

基于马尔科夫模型的我国金融系统性风险预警研究

刘超^{1,2}, 李江源¹, 禹海波^{1,2}, 谢启伟^{1,2}

(1. 北京工业大学经济与管理学院, 北京 100124;

2. 北京现代制造业发展研究基地, 北京 100124)

摘要: 为推动我国金融系统性风险预警研究, 在分析金融系统性风险的传导路径、借鉴国际经验的基础上, 综合考虑金融系统内外部因素, 重构符合我国实际的金融系统性风险预警指标体系, 并合成包含资产泡沫、货币危机、外汇市场和其他共四个金融压力指数的金融综合压力指数。选取2001年~2016年历史数据, 采用马尔科夫区制转移模型与主成分分析法相结合, 对我国金融系统性风险预警进行实证分析。结果表明, 该方法有效识别了该时期高风险时间点; 预测结果有效验证了我国2017年处于较低的金融系统性风险状态。揭示了房市泡沫调控、银行信贷管理、实体经济管理体系不完善、消费投资需求疲软等问题是引发我国金融系统性危机的隐患。

关键词: 金融系统性风险预警; 外部环境; 实体经济; 主成分分析; 马尔科夫区制转移模型

中图分类号: F832 文献标识码: A 文章编号: 1000-5781(2020)04-0515-20

doi: 10.13383/j.cnki.jse.2020.04.008

Early warning of financial systemic risk in China: Based on Markov regime-switching model

Liu Chao^{1,2}, Li Jiangyuan¹, Yu Haibo^{1,2}, Xie Qiwei^{1,2}

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Technology, Beijing 100124, China;

2. Research Base of Beijing Modern Manufacturing Development, Beijing 100124, China)

Abstract: Considering the transmission mechanism of financial systemic risks and international experiences, as well as the internal and external factors of the financial system, this study reconstructs an early-warning system of financial systemic risk for China. Then, a financial composite pressure index, including asset bubbles, currency crisis, foreign exchange market and others, is built. Finally, using historical data from 2001 to 2016, the paper empirically analyzes the early warning of financial systemic risk in China by combining Markov regime-switching model and principal component analysis in order to promote the research of China's early warning of financial systemic risk. The results indicate that the proposed system could effectively identify the high-risk time points in this period and verifies that China is in a state of low financial systemic risk in 2017. In addition, this study reveals that factors such as the housing market regulation, bank credit management, imperfect real economy management system and weak demand for consumption investment are the latent dangers of China's financial systemic crisis.

Key words: financial systematic risk early warning; external environment; real economy; principal component analysis; Markov regime-switching model

收稿日期: 2018-09-17; 修订日期: 2019-12-24.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(61773029; 61273230); 北京市属高校高水平教师队伍支持计划长城学者培养计划资助项目(CIT&TCD20170304).

1 引言

经济、金融全球化在推动世界经济飞速发展的同时,也加速了金融危机在全球范围内的传播,降低了金融体系的稳定性. 20世纪70年代的石油危机以来,金融危机在全球范围内频发,比如20世纪80年代日本房地产泡沫破灭和拉美债务危机、1997年的东南亚金融危机以及2007年次贷危机引起的金融危机全面爆发^[1,2]. 金融系统开放性的增强使得金融系统与外部系统之间的关联性增强,金融系统性风险的影响范围不断扩大. 金融危机的爆发极易从金融系统传递到实体经济系统进而演化为经济危机,给地区和全球经济造成巨大损伤. 随着各国金融市场之间关联度进一步加强,金融风险跨市场、跨区域的传染性不断加剧. 在我国经济结构转型和金融全球化的大背景下,实体经济风险、宏观经济风险和金融体系风险逐步显现,新时期的金融系统性风险预警是当前我国经济社会发展需要迫切需要解决的问题.

各国政府和学术界对金融安全与金融危机防控予以高度重视,经过不断改进和完善形成具有自身特色的金融风险预警体系. 重构金融系统性风险预警指标体系有助于国家的金融危机防范与金融的健康发展,但从我国金融风险预警体系建设来看,指标选取不一,一定程度上呈现出领域性,缺乏体系性. 因此,完善新时期金融系统性风险的预警体系,不仅有助于加深对金融危机传导途径的理解,更对金融风险防范、金融监管完善以及国民经济健康发展具有理论价值与现实意义.

下面从金融风险传递渠道、金融危机预警指标的选择、金融压力指数的构建以及金融风险预警模型比较四个方面梳理国内外学者对金融风险预警的相关研究,为我国金融系统性风险预警指标体系构建、金融系统性风险预警提供理论依据.

1.1 金融系统环境影响下金融风险的传导

随着经济全球化不断深入,国际外部环境对我国金融市场的冲击作用不断增强. 根据国内外已有文献,金融风险国际传导主要可通过实体经济的联系和国际金融市场的相互关联进行传导.

金融危机通过实体经济部门的传导主要由对外贸易渠道和投资渠道两方面展开^[3]. 从对外贸易渠道理论看,发生危机的国家需求减少,反映在对外贸易方面进口需求大幅下降,从而对出口导向型国家的经济造成冲击;各国竞争性贬值以提高本国的商品竞争力,会引发贸易竞争对手国巨大的货币贬值压力,导致金融危机的国际间传导^[4]. 这一理论得到了不少学者的证实,如Forbes^[5]证实贸易渠道是影响国际金融危机传导的重要因素;Claessens等^[6]对金融危机实体经济传导渠道进行了分析,表明国际贸易对金融危机的传导具有很大的影响. 从外资投资渠道看,系统性风险的爆发通常会导致外资金融机构撤资回流应对本国危机,若大量资金集中撤出,可能会导致接受投资的实体经济崩溃和国家资本市场动荡. Boyson等^[7]证实了巨大的资产流动性产生的不利影响加剧了风险传染;Manconi等^[8]研究结果表明金融危机是由机构投资者的行为传播的,在危机爆发之初,危机倾向于从流动性不足的一端传播到流动性较高的一端.

从国际金融市场的相互关联传导来看,随着世界经济一体化程度不断加深和我国金融市场进一步开放,我国与国际金融市场间关联性与风险传导性均逐渐增强. 邓创等^[9]测度了货币市场、股市和银行业风险,研究发现金融危机发生前后,金融市场之间的风险传递关系会发生转变. 徐欣^[10]基于金融网络动态关联的视角,分析银行、证券等金融机构在内的金融市场系统性风险的时变机制,研究结果表明金融市场具有无标度网络的风险传染特征. 刘庆富等^[11]指出美国期货市场跳跃风险对中国期货市场构成显著影响. Bekaert等^[12]均在国际资本市场背景下以金融市场的关联性为对象对金融风险的传导进行了研究. Tuluca等^[13]通过研究1997年7月的亚洲金融危机发生前后数据,结果表明亚洲金融市场和国际金融市场的波动具有较强的关联性.

此外,还有一些学者从其他渠道进行了研究,如Crowe^[14]、Allen等^[15]学者证实了房地产风险、财政等金

融市场外部环境均可能对金融系统性风险产生影响。

1.2 金融危机预警指标的选择

随着金融系统复杂性的提升,金融风险也呈现多样化,如何建立全面的金融系统性风险预警指标体系是现代金融风险管理研究中的热点和难题。从国际经验的视角看金融危机预警指标的选择,国外较为经典的研究是Kaminsky等^[16]基于1970年~1995年20个国家的月度数据,构建了一个包含7个变量的预警指标体系,证实股市收益率、出口增长率、增长率、实际汇率以及外债/外汇储备等指标可以有效进行危机预警。由于各国国情不同,金融环境自然有所差异,不同国家对金融危机预警指标的选择也各不相同。纵观相关文献^[13,14],金融危机预警指标的选取需要系统地考虑到国内、国际指标和宏观经济风险指标,且外汇储备增长率、国房开发指数、 M_2 、GDP、出口增长率和通货膨胀率等指标的预警敏感性较好。

1.3 金融压力指数的构建

金融压力概念最初是由Illing等^[17]提出的,认为金融压力是从多种金融变量中提取的连续变量,其极值称为金融危机。金融压力指数是根据一定的统计方法加权合成的指数,能够反映金融体系的稳定性。

Louzis等^[18]从希腊的经济基础、银行业、股票市场和货币市场四个角度合成了金融系统压力指数。Matkovskyy等^[19]的金融安全指数通过流通货币/ M_2 、流通货币/GDP、 M_1/M_2 、 M_2/GDP 、国内信贷总额/GDP、股票价格指数、货币市场利率、进口总额、基础货币/储备等19个指标合成。Sensoy等^[20]通过结合主成分分析法和动态条件相关法,运用基准股票市场指数、(0.5美元+0.5欧元)/当地货币、五年期主权债券的信用违约掉期报价、银行间借贷利率、两年期债券收益率五个主要变量构建了新兴国家金融脆弱性指数。严宝玉^[21]在KLR方法^[22]的基础上引入汇率、外汇储备等指标构建中国外汇市场压力指数。饶勋乾^[23]基于货币危机压力指数、银行危机压力指数、资产泡沫压力指数以及其他压力指数构建了综合压力指数。上述文献为本文金融综合压力指数的构建提供了指标选取与构建方法参考。

1.4 金融风险预警模型比较

回顾文献,金融风险预警模型主要包括三种类型:0-1变量模型,如KLR模型、Probit/Logit模型;神经网络等机器学习模型;马尔科夫区制转移模型。

(1)0-1变量模型。如Berg等^[24]使用静态面板Probit模型,通过构建合成指数,把连续的宏观经济变量转换成0-1变量,结果显示预测效果优于KLR模型。但是这种模型把连续变量转换为0-1的离散变量容易造成信息缺失,且大多情况下变量间为静态线性关系,不够贴近实际。

(2)神经网络等机器学习模型。涂艳等^[25]通过BP神经网络、支持向量机(SVM)、Adaboost等算法预测借款人违约概率,以研究P2P网络借贷违约风险预警问题。聂瑞华等^[26]运用贝叶斯网络方法构建了上市公司风险预警模型。淳伟德等^[27]利用SVM模型建立供给侧结构性改革期间的预警模型。

