曼滤子估计, 进行 $t=1, \dots, T$ 次递归估计。

$$\lambda_t | Data_{1:t-1} \sim N(\lambda_{t|t-1}, \Sigma_{t|t-1}^\lambda)$$

$$\beta_t | Data_{1:t-1} \sim N(\beta_{t|t-1}, \Sigma_{t|t-1}^\beta)$$

其中 $\Sigma_{t|t-1}^\lambda = \Sigma_{t-1|t-1}^\lambda + \widehat{W}_t$, $\Sigma_{t|t-1}^\beta = \Sigma_{t-1|t-1}^\beta + \widehat{R}_t$ 。

第二步, 给定 $t+1$ 的系数的估计值, 对 $t=T-1, \dots, 1$ 进行迭代估计, 不断更新 λ_t 和 β_t , V_t 和 Q_t 的估计值。运用更新后的参数值求出 f_t 。

$$\lambda_{it} | Data_{1:T} \sim N(\lambda_{i,t|t+1}, \Sigma_{ii,t|t+1}^\lambda)$$

$$\beta_{it} | Data_{1:T} \sim N(\beta_{i,t|t+1}, \Sigma_{ii,t|t+1}^\beta)$$

以上只是对单一的 TVP-FAVAR 的估计, 在本文指数构建中, 不仅允许变量的系数进行动态变化, 同时考虑对构成指数的金融变量进行动态选择。过去对目标变量没有影响或者影响很小的指标, 随着时间的变化, 如影响程度变大会加入到模型中; 而以往对目标变量影响较大的变量可能会失去影响力而从指标体系中剔除。为了使金融变量指标体系动态变化, 我们对是否考虑每个金融变量指标的每一种可能都构建了一个 TVP-FAVAR 模型, 共计 $M_j = (2^n - 1)$ 个模型。

$$x_t^{(j)} = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t^{(j)} + u_t \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t^{(j)} \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1}^{(j)} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p}^{(j)} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中 $x_t^{(j)}$ 是 x_t 的子集, $f_t^{(j)}$ 是由模型 j 得到的指数。对于这 M_j 个 TVP-FAVAR 模型, 每一个都是用卡尔曼滤波进行估计, 运用动态模型选择, 选择在每一时期 t 最优的模型 (j)。本文用 Raftery (2010) 的方法进行动态模型选择 (DMS)。该方法的核心是基于 $t-1$ 期信息计算出每个模型在 t 期被使用的概率 $P_{t|t-1,j}$, 在每一期选择 $P_{t|t-1,j}$ 最高的模型作为构成金融形势指数的指标体系。由于 $\pi_{t|t-1,j}$ 是随时间动态变化的, 因此我们可以在不同的时点选用不同模型, 构成金融形势指数的指标体系也具有时变性。

$$P_{t|t-1,j} = \frac{P_{t-1|t-1,j}^\alpha}{\sum_{l=1}^J P_{t-1|t-1,l}^\alpha} \quad (8)$$

每个模型的 $P_{t|t,j}$ 由模型的拟合度计算。

$$P_{t|t,j} = \frac{P_{t|t-1,j} r_j(Data_t|Data_{1:t-1})}{\sum_i P_{t|t-1,j} r_i(Data_t|Data_{1:t-1})} \quad (9)$$

其中 $r_i(Data_t|Data_{1:t-1})$ 是模型 j 的拟合优度。由于我们关注的是金融变量与宏观经济变量之间的关联性，因此在这里使用对宏观经济变量的最大似然预测能力作为拟合优度的代表。

根据动态模型选择的方法，对所有金融变量可能构成的变量指标体系进行动态模型选择，以最大概率 $P_{t|t-1,j}$ 对应的模型作为该时点金融形势指数的指标体系，由此将指标动态选择、系数动态变化的FAVAR模型应用到金融形势指数的构建中，更加科学准确的反映金融变量和宏观经济的联系，构建出更有效的金融形势指数。

四、中国金融形势的动态特征

4.1 数据来源和描述统计

基于上一节的方法，我们使用1995年12月至2016年12月的月度数据，测算了中国金融形势指数，并分析其动态变化特征。表3是指标变量的描述统计。

表3 指标变量统计描述

类型	变量	样本区间	均值	最大值	最小值	标准差
宏观经济变量	产出增长速度	1995M12-2016M12	12.02	29.2	-2.93	4.55
	通货膨胀率	1995M12-2016M12	0.1693	2.6	-1.8	0.7790
货币政策变量	流通中现金	1995M12-2016M12	11.01	42.5	-17.6	6.02
	狭义货币	1995M12-2016M12	15.12	38.96	1.2	6.44
	广义货币	1995M12-2016M12	16.89	29.74	10.1	4.32
	基准利率	2004M5-2016M12	6.30	12.06	4.35	1.59
	社会融资规模	2002M1-2016M12	1.97	270.61	-201.61	80.54
外汇市场和资本流动	实际有效汇率	1995M12-2016M12	0.04	85.26	-48.60	19.28
	外汇储备	1995M12-2016M12	2.52	7.07	0.04	2.40
	QDII	2005M1-2016M12	3.29	60.08	-7.20	7.26
	QFII	2003M7-2016M12	1.84	52.08	-15.32	6.40
	外商直接投资	1997M1-2016M12	1.70	75.50	-310.36	80.29

类型	变量	样本区间	均值	最大值	最小值	标准差
货币市场	Shibor 溢价	2006M3-2016M12	1.24	4.70	0.22	0.79
	央行票据溢价	2002M1-2016M12	0.64	1.74	-0.94	0.46
	同业拆借	2015M12-2016M12	-0.42	42.23	-40.38	27.26
银行业	存款余额	1991M1-2016M12	1.32	7.23	-1.91	1.13
	贷款余额	1991M1-2016M12	1.21	5.56	-1.38	0.87
	理财规模	2008M1-2016M12	3.35	26.79	-9.85	6.00
	委托贷款余额	2012M12-2016M12	1.51	147.32	-169.97	67.99
股票市场	沪深 300 指数	2005M1-2016M12	1.28	27.93	-25.85	9.42
	上证综指	1995M12-2016M12	0.68	27.81	-28.28	8.20
	深证综指	1995M12-2016M12	1.13	36.05	-31.24	9.72
	股票总市值	1995M12-2016M12	1.92	27.88	-20.99	7.39
	股票成交额	1995M12-2016M12	2.52	268.41	-149.01	53.30
	股票换手率	2007M1-2016M12	17.25	66.59	2.90	11.45
债券市场	国债基准利率	2002M1-2016M12	2.23	4.77	0.73	0.78
	债券期限溢价	2002M1-2016M12	0.26	1.17	-1.06	0.32
	债券信用溢价	2006M3-2016M12	0.83	1.94	0.10	0.37
	债券市值	2002M1-2016M12	1.68	10.33	-3.10	2.08
	成交数量	1997M6-2016M12	1.34	580.54	-534.33	89.05
非传统金融市场	期货市场总体规模	2001M1-2016M12	2.66	103.30	-150.49	31.83
	基金总规模	2012M12-2016M12	2.53	17.14	-17.63	6.47
	保费收入	1999M1-2016M12	2.72	79.12	-268.91	64.21
房地产市场	房地产价格	1995M12-2016M12	-0.02	6.07	-3.86	0.87
国际金融环境	全球投资者风险偏好	1995M12-2016M12	0.04	85.26	-48.60	19.28
	全球基准利率水平	1995M12-2016M12	2.52	7.07	0.04	2.41
	投资者信心指数	2008M5-2016M12	0.36	44.63	-36.68	12.64

注：宏观经济、货币政策、外汇市场、货币市场变量、国际金融环境数据来源于 CEIC，其余变量数据来源于 WIND。月度的产出增长速度用工业增加值增速代理，通货膨胀率用 CPI 衡量。

4.2 中国金融形势指数测算结果

根据中国金融形势指数的计算方法，指数升高意味着金融形势宽松，金融发展速度较快；指数下降意味着金融形势紧张，金融发展速度趋缓。根据 Koop (2013) 构建的金融形势指数与美国金融发展水平的后顾性验证，金融形势指数的极端值有很强的预警、指导意义，其中指数

极小值一般与金融市场萧条和危机联系，极大值出现则代表金融发展过热，出现泡沫。本文以5%的显著水平定义极小值，分位数为-0.4714；95%的显著水平定义极大值，9分位数为0.5728。金融形势指数位于5%分位数以下，表明金融形势紧张，容易出现金融危机；而高于95%分位数，表明金融发展过于活跃，金融资产泡沫较多，金融体系也具备一定脆弱性。图1展示了本文测算的中国金融形势指数（FCI）走势。

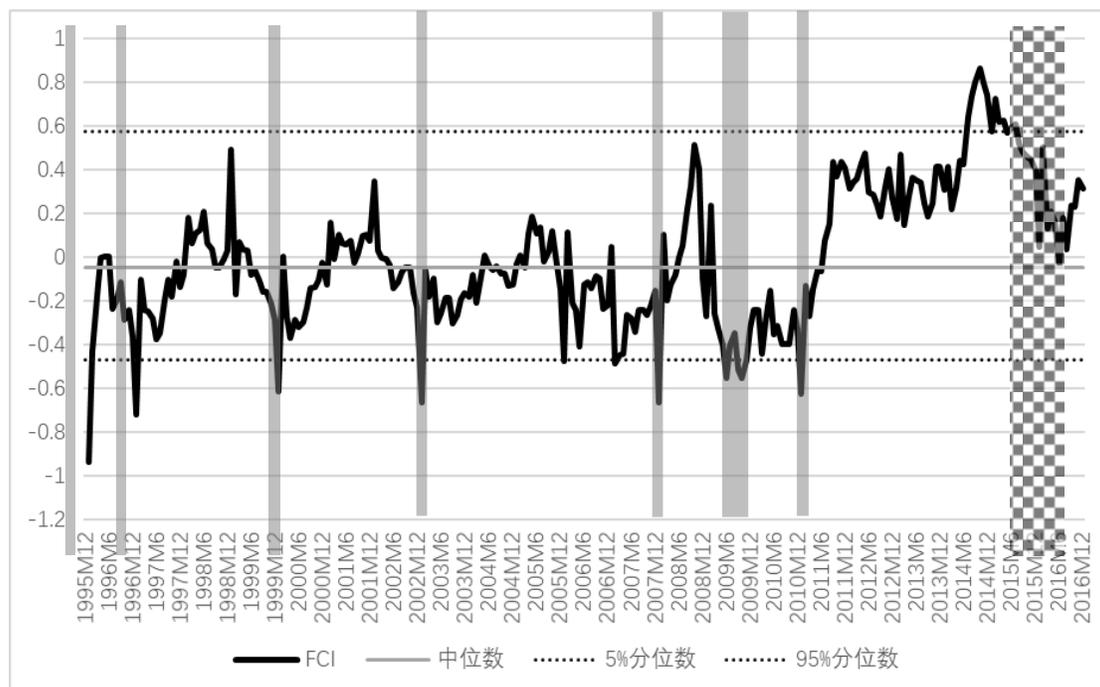


图1 中国金融形势指数动态特征

根据测算的中国金融形势指数（FCI）走势，1996年以来，FCI呈现一定的周期性波动变化趋势，2011年后FCI持续上升，金融形势宽松，发展趋向活跃。1996年至1998年，此时中国金融市场处于起步阶段，金融形势指数值小于0，金融市场活跃程度低，在此期间还出现了两次金融抑制，金融发展极不活跃。1998年-2007年，中国金融形势呈现周期性波动，金融市场宽松、活跃的发展，金融形势指数波动增长，随后监管部门加强监管，市场活跃情绪放缓，指数下降。从宽松-紧张-宽松-紧张，周期性反复，此阶段FCI一直没有超过极大值，没有高速发展带来的金融过热、泡沫堆积，金融危机隐患较小。但在2000年3月与2003年12月FCI数值跌至5%分位数以下，金融市场极度紧张，出现金融抑制现象。2008年-2010年金融危机期间，金融形势指数先是快速跃升，在2008年10月达到波峰0.5342，接近极端值，金融环境宽松、金融市场过度活跃。随后，金融形势指数出现断崖式下跌，在2009年4月-2009年11月，金融形势指数均位于5%临界值以下的金融危机区间，由于前一阶段金融高速增长的风险释放，金融危机出现。2009年12月-2014年3月，金融危机后金融市场有所恢复，金融形势指数缓慢回升。2014年4月至2016年底，FCI整体保持在0以上，金融市场蓬勃发展，市场活跃性较高。

五、金融形势影响因子的动态变化

5.1 影响因子的权重变化

本文中国金融形势指数采用了 Koop & Korobilis (2010) 提出的 DMS-TVP-FAVAR 方法进行估计, 允许不同时期各类影响因子权重出现动态变化。不同时期金融形势影响因子权重的动态变化, 反映了不同金融市场发展对中国金融整体形势的影响力的变迁。动态选择模型中, 每一因子都以一定的概率加入模型, 以使得对目标变量的追踪最优化, 而每一因子进入模型的概率可作为权重的体现, 图 2 显示了除货币政策变量以外的 8 个因子变量进入模型的动态概率变化², 图 3 为根据因子进入模型的概率计算出的各因子动态权重。

$$w_{t,j} = \frac{P_{t,j}}{\sum_{l=1}^J P_{t,l}} \quad (10)$$

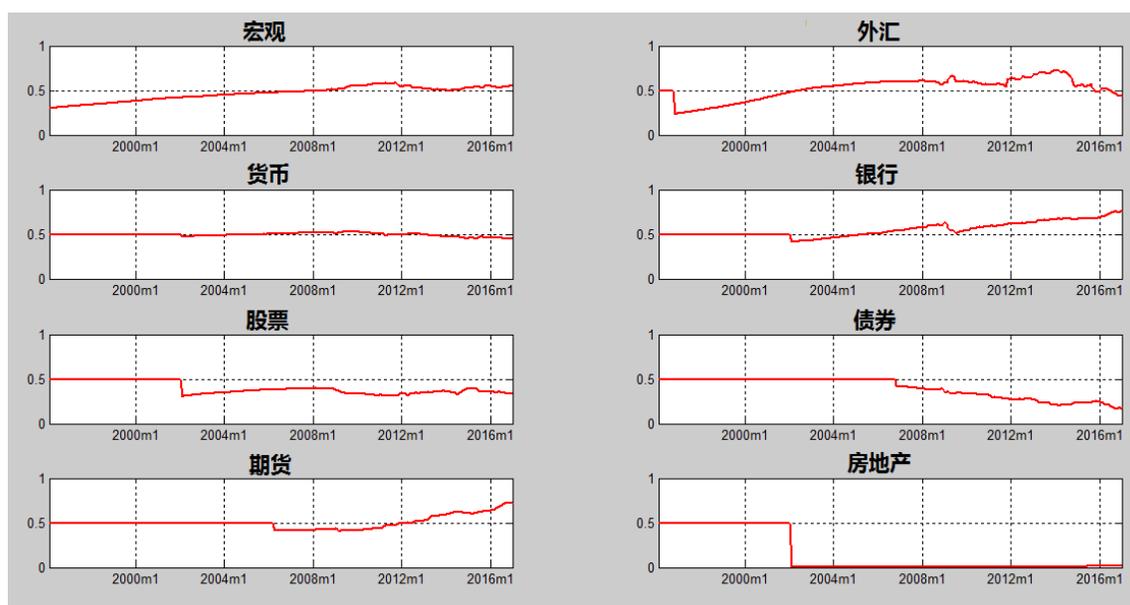


图 2 金融形势影响因子进入模型的动态概率

² DMS-TVP-FAVAR 模型会选择一个变量以确定概率 1 进入模型, 以保证指标体系中至少有 1 个变量。在本文的金融形势模型中, 根据拟合优度选择货币政策变量中的 M2 作为模型的必备变量, 因此不对比货币政策变量进入模型的动态概率。

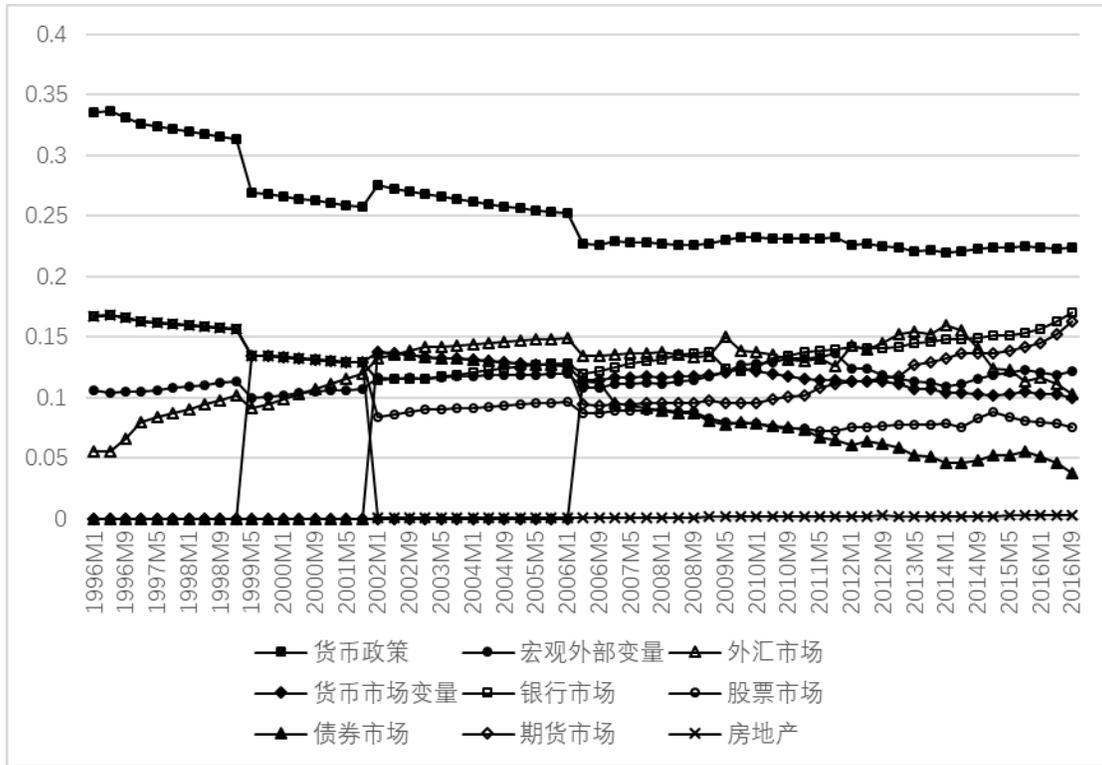


图3 根据进入模型概率计算的动态权重

首先，为考量金融形势影响因子对中国金融形势发展的整体影响力，根据时变的因子动态权重计算出1996-2016期间的平均权重。

$$\bar{w}_j = \frac{w_{t,j}}{\sum_{t=1}^T w_{t,j}} \tag{11}$$

各因子的平均权重分布如图4，可以看出对中国金融形势影响力最大的为货币政策变量（占比25%），其次为银行市场、外汇市场和宏观外部变量。我们可以直观的得出几个结论：（1）基础货币及整个市场的流动性对金融形势有重大影响，因此，货币政策在FCI中的权重较大，是影响金融形势的最主要变量；（2）中国银行市场的影响力大于股票市场和债券市场，反映出中国银行主导型金融体系的特征；（3）股票市场的平均权重有10%，而债券市场仅为6%，可见债券市场相对股票市场发展滞后；（4）期货市场等非传统金融市场对金融形势的影响中也开始占据一定地位。

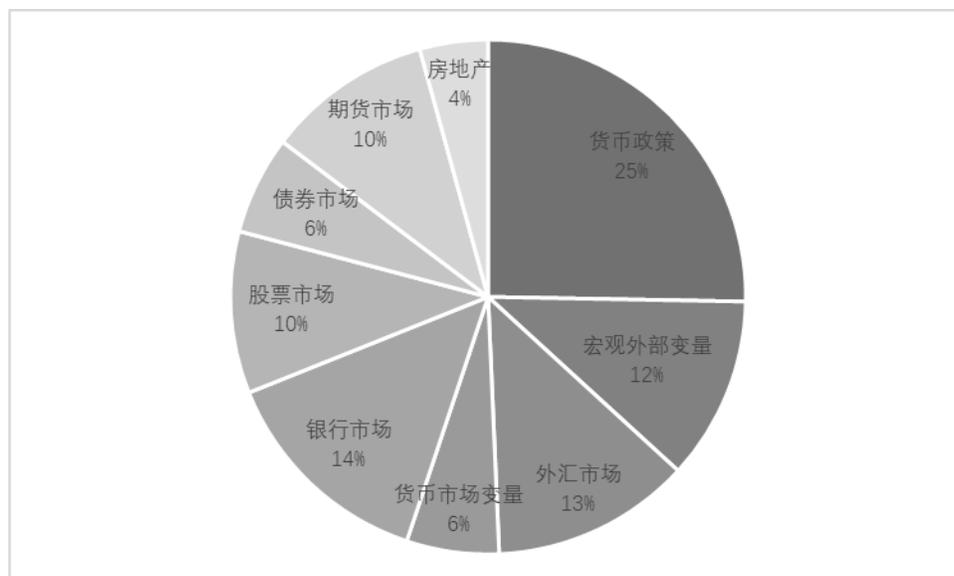


图4 各影响因子的平均权重

其次，金融形势影响因子权重的动态变化反映出不同金融因素对中国金融形势影响力的变迁，结合图2、3可归纳出1996-2016年间影响因子的动态变化特点：（1）货币政策一直都是最重要的影响因子，但是权重占比呈现下降趋势；（2）外汇市场、期货市场、银行市场以及宏观外部因素对金融形势的影响力呈现逐步上升趋势；（3）股票市场、债券市场的权重有所减弱；（4）货币市场的影响力基本维持稳定，而房地产价格指数对金融形势的影响一直很小。

5.2 影响因子变化的机理分析

为进一步分析我国金融形势动态变化机理，理解不同金融因素对中国金融形势影响力的变化，我们根据影响中国金融形势最重要的三大因素来划分中国金融形势发展阶段，表4为不同时期影响中国金融形势的前三大市场的动态变化。

表4 分时期金融形势的前三影响因子

阶段	第一大权重	第二大权重	第三大权重
1996M1-2001M12	货币供应量	银行市场	股票市场
2002M1-2009M5	货币供应量	外汇市场	银行市场
2009M6-2014M9	货币供应量	外汇市场、国际环境、银行市场交替变化	
2014M10-2016M12	货币供应量	银行市场	非传统金融市场

第一阶段，1996年1月至2001年12月，中国金融初步发展阶段。这一阶段，中国金融整体增速缓慢平稳，货币供应量、银行市场以及股票市场是影响金融业发展的主要变量。货币供应量影响力最大，占据基础性地位，该阶段的平均权重为29.49%。其次为银行市场（15.74%），