(3)马尔科夫区制转移模型。该模型最早由Hamilton^[28]提出,其后,从理论和实证的角度出现了相关研究,如Psaradakis等^[29]研究了马尔科夫转换模型分析中出现的一些有限样本问题。21世纪以来,部分学者发现马尔科夫模型的优势在于可以很好地运用到金融危机确认与危机预警领域,较好地对金融风险预警的动态过程进行模拟,存在合理的经济含义。Berg等^[30]认为,金融危机预警系统在危机出现之前应已经发出预警信号,其他的静态模型难以对此动态过程进行刻画,而区制转移模型就可以通过状态变量在高低风险间的平滑转换对此动态性进行模拟。Guharay等^[31]通过马尔科夫转移模型来研究每个单独宏观经济时间序列中的局部动态,有助于采取措施以避免不断变化的金融体系的灾难性崩溃。马尔科夫模型的优势还在于能够避免主观进行风险阈值的选取。Peria^[32]通过运用马尔科夫区制转移模型研究1979年~1993年间欧洲货币系统(EMS)的投机性攻击,结果表明与主观进行阈值设定的模型相比,区制转移模型可以更好地识别投机性攻击,能够解释风险传导在金融危机中的作用。在研究对象方面,马尔科夫模型不局限于单个风险类别,不仅可以研究整体的金融系统性风险,也可以用于研究局部风险。Amisano等^[33]建立了通货膨胀的马尔科夫转换

模型,研究价格上行风险的预警指标.宋凌峰等^[34]通过引入马尔科夫区制转移模型,考察了外部冲击和内部脆弱性对银行部门系统性风险的影响.在此基础上,Abiad^[35]将马尔可夫转换模型运用于金融危机的预警.Kim^[36]基于马尔可夫区制转移模型,研究美国商业银行系统的脆弱程度,结果表明该模型能够对金融体系和实体经济的脆弱性的建立和解除发出预警信号.这说明马尔科夫模型在样本适用性方面,适用于金融体系的样本数据.另外,马尔科夫模型能够保证风险预警的准确性,同时在金融危机预警上有着较为成熟的应用.Fratzcher^[37]采用非线性马尔可夫转换模型对货币危机的三种不同原因进行系统比较和评估,该模型对1997年~1998年亚洲危机具有非常好的预测能力.Knedlik等^[38]实证结果表明,马尔可夫区制转移方法准确地预测了样本外南非货币危机.吴宜勇等^[39]基于马尔科夫区制转移模型,样本采取中国2007年1月至2015年12月的月度数据,选取CPI, M_2/GDP , 出口/进口, 工业增加值增长率和国房开发指数5个宏观经济变量作为内生变量,研究结果发现除了工业增加值增长率之外的4个变量均与金融风险呈同向变化.然而该研究样本数据范围较小,选取的内生变量缺乏理论依据,且没有系统地构建金融风险预警体系.

通过文献梳理,可以发现0-1模型、主流神经网络模型和马尔科夫区制转移模型在金融系统性风险预警研究中的优缺点如下:

0-1变量模型预测效果虽优于KLR模型,但容易造成信息缺失,不够贴近实际.相较于0-1变量模型而言,神经网络模型具有较强的预测能力^[25],但存在缺乏经济学理论支持的缺陷,预测结果难以从理论上阐释清楚^[40].SVM虽然能够克服维数灾难、局部极值等问题,具有良好的预测性,但是这些都建立在保证数量不同的不同类别样本进行学习的基础上;而金融市场往往存在非对称样本问题,相关研究即使对正常与关注类样本进行界定,其界定标准也较为简单^[27,42],应用SVM进行预警可能会忽略风险控制,无法准确预测风险.BP_Adaboost模型虽有助于提高样本内准确率,但难以明晰变量关系、侧重点和政策分析运用^[41].贝叶斯网络方法虽然风险预警信息丰富,通过后验分布和预测分布刻画了参数估计和风险预警的不确定性,但多适用于证券公司、省级政府债务风险等小样本数据^[26],尚未发现在金融系统性风险预警上的成熟应用.此外,目前较为成熟的神经网络等机器学习模型的预警研究主要针对单个市场或单个风险类别,且不能较好地进行区制状态划分进而对金融市场动态过程进行刻画.

相比于传统的0-1变量模型和主流神经网络模型,可以发现马尔科夫区制转移模型可以刻画金融风险压力指数的区制转换特征^[42],同时兼顾提高金融风险预警的准确性和保证合理的经济含义,适用于经济、金融系统的样本.具体而言,本文采用马尔科夫区制转移模型进行金融系统性风险预警研究的原因如下:第一,风险预警研究需要确定相应风险的阈值,马尔科夫模型能够避免主观进行我国金融系统性风险阈值的选取,只需通过状态变量在高低风险间的平滑转换就能够确定不同时间的风险等级;第二,在马尔科夫区制转移模型中,金融系统性风险作为一个不可观测的变量,将其转化为连续的金融系统性风险压力指数作为模型的因变量,相对于0-1模型弥补了信息损失对研究结果的影响;第三,金融危机预警模型需要对“在危机出现之前应已经发出预警信号”的动态过程进行刻画,其他的静态模型难以对此动态过程进行刻画,而区制转移模型可以通过状态变量在高低风险间的平滑转换对此动态性进行模拟^[30],更加贴近实际;第四,马尔科夫区制转移模型的样本不局限于省级债务风险等小样本数据,研究主体也不局限于单个市场或单个风险类别,满足金融系统性风险预警的研究对象和样本的适用性.马尔科夫区制转移模型成熟应用于针对系统性风险的预警研究,具有较强的经济学理论支持,能够保证风险预警的准确性,对我国金融系统性风险预警的研究具有一定的必要性和先进性.

1.5 现有研究的不足及本文研究贡献

综上所述,国内外相关研究推动了金融风险预警领域研究的发展,但通过梳理发现已有相关文献的模型方法存在不能较好地对金融市场动态过程进行状态划分,或存在不够贴近实际、经济学理论支持不足、难以明晰变量关系、非对称样本及样本适用性等问题,且在风险预警指标选取视角方面也存在一定的局限.此外,国内外研究金融风险预警的文献虽然较多,但尚未发现在分析金融系统性风险的传导路径和借鉴国际经验

的基础上,从金融系统内部、外部(实体经济等)两方面构建金融系统性风险预警指标体系,并结合马尔科夫区制转移模型和主成分分析法进行金融系统性风险预警的研究。

本文重构了符合我国国情的金融系统性风险预警指标体系,验证了马尔科夫区制转移模型与主成分分析法相结合对我国金融系统性风险预警的有效性,并利用2001年第一季度至2016年第四季度历史数据对我国金融系统性风险进行了实证检验,有效识别了该时期高风险时间点,对2017年金融系统性风险状态进行了有效预测。

2 我国金融系统性风险预警指标体系重构

由于我国并未发生过IMF定义的真正意义上的金融危机,我国的金融系统现状与其他国家也并不完全相同,因此不能简单套用外国已有的金融预警系统。汪寿阳等^[43]认为将金融经济体系看作一类复杂性系统,可以从系统内部的结构及外部作用来考察系统的特性。金融系统性风险不仅通过货币市场、资本市场等内部金融子系统的一系列经济活动来传播,同时在经济一体化背景下我国金融系统对外部环境产生依赖,因此本部分在分析金融系统性风险的传导路径(理论层面)、借鉴国际经验(实际层面)的基础上,综合考虑了金融系统内、外部因素(实体经济等),重构符合我国国情的金融系统性风险预警指标体系。

从金融系统性风险的传导路径层面分析,金融系统性风险的传导可分为金融系统外部风险传导和内部风险传导两方面。金融系统外部风险传导方面,金融风险主要通过实体经济、宏观经济、房地产、财政、国际收支等金融系统外部渠道进行传导。其中,服务实体经济是金融行业的根本,实体经济风险传导是金融系统性风险中最重要、最直接的传导渠道,实体经济方面主要通过工业经济产出、通货供求等渠道造成企业信贷风险积累;宏观经济稳定是金融稳定的前提和基础,宏观经济方面主要通过经济驱动力、通货膨胀、就业水平渠道传导金融风险;财政风险方面,当财政赤字增加时,央行可通过增加货币发行量以减轻财政赤字压力,货币的过度发行会导致通货膨胀,产生金融风险;房地产方面,房地产泡沫也会导致银行系统风险;国际收支方面,金融风险的积累和蔓延主要通过对外贸易和外资投资渠道。金融系统内部风险传导方面,从金融市场的相互关联传导来看,我国金融市场间具有较强的联动性和传导性,某一子系统发生风险会引发系统风险。金融资产价格方面,银行与资本市场间的跨市场风险主要表现为银行系统和股市间风险传染,主要传导渠道为资本市场主体向银行机构借贷资金,具体通过股市投资、资产流动性、财富效应等渠道导致风险在金融市场间传染;参与主体行为方面,主要通过非理性预期和羊群效应渠道造成金融风险在金融市场之间传导。结合相关文献^[9-13],从金融市场间风险传染的角度,选取能反映金融市场风险的指标作为金融系统内部指标,具体的传导路径如图1所示。

金融系统性风险传导路径分析从理论层面揭示金融系统性风险发生的可能性,而从国际金融危机发生的实际来看不同时期又具有不同的特点,总结历年各大国际金融危机诱发因素如下:

第一,20世纪30年代美国经济“大萧条”,主要由于股票市场的过度投机。第二,20世纪70年代石油危机是美元与黄金的双挂钩体系导致支付能力过剩所引发的通胀危机,由经济对石油的过度依赖引起的。第三,日本在1985年“广场协议”后,日元大幅升值,一定程度上引发20世纪90年代的泡沫经济,股票和房地产价格暴跌。外汇改革导致大量热钱流入,产业空心化。第四,1994年的拉美债务危机,表现为对外债过度依赖,债务结构不合理,而且社会分配不公。第五,1997年东南亚金融危机是一次货币危机^[44]。危机形成主要原因有:不合时宜的固定汇率制度加快了国际金融市场上游资的冲击,外资的快速涌入,经济结构不合理,产业结构调整缓慢,外债过多以及债务结构不合理。第六,2008年次贷危机主要存在以下四点诱导因素:房地产经济泡沫;货币政策宽松程度不合理,导致利率下调;过度消费,体现在不断增长的经常账户逆差上;实体经济空心化。第七,欧债危机本质是欧元区国家间失衡所引发的国际收支危机。主要是产业结构、人口结构不平衡和不合理的福利制度导致其财政赤字猛增。中欧贸易关系紧密,同时都在世界经济中占有重要的地

位, 欧债危机亦通过国际贸易渠道影响到我国经济, 对我国的金融体系造成了影响. 从上述分析可知, 金融危机的主要影响因素有: 过度投机, 通货膨胀, 房地产泡沫, 外汇改革, 债务结构不合理, 高杠杆率, 分配不公, 产业结构的不合理, 不合时宜的汇率制度, 不合理的货币政策, 过度消费, 实体经济空心化等. 本文将从国际经验的视角根据历年各大国际金融危机的诱发因素选取相应的指标.