股票市场(14.24%)³。金融市场的丰富度与活跃度不足,主要的金融行为是银行间接融资以及和股票市场直接融资,国际环境、汇率以及金融衍生产品对金融形势影响较小。

第二阶段,从2002年1月至2009年5月,金融形势的前三大影响因子分别是货币供应量(23.24%)、外汇市场与资本流动(13.89%)以及银行市场(12.87%)。货币供应量依然占据第一权重的地位,此阶段最重要的变化是外汇储备与外商直接投资重要性快速提升,外汇市场跃升成为影响中国金融形势的第二大市场。导致外汇市场影响力提升的关键性事件是2001年中国加入WTO,中国产业正式对外开放,国际贸易与投资快速增长,由于经常项目的巨额顺差,外汇储备持续增多,大量的资本流入使得外汇市场在中国金融中的地位凸显。此阶段,由于人民币汇率基本盯住美元,汇率波动幅度小,实际有效汇率的变动不大。因此,外汇市场与资本流动对金融形势的影响主要是通过资本渠道。而2005年9月后,外汇市场与资本流动因子的影响力进一步提升,中国金融市场多元化程度提升,各影响因子对金融形势的影响力都在10%上下。此时,外汇市场影响力提升主要由于2005年汇率形成机制改革,人民币从盯住美元汇率转为参考一篮子货币,有管理的浮动汇率制度。由于汇率机制改革,汇率弹性增大,波动幅度增大,汇率对整个金融形势的影响力增大。

第三阶段,2009年6月至2014年9月是银行市场、外汇市场、国际环境的交错波动阶段,国际环境对金融形势的影响力迅速提升。受国际金融危机影响,中国金融形势运行趋势与内部结构出现了较为剧烈的变动。虽然货币供应量仍然是金融形势的首要影响因素,但该阶段仍表现出强烈的影响力交错特点,银行市场、外汇市场、国际金融环境三大市场的影响力交错变动。国际金融环境、外汇市场与银行市场的权重在11%-16%的区间内动态变化,波动性较大(参见图5),具体看来,银行市场权重不断增加,表明金融危机期间,出于防范金融风险、隔离国际危机传导目的,许多金融资产从非传统金融市场与资本市场回流到银行市场,银行市场重要性有所提升。外汇市场对中国金融形势的影响力波动上升,表明金融危机期间,无论资本流动还是汇率变化都有较大程度的波动,对中国金融形势产生重大影响,国际环境变量的影响力的提升是本阶段的突出特征,随着中国逐步建立对外开放的经济体,金融国际化程度与自由化程度不断提高,在外部环境出现较为剧烈的变动时,环境变量对国内金融形势影响力会剧烈增加,因此需做好风险隔离措施。

³ 影响因子动态特征机理分析部分的权重为计算后的某一期间平均权重。

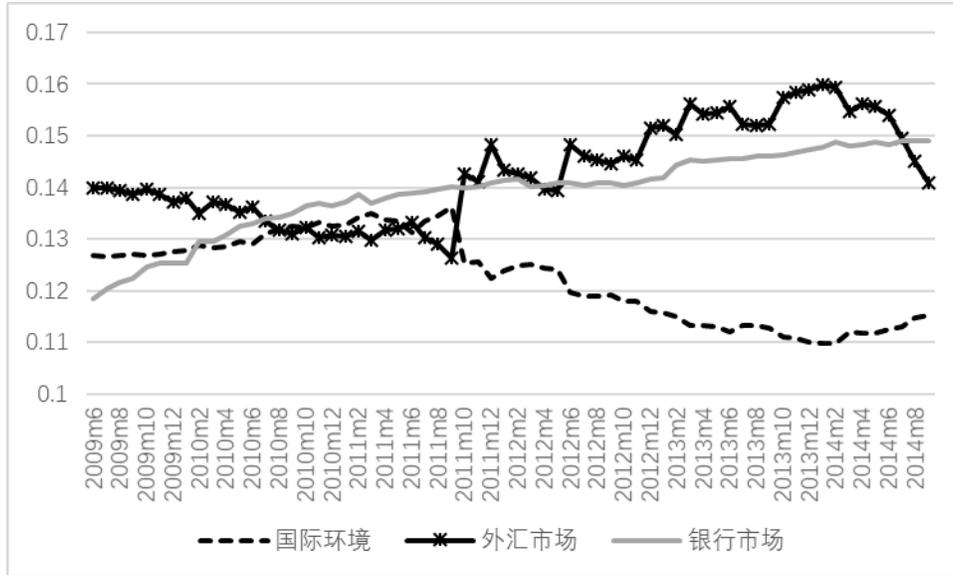


图5 国际环境、外汇市场、银行市场三大因子权重动态变化

最后一个阶段 2014 年 10 月至 2016 年底是非传统金融市场发展阶段，非传统金融市场影响力快速提升，成为新时期影响中国金融形势变化的第三大重要因素。包括衍生品市场、基金市场的非传统金融市场成为我国金融发展的新兴力量。首先是基金市场，从 2014 年开始，基金市场的发展速度骤然提升，公募基金资产净值、基金总数较上年增长了 27% 与 46%，比 2013 年以前年均 20% 的增速有了显著的提升

上述中国金融形势影响因子的动态变化反映出我国金融发展的机理特征如下：

(1) 货币供应量影响程度始终是最重要，说明货币供给闸门的重要性，是政策首要关注点。基础货币及金融市场的流动性对金融形势有很大影响，因此，政策制定者需要把握好货币政策监管框架，通过流动性管理可以较好地管控金融发展与活跃程度。

(2) 绝大多数时期，银行市场都是影响中国金融形势的前三大因子，体现了中国间接融资主导型金融体系的特征，银行在金融发展中的重要地位，信贷供给依然是金融形势好坏的决定性因素。

(3) 2002 年以后，外汇市场占据较重要的地位，主要原因是加入 WTO 之后中国外向型经济发展迅猛，积累了大量贸易顺差，有高额外汇占款，从而倒逼货币投放。另外，2005 年汇率机制改革使得人民币汇率弹性增大，市场化程度提升，外汇市场对金融形势的影响力进一步提升。

(4) 国际金融危机之后，国际环境因素的影响力提升，中国金融与全球联系的程度更加紧密，外部风险更容易传导到国内金融市场。特别是在金融危机时期，风险的跨市场、跨区域的传导更加快速，因此需要在开放中做好风险隔离。

六、结论

根据 1996-2016 年的月度中国金融形势指数,中国金融整体形势呈现周期性波动变化趋势,且各金融因子影响力存在动态变动。从金融形势的影响因子权重动态变化进行分析,货币供应量一直是影响中国形势的最主要变量,说明流动性闸门的重要性,是政策首要关注点。而影响中国金融发展的第二、第三大变量则表现出由传统的银行市场、股票市场向非传统金融市场、外汇市场转变的趋势。中国外向型经济与公募基金等非传统金融市场发展迅速。值得注意的是,在 2009 年国际金融危机期间,外汇市场、国际金融环境对金融发展的影响力表现出强烈的主导性以及波动性。

根据中国金融形势的动态特征可以得到一些政策性建议。首先,中国金融形势表现出了由传统金融市场向非传统金融市场和向外向型金融市场转变的趋势,金融市场乃至实体经济可能受到金融创新与国际市场的冲击,要实现“坚守不发生系统性金融风险底线”的政策目标,需要建立全口径的宏观审慎监管框架,扩大监管范围。利用整体中国金融形势指数,及时判断中国金融市场活跃程度,评估金融形势过冷和过热区间,提前识别潜在风险,指导金融监管部门的工作。其次,鉴于货币供应量在中国金融发展中的基础地位不可忽视,政策制定者需要保持货币政策的稳健性,完善“货币政策+宏观审慎政策”的双支柱框架,以支持金融和实体经济发展。另一方面,需要有配合地逐步推进资本项目与汇率制度改革。从本文的分析可知,国际金融危机期间,中国金融形势受到较大影响,市场发展活跃性极低,波动性较大。随着中国对外开放程度加深,资本可兑换程度提高,汇率机制不断改革,中国不可避免地会受到国际市场冲击,风险跨区域传导速度加快,因此更需要防范外部风险传导影响中国金融发展。

需要指出的是,由于我国的金融市场还处于动态发展过程中,对系统性金融风险的测量测量方法体系还需要进一步完善,才能及时调整,反映出动态特征,从而为相关政策制定提供前瞻性指引。本文利用 DMS-TVP-FAVAR 构建的中国金融形势指数能够在不对前期指标造成结构性突变的情况下,动态选择新指标,动态确定各指标权重,在目前已有的方法体系中,不失为一种较好的追踪中国金融形势动态特征的方法。

参考文献:

巴曙松和韩明睿,2011,《基于 SVAR 模型的金融形势指数》,《宏观经济研究》第 4 期 26-31 页。

卞志村、孙慧智和曹媛媛,2012,《金融形势指数与货币政策反应函数在中国的实证检验》,《金融研究》第 8 期 44-55 页。

刁节文和章虎,2012,《基于金融形势指数对我国货币政策效果非线性的实证研究》,《金融研究》第 4 期 32-44 页。

封北麟和王贵民,2006,《金融状况指数 FCI 与货币政策反应函数经验研究》,《财经研究》第 32 期 12 卷 53-64 页。

郭晔和杨娇, 2012, 《货币政策的指示器——FCI 的实证检验和比较》, 《金融研究》第 8 期 16-28 页。

李建军, 2008, 《中国货币状况指数与未观测货币金融状况指数——理论设计、实证方法与货币政策意义》, 《金融研究》第 11 期 56-75 页。

肖强和司颖华, 2015, 《我国 FCI 的构建及对宏观经济变量影响的非对称性》, 《金融研究》第 8 期 95-108 页。

余辉和余剑, 2013, 《我国金融状况指数构建及其对货币政策传导效应的启示——基于时变参数状态空间模型的研究》第 4 期 85-98 页。

Beaton K, Lalonde R, and Luu C, 2009, “A Financial Conditions Index for the United States” Discussion Papers.

Boivina J and Ng S, 2006, “Are more data always better for factor analysis?” *Journal of Econometrics*, 132(1):169-194.

Boivin J and Giannoni M P, 2006, “Has Monetary Policy Become More Effective?” *Review of Economics & Statistics*, 88(3):445-462.

English W, Tsatsaronis K, and Zoli E, 2009, “Assessing the predictive power of measures of financial conditions for macroeconomic variables” *Investigating the Relationship Between the Financial & Real Economy*.

Gauthier C, Graham C and Ying L, 2004, “Financial Conditions Indexes for Canada” Working Papers.

Goodhart C and Hofmann B, 2002, “Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy” Royal Economic Society Conference.

Guichard S and Turner D, 2008, “Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity” Economics Department Working Papers No.9.

Hatzius J, Hooper P, and Mishkin F S, et al, 2010, “Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis” NBER Working Papers.

Montagnoli A and Napolitano O, 2004, “Financial Condition Index And Interest Rate Settings: A Comparative Analysis” *Money Macro and Finance*

Matheson T, 2013, “New Indicators for Tracking Growth in Real Time” IMF Working Papers No.2:51-71.

Holz M, 2005, “A Financial Conditions Index as indicator for monetary policy in times of low, stable inflation and high financial market volatility”

Koop G and Korobilis D, 2014, “A new index of financial conditions” *European Economic Review*, 71:101-116.

Mayer D G and Virén M, 2000, “The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area” *Review of World Economics*, 136(2):199-231.

Rudebusch G D, 1998, “Do Measures of Monetary Policy in a Var Make Sense? A Reply to Christopher A. Sims” *International Economic Review*, 39(4):943-948.

Swiston A J. A U.S., 2008, “Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due: *Social Science Electronic Publishing*, 08(8/161):1-35.

Modeling China's financial condition dynamics

Luo Yu Gan Jingyun He Qing

(School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Using Dynamic Model Selection-Time Varying Parameters-Factors Augment VAR(DMS-TVP-FAVAR) method, we construct a financial condition index that includes a comprehensive set of financial indicators, and analyze the dynamics of the financial condition index. The empirical results show that money supply plays a dominant role on shaping China's financial condition over 1996-2016. In addition, Emerging financial market and foreign exchange market are increasingly important on China's financial condition. Foreign exchange market and international financial market are particularly important in driving China's financial condition during crisis periods.

Key words: Financial condition, DMS-TVP-FAVAR, Dynamics

JEL coeds: G32, E44, E51

中国系统性金融风险的度量——基于实体经济的视角

何青 钱宗鑫 刘伟

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文综合考虑机构个体风险、联动和传染效应、波动和不稳定性以及流动性与信用等风险因素, 采用主成分分析分位数回归法(PCQR)构造出可以全面反映实体经济运行情况的系统性金融风险指数, 并对系统性风险影响实体经济的传导途径进行了探究。实证结果表明, 该指数能准确、有效地预测未来宏观经济冲击的分布情形。系统性金融风险, 主要是通过信贷这一渠道传导至实体部门, 进而对宏观经济产生负面影响。依据本文构建的指数, 目前中国的系统性金融风险处于中高位, 防范和化解系统性风险, 保持信贷的稳健, 是当前中国宏观经济调控的重要任务。

关键词: 系统性风险; 主成分分析分位数回归法; 实体经济

JEL 分类号: G32, E44, E51

一、引言

经济“新常态”的出现意味着中国经济在经过 30 多年的高速增长后, 迎来了重大转折。虽然中国的 GDP 增速仍维持在 7% 左右, 但经济发展背后隐含着重重风险: 经济结构失衡、产能过剩、房地产泡沫日趋严重、地方政府债务高筑、影子银行风险上升等一系列重大问题逐步凸显。其中, 最为显著的表现就是“金融过热、实体经济遇冷”。缺乏良好经济基础支撑的金融体系脆弱性增强, 同时金融过度自我创新, 加剧经济泡沫化, 也催生各种金融风险。国务院总理李克强(2015)在世界经济论坛 2015 年新领军者年会指出, 最近国际金融市场发生新的波动, 是 2008 年国际金融危机以来的延续。中国资本市场, 特别是股市在 2015 年 6、7 月份也发生异常波动, 中国相关方面采取措施稳定市场, 是为了防止风险的蔓延, 防范系统性金融风险的发生。中国下一步会继续推进发展多层次的资本市场, 而且要坚持市场化和法治化的方向, 努力培育公开透明、长期稳定健康发展的资本市场。周小川(2015)指出, 要从严从实推动金融改革创新, 进一步激发金融活力, 促进金融资源优化配置, 牢牢守住不发生系统性区域性金融风险的底线。由此可见, 如何防范和化解系统性金融风险是当前亟待解决的重大问题。

回答这一问题的关键在于, 如何对整个金融体系的系统性风险进行准确的测度和识别。事实上自 2008 年全球性金融危机以来, 系统性风险就成为学术界和政策制定者共同关注的焦点。学者们针对系统性风险的各种特质构建了多样化的测度方法, 尝试预警系统性风险的触发事件,

以期作为识别系统性风险的替代性指标。这些测度方法确实为监管当局提供了预判或识别系统性风险的技术手段,但大多数测度指标只反映了系统性风险的某个特定方面,再加上系统性风险本身的复杂特性,这些测度方法看似相互独立实则衡量内容上有所交叉,并不能全面准确地反映系统性金融风险。此外,这些测度和识别系统性风险的方法只着重于金融系统本身,而忽视了金融与实体经济之间的内在联系。事实上,当前我国经济发展的症结就在于:实体经济下行压力持续、金融风险不断聚集。若想实现“坚守不发生系统性风险底线”的政策目标,就需要构建出和实体经济紧密联系的系统性金融风险测度方法,并将可以有效识别金融风险对实体经济影响的信息纳入测度指标中。

本文以现有的系统性风险测度方法为基础,检验多个系统性风险测度指标的有效性以及它们对实体经济变动的预测能力,并构造出能准确、有效地预测经济衰退的系统性风险指数。由于系统性风险和实体经济之间存在明显的不对称关系:系统性风险的累积会加重对经济发展的不利冲击,导致经济下行甚至带来严重的经济危机,但系统性风险的缓和并不一定带来经济繁荣。因此,本文采用分位数回归样本外预测的方法构建系统性风险指数,并探究系统性风险对实体经济传导的主要途径。

本文余下部分的安排如下:第二节对相关文献进行综述;第三节介绍构建中国系统性风险指数的方法;第四节进行实证分析;第五节给出结论和相关政策建议。

二、文献综述

(一) 系统性风险的内涵和范畴

早在上世纪70年代,国际清算银行已经开始认识到系统性风险(Systemic Risk)的重要性,并逐渐地将系统性风险的识别和测度纳入到金融稳定政策的制定中(Borio, 2003)。2008年爆发的金融危机给全球金融体系带来了巨大冲击,也极大促进了对系统性风险的研究。然而,学术界和政策制定者对于系统性风险所涉及的内容和范畴却存在一定的争议。从危害范围的角度,伯南克(Bernanke, 2009)和Billio等人(2012)认为,系统性风险是威胁整个金融体系以及宏观经济稳定的一种风险,欧洲中央银行(ECB, 2010)认为,系统性风险是导致金融体系极度脆弱,金融不稳定的风险,严重损害了金融体系运行的能力,进而影响经济增长和社会福利。从风险传染的角度,Steven L. Schwarcz (2008)和Hart和Zingales (2011)认为,系统性风险是指由于金融系统中机构或市场存在内在相关性或联动性,金融体系中单一或部分的机构倒闭及市场崩溃这种尾端事件在机构间传染、在市场间蔓延,导致损失在金融体系中不断扩散,最终使整个系统崩盘甚至对实体经济造成冲击的可能性。从影响实体经济的角度,G20财长和央行行长报告(2011)认为系统性风险是“可能对实体经济造成严重负面影响的金融服务过程受损或中断的风险”。作为全球金融监管机构,金融稳定委员会(FSB, 2009)对系统性风险进行了更为具体的阐述,“经济周期、宏观经济政策的变动、外部金融因素冲击等因素引发一国金融体系激烈动荡的可能性,且这种风险对国际金融体系和全球实体经济都会产生巨大的负外部性”。国际货币基金组织(IMF)、国际清算银行(BIS)和金融稳定委员会(FSB)在2011年共同出具的

报告,将系统性风险定义为金融体系部分或全部受损时引发的大范围金融服务失效并且可能对实体经济产生严重冲击的风险。

从已有的研究成果来看,虽然出发角度不同,学者和监管当局对系统性风险却存在共同的认识:首先,系统性风险关注的对象不局限于单一的机构或市场,而是整个金融体系的全部或重要组成部分;其次,系统性风险具有传染性,个体的损失会引发整个体系的连锁反应,风险由金融系统内所有参与者共同承担;最后,系统性风险会对实体经济产生溢出效应。

(二) 系统性风险的测度和识别

系统性金融风险的测度和识别方法,大体上可以分为预警指标体系法和风险传染测度法。第一种方法通过分析发生过金融危机国家的历史数据,找出影响和预测金融危机的指标,进而构建可以反映金融体系风险综合情况的预警指标体系。比较有代表性的早期危机预警模型包括,KLR模型(Kaminsky等人,1998)、FR模型(Frankel和Rose,1996)和STV模型(Sachs等人,1996)等。国际货币基金组织开发的金融稳健指标采用企业层面的财务数据对金融体系的稳定性进行分析和预警。Illing和Liu(2006)构建的金融压力指数(FSI)则是运用高频的金融市场交易数据来预测金融危机。第二种方法主要侧重于多角度测量金融机构间的风险溢出和传导效应。一些学者基于银行间交易数据建立与资产负债表相关的风险敞口模型,比较具有代表性的是矩阵模型、网络模型和违约强度模型(Lehar,2003;Jeannette Muller,2003)。而另外一些学者则从金融机构收益率的相关性出发测度风险传染的可能性。例如Billio等人(2012)的动态因果指数基于主成分分析法和格兰杰因果检验测度金融机构收益率的相关性。而Adrian和Brunnermeier(2009)的条件在险价值(CoVaR)和Acharya等人(2010)提出的系统性期望损失(SES)和边际期望损失(MES)则强调金融机构收益的尾部相关性。

国内对系统性风险测度的研究起步较晚,主要是参考国外的测度方法,结合我国的经济金融数据进行单一角度的系统性风险度量或建立预警指标。肖璞等(2012)采用CoVaR方法测度了我国上市银行间的风险溢出效应以及单个银行陷入困境时对整个银行体系的风险贡献度。方意等(2012)利用DCC-GARCH模型及随机模拟法对我国金融机构的系统性风险进行了测度。梁琪等(2013)改进了Brownlees和Engle(2011)提出的系统性风险指数SRISK方法,计算了我国上市金融机构的资本短缺程度。梁琪和李政(2014)采用Shapley值分解方法,区分了我国16家上市银行在系统性事件中的参与度和风险贡献度,并发现风险贡献度更适用于评估银行的系统性重要水平。李志辉等(2016)采用基于银行负债端的SCCA(系统未定权益分析)技术,测度多家机构的联合违约风险,动态监测我国银行业系统性风险的演变过程。基于信息溢出的视角,李政等(2016)采用网络分析法分析了我国金融系统各部门的关联特征,并分析关联的影响因素。除了单一测度方法的应用和优化,高国华(2013)和陶玲、朱迎(2016)构建了中国系统性风险监测指标体系,并对系统性风险指标的状态和拐点进行识别。

然而,现有的文献并没有对这些系统性风险指标与实体经济的相关关系进行考察,构造的系统性风险指数或预警指标体系也多是金融部门和宏观经济指标的直接加总,对二者之间的相互关系缺乏系统性的研究。

三、中国系统性风险指数的构建方法

为了构造出可以全面反映实体经济运行情况的系统性金融风险指数，我们采用以下两个步骤。第一步，归纳总结已有的系统性风险测度指标，采用分位数回归的样本外预测分析方法衡量各个测度指标预测宏观经济冲击的有效性。第二步，采用主成分分位回归法（PCQR）提取单个测度指标中能够有效预测宏观经济冲击的不可观测因子，加总并提取这些测度中的有效信息构建系统性风险指数。

（一）分位数回归样本外预测分析方法

一般情况下，系统性风险较高时往往带给实体经济较大的负面冲击，而系统性风险较小时对实体经济却没有太大的影响。因此，采用分位数回归可以更好地评估系统性风险和宏观经济之间存在的非对称关系。此外，样本外预测可以评估这些系统性风险指标对未来宏观经济冲击分布的预测能力，从而为政策制定者提供更好的指标选择。具体方法如下：

记 y_{t+1} 为宏观经济冲击变量， y_{t+1} 小于等于某个数值 y 的概率为 $P(y_{t+1} \leq y)$ ，则 y_{t+1} 的累积分布函数为：

$$F(y) = P(y_{t+1} \leq y) \quad (1)$$

y_{t+1} 的 τ 分位数即为 y_{t+1} 的累积分布函数的反函数，定义为：

$$(y_{t+1}) = \inf\{y: F(y) \geq \tau\} \quad (2)$$

定义 τ 分位数回归的损失函数如下：

$$\rho_{\tau}(x) = x(\tau - I_{x < 0}) \quad (3)$$

其中， $I_{x < 0}$ 为指示函数，

$$I_{x < 0} = \begin{cases} 1, & x < 0 \\ 0, & x \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