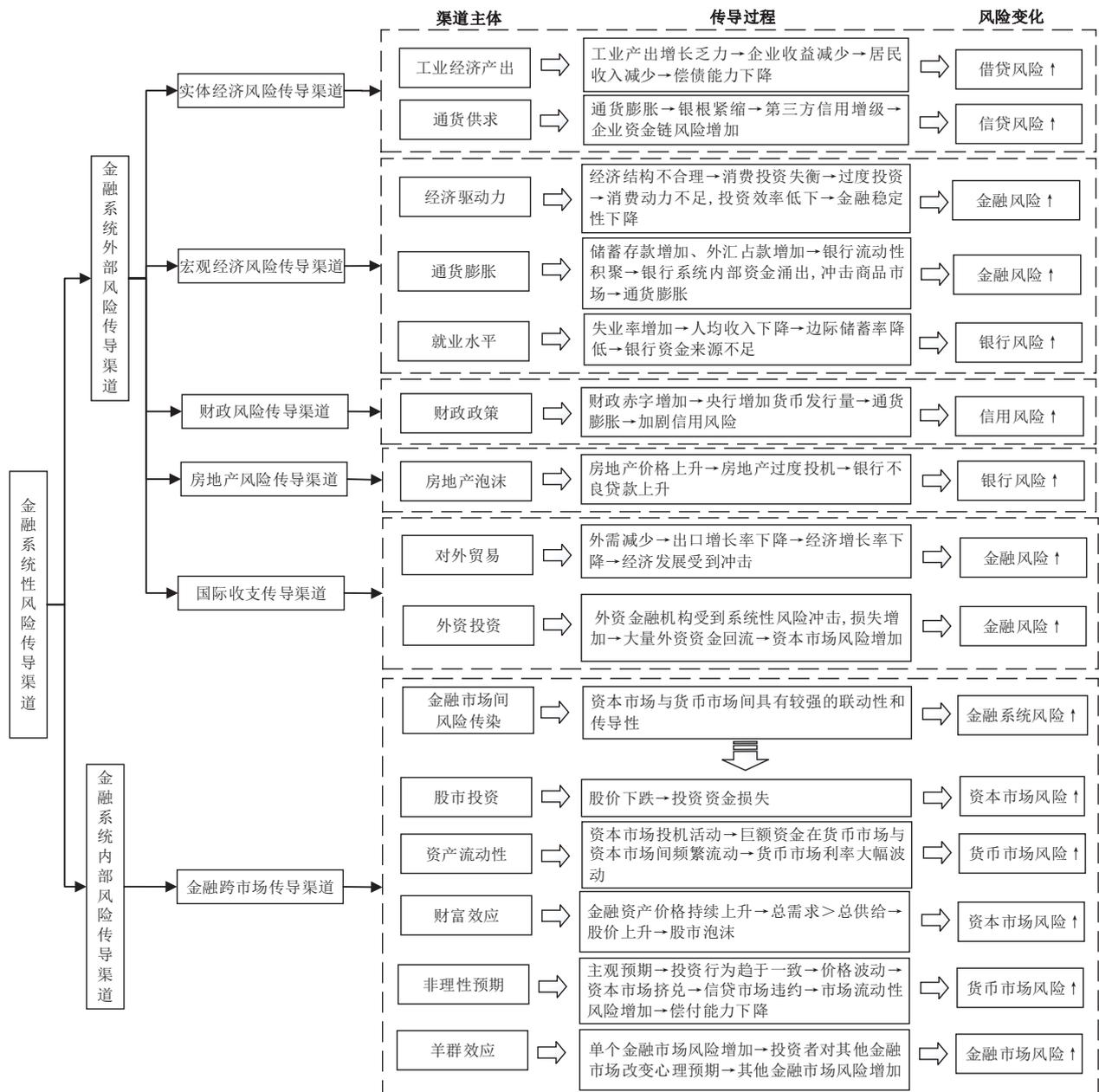


图1 金融系统性风险的传导路径示意图

Fig. 1 Schematic diagram of transmission mechanism of financial systemic risk

综上, 基于理论层面的金融系统性风险传导路径和实际层面的国际经验, 结合我国国情从金融系统内部与金融系统外部两个角度来综合考虑我国金融系统安全的影响变量, 具体指标选取见表1所示.

首先, 对于金融系统外部指标的选取, 根据金融系统外部风险传导路径及相关文献^[4-8,14,15], 借鉴国际经验进行选取. 从内生和外生的角度看, 金融风险不仅来自金融领域, 而且来自非金融领域. 近几十年的世界金融危机很大程度上根源于实体经济, 并作用于实体经济^[45,46], 因此, 本文考虑到实体经济层面的指标选取, 具体为: 人均GDP、国债占GDP的比重、通货膨胀率、工业产出增长率. 宏观经济层面, 选取与我国金

融系统有着密切关联的国民经济因素, 具体为 M_2/GDP 、失业率、居民消费价格指数、固定资产投资增长率。财政风险方面, 偏高的财政赤字会对经济增长产生一定的影响, 因此选择财政赤字/GDP 指标。房地产风险层面, 房地产价格波动将影响金融资产质量, 由于房地产开发综合景气指数由政府统计部门编制, 具有及时性、综合性和权威性等特点, 并综合房地产投资、资金、面积、销售等方面的信息, 可反映出房地产业运行的景气状况, 因此选取房地产开发综合景气指数作为房地产风险层面的指标。从全球经济状况的角度考虑外部金融危机可能对我国带来的影响, 美国的经济水平是全世界第一位, 其经济走向会较大限度地影响到全球的经济, 其利率政策也是全球金融市场的核心, 因此本文选取美国利率作为指标之一。我国是世界第二大石油消费国, 全球油价增长势必会对我国经济产生影响。因此, 本文考虑将全球油价增长率、美国利率、OECD国家GDP 增长率纳入预警指标体系之内。国际收支层面指标的选取, 考虑了对外贸易和外资投资冲击下金融系统性风险的传导因素。从对外贸易渠道看, 外汇作为清偿国际收支逆差的主要手段, 可起到协调国际资金余缺、促进国际经贸发展、维持本币汇率、提高融资能力以及抵抗金融风险的作用。中国已连续23年成为全球遭遇反倾销调查最多的国家, 一些国家为了削减我国产品出口优势, 会要求人民币继续升值。我国巨额的外汇储备也会造成巨大的人民币升值压力。经常项目、资本项目和金融项目“双顺差”是造成升值压力的根源所在, 会对我国出口带来负面影响。此外, 以美元为主的外汇储备结构还易引发汇率风险与储备风险。存在诸多外汇储备造成潜在的危机, 因此, 本文选取外债与外汇储备的比率、外汇储备增长率、外汇储备与进口额的比率、经常项目与GDP的比率、实际汇率波动率这5个预警指标。另外, 选取进口增长率与出口增长率两个指标可以反映我国的国际贸易水平。从外资投资渠道看, 外商直接投资与GDP比率指标可以反映短期内投资额幅度变动对我国经济造成的影响, 经常项目与GDP的比率指标数值与该国外经济对外依赖程度成正比。

其次, 对于金融系统内部指标的选取, 基于对金融系统内部风险传导路径的分析并借鉴国际经验, 从货币市场风险、资本市场、外汇市场稳健发展的角度考虑。选取 M_1 增长率、 M_2 增长率、 M_2 与外汇储备比率、存款增长率、股市收益率、股市价格波动率、实际利率、存贷款利差、银行不良贷款率作为预警指标。另外, 我国的银行机构的资金流动性主要来自信贷与经济增长, 一旦经济急速下滑, 就会出现资金的流动性骤减的现象, 引发银行危机, 因此选取信贷/GDP指标。

3 金融综合压力指数构建

一国金融系统面临的压力逐渐增大, 容易引发金融危机。由于国民经济整体是一个不可观测的变量, 不可能用单独的一个经济变量本身去代替。因此, 借鉴国内已有文献进行金融危机压力指数合成变量的选取, 涵盖主要和关键的风险指标体系, 以及借鉴饶勋乾^[23]将四个子系统压力指数合成综合压力指数的方法, 根据我国具体情况, 首先选取如表2所示的12个指标合成资产泡沫压力指数、货币危机压力指数、外汇市场压力指数以及其他压力指数四个金融子系统压力指数, 其次参考IMF报告^[47]通过等方差的权重设计法将其合成我国金融综合压力指数, 来反映我国金融系统面临的压力。

Greenspan^[48]股市与房地产市场紧密联系, 然而实际分析问题时却往往忽视了两者的关联性, 2008年次贷危机就是最好的见证。因此, 本文的构建的资产泡沫压力指数(ABP_t)参考Kaminsky等^[22]构建货币压力指数的方法, 综合了股市与房地产市场指标如下

$$ABP_t = \omega_{y_1} \frac{\Delta y_1}{y_1} + \omega_{y_2} \frac{\Delta y_2}{y_2}, \quad (1)$$

式中 Δy_1 和 Δy_2 分别代表股票价格指数和房地产开发综合景气指数的变化率, 权重为

$$\omega_{y_i} = \frac{1}{STDEV_{y_i}} \left(\frac{1}{STDEV_{y_1}} + \frac{1}{STDEV_{y_2}} \right), \quad i = 1, 2, \quad (2)$$