则 y_{t+1} 的 τ 分位数函数也可表示为求解如下的最优化问题：

$$Q_{\tau}(y_{t+1}) = \arg \inf_q E[\rho_{\tau}(y_{t+1} - q)] \quad (5)$$

即样本分位数回归就是使加权误差绝对值之和最小化，方程（5）可等价于：

$$\min\{\sum_{y_{t+1} \geq q} \tau |y_{t+1} - q| + \sum_{y_{t+1} < q} (1 - \tau) |y_{t+1} - q|\} \quad (6)$$

假设宏观经济冲击 y_{t+1} 可由系统性风险测度指标 x_t 线性表示，基于 x_t 的条件分位数回归形式如下：

$$Q_{\tau}(y_{t+1} | J_t) = \beta_{\tau,0} + \beta'_{\tau} x_t \quad (7)$$

$$\widehat{\beta}_{\tau} = \operatorname{argmin}\{\sum \rho_{\tau}(y_{t+1} - \beta'_{\tau} x_t)\} \quad (8)$$

分位数回归的一大优势在于对参数 $\beta_{\tau,0}$ 、 β_{τ} 的估计值会随着分位数 τ 的变化而改变,从而可以得到关于目标变量分布更全面的信息。因此在本文的模型设定中,分位数 τ 分别取值为0.2、0.5和0.8,以刻画系统性风险对宏观经济冲击的影响在极值区域和中位数分布的情况⁴。

衡量系统性风险指标预测宏观经济有效性的重要标准是:基于 \mathbf{x}_t 的信息下的条件分位数回归是否能够比无条件分位数回归更准确地预测宏观经济冲击分布的情况。预测的准确性可以通过样本外分位数回归的拟合优度 R^2 来表示,即:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_t [\rho_{\tau}(y_{t+1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)]}{\sum_t [\rho_{\tau}(y_{t+1} - \hat{q}_{\tau})]} \quad (9)$$

其中 ρ_{τ} 为 τ 分位数回归的损失函数, \hat{q}_{τ} 是被解释变量 y_{t+1} 的 τ 分位数。

由 R^2 的表达式可以看出它衡量的是基于信息 \mathbf{x}_t 情况下的条件分位数回归相对于无条件分位数回归在预测准确性上的差别。当基于信息 \mathbf{x}_t 的条件分位数回归预测效果好于无条件分位数回归的效果时,即, $\sum_t [\rho_{\tau}(y_{t+1} - \hat{q}_{\tau})] > \sum_t [\rho_{\tau}(y_{t+1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)]$,由方程(9)可知, R^2 为正数。反之, R^2 则取负值。由此可见, R^2 的数值越大,意味着基于信息 \mathbf{x}_t 情况下的条件分位数回归的预测越准确。

最后,本文采用 Clark 和 West (2007) 的调整后 MSPE 统计量来检验分位数回归的显著性,表达式如下:

$$f_{t+1} = (y_{t+1} - \hat{q}_{\tau})^2 - [(y_{t+1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)^2 - (\hat{q}_{\tau} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)^2] \quad (10)$$

(二) 主成分分析分位数回归

由于单独的基础系统性风险测度指标大多只针对系统性风险的某一层面进行度量,在预测经济波动时表现可能不全面或不稳健。参考 Giglio、Kelly 和 Pruitt (2016),我们利用主成分分析分位数回归法(PCQR)提取单个测度指标中能够有效预测经济波动的不可观测因子,再进行分位数回归,加总并提取这些测度中的有效信息构建我们的系统性风险指数。具体分析模型如下:

假设经济冲击变量 y_{t+1} 在给定信息集 \mathcal{J}_t 条件下的 τ 分位数是不可观测的单变量因素 f_t 的线性方程:

$$Q_{\tau}(y_{t+1}|\mathcal{J}_t) = \alpha f_t \quad (11)$$

则 y_{t+1} 的真实值可表达为如下形式:

$$y_{t+1} = \alpha f_t + \eta_{t+1} \quad (12)$$

其中 f_t 是潜变量,不可观测; η_{t+1} 是分位数估计误差项。

向量 \mathbf{x}_t 包含所有的系统性风险测度指标,其表达式如下:

$$\mathbf{x}_t = \Lambda F_t + \varepsilon_t \equiv \phi f_t + \psi g_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

⁴由于本文关注系统性风险指标对宏观经济冲击的预测能力,故采用递归的样本外预测来进行分位数回归,即($t+1$)期的被解释变量是由 $\{1,2,\dots,t\}$ 期的解释变量估计出来的,依此类推直到最后一期。

其中 ε_t 是异质的测量误差项。由上式可以看出， x_t 表示为两部分因素的线性组合，一部分是包含与预测经济波动相关信息的潜变量 f_t ，另一部分是与预测 y_{t+1} 无关的额外信息 g_t ，比如一些可以影响金融系统但并不会传染给实体经济的风险因素或者通过政府干预可以消除的金融风险。

在公共因子提取阶段，用主成分分析法对 x_t 估计公共因子 \hat{F}_t ：

$$\hat{F}_t = (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' x_t \quad (14)$$

其中 Λ 为 $\sum_{t=1}^T x_t x_t'$ 前 K 个特征值的特征向量；

在预测阶段，将 y_{t+1} 对 \hat{F}_t 进行样本外分位数回归：

$$Q_\tau(y_{t+1}|J_t) = \hat{\alpha}' \hat{F}_t \quad (15)$$

可证明：

$$\forall t, \text{当 } N, T \rightarrow \infty, \hat{\alpha}' \hat{F}_t - \alpha' f_t \xrightarrow{P} 0 \quad (16)$$

即 PCQR 方法能够给出对 y_{t+1} 的条件分位数的一致估计。利用上述降维的方法提取出的公共因子就是综合利用各个指标信息的系统性金融风险指数。

四、实证分析

(一) 数据

1、基础系统性风险测度指标

Giglio 等人 (2016) 指出金融体系系统性风险产生的内在原因主要有以下四个方面：一是金融机构自身的脆弱性，表现为金融机构经营不善、融资期限错配、融资结构失衡等；二是金融体系的联动性与传染性，各机构拥有共同的风险敞口或交叉持有头寸，风险在不同金融行业间转移和扩散；三是金融市场的波动性，如股票和债券市场的大幅震荡、金融机构杠杆过高等情形带来的不确定性等；四是金融市场的流动性与信用状况，如银行间市场的流动性风险、债券违约事件频发引发的信用危机。因此，本文选取的系统性风险测度指标涵盖了机构个体风险、联动和传染效应、波动和不稳定性以及流动性与信用等方面的 15 个指标。指标的测度方法主要参考 Bisias、Flood、Lo 和 Valavanis (2012) 和 Allen 等人 (2012)。表 1 总结了这些指标的具体含义及测度方法（对于一些测度方法较复杂的指标，本文仅给相应测度方法的参考文献）。⁵

⁵ Giglio 等人(2016)的研究还考虑了基于公司债数据的违约利差，但我国的相关数据从 2009 年才开始有，故本文未纳入考虑。

表1 系统性风险测度方法汇总

指标类别	指标名称	指标含义	指标定义 (附参考文献)
机构个体风险	CoVaR	条件在险值	$Pr(X^i < VaR^i) = q$ $Pr(X^{syst} < CoVaR^i X^i = VaR^i) = q$
	$\Delta CoVaR$	条件在险值差	$\Delta CoVaR^i = CoVaR^i(q) - CoVaR^i(0.5)$ (Adrian and Brunnermeier(2010))
	MES	边际期望损失	$MES^i = E[R^i R^m < q]$ (Acharya et al.(2010))
联动和传染效应	Absorption ratio	吸收比率	$Absorption(K) = \frac{\sum_{i=1}^K Var(PC_i)}{\sum_{i=1}^N Var(PC_i)}$ (Kritzman et al.(2010))
	ΔAbs	吸收比率差	$\Delta Abs = Absorption(K)_{short} - Absorption(K)_t$
	DCI	动态因果指数	$DCI_t = \frac{\#significant\ GC\ relations}{\#relations}$ (Billio et al.(2012))
波动率和不稳定性	Volatility	收益波动率	个股平均日收益率月度标准差
	Turbulence	溢出波动率	$Turbulence_t = (r_t - \mu)' \Sigma^{-1} (r_t - \mu)$ (Kritzman and Li(2010))
	Catfin	截面在险值	非参数估计(Allen, Bali and Tang(2012))
	Book leverage	账面杠杆率	总负债/总资产
	Market leverage	市场杠杆率	总负债/总市值
	Size concentration	规模集中度	$Herfindahl_t = N \frac{\sum_{i=1}^N ME_i^2}{(\sum_{i=1}^N ME_i)^2}$ (ME 为市值)
流动性和信用	AIM	个股流动性	$AIM_t^i = \frac{1}{K} \sum_{\tau=t-K}^t \frac{ r_{i,\tau} }{turnover_{i,\tau}}$, (Amihud(2002))
	TED spread	泰德利差	(3M) SHIBOR 和国债收益率利差
	Term spread	期限利差	国债3个月和10年到期收益率利差

考虑到我国金融公司的同质性、资产规模以及系统重要性等因素，本文选择 2005-2016 年间的上市金融公司（证监会行业分类）作为我国金融机构的样本⁶。由于股权分置改革从 2005 年开始，我们选取样本的时间跨度为 2005 年到 2016 年。表 1 的测度方法中涉及到的个股收益率由上市金融公司的日收盘价计算得到。本文采用沪深 300 收益率来度量市场收益率，通过上市公司季报披露数据来计算账面和市场杠杆率。所有数据均来源于国泰安和 Wind 数据库。机构的个体风险的测度，采用市场交易数据，通过 CoVaR 和 MES 的方法计算单个金融机构对金融系统风险的影响。沿用 Giglio 等（2016）的方法，本文采用全部上市金融公司相关指标的平均值作为衡量系统性风险的基础指标。除了账面杠杆率和市场杠杆率是季度数据外，其余基础指标均为月度数据。

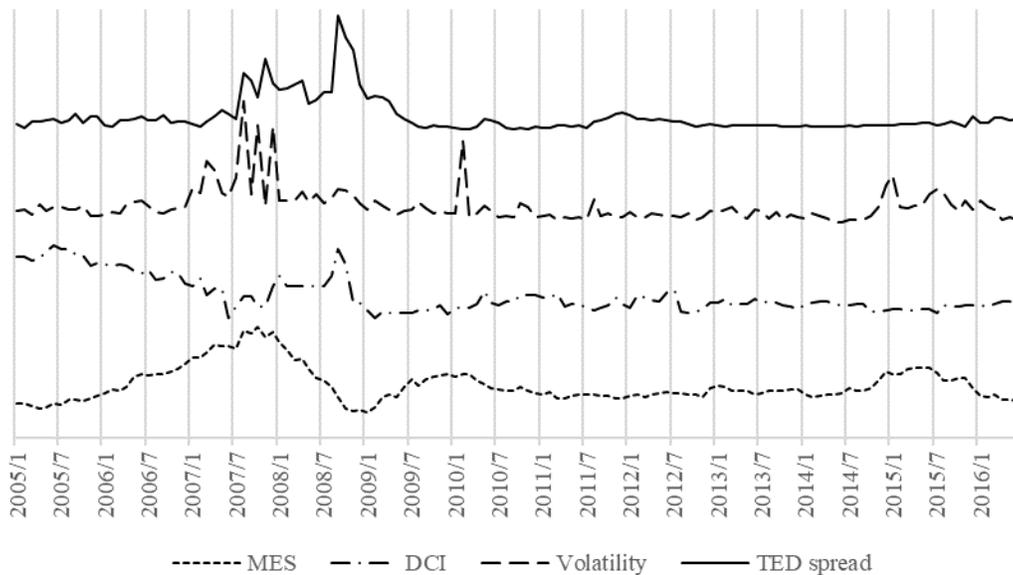


图 1 基础系统性风险测度指标

图 1 描绘了几个代表性基础系统性风险测度指标在样本期间的变化趋势⁷。为了便于观察它们的趋势，本文对这些指标都进行了标准化处理。从图中可明显看出，这些指标整体走势相仿，波动的趋同性较高，在 2007-2008 年全球金融危机期间和 2015 年下半年我国股市大跌期间均出现尖峰状突起，且 2008 年的波动尤其剧烈，充分体现了金融风险的反复加剧。但这些指标的波

⁶ 具体包含以下 45 个金融机构：平安银行，宁波银行，浦发银行，华夏银行，民生银行，招商银行，南京银行，兴业银行，北京银行，农业银行，交通银行，工商银行，光大银行，建设银行，中国银行，中信银行，申万宏源，东北证券，锦龙股份，国元证券，国海证券，广发证券，长江证券，山西证券，西部证券，国信证券，中信证券，国金证券，西南证券，海通证券，东方证券，招商证券，东兴证券，国泰君安，兴业证券，东吴证券，华泰证券，光大证券，方正证券，国投安信，太平洋，中国平安，新华保险，中国太保，中国人寿。

⁷ 为使图表简明，本文从基础系统性风险测度涵盖的四个方面各选取一个代表性指标，其余指标的走势大体趋同，如有需要，可联系笔者获得全部测度指标的描述统计。

动也存在一定的差异。如在样本初期, DCI 所测度的系统性金融风险下降而其它指标显示系统性金融风险上升。因此, 单个测度指标可能只反映了系统性风险的某个特定方面, 需要综合考虑多个测度指标, 才能全面准确地反映系统性金融风险。

2、宏观经济变量

本文选择实际工业增加值增长率度量实际经济活动的月度变化, 样本期间为 2005 年 1 月到 2016 年 6 月, 数据来源于 CEIC。沿用 Giglio 等人 (2016) 的方法, 我们对实际工业增加值增长率 (Y_t) 进行如下自回归, 宏观经济冲击定义为自回归的残差项。

$$Y_t = c + \sum_{l=1}^p a_l Y_{t-l} = a_p(L)Y_t \quad (17)$$

(二) 实证结果

1、系统性金融风险与实体经济

为了检验表 1 中的基础系统性风险测度指标预测宏观经济冲击的有效性, 本文将它们与实体经济冲击序列进行了条件分位数回归:

$$Q_\tau(y_{t+1}|J_t) = \beta_{\tau,0} + \beta'_\tau x_t \quad (18)$$

同时采取 PCQR 方法对这些基础指标提取公共因子, 得到了能够有效囊括实体经济衰退信息的系统性金融风险指数。实证检验主要分月度数据和季度数据两部分进行, 其中季度数据作为月度数据的稳健性检验。具体实证结果如下表所示。

表 2 系统性风险与实体经济 (月度数据)

	20 percentile	median	80 percentile
<i>Panel 1: 基础系统性风险测度</i>			
AIM	0.1007**	0.0254***	0.0167***
CoVaR	0.1952***	0.0479***	0.0145
Δ CoVar	0.1809***	0.0874***	0.0288***
MES	0.1319**	0.1819***	0.0592***
DCI	0.2388**	0.2234***	0.0480***
Size Con	0.2474***	0.0458***	0.0092
Volatility	0.0865*	0.0908***	0.0738***
Turbulence	0.1948***	0.0741***	0.0626***
Catfin	0.1295***	0.0490*	0.0359***
Absorption	0.2835	0.1936***	0.0621***
Δ Abs	0.0925***	0.0502***	0.0274***
TED	0.1248***	0.0293**	0.0220***
Term spread	0.2013**	0.1908***	0.2033***
<i>Panel 2: 系统性风险指数</i>			
PCQR	0.4152***	0.3974***	0.3077***

注: 表 2 第一部分 (Panel 1) 展示了每个基础系统性风险测度指标 (月度) 预测实际工业增加值增长率冲击分布的结果, 从左到右分别进行了 20 百分位、中位数和 80 百分位的分位数回归。表格中的估计值是样本外

分位数回归的 R^2 ，*、**和***分别代表显著性水平 10%、5%和 1%。全部样本期间为 2005 年 1 月到 2016 年 6 月，样本外预测起始时间为 2007 年 7 月。第二部分 (panel 2) 汇报了基于 PCQR 分析方法的 R^2 。PCQR 提取了所有特征根大于 1 的主成分。

表 2 第一部分 (Panel 1) 显示，每个基础系统性风险测度指标的样本外预测 R^2 均为正，这说明加入单个基础系统性风险测度指标的条件分位数回归均能够更好的预测实体经济冲击的分布情况⁸。尽管每个基础指标描述金融风险的角度不同，但这些指标可以在一定程度上反映我国系统性风险的特征，另一方面也说明我国系统性风险会从不同侧面传导到实体经济。表 2 第一部分所包含的 13 个指标中，有 10 个指标在 20th、中位数和 80th 分位数回归的样本外预测 R^2 均显著为正，显示出对实体经济冲击有良好的预测能力。其中 CoVaR、DCI、Size con、Turbulence 和 Term spread 这几个测度指标对未来经济冲击下尾分布的预测能力相对较好，样本外 R^2 均在 20% 左右。而对比不同数值的分位数回归的 R^2 可以发现：12/13 的基础测度指标在 20th 分位数回归中的 R^2 均大于中位数回归的 R^2 ，且二者数值相差较大；而中位数回归的 R^2 基本上都大于 80th 分位数回归的结果。这一趋势说明系统性风险指标对宏观经济冲击的下尾分布预测能力较好，对中间趋势和上尾分布预测能力较弱，这也验证了系统性金融风险与宏观经济之间的非对称关系。

表 2 的第二部分 (Panel 2) 显示本文构造的系统性风险指数对未来的宏观经济冲击可以提供显著的样本外预测。PCQR 在 20th 分位数回归的 R^2 达到 41.52%，远高于所有单个指标的预测能力。这反映出我们的综合系统性金融风险指标对经济下行风险有更好的预测能力。PCQR 对中间趋势和上尾分布的预测相对工业增加值增长率自身的历史数据精确度也要高大约 30%。我们所构造的综合指标在对中间趋势和上尾分布的预测能力也比我们所考察的 13 个单一系统性金融风险指标都要准确。

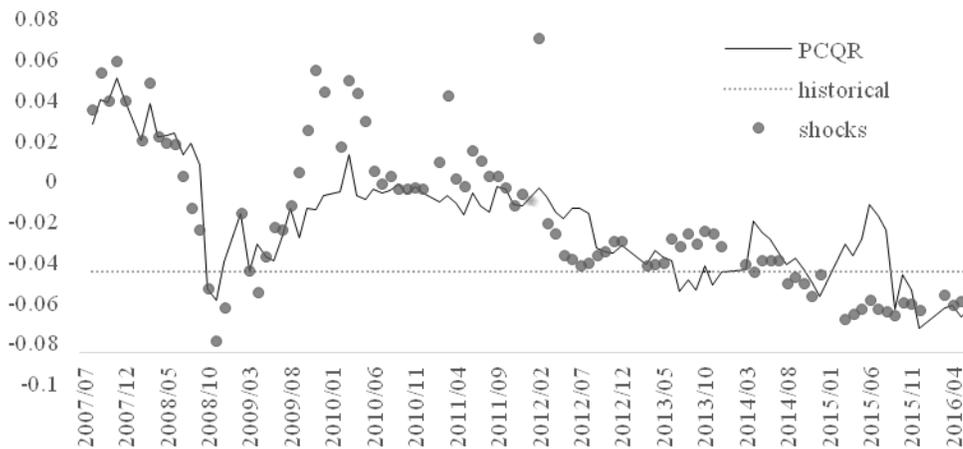
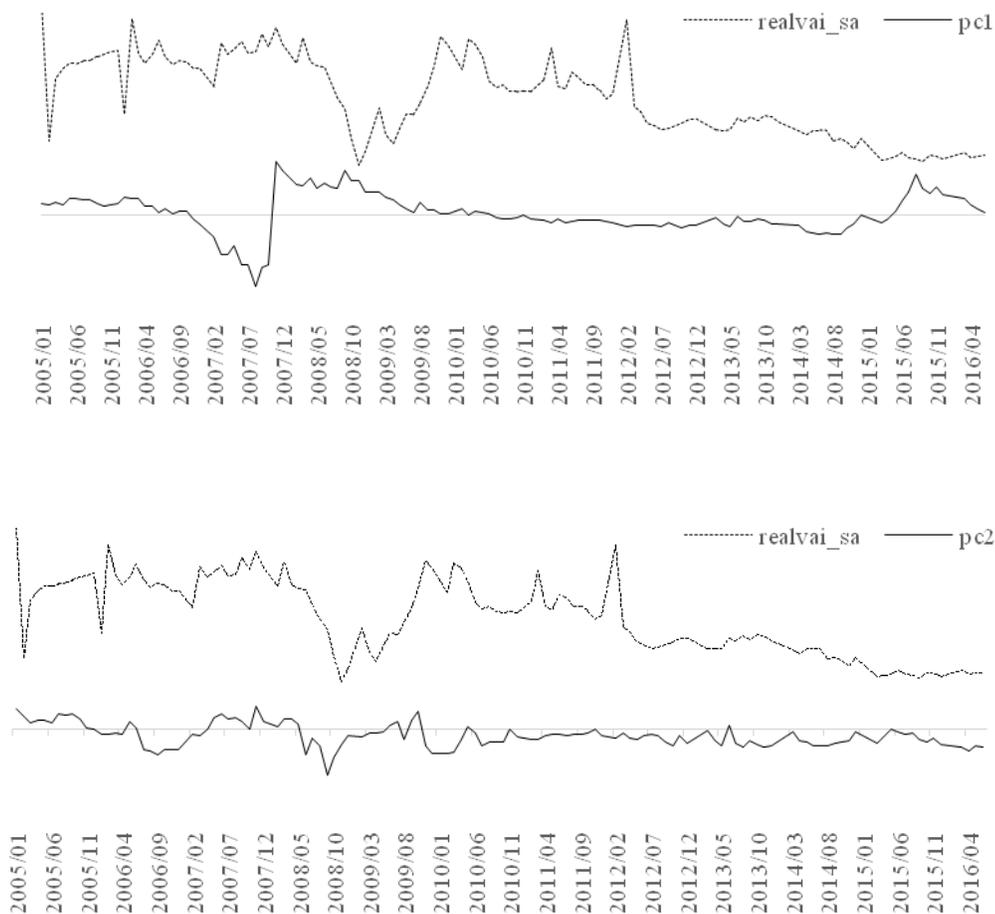


图 2 PCQR 预测拟合情况 (20 百分位回归)

⁸ Giglio 等人 (2016) 对美国的系统性风险进行了研究，发现大部分基础系统性风险测度指标的样本外预测 R^2 取负值。这说明大部分单独的系统性风险测度指标对美国实体经济预测能力较差。而本文的研究结果表明，单独的系统性风险测度指标对中国实体经济冲击有一定的预测能力。