表1 金融系统性风险预警指标体系
Table 1 An early-warning system of financial systemic risk

		变量名称	变量代码
金融系统外部	实体经济	人均GDP	x_1
		国债占GDP的比重	x_2
		通货膨胀率	x_3
		工业产出增长率	x_4
	宏观经济层面	M_2 /GDP	x_5
		失业率	x_6
		居民消费价格指数	x_7
		固定资产投资增长率	x_8
	财政风险	财政赤字/GDP	x_9
	房地产风险	房地产开发综合景气指数	x_{10}
	全球经济状况	全球油价增长率	x_{11}
		美国利率	x_{12}
		OECD国家GDP增长率	x_{13}
	国际收支	实际汇率波动率	x_{14}
		出口增长率	x_{15}
		外债与外汇储备的比率	x_{16}
		外汇储备增长率	x_{17}
		外汇储备与进口额的比率	x_{18}
		经常项目与GDP的比率	x_{19}
		外商直接投资与GDP的比率	x_{20}
		进口增长率	x_{21}
金融系统内部	M_1 增长率	x_{22}	
	M_2 增长率	x_{23}	
	M_2 与外汇储备比率	x_{24}	
	存款增长率	x_{25}	
	股市收益率	x_{26}	
	股市价格波动率	x_{27}	
	信贷/GDP	x_{28}	
	实际利率	x_{29}	
	存贷款利差	x_{30}	
	银行不良贷款率	x_{31}	

构建的货币市场压力指数为

$$CM_t = \omega_{y_3} \Delta y_3 + \omega_{y_4} \frac{\Delta y_4}{y_4} + \omega_{y_6} \frac{\Delta y_6}{y_6} - \omega_{y_5} \frac{\Delta y_5}{y_5}, \quad (3)$$

其中 ω_{y_i} , $i = 3, 4, 5, 6$ 的计算方法与式(2)相同.

由于外汇危机最初体现在本国货币的突然贬值, 本文的外汇市场压力指数(EMPI_t)通过实际汇率和外汇储备进行度量, 具体为

$$EMPI_t = \frac{(\Delta y_7 - \mu_{\Delta y_7})}{\sigma_{\Delta y_7}} - \frac{(\Delta y_8 - \mu_{\Delta y_8})}{\sigma_{\Delta y_8}}, \quad (4)$$

其中 Δy_7 和 Δy_8 分别代表实际汇率和外汇储备的变化率数据, $\mu_{\Delta y_7}$ 和 $\mu_{\Delta y_8}$ 分别代表实际汇率和外汇储备的均值, $\sigma_{\Delta y_7}$ 和 $\sigma_{\Delta y_8}$ 分别代表实际汇率和外汇储备的标准差。

其他压力指数的构建考虑了实体经济情况(工业增加值增长率)、通货膨胀情况(CPI)、投资(固定资产投资增长率)以及进出口情况(进出口额增长率), 参照资产泡沫压力指数的构造方法, 如下

$$OPI_t = \omega_{y_9} \frac{\Delta y_9}{y_9} + \omega_{y_{10}} \frac{\Delta y_{10}}{y_{10}} + \omega_{y_{11}} \frac{\Delta y_{11}}{y_{11}} + \omega_{y_{12}} \frac{\Delta y_{12}}{y_{12}}, \quad (5)$$

其中 $\omega_{y_i}, i = 9, 10, 11, 12$ 的计算方法与式(2)相同。

表2 金融综合压力指数指标选取
Table 2 Index selection of the financial composite pressure index

金融子系统压力指数名称	构成变量名称	变量代码
资产泡沫压力指数	股票价格指数	y1
	房地产开发综合景气指数	y2
货币市场压力指数	实际利率	y3
	存贷款比例	y4
	货币供应量(M ₂ /GDP)	y5
	银行同业拆借利率	y6
	实际汇率	y7
外汇市场压力指数	实际汇率	y7
	外汇储备	y8
其他压力指数	实体经济情况(工业增加值增长率)	y9
	通货膨胀情况(CPI)	y10
	投资(固定资产投资增长率)	y11
	进出口情况(进出口额增长率)	y12

在构建了资产泡沫压力指数、货币危机压力指数、外汇市场压力指数以及其他压力指数四个金融子系统压力指数的前提下, 根据Kaminsky 等人的构造方法, 将四个金融子系统压力指数合成金融综合压力指数(financial composite pressure index, FCPI), 将式(1)、式(3)、式(4)、式(5)代入式(6) 可得到金融综合压力指数

$$FCPI_t = \omega_{ABP_t} ABP_t + \omega_{CM_t} CM_t + \omega_{EMPI_t} EMPI_t + \omega_{OPI_t} OPI_t, \quad (6)$$

$$\omega_k = \frac{1}{STDEV_k} / \left(\frac{1}{STDEV_{ABP_t}} + \frac{1}{STDEV_{CM_t}} + \frac{1}{STDEV_{EMPI_t}} + \frac{1}{STDEV_{OPI_t}} \right), \quad (7)$$

$$k = ABP_t, CM_t, EMPI_t, OPI_t,$$

其中 $FCPI_t$ 代表金融综合压力指数(图2), ABP_t 表示资产泡沫压力指数(图3), CM_t 代表货币市场压力指数(图4), $EMPI_t$ 表示外汇市场压力指数(图5), OPI_t 是其他压力指数(图6), ω_k 表示相应的权重。式(7)中 $STDEV_k$ 表示相应的标准差。标准化后的金融综合压力指数如图2所示, 总体来看我国金融压力较小, 主要在2002年1月至7月、2008年7月至12月、2013年6月至2014年3月、2015年1月至4月以及2016年年末等期间金融综合压力指数较大。

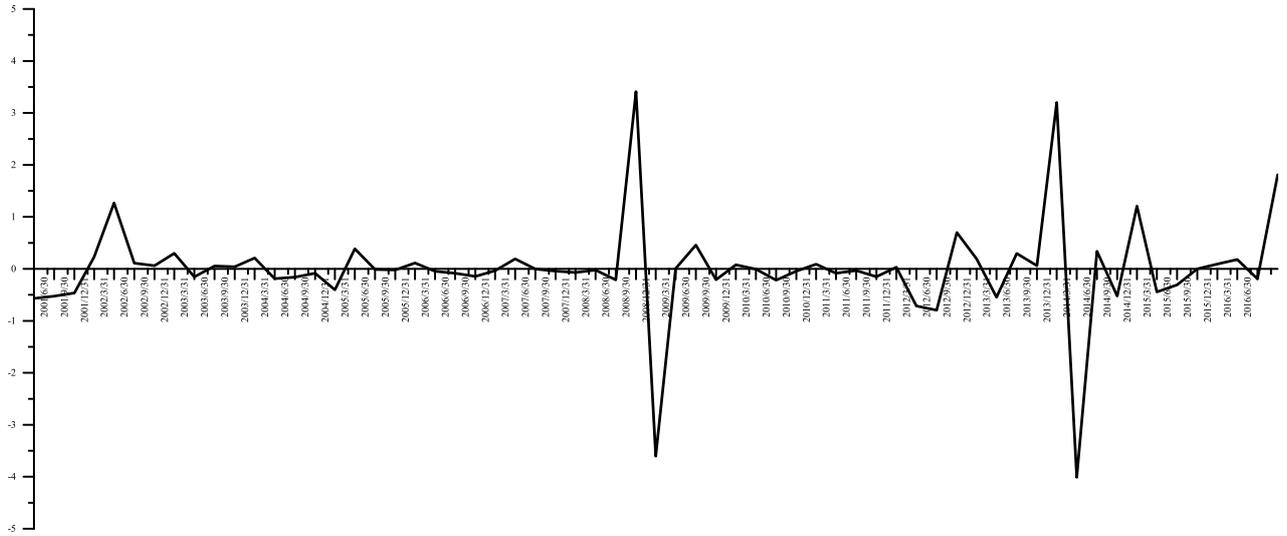


图 2 金融综合压力指数(FCPI_t)

Fig. 2 The financial composite pressure index

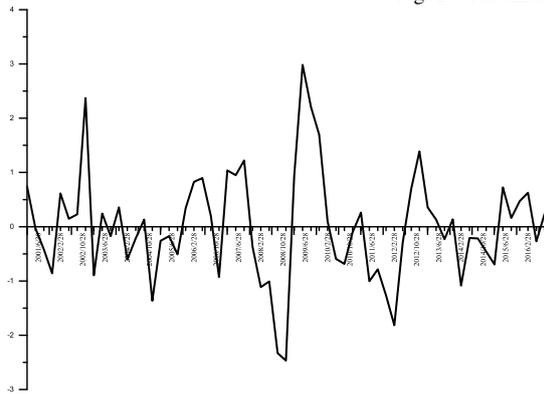


图 3 资产泡沫压力指数(ABP_t)

Fig. 3 The asset bubble pressure index

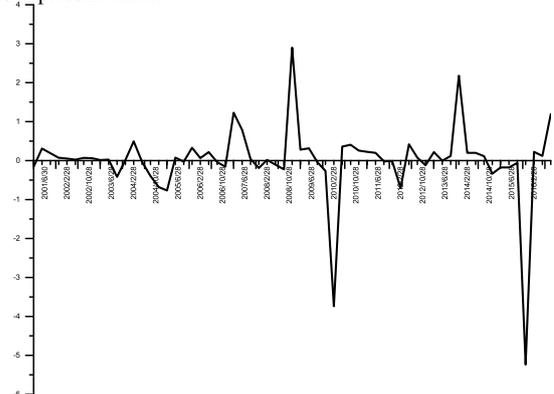


图 4 货币市场压力指数(CM_t)

Fig. 4 The currency crisis pressure index

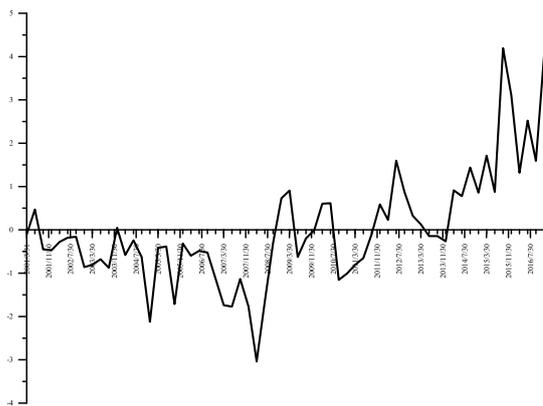


图 5 外汇市场压力指数(EMPI_t)

Fig. 5 The foreign exchange market pressure index

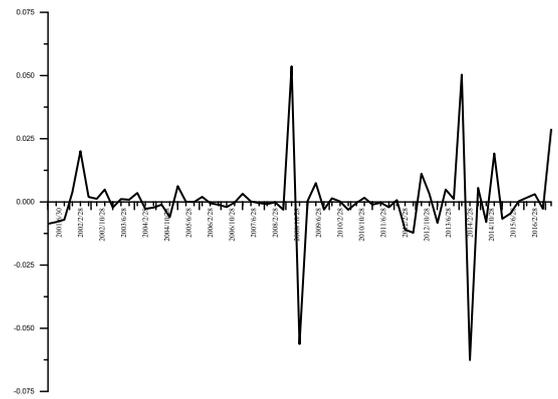


图 6 其他压力指数(OPI_t)

Fig. 6 Other stress index

4 基于马尔科夫区制转移模型的实证检验

4.1 模型设定

由于不能够判断不同时段内我国处于什么金融风险状态,而马尔可夫区制转移模型的基本思路是模型

参数会随着无法预判的状态变量的变化而变化, 和金融风险的极端状态发生条件较为吻合. 为了捕捉到潜在在不可观测的金融风险的状态下金融综合压力指数的变化, 更好地模拟变量间非线性动态关系, 假设 s_t 表示金融综合压力指数在 t 时间的状态, 是外生不可观测的一阶马尔科夫链, $s_t = 1$ 时表示低金融风险状态, $s_t = 2$ 时表示高金融风险状态, 引入马尔科夫二区制转移模型如下

$$y_t = C_{s_t} + \beta_{s_t}^{(1)} x_{s_t}^{(1)} + \beta_{s_t}^{(2)} x_{s_t}^{(2)} + \dots + \beta_{s_t}^{(k)} x_{s_t}^{(k)} + \varepsilon_{s_t} = C_{s_t} + \mathbf{X}_{s_t}^T \mathbf{B}_{s_t} + \varepsilon_{s_t}, \quad (8)$$

其中 y_t 表示金融综合压力指数; C_{s_t} 是状态为 s_t 的截距项; $\mathbf{B}_{s_t} = (\beta_{s_t}^{(1)} \beta_{s_t}^{(2)} \dots \beta_{s_t}^{(k)})^T$ 为变量在状态 s_t 下的系数向量; $\mathbf{X}_{s_t} = (x_{s_t}^{(1)} x_{s_t}^{(2)} \dots x_{s_t}^{(k)})^T$ 为在状态 s_t 下的金融系统性风险预警指标向量. 在本文的预警模型中 k 取值为4; $\varepsilon_{s_t} \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$, 为随机误差项向量, $y_t | S_t \sim N(C_{s_t} + \mathbf{X}_{s_t}^T \mathbf{B}_{s_t}, \sigma_{s_t}^2)$.

注1 王春丽等^[42]基于马尔科夫区制转移模型, 按照国际风险与国内风险两大类选取包含信贷/GDP增长率和房地产开发综合景气指数等17个指标的中国金融风险预警指标并引入模型, 在选取公式(8)的 $x_{s_t}^{(k)}$ 时也考虑了信贷/GDP增长率、银行不良贷款率和房地产开发综合景气指数等10个指标. 国外较为经典的研究Kaminsky等^[16]构建了一个包含7个变量的预警指标体系, 本文引入的股市收益率、出口增长率和外债/外汇储备这几个指标与其可有效预警的指标相同. Tuluca^[13]和Crowe^[14]在选取金融危机预警指标时考虑到国内、国际指标和宏观经济风险指标, 其中预警敏感性较好的通货膨胀率、国房开发指数、出口增长率和外汇储备增长率等指标与本文引入的指标相同.

与前期研究不同的是, 本文在分析金融系统性风险的传导路径、借鉴国际经验的基础之上, 基于系统特性角度从金融系统内部和金融系统外部环境两个方面综合考虑进行指标的选取, 具体变量筛选处理见“我国金融系统性风险预警指标体系重构”.

状态 s_t 的一般转移概率矩阵为

$$\mathbf{Q}_t = \begin{bmatrix} p_t^{11} & p_t^{12} & \dots & p_t^{1h} \\ p_t^{21} & p_t^{22} & \dots & p_t^{2h} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_t^{h1} & p_t^{h2} & \dots & p_t^{hh} \end{bmatrix}, \quad (9)$$

其中 h 表示区制的个数, $p_t^{ij} = \Pr\{S_t = j | s_{t-1} = i, \mathbf{X}_{t-1}\}$, ($i, j = 1$ 或 2), 表示区制状态变量 s_t 从 $t-1$ 时期的 i 状态切换到 t 时期 j 状态的转移概率, 满足 $\sum_{j=1}^h p_t^{ij} = 1, i, j = 1, 2, \dots, h$. \mathbf{X}_{t-1} 代表金融系统性风险预警指标向量在 $t-1$ 期的样本值.

具体到本文的马尔科夫二区制转移模型的状态转移概率矩阵如下

$$\mathbf{Q}_t = \begin{bmatrix} p_t^{11} & p_t^{12} \\ p_t^{21} & p_t^{22} \end{bmatrix}, \quad (10)$$

其中 $p_t^{11} = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1, \mathbf{X}_{t-1}) = F(\mathbf{X}_{t-1}^T \mathbf{B}_1)$, $p_t^{12} = \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1, \mathbf{X}_{t-1}) = 1 - F(\mathbf{X}_{t-1}^T \mathbf{B}_1)$, $p_t^{21} = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2, \mathbf{X}_{t-1}) = 1 - F(\mathbf{X}_{t-1}^T \mathbf{B}_2)$, $p_t^{22} = \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2, \mathbf{X}_{t-1}) = F(\mathbf{X}_{t-1}^T \mathbf{B}_2)$.

为了对马尔科夫区制转换模型进行估计, 条件密度函数为

$$f(y_t | \phi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_{s_t}^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right), \quad (11)$$

其中 ϕ_{t-1} 代表 $t-1$ 时刻所有可使用信息的集合.

下面进行不断迭代计算以获得对应条件对数似然函数

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln [f(y_t | \phi_{t-1})], \quad (12)$$

进而通过最大似然估计法求得模型系数, 并可以得到各个状态间的转换概率.

4.2 数据说明

注重变量数据选取的系统性、相关性以及数据的可获得性, 本文选取了2001年~2016年金融系统性风险预警指标体系的31个指标和金融综合压力指数涵盖的12个指标. 由于不同的指标数据频率不同, 本文将通过“quadratic-match average”和“average observations”方法, 将所有年度或月度数据全部转化为2001年第一季度至2016年第四季度的季度数据. 所有数据经过标准化处理, 其中缺失的数据通过插值法补齐. 数据主要来源于wind数据库、国家统计局网的数据库、国泰安csmar数据库、中国证券监督管理委员会、中国外汇交易中心、Choice数据库、中国金融年鉴、中国统计年鉴、国研网统计数据库、中国人民银行调查统计司数据库.

4.3 实证结果

4.3.1 基于主成分分析的变量划分

为了避免变量之间存在共线性问题影响到马尔科夫区制转移模型求解的有效性, 同时减少变量有利于对金融系统性风险预警系统的控制, 因此在不丢失主要信息的前提下, 通过主成分分析法进行降维, 减少变量个数. 基于特征值大于1的原则, 对31个变量进行主成分抽取, 最终得到6个主成分 F_1 、 F_2 、 F_3 、 F_4 、 F_5 和 F_6 , 分别解释了31个原变量总方差的33.927%、20.711%、12.503%、9.523%、6.107%、4.527%, 累计贡献率为87.297%, 相应的因子得分系数矩阵见表3.

表3 因子得分系数矩阵
Table 3 Factor score coefficient matrix

	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6
x_1	-0.091	0.020	-0.043	-0.036	0.034	0.071
x_2	-0.029	-0.027	-0.023	0.271	0.141	0.153
x_3	-0.001	0.114	-0.150	-0.023	0.080	-0.084
x_4	0.037	0.027	0.042	-0.077	-0.146	0.130
x_5	-0.078	-0.008	-0.003	-0.023	0.115	0.174
x_6	-0.009	0.077	0.134	-0.063	0.148	0.080
x_7	0.005	0.115	-0.148	-0.028	0.102	-0.089
x_8	0.064	0.061	0.122	-0.041	0.076	0.015
x_9	-0.049	-0.116	0.025	-0.022	0.159	-0.002
x_{10}	0.088	0.004	-0.003	0.020	0.146	-0.054
x_{11}	0.059	0.072	-0.041	-0.111	-0.170	-0.005
x_{12}	0.060	0.019	-0.049	0.186	-0.198	0.099
x_{13}	0.065	0.031	-0.101	0.096	0.068	0.257
x_{14}	-0.073	-0.005	-0.092	0.115	0.039	0.195
x_{15}	0.070	0.048	-0.055	-0.040	0.139	0.250
x_{16}	0.040	-0.131	-0.068	0.039	0.005	-0.045
x_{17}	0.078	0.022	0.047	0.035	0.000	0.000
x_{18}	-0.085	0.047	0.047	0.001	-0.010	-0.071
x_{19}	0.028	0.097	0.002	0.197	-0.149	-0.001
x_{20}	0.081	-0.049	0.007	0.010	0.083	-0.008
x_{21}	0.067	0.043	-0.022	-0.055	0.263	0.113
x_{22}	0.008	0.000	0.100	0.202	0.301	-0.102

续表 3
Table 3 Continues

	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6
x_{23}	0.026	0.028	0.220	0.077	0.059	-0.173
x_{24}	0.023	-0.144	-0.061	0.012	0.069	-0.002
x_{25}	0.017	0.037	0.215	-0.067	0.082	0.158
x_{26}	-0.005	0.006	0.077	0.133	-0.161	0.465
x_{27}	-0.013	0.038	0.003	0.249	-0.022	-0.332
x_{28}	-0.089	0.023	0.021	0.001	0.110	0.113
x_{29}	-0.005	-0.102	0.154	0.008	-0.195	0.044
x_{30}	0.035	-0.130	-0.040	-0.054	0.084	0.080
x_{31}	0.070	-0.101	-0.031	0.021	-0.001	-0.058

通过表3 可以看出, F_1 主要荷载了国际环境(全球经济状况和国际收支)方面的因素, F_2 主要荷载了宏观经济层面的因素、 F_3 与 F_4 主要荷载了金融系统内部的因素、 F_5 主要荷载了财政风险和房地产风险方面的因素、 F_6 主要荷载了实体经济方面的因素, 以上说明我国金融系统性风险预警指标可以用这6 个主成分来代替.