图2展示了使用PCQR方法进行样本外预测与实际宏观经济冲击的拟合情况。图中圆点表示真实的宏观经济冲击，实线是PCQR进行样本外20百分位回归得到的预测值。从图中可以明显看出，PCQR对经济冲击的预测较好。图中虚线是全样本的经济冲击的20百分位数。虚线以下是样本期间内比较大的两次负面的经济冲击，分别对应2008年美国金融危机传导到我国和2015年股灾爆发的影响。可以看到我们的系统性金融风险指标准确的预测到了这两次经济下行的冲击。



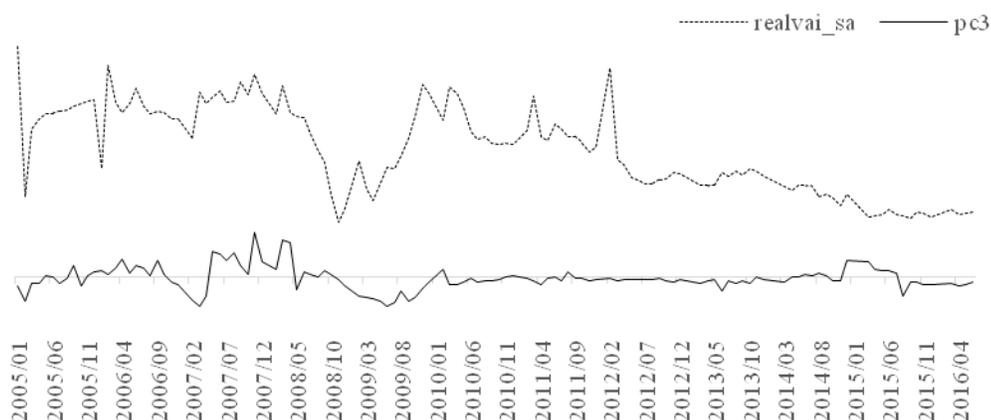


图3 系统性金融风险指数与实际工业增加值增长率

图3是采用PCQR方法构造的系统性风险指数的时间序列。虚线（realvai_sa）是经过季节性调整的实际工业增加值增长率的时间序列，三个子图中的实线分别对应基础测度指标实施主成分分析得到的三个主成分（pc1、pc2和pc3的特征值均大于1），网格线对应的纵坐标为0。构成系统性风险指数的这三个成分分别对应基础指标的不同维度，且随我国金融体系的发展处于不断变化中。

对基础指标方差贡献最大的主成分（pc1）对实体经济变动具有较好的预测性。以2007-2008年金融危机为例，系统性风险指数主成分在2007年末大幅上升，恰好表现出危机爆发前金融系统泡沫的积聚，而实际工业增加值增长率在2008年第二季度才出现大幅回落。在后金融危机时期，pc1围绕均值上下平稳波动，甚至在2013-2014年表现出较低的风险水平，然而在2014年第三季度和2015年第一季度末持续上升，正好反映了当时股票市场风险的累积。其余两个系统性风险指数主成分（pc2和pc3）也对实体经济变动有一定的预测性。

综合图3的系统性风险指数三个主成分来看，我国的系统性风险指数在金融危机爆发前处于中低水平；危机爆发阶段，金融系统风险急速攀升，经济陷入衰退；随着系统性风险指数逐渐回落，经济状况有所好转。经济复苏阶段，系统性风险指数在较低水平平稳小幅波动。当前我国处于经济转型过程中，系统性风险指数虽然比2015年的股灾期间有所回落但维持在中高位，可能会对实体经济产生负面冲击。

表3 系统性风险与实体经济（季度数据）

	20 percentile	median	80 percentile
<i>Panel 1: 单个系统性风险测度</i>			
AIM	0.1685 ^{***}	0.0600 ^{***}	-0.0084
CoVaR	-0.0516	-0.0100	0.0208 [*]
Δ CoVaR	-0.0764	-0.0399	0.0290
MES	0.0511	0.1819 ^{***}	0.0298 ^{***}

	20 percentile	median	80 percentile
<i>Panel 1: 单个系统性风险测度</i>			
DCI	0.3138 ^{**}	0.2878 ^{***}	0.1164
Size Con	0.3695 ^{**}	0.1177 ^{***}	-0.0380
Volatility	0.1975 ^{**}	0.0734 ^{***}	0.0124 [*]
Turbulence	-0.1086	0.1461 ^{**}	0.0812 [*]
Catfin	0.2746 ^{**}	0.0792 ^{***}	-0.0102
Absorption	0.4044 ^{**}	0.2568 ^{***}	0.1094 ^{***}
Δ Abs	0.1254	0.0974 ^{**}	0.0211 ^{**}
TED	-0.0665	0.0158	-0.0231
Term spread	0.2341 [*]	0.2426 ^{***}	0.2636 ^{***}
Book lev	0.4042 [*]	0.2043 ^{***}	0.0778 ^{***}
Market lev	0.3654 ^{**}	0.6089 ^{***}	0.5247 ^{***}
<i>Panel 2: 系统性风险指数</i>			
PCQR	0.4711 ^{**}	0.4913 ^{***}	0.4453 ^{***}

注：表3第一部分（Panel 1）展示了单个系统性风险测度指标（季度）预测实际工业增加值增长率冲击分布的结果，从左到右分别进行了20百分位、中位数和80百分位的分位数回归。表格中的数字是样本外分位数回归的 R^2 ，*、**和***分别代表显著性水平10%、5%和1%。全部样本期间为2005年1季度到2016年1季度，样本外预测起始时间为2012年3季度。第二部分（panel 2）汇报了基于PCQR分析方法的 R^2 。PCQR提取了所有特征根大于1的主成分。

表3是基础系统性风险测度指标和系统性风险指数季度数据的预测结果。表3的第一部分（panel 1）比表2多了两个衡量金融部门杠杆情况的指标。相较表2而言，部分基础系统性风险测度指标季度数据的 R^2 为负，20百分位回归中CoVaR等4个指标的 R^2 为负，MES和 Δ Abs的 R^2 为正但不显著。这说明这些指标提前一个季度对宏观经济冲击下尾分布的预测能力并没有用经济冲击自身历史数据预测的效果好。 R^2 显著为正且数值较高的指标有规模集中度（Size conc）、吸收率（Absorption）和杠杆率（Book lev和Market lev）等，并且它们对宏观经济中间趋势的预测效果也不错，特别是用市值衡量的杠杆率，下尾、中位数和上尾回归的 R^2 都很高，表明金融系统杠杆率的变动对我国实体经济的影响较大。总体来看，单个基础指标季度数据对宏观经济冲击分布的预测能力下尾最好，中间趋势次之，上尾最弱。

此外，表3第二部分（Panel 2）再次表明系统性风险指数对实体经济有良好的样本外预测能力。在对下尾的预测能力方面，PCQR超过了所有的单一指标。在对中间趋势和上尾的预测方面PCQR的预测能力仅次于市场杠杆率。与市场杠杆率相比，PCQR对实体经济的下尾预测更好。

表2和表3的对比说明，基础指标中的绝大多数系统性风险测度指标对我国的宏观经济冲击分布具有一定的预测能力，但是不够稳健，而用PCQR方法构造的系统性风险指数则对未来

的实体经济走势具有显著且稳健的预测能力。并且整体上金融部门的系统性风险测度对未来宏观经济冲击下尾分布的预测能力最好、中间趋势次之、上尾分布最弱。

2、稳健性检验

Giglio、Kelly 和 Pruitt (2016) 研究结果表明, 采用 PCQR 和 PQR 这两种方法对多元解释变量降维再进行分位数回归的估计具有一致性。为了检验我们结果的稳健性, 我们也采用偏分位数回归法 (PQR) 进行分析, 具体的步骤如下:

在提取公共因子阶段, 首先将 y_{t+1} 对每个解释变量 x_{it} (即每个单独的基础系统性风险测度指标) 进行分位数回归得到估计参数 $\hat{\phi}_i$:

$$Q_{\tau}(y_{t+1}|J_t) = \hat{\phi}_i x_{it} + cons \quad (19)$$

然后对 x_{it} 和 $\hat{\phi}_i$ 求协方差求得每一期的公共因子 f_t , 根据 Giglio、Kelly 和 Pruitt (2016), f_t 即为集合了所有预测宏观经济波动相关信息的综合系统性风险因素。

在预测阶段, 将 y_{t+1} 对 f_t 进行样本外分位数回归:

$$Q_{\tau}(y_{t+1}|J_t) = \hat{\alpha} f_t \quad (20)$$

$$\forall t, \text{当 } N, T \rightarrow \infty, \hat{\alpha} f_t - \alpha' f_t \xrightarrow{P} 0 \quad (21)$$

采用偏分位数回归法 PQR 构造系统性风险指数预测宏观经济冲击的结果如表 4 所示。

表 4 系统性风险与宏观经济 (PQR)

	20 percentile	median	80 percentile
PQR (月度)	0.1623***	0.2545***	0.0803***
PQR (季度)	0.2653**	0.4163***	0.4568**

注: 表 4 展示了采用 PQR 方法构造的系统性风险指数预测实际工业增加值增长率冲击分布的结果, 从左到右分别进行了 20 百分位、中位数和 80 百分位的分位数回归。表格中的数字是样本外分位数回归的 R^2 , *, ** 和 *** 分别代表显著性水平 10%、5% 和 1%。月度数据的样本期间是 2005 年 1 月到 2016 年 6 月, 样本外预测起始时间为 2007 年 7 月; 季度数据的样本期间是 2005 年 1 季度到 2016 年 1 季度, 样本外预测起始时间为 2012 年 3 季度。

表 4 的结果显示, 通过 PQR 构造的系统性风险指数同样能够准确、稳健地预测宏观经济波动的分布情况。对比表 2 和表 3, PQR 的预测能力要好于单个的基础指标, 但在预测精度上弱于 PCQR。

3、系统性风险与信贷

为了探究系统性风险通过何种渠道影响实体经济, 本文用上述系统性风险指标和 PCQR 构建的系统性风险指数对信贷增长率进行了预测, 我国实际信贷增长率为月度数据, 数据来源为 CEIC, 同样进行季节性调整和自回归处理。

表5 系统性风险与信贷

	20percentile	median	80percentile
AIM	0.0471 ^{***}	0.0193	0.0554 [*]
CoVaR	0.0506 ^{***}	0.1749 ^{***}	0.3819 ^{***}
Δ CoVar	0.0927 ^{***}	0.2563 ^{***}	0.4285 ^{***}
MES	0.0461 ^{***}	0.0003	0.0323
DCI	0.1885 ^{***}	0.1096 ^{***}	0.2640 ^{**}
Size Con	0.0137	0.0311 ^{***}	0.0924 [*]
Volatility	0.0181	0.0273	0.0555
Turbulence	0.0281 ^{***}	0.0144 ^{***}	0.1059 [*]
Catfin	0.0475 ^{***}	0.0218 ^{***}	0.0916
Absorption	0.0481 ^{**}	0.0600 ^{***}	0.1643 [*]
Δ Abs	0.0125	0.0224 ^{***}	0.0613
TED	0.0927 ^{***}	0.0292 ^{**}	0.0604
Term spread	-0.0076	0.0225 ^{***}	0.2238 ^{***}
PCQR	0.2994 ^{***}	0.2720 ^{***}	0.4906 ^{***}

注：表5是单个系统性风险测度指标和系统性风险指数（月度）预测实际信贷增长率的结果，从左到右分别进行了20百分位、中位数和80百分位的分位数回归。表格中的数字是样本外分位数回归的 R^2 ，*、**和***分别代表显著性水平10%、5%和1%。全部样本期间为2005年1月到2016年6月，样本外预测起始时间为2007年7月。PCQR是提取了所有特征根大于1的主成分的指数预测结果。