4.3.2 单位根检验

为了保证时间序列的平稳性, 避免实证检验出现伪回归问题, 作者进行了ADF单位根检验, 结果如表4所示. 检验结果表明所有主成分均通过了5% 的显著性水平检验, 数据都是平稳的.

4.3.3 模型求解

(1) 模型参数估计结果分析

首先将6个主成分变量逐一代入公式(8)进行回归检验, 除了 F_1 和 F_4 , 其他主成分均通过了10%的显著性水平检验, 因此剔除 F_1 和 F_4 , 将满足条件的剩下4个变量代入马尔科夫区制转移模型进行求解, 并对残差项进行ADF平稳性检验. 从表5可发现残差是平稳的, 说明本文通过建立马尔科夫区制转移模型得出的实证结果是可靠的.

表 4 金融系统性风险预警指标主成分ADF单位根检验结果

Table 4 ADF unit root test results of the main components of early warning indicators for financial systemic risk

主成分	检验	P值	检验统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	是否平稳
F_1		0.028 5	-3.719**	-4.116	-3.485	-3.171	是
F_2		0.005 6	-2.813***	-2.603	-1.946	-1.613	是
F_3		0.001 4	-4.203***	-3.540	-2.909	-2.592	是
F_4		0.008 6	-2.658***	-2.603	-1.946	-1.613	是
F_5		0.001 4	-4.211***	-3.542	-2.910	-2.593	是
F_6		0.044 6	-2.957**	-3.538	-2.908	-2.592	是

注: 其中“***”代表1%的显著性水平, “**”代表5%的显著性水平, “*”代表10%的显著性水平, 未标注的说明在10% 的统计水平下不显著.

表 5 残差项平稳性检验结果

Table 5 Test result of stationarity of residual term

	P值	检验统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	是否平稳
残差项	0.000	-7.588	-4.113	-3.484	-3.170	是

从理论上讲,高风险状态下金融综合压力指数应该大于低风险状态下的金融综合压力指数,根据表6的模型系数的估计结果来看,高风险状态的截距大于低风险状态的截距,说明实证结果与理论预期相一致.同样,高风险状态下各变量的系数大于低风险状态下各变量的系数,高风险可能是由于各风险预警指标由量变到质变,发生了结构性变化引发的.

表6 两种风险状态下马尔科夫区制转移模型系数估计结果

Table 6 Estimation results of coefficients of Markov regime-switching model under two risk states

低风险状态下		高风险状态下	
变量	系数	变量	系数
低风险状态截距	-0.132***	高风险状态截距	1.070***
F_2	0.058*	F_2	0.285***
F_3	0.081**	F_3	0.515***
F_5	0.093***	F_5	0.114*
F_6	0.076**	F_6	0.084*

由表6可以看出, F_2 、 F_3 、 F_5 和 F_6 的系数均为正值,有着良好的危机预警效果,说明随着这4个变量数值的增加,我国的金融综合压力越大,具体如下.

F_2 即宏观经济层面,其中主要包含失业率、居民消费价格指数(CPI)、固定资产投资增长率三个指标.失业率提高会导致人均收入增速减缓,经济普遍萧条,是人们的生活水准下降的标志,能起到金融风险的预警作用. CPI提高说明货币的实际价值下降,国民的购买力下降,物价上升,这一般是通货膨胀造成的,而通货膨胀会加大金融风险. 固定资产投资过快增长会从三方面造成经济失衡,加大金融风险:首先,过度依赖于房地产行业,给我国经济增长带来不确定性因素^[49];其次,生产过剩导致了行业积聚风险;再次,挤压了小企业流动资金贷款,使得小企业融资难度加大.同时,固定资产投资过快,会使风险向银行集聚,导致我国的金融风险压力增大. F_3 即金融系统内部层面,具体的预警指标为增长率和存款增长率. 增长率较高,说明投资和中间市场过热、需求不旺,存在金融风险. 存款增长率的增长一定程度上拓宽了信贷资金来源,扩大了银行信贷资金营运规模,会导致企业过度依赖银行信贷资金,加大了金融市场的风险. F_5 即财政风险和房地产风险方面,相应的预警指标为财政赤字/GDP和房地产开发综合景气指数. 如果财政赤字过高,长期来看势必影响到经济发展. 房地产开发综合景气指数是反映房地产市场景气变化趋势和程度的综合指数,该指数数值越大,越易诱发房地产泡沫,加大金融风险. F_6 主要代表了实体经济方面,其中工业产出增长率和国债/GDP起到了主要作用. 工业产出增长率可以反映工业经济的运行走势,判断经济景气程度. 国债/GDP越大,即该国的负债越多,所欠利息便越多,经济负担也越大.

(2) 区制间的转换概率与金融系统性风险状态转移平滑概率图

表7 风险状态转换概率矩阵

Table 7 Risk state transition probability matrix

转移概率	低风险	高风险
低风险	0.899	0.101
高风险	0.394	0.606

表7是金融高低风险状态转换概率矩阵表. 当时段处于“低风险”状态,在时段还维持“低风险”的概率为89.9%,进入“高风险”状态的概率仅有10.1%. 当时段处于“高风险”状态,在时段还维持“高风险”的概率为60.6%,进入“低风险”状态的概率为39.4%. 两种风险状态下的金融风险的维持概率都较高,说明在高低两种风险状态下的金融系统都能够比较稳定的运行. 此外,无论是哪种风险状态,都更趋向于低风险状态,即相较于由低风险状态到高风险状态时比较难,由高风险状态到低风险状态转换比较容易.

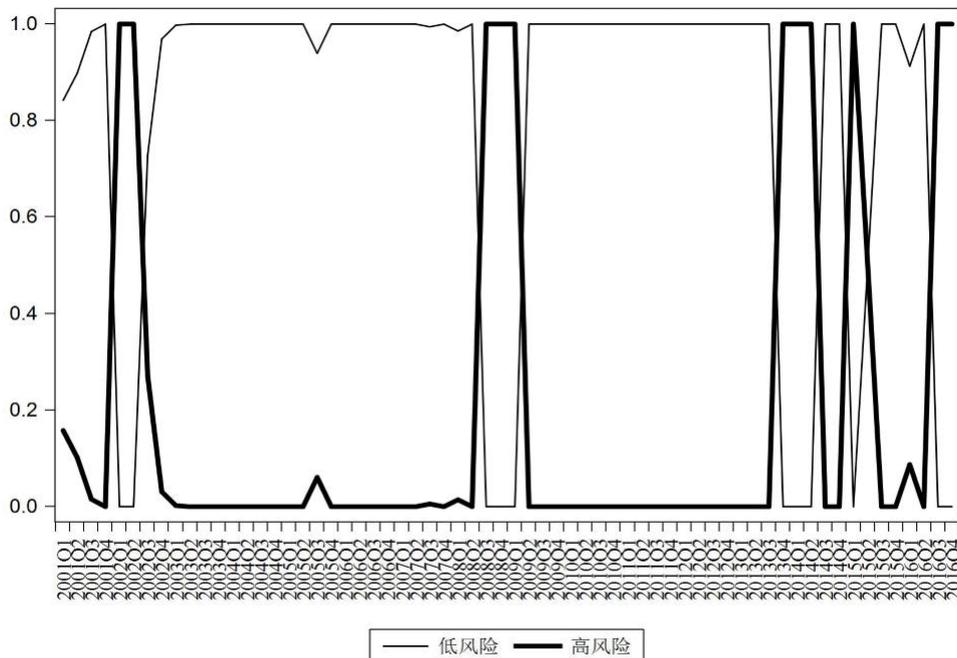


图7 金融风险状态转移平滑概率图

Fig. 7 Smooth probability map of financial risk state transition

从图7的金融风险状态转移平滑概率图可以看出,从2001年第一季度至2016年第四季度期间,我国高风险状态出现的次数较少,主要发生在2002年第一季度至第三季度、2008年第三季度至2009年第一季度、2013年第四季度至2014年第二季度、2015年第一季度至第二季度以及2016年的第三季度至第四季度.与图2相比较,我国的金融综合压力指数出现金融风险变化的时段与平滑概率图中出现的高风险状态的时段高度一致,具体如下.

2002年是我国加入世贸组织的第一年;国家颁布一系列促进民间投资的政策;以花旗银行为首的外资银行全面备战入驻我国境内;国务院发布“国内上市公司停止执行减持国有股”政策,令股市反转行情后一路阴跌.在此背景下,2002年我国处于高金融风险状态,从图3和图6看出,资产泡沫压力指数明显较大,受到我国经济转轨等因素的影响,股市出现剧烈波动;其他压力指数在2002年也较大,其中包括了投资和进出口情况,可能是由于我国遭遇了十余个国家的“反倾销战”,相关“投资政策”使得民营经济非常活跃,加大了我国的金融风险.

2008年至2009年间,四个金融子系统压力指数均处于较高点.受到次贷危机在全球传导的影响,我国出口下降,外贸企业倒闭潮初现,我国面临的金融风险突飞猛涨.政府出台了4万亿的经济刺激政策和货币宽松政策,虽然带动了所有生产部门的生产活动,为濒临倒闭的企业重新注入了活力,但也会造成产能过剩和通货膨胀的后果,金融风险加大.

2013年至2014年间的子系统压力指数显示,我国货币市场和外汇市场金融风险较大.2013年出现的同业业务泛滥、流动性紧张、影子银行爆发式增长等事件对中国银行业产生重大影响,造成我国金融综合压力指数处于较高点.

2015年上半年,资产泡沫压力指数和外汇市场压力指数处于较高点.可能由于我国股价估值偏高、杠杆资金的撤离与被围剿、股指期货做空、新股发行加速以及监管不力等原因,2015年6月至7月期间我国爆发“股灾”,三大板块股票暴跌,上证指数跌幅接近35%,市值大幅蒸发,造成金融系统性风险积聚.