从表5可以看出，8/13的系统性风险测度指标在预测信贷增长率下尾分布时 R^2 显著为正，动态因果关系指标（DCI）的 R^2 最高为18.85%。对信贷增长率中位数和上尾分布的预测结果也类似。这表明单个基础测度指标对信贷增长率有一定的预测能力。最后一行展示了系统性风险指数对信贷增长率的预测结果。结果表明PCQR的 R^2 在三组回归中都显著为正，且远远大于单个测度指标的 R^2 ，这说明系统性风险指数能够更加准确地预测未来信贷冲击的分布情况。

为了进一步检验是否因为金融部门系统性风险上升导致信贷紧缩，本文参考Allen等(2012)的方法，检验单个系统性风险测度指标和PCQR构建的系统性风险指数对下一期信贷增长率的预测能力：

$$Credit_{t+1} = \alpha + \gamma Index_t + \beta Z_t + \sum_{i=0}^p \lambda_i Credit_{t-i} + \varepsilon_{t+1} \quad (22)$$

其中 $Credit$ 为信贷增长率， $Index$ 为基础性风险测度指标或PCQR构建的系统性风险指数。参考Allen等(2012)，向量 Z_t 包含了以下的控制变量⁹：相对短期利率（RREL），定义为1个月国债到期收益率和前12个月移动平均值之差；FIN_SKEW是我国上市金融机构超额收益率

⁹ Allen等(2012)所选取的部分控制变量与本文的基础系统性风险测度指标重合，因此向量 Z_t 只包含不重合的控制变量。

的月度偏度¹⁰；FIN_BETA 是根据各上市金融机构过去 5 年的月度收益率估计出的 beta 的平均值；市场波动率，即市场指数（沪深 300）收益率的月度波动率；CORR 是个体金融机构和市场指数超额收益率的相关系数的均值，相关系数的估计窗为 24 个月。同时，本文将信贷增长率的滞后项也纳入回归方程， p 代表滞后的阶数，根据 AIC 准则确定。回归结果如表 6 所示。

表 6 系统性风险测度对信贷增长率的预测结果

	γ (季度)	R^2	γ (月度)	R^2
AIM	-0.0494 (-0.14)	0.763	0.0799 (0.83)	0.949
CoVaR	-1.0144** (-2.17)	0.791	-0.2712** (-2.03)	0.950
Δ CoVaR	-1.1819** (-2.61)	0.801	-0.3304** (-2.54)	0.951
MES	-0.1514 (-0.23)	0.763	0.0222 (0.12)	0.949
DCI	-1.1972*** (-2.77)	0.805	-0.3530*** (-2.82)	0.952
Size Con	0.2692 (0.70)	0.766	-0.0308 (-0.31)	0.949
Volatility	0.0826 (0.18)	0.763	-0.0030 (-0.03)	0.949
Turbulenc	-0.1581 (-0.28)	0.763	0.2007 (1.64)	0.950
Catfin	-0.0221 (-0.03)	0.763	0.0145 (0.09)	0.949
Absorptio	0.4836 (1.01)	0.770	0.0283 (0.24)	0.949
Δ Abs	0.0688 (0.19)	0.763	0.0648 (0.66)	0.949
TED	-0.0633 (-0.14)	0.763	-0.0578 (-0.46)	0.949
Term spread	-0.2009 (-0.32)	0.764	0.1575 (1.04)	0.949

¹⁰ 偏度 (skewness) 的计算公式: $skewness(X) = E\left[\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right)^3\right]$

	γ (季度)	R^2	γ (月度)	R^2
Book lev	0.7267 (1.48)	0.777	-	-
Market lev	0.6290 (1.16)	0.772	-	-
PCQR	-1.0630*** (-3.41)	0.822	-0.1922** (-2.13)	0.950

注：表6是用滞后一期的基础系统性风险测度指标和系统性风险指数分别预测季度和月度信贷增长率的结果。季度回归的样本期间为2005年1季度到2016年一季度。月度回归的样本期间为2005年1月到2016年6月。 γ 列每一行上面的数字是回归方程 $Credit_{t+1} = \alpha + \gamma Index_t + \beta Z_t + \sum_{l=0}^p \lambda_l Credit_{t-l} + \varepsilon_{t+1}$ 中基础系统性风险测度指标或系统性风险指数 ($Index_t$) 的估计系数，下面括号中的数字是对应 γ 的t值，*、**和***分别代表显著性水平10%、5%和1%。 R^2 为调整后的拟合优度。

结果表明，无论是季度预测还是月度预测，大多数的基础测度指标对信贷增长率的预测系数为负，其中条件在险价值 (CoVaR)、条件在险价值差 ($\Delta CoVaR$) 和动态因果关系指数 (DCI) 的回归系数显著为负。PCQR方法构建的系统性风险测度指数的回归系数显著为负，且模型的拟合优度较高。这表明系统性风险指数对信贷的变动有较好的解释和预测能力。系统性风险的上升会导致信贷的紧缩，进而对实体经济产生负面影响。

五、结论

本文从机构个体风险、联动和传染效应、波动和不稳定性以及流动性与信用这四个层面出发，检验多个系统性风险测度指标的有效性以及它们对实体经济变动的预测能力，并采用主成分分位数回归方法 (PCQR) 构造出可以全面反映实体经济运行情况的系统性风险指数。结果发现，单独的系统性风险基础测度指标对我国宏观经济未来冲击的下尾分布具有一定的预测能力，但不够稳健。而采用PCQR构造的系统性金融风险指数则能够准确、稳健地预测实体经济冲击分布的情况。通过将基础测度指标和系统性风险指数分别对我国信贷增长率进行预测，我们发现基础测度指标和系统性风险指数对信贷增长下尾波动有很强的预测能力。这表明系统性风险上升导致信贷紧缩，进而对实体经济产生负面的影响。

根据本文构建的系统性风险指数，目前我国的金融风险处于中高位水平。要实现“坚守不发生系统性风险底线”的政策目标，需要从系统性风险指数主成分对应的不同风险维度入手，保持信贷的稳健，制定相应的监管政策，从而有效地防范和化解当前的金融风险。

参考文献

- 方意、赵胜民和王道平,2012,《我国金融机构系统性风险测度与监管——基于 DCC-GARCH 模型的研究》,《金融监管研究》第 11 期 26-42 页。
- 高国华,2013,《逆周期资本监管框架下的宏观系统性风险度量与风险识别研究》,《国际金融研究》第 3 期 30-40 页。
- 李政、梁琪和涂晓枫,2016,《我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法》,《金融研究》第 8 期 95-110 页。
- 李志辉、李源和李政,2016,《中国银行业系统性风险监测研究——基于 SCCA 技术的实现与优化》,《金融研究》,第 3 期 92-106 页。
- 梁琪和李政,2014,《系统重要性、审慎工具与我国银行业监管》,《金融研究》第 8 期 32-46 页。
- 梁琪、李政和郝项超,2013,《我国系统重要性金融机构的识别与监管——基于系统性风险指数 SRISK 方法的分析》,《金融研究》,第 9 期 56-70 页。
- 陶玲和朱迎,2016,《系统性风险的监测和度量》,《金融研究》第 6 期 18-36 页。
- 肖璞、刘轶和杨苏梅,2012,《相互关联性、风险溢出与系统重要性银行识别》,《金融研究》第 12 期 96-106 页。
- Acharya V., L.Pedersen, T.Philippon, and M.Richardson,2010, “Measuring Systemic Risk,” Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, No.10-02.
- Adrian T. and M.Brunnermier,2011, “Covar,” Unpublished.
- Allen L., T.Bali and Y.Tang, 2012, “Does Systemic Risk in the Financial Sector Predict Future Economic Downturns?” Review of Financial Studies, 25, pp.3000-3036.
- Amihud Y., 2002, “Illiquidity and Stock Returns: Cross Section and Time-series Effects,” Journal of Financial Markets, 5, pp.31-56.
- Bernanke B., 2009, “The Subprime Mortgage Market,” Speech at the Federal Reserve Bank of Chicago’s 43rd Annual Conference on Bank Structure and Competition, Chicago.
- Billio M., A.Lo, M.Getmansky and L.Pelizzon, 2012, “Econometrics Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors,” Journal of Financial Economics,104, pp.535-559.
- Bisias D., M.Flood, A.Lo, S.Valavanis, 2012, “A Survey of Systemic Risk Analytics,” Office of Financial Research Working paper.
- Borio C., 2003, “Towards a Macroprudential Framework for Financial Supervision and Regulation?,” BIS Working Paper, No.128.
- Brenda G.H.,1996, “Banking Sector Fragility and Systemic Sources of Fragility,” IMF Working Paper, No.96/12.
- Brownlees C. and R.Engle, 2011, “Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement”, Unpublished.
- Clark T. and K.West, 2007, “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models”, Journal of Econometrics,138, pp.291-311.

European Central Bank, 2010, "Financial Networks and Financial Stability," *Financial Stability Review*, pp.155-160.

Financial Stability Board, 2009, "Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations," Report to G20 finance ministers and governors.

Frankel J.A. and A.K.Rose, 1996, "Economic Structure and the Decision to Adopt a Common Currency", *Palestine Exploration Quarterly*, 128(1), pp.8-11.

FSB, IMF and BIS, 2011, "Macroprudential Policy Tools and Frameworks", Progress Report to G20.

FSB, IMF and BIS, 2011, "Macroprudential Policy Tools and Frameworks," Update to G20 Finance ministers and Central Bank Governors.

Giglio S., B.Kelly and S.Pruitt, 2016, "Systemic Risk and the Macroeconomy: An Empirical Evaluation," *Journal of Financial Economics*, 119, pp.457-471.

Illing M., and Y.Liu, 2006, "Measuring Financial Stress in A Developed Country: An Application to Canada," *Journal of Financial Stability*, 2(3), pp.243-265.

Jeannette Muller, 2003, "Interbank Credit Lines as a Channel of Contagion," *Journal of Financial Services Research*, 29, pp.37-60.

Kaminsky G., S.Lizondo and C.M.Reinhart, 1998, "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Economic Review*, 45(1), pp.1-48.

Kaufman G.G., 2000, "Banking and Currency Crises and Systemic Risk: A Taxonomy and Review," *Financial Markets, Institutions, and Instruments*, 9(2), pp.69-131.

Kritzman M. and Y.Li, 2010, "Skulls, Financial Turbulence and Risk Management," *Financial Analysts Journal*, 66, pp.30-41.

Kritzman M., Y.Li and S.Page, 2011, "Principal Components as a Measure of Systemic Risk," *Journal of Portfolio Management*, 37, pp.112-116.

Hart O., and Zingales L., 2011, "A New Capital Regulation for Large Financial Institutions," *American Law and Economics Review*, 13(2), pp.453-490.

Sachs J., A.Tornell, A.Velasco, 1996, "The Mexican peso crisis: Sudden death or death foretold?", *Journal of International Economics*, 1996, 41(3), pp.265-283.

Schwarcz S.L., 2008, "Systemic Risk," 97 *Georgetown Law Journal*, pp.193-249.

Systemic financial risk and real economic activity in China

He Qing Qian Zongwei Liu Wei

(School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Using principal components quantile regression (PCQR) method, we construct a systemic financial risk index that includes institution-specific risk, comovement effect as well as volatility, liquidity and credit. The empirical results indicate that our index is able to accurately predict the distribution of subsequent shocks to the macroeconomy. The bank and credit system is the major channel, through which the systemic financial risk influences the real economy. Our result also suggests that China's systemic financial risk is rising significantly. Preventing systemic risk and maintaining the stability of credit should be China's first priority in macroeconomic policies.

Key words: Systemic financial risk, Principal components quantile regression, Real economy

JEL 分类号: G32, E44, E51