目前我国处于经济转型的新阶段,金融系统性风险明显加大,从图7近些年我国多次处于金融风险高点可以印证。2013以来,虽然世界各国经济逐渐开始复苏,但政府刺激政策的后续效应却日益显现,人民币升值和通胀压力加大,新一轮的房地产泡沫开始滋生,实体经济开始松动,财政萎缩,企业融资愈发困难。同时,欧债危机也波及甚广,主要通过贸易、大宗商品价格和投资信心三个渠道对中国经济产生影响。欧盟作为我国最大的出口市场,我国的出口不容乐观。此外,我国面临更多的短期资本流入,加大了国内通胀压力。

4.3.4 金融系统性风险预警检验

首先,利用ARIMA模型选取样本外数据即我国2017年的各个指标数据进行预测。其次,代入马尔科夫区制转移模型(8)对相应时间段我国的金融系统性风险进行检验。预测结果发现,在样本空间外一年内,2017年整体的金融系统性风险处于相对稳定的区间,维持低金融风险的概率达到了91.7%,表明在2017年内我国发生金融危机的概率比较低。

首先,马尔科夫区制转移模型可以较好的刻画近十几年的金融系统性风险的动态变化过程。其次,清华大学国家金融研究院发布《2017年度中国系统性金融风险报告》^[50]中显示,2017年我国整体的金融风险已呈下降趋势,远离风险警戒线。随着供给侧改革的不断深化,宏观层面整体保持稳定;实体经济发展良好;金融业稳健发展,对实体支持力度增强;更加精准、精细的房地产相关政策的颁布逾180次,以降低房地产前期积聚的隐患。“十三五”时期国际金融风险预测与中国金融开放进程选择的研究报告^[51]认为,中国金融风险在信号模型中存在发生金融危机的可能,不过整体表现平稳,一直处于平稳区或过渡区。朱小黄^[52]运用拐点理论和综合指数法也得出2017年以来我国系统性风险处于一个相对安全区域的结论。由此可见,采用本文重构的金融系统性风险预警指标体系及方法可以较好地实现对样本外的金融系统性风险状态进行检测与识别,预警结果较为准确。

5 结束语

本文在分析金融系统性风险的传导路径、借鉴国际经验的基础上,综合考虑金融系统内外部因素,重构了符合我国实际的金融系统性风险预警指标体系,并通过权重设计法合成了包含四个金融子系统压力指数的金融综合压力指数,选取2001-2016年历史数据,采用马尔科夫区制转移模型与主成分分析法相结合的方法对我国金融系统性风险预警进行实证研究。结果发现宏观经济、金融系统内部、财政风险和房地产风险、实体经济这四个变量系数为正值,意味着这四个主成分指标具有良好的危机预警效果。基于本文的研究结果,政策优化可以从以下几个方面进行:宏观经济方面,适度控制经济增长率、加大减税、推动投资结构优化以适应高质量发展的需要。金融系统内部方面,加强资产负债表风险管理,减缓信贷投放速度。财政风险方面,继续深化分税制改革,降低对财政政策的预期,使政府融资的问题得以解决,以防范化解财政风险;房地产风险方面,监管部门应合理把握调控力度以稳定金融市场压力。实体经济方面,把握货币供应量的松紧适度,以降低实体经济融资的成本;关注提升财务公司、银行业等金融机构等支持实体经济的能力,尤其是小微企业的健康发展,不能脱实向虚。

对金融系统性风险的预警除了合适的预警指标体系和预警方法外,更需要完善健全合理的运作机制、配套的监管制度以及信息系统作为支撑。未来可利用本文重构的金融系统性风险预警指标体系与提出的预警思路,在实践中运用和总结,开发更加符合我国国情的预警模型并进行新的尝试与探索。

参考文献:

- [1] 叶五一, 张浩, 缪柏其. 石油和汇率间风险溢出效应分析: 基于MV-CAViaR模型. 系统工程学报, 2018, 33(1): 55-64.
Ye W Y, Zhang H, Miao B Q. Risk spillover effect between oil and exchange rates: Based on MV-CAViaR model. Journal of Systems Engineering, 2018, 33(1): 55-64. (in Chinese)
- [2] 许启发, 刘曦, 蒋翠侠, 等. 分位数向量自回归分布滞后模型及脉冲响应分析. 系统工程学报, 2018, 33(4): 42-57.
Xu Q F, Liu X, Jiang C X, et al. Quantile vector autoregressive distributed lag model and impulse response analysis. Journal of

- Systems Engineering, 2018, 33(4): 42–57. (in Chinese)
- [3] Kenourgios D, Dimitriou D. Contagion of the global financial crisis and the real economy: A regional analysis. *Economic Modelling*, 2015, 44(44): 283–293.
- [4] Gerlach S, Smets F. Contagious speculative attacks. *European Journal of Political Economy*, 1995, 11(1): 45–63.
- [5] Forbes K J. The Asian flu and Russian virus: the international transmission of crises in firm-level data. *Journal of International Economics*, 2004, 63(1): 59–92.
- [6] Claessens S, Tong H, Wei S J. From the financial crisis to the real economy: Using firm-level data to identify transmission channels. *Journal of International Economics*, 2012, 88(2): 375–387.
- [7] Boyson N M, Stahel C W, Stulz R M. Hedge fund contagion and liquidity shocks. *Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1789–1816.
- [8] Manconi A, Massa M, Yasuda A. The role of institutional investors in propagating the crisis of 2007–2008. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(3): 491–518.
- [9] 邓创, 张甜, 徐曼, 等. 中国金融市场风险与宏观经济景气之间的关联动态研究. *南方经济*, 2018, 37(4): 1–19.
Deng C, Zhang T, Xu M, et al. The Dynamic association between financial market risks and business cycle in China. *South China Journal of Economics*, 2018, 37(4): 1–19. (in Chinese)
- [10] 徐欣. 系统性风险传染的波动性研究: 基于金融网络动态关联的视角. *南方经济*, 2018, 37(12): 40–56.
Xu X. Study on the volatility of systemic risk contagion: Based on the dynamic connectedness of financial network. *South China Journal of Economics*, 2018, 37(12): 40–56. (in Chinese)
- [11] 刘庆富, 张金清. 跳跃风险的外溢效应与投资价值. *系统工程学报*, 2018, 33(1): 65–78.
Liu Q F, Zhang J Q. The spillovers of jump risk and investment value. *Journal of Systems Engineering*, 2018, 33(1): 65–78. (in Chinese)
- [12] Bekaert G, Harvey C R. Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Economics*, 1997, 43(1): 29–77.
- [13] Tuluca S A, Zwick B. The effects of the Asian crisis on global equity markets. *Financial Review*, 2010, 36(1): 125–142.
- [14] Crowe C, Dell’Ariccia G, Igan D, et al. How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(3): 300–319.
- [15] Allen F, Gale D. Bubbles and crises. *Economic Journal*, 2010, 110(460): 236–255.
- [16] Kaminsky G, Reinhart C. The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *American Economic Review*, 1999, (89): 473–500.
- [17] Illing M, Liu Y. An index of financial stress for Canada. Ottawa: Bank of Canada, 2003: 11–26.
- [18] Louzis D P, Vouldis A T. A methodology for constructing a financial systemic stress index: An application to Greece. *Economic Modelling*, 2012, 29(4): 1228–1241.
- [19] Matkovskyy R, Bouraoui T, Hammami H. Analysing the financial strength of Tunisia: An approach to estimate an index of financial safety. *Research in International Business & Finance*, 2016, 38: 485–493.
- [20] Sensoy A, Ozturk K, Hacıhasanoglu E. Constructing a financial fragility index for emerging countries. *Finance Research Letters*, 2014, 11(4): 410–419.
- [21] 严宝玉. 我国跨境资金流动的顺周期性、预警指标和逆周期管理. *金融研究*, 2018, 456(6): 26–43.
Yan B Y. Pro-cyclicality, early warning indicators and countercyclical management of cross-border capital flows in China. *Journal of Financial Research*, 2018, 456(6): 26–43. (in Chinese)
- [22] Kaminsky G, Lizondo S, Reinhart C M. Leading indicators of currency crises. *Staff Papers*, 1998, 45(1): 1–48.
- [23] 饶勋乾. 基于压力指数的金融风险预警指标体系构建. *统计与决策*, 2015(7): 20–22.
Rao X Q. Construction of financial risk early warning index system based on pressure index. *Statistics and Decision*, 2015(7): 20–22. (in Chinese)
- [24] Berg A, Pattillo C. Are currency crises predictable: A test. *IMF Staff Papers*, 1999, 46(2): 107–138.
- [25] 涂艳, 王翔宇. 基于机器学习的P2P网络借贷违约风险预警研究: 来自“拍拍贷”的借贷交易证据. *统计与信息论坛*, 2018, 33(6): 69–76.
Tu Y, Wang X Y. P2P lending default risk warning based on machine learning model: Evidence from PPDAL.COM. *Statistics and Information Forum*, 2018, 33(6): 69–76. (in Chinese)
- [26] 聂瑞华, 石洪波. 基于贝叶斯网络的上市证券公司风险预警模型研究. *财经理论与实践*, 2018(6): 51–57.
Nie R H, Shi H B. A study on risk warning model of listed securities companies based on the bayesian network. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 2018(6): 51–57. (in Chinese)
- [27] 淳伟德, 肖杨. 供给侧结构性改革期间系统性金融风险的SVM预警研究. *预测*, 2018, 37(5): 36–42.
Guo W D, Xiao Y. The SVM warning study on underlying systemic financial risks during the period of structural reform of the supply front. *Forecasting*, 2018, 37(5): 36–42. (in Chinese)

- [28] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 1989, 57(2): 357–384.
- [29] Psaradakis Z, Sola M. Finite-sample properties of the maximum likelihood estimator in autoregressive models with Markov switching. *Journal of Econometrics*, 1998, 86(2): 369–386.
- [30] Berg A, Coke R N. Autocorrelation-corrected standard errors in panel probits: An application to currency crisis prediction. Washington: International Monetary Fund, 2004, 4(39): 5–11.
- [31] Guharay S K, Thakur G S, Goodman F J, et al. Integrated data-driven analytics to identify instability signatures in nonstationary financial time series. *Applied Economics*, 2016, 48(18): 1678–1694.
- [32] Peria M S M. A Regime-switching approach to the study of speculative attacks: A focus on EMS crises. *Empirical Economics*, 2002, 27: 299–334.
- [33] Amisano G, Fagan G. Money growth and inflation: A regime switching approach. *Journal of International Money & Finance*, 2013, 33(1207): 118–145.
- [34] 宋凌峰, 邬诗婕. 经济增长状态与银行系统性风险: 基于马尔科夫区制转移的CCA模型. *管理科学*, 2017, 30(6): 19–32.
Song L F, Wu S J. Economic growth state and systemic risk in banking sector: Based on Markov regime switching CCA model. *Journal of Management Science*, 2017, 30(6): 19–32. (in Chinese)
- [35] Abiad A G. Early warning systems: A survey and a regime-switching approach. *IMF Working Papers*, 2005, 3(32): 993–1052.
- [36] Kim M H, Kim B. Systematic cyclicity of systemic bubbles: Evidence from the U.S. commercial banking system. *Journal of Macroeconomics*, 2014, 42: 281–297.
- [37] Fratzscher M. On currency crises and contagion. *International Journal of Finance & Economics*, 2003, 8(2): 109–129.
- [38] Knedlik T, Scheufele R. Forecasting currency crises: Which methods signaled the South African crisis of June 2006. *South African Journal of Economics*, 2010, 76(3): 367–383.
- [39] 吴宜勇, 胡日东, 袁正中. 基于MSBVAR模型的中国金融风险预警研究. *金融经济研究*, 2016, 31(5): 13–23.
Wu Y Y, Hu R D, Yuan Z Z. Study on precaution of systematic financial risk in china via MSBVAR. *Financial Economics Research*, 2016, 31(5): 13–23. (in Chinese)
- [40] 林宇, 黄迅, 淳伟德, 等. 基于ODR-ADASYN-SVM的极端金融风险预警研究. *管理科学学报*, 2016, 19(5): 87–101.
Lin Y, Huang X, Chun W D, et al. Early warning for extremely financial risks based on ODR-ADASYN-SVM. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(5): 87–101. (in Chinese)
- [41] 郑国忠. 新兴经济体债务危机预警指标选择及贡献度分析: 基于面板Logit及BP_Adaboost模型比较. *国际经贸探索*, 2014, 30(6): 4–14.
Zheng G Z. Analysis of the early warning index selection and contribution of emerging economies' debt crisis based on panel Logit and BP_Adaboost model. *International Economics and Trade Research*, 2014, 30(6): 4–14. (in Chinese)
- [42] 王春丽, 胡玲. 基于马尔科夫区制转移模型的中国金融风险预警研究. *金融研究*, 2014, 411(9): 99–114.
Wang C L, Hu L. An empirical research on early-warming of financial risk in China. *Journal of Financial Research*, 2014, 411(9): 99–114. (in Chinese)
- [43] 汪寿阳, 张维, 刘星, 等. 金融危机下金融系统工程研究的一些进展. *系统工程学报*, 2009, 24(5): 513–514.
Wang S Y, Zhang W, Liu X, et al. Some progress in financial system engineering research under the financial crisis. *Journal of Systems Engineering*, 2009, 24(5): 513–514. (in Chinese)
- [44] 王振齐, 龙文. 基于平衡稳定性的货币危机预警模型及实证研究. *系统工程学报*, 2018, 33(3): 355–364.
Wang Z Q, Long W. Currency crisis warning model and its empirical research based on equilibrium stability theory. *Journal of Systems Engineering*, 2018, 33(3): 355–364. (in Chinese)
- [45] 赵华, 王杰. 基于混频数据的实体经济与金融市场时变溢出效应研究. *统计研究*, 2018, 35(7): 49–61.
Zhao H, Wang J. A study on time-varying spillover effects on real economy and financial markets based on mixed frequency var. *Statistical Research*, 2018, 35(7): 49–61. (in Chinese)
- [46] 陈清, 张海军. 极化理论视角下金融发展与经济发展关系研究: “金融窖藏”说法的新回应. *经济与管理评论*, 2018, 34(5): 114–129.
Chen Q, Zhang H J. On the relationship between financial development and economic development from the perspective of polarization theory. *Review of Economy and Management*, 2018, 34(5): 114–129. (in Chinese)
- [47] International Monetary Fund. *World Economic Outlook 2009: Crisis and Recovery*. Washington: International Monetary Fund, 2009: 136–159.
- [48] Greenspan A. *New Challenges for Monetary Policy*. Vital Speeches of the Day, 1999.
- [49] 刘超, 李江源, 王超, 等. 房地产发展、经济增长动力要素、外部环境与经济增长效应研究: 来自2000–2016年经济运行数据实证. *管理评论*, 2018, 30(8): 16–31.
Liu C, Li J Y, Wang C, et al. Relations of real estate development, economic growth driving factors, external environment and

- economic growth effect in China: Based on time series data during 2000–2016. *Management Review*, 2018, 30(8): 16–31. (in Chinese)
- [50] 张蕊. 中国系统性金融风险已呈下降趋势: 《2017年中国系统性金融风险第一季度报告》发布. *中国财政*, 2017, (10): 21.
Zhang R. China's systemic financial risk has shown a downward trend: "2017 China's Systematic Financial Risk First Quarterly Report" released. *China State Finance*, 2017, (10): 21. (in Chinese)
- [51] 中国经济改革研究基金会, 南京大学. “十三五”时期国际金融风险预测与中国金融开放进程选择(研究报告). 北京: 中国经济改革研究基金会, 2017: 91–92.
China Economic Reform Research Foundation, Nanjing University. *International Financial Risk Forecast during the 13th Five-Year Plan and China's Financial Open Process Choice (Research Report)*. Beijing: China Economic Reform Research Foundation, 2017: 91–92. (in Chinese)
- [52] 朱小黄, 孙伟, 王丹, 等. 中国金融系统性风险指数、拐点及控制研究. *南方金融*, 2018, 507(11): 33–42.
Zhu X H, Sun W, Wang D, et al. Research on China's financial systemic risk index, inflection point and control. *South China Finance*, 2018, 507(11): 33–42. (in Chinese)

作者简介:

- 刘超 (1969—), 男, 山东人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 社会经济系统分析与优化, Email: liuchao@bjut.edu.cn;
- 李江源 (1994—), 女, 北京人, 硕士生, 研究方向: 金融系统工程与运营管理, Email: cjy_115@163.com;
- 禹海波 (1965—), 男, 河南人, 博士, 教授, 硕士生导师, 研究方向: 随机库存与供应链管理、风险管理, Email: haibo_yu@126.com;
- 谢启伟 (1977—), 男, 湖北人, 博士, 副教授, 研究方向: 数据挖掘、社会经济系统仿真, Email: qiwei.xie@bjut.edu.cn.

附录 2017年金融系统性风险预测和检验结果

(1)利用ARMA模型对样本外数据即我国2017年的各个指标数据进行预测. 正文实证结果中的单位根检验结果说明所有主成分指标均通过了5%的显著性水平检验, 数据都是平稳的(表4). 因此可以建立ARMA模型. 建模之前需要根据自相关(AC)和偏自相关(PAC)系数的特点, 通过优化选择, 确定最优适用模型.

下面以金融综合压力指数序列为例, 给出ARMA模型预测过程. 由附表1说明是典型的ARMA(p, q)型结构, 根据AIC准则和SC准则, 最终确定金融综合压力指数服从ARMA(1, 1), 此时AIC值和SC值最小. 最终预测结果如附表2所示.

附表1 金融综合压力指数序列的自相关及偏自相关系数表
Schedule 1 Table of autocorrelation and partial autocorrelation coefficient of FCPI_t Sequences

	FCPI _t		
	AC	PAC	Q-Stat
1	-0.448	-0.448	13.438
2	0.040	-0.200	13.549
3	-0.108	-0.230	14.359
4	0.104	-0.068	15.115
5	0.001	0.008	15.115
6	-0.089	-0.104	15.693
7	0.019	-0.081	15.721
8	0.005	-0.057	15.723
9	0.044	-0.003	15.871
10	-0.137	-0.152	17.346

附表2 2017年第一季度至2017年第四季度的金融综合压力指数预测值
Schedule 2 Forecast of FCPI_t sequences from the first quarter of 2017 to the fourth quarter of 2017

季度	一	二	三	四
预测值	-1.081 25	0.155 543	-0.011 7	0.414 411

(2)将 F_2 、 F_3 、 F_5 和 F_6 和 $FCPI_t$ 的预测数值代入马尔科夫区制转移模型(8)对相应时间段我国的金融系统性风险进行检验.

①对残差项进行ADF平稳性检验.从附表3可发现残差是平稳的,说明本文通过建立马尔科夫区制转移模型得出的实证结果是可靠的.

附表3 残差项平稳性检验结果
Schedule 3 Test result of stationarity of residual term

	P值	检验统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	是否平稳
残差项	0.000	-8.649 68	-4.148 47	-3.500 5	-3.179 62	是

②金融系统性风险概率预测检验.附表4是金融高低风险状态转换概率矩阵表.当 t 时段处于“低风险”状态,在 $t+1$ 时段还维持“低风险”的概率为91.7%,进入“高风险”状态的概率仅有8.31%.当 t 时段处于“高风险”状态,在 $t+1$ 时段还维持“高风险”的概率为49.3%,进入“低风险”状态的概率为50.7%.两种风险状态下的金融风险的维持概率都较高,说明在高低两种风险状态下的金融系统都能够比较稳定的运行.此外,无论是哪种风险状态,都更趋向于低风险状态,即相较于由低风险状态到高风险状态时比较难,由高风险状态到低风险状态转换比较容易.根据附表4的预测结果发现,在样本空间外一年内,2017年整体的金融系统性风险处于相对稳定的区间,维持低金融风险的概率达到了91.7%,表明在2017年内我国发生金融危机的概率比较低.

附表4 风险状态转换概率矩阵
Schedule 4 Risk state transition probability matrix

转移概率	高风险	低风险
高风险	0.492 657	0.507 343
低风险	0.083 132	0.916 868