

B. 20

中国金融状况指数的 构建与金融稳定性分析*

陈守东 刘 洋**

摘 要： 本文基于 Dirichlet 成分分析方法构建了中国金融状况指数 FCI，检验结果显示，该指数不仅能有效地反映我国货币市场运行状况，而且作为先行指标，FCI 还表现出对 CPI 和 GDP 具有较强预测能力，适合作为制定货币政策的参考指标。本文进一步利用无限状态马尔可夫区制模型度量了我国金融状况指数保持自身稳定状态的惯性，结果表明，我国的金融状况指数的惯性总体上长期保持稳固，虽然受我国货币政策转向与金融危机影响 FCI 出现过三次短期波动，但其在 2002 年下半年、2007 年末与 2009 年末表现出较高的惯性水平。

关键词： 金融状况指数 不稳定性 惯性度量

引 言

肇始于美国而最终席卷全球的金融危机使得以往被奉为圭臬的“确保物价水平稳定即可确保整个金融系统稳定的货币政策”理念已为各国政策

* 基金项目：教育部人文社科重点研究基地重大项目（14JJD790043）、国家社科基金项目（12BJY158）。

** 陈守东，吉林大学商学院、吉林大学数量经济研究中心；刘洋，吉林大学商学院。



监管部门所摒弃。经济学家们逐渐意识到，在新的金融环境下，物价水平的稳定仅仅表现为金融稳定的必要条件，而非充分条件（Mishkin，2009）。伴随着经济金融运行环境的变迁，传统的货币政策规则开始面临挑战：诸如“量化宽松”之类扩张性货币政策产生的大量资金流向资本市场时，会出现“低通胀”和“高资产价格”并存局面，这使得以往钉住通货膨胀或钉住价格水平的单一货币政策目标框架体系变得越来越不合时宜。货币当局开始尝试从多角度、多层次来对金融状况进行宏观审慎监管以达到维护整个金融系统稳定性的需要。这使得构建综合反映实际货币市场运行状况的指标体系及识别金融状况稳定性变得迫在眉睫。

金融状况指数（FCI）是由货币状况指数发展而来的，它不仅能够反映货币当局调控货币政策的松紧程度，而且对通货膨胀率等宏观经济指标具有极强的预测能力，是宏观经济运行的“风向标”。金融状况指数最早由 Goodhart 和 Hofmann（2000）提出，他们凭借短期利率、实际有效汇率、实际房屋销售价格和实际股票价格四个经济变量，利用总需求方程缩减式和 VAR 模型的脉冲响应分析，来确定相关变量权重的方法，构建了 G7 国家的金融状况指数。Mayes 和 Virén（2001）则进一步基于 IS 曲线的总需求方程缩减式结合房价和股价等资产价格的高频数据测算了金融状况指数，研究发现改进后的金融状况指数能够为通货膨胀提供更准确的预期。English et al.（2005）利用 Stock 和 Watson 的扩散指数方法得出各经济变量间的动态权重，进行加总构建了德、英、美三国的金融状况指数。Wang et al.（2007）依据政府会计准则委员会（GASB）所编制的财务报表，从现金偿付能力、预算偿付能力、长期偿债能力、服务水平偿付能力四个微观层面构建了美国各州的金融状况指数。Hatzius et al.（2010）则从货币政策传导机制的利率渠道和信贷渠道两个角度出发，在以往常规指标体系中加入流动性指标，借助动态因子模型构建了美国的金融状况指数。

为厘清资产价格传导渠道的顺畅程度和掌控由资产价格波动导致金融系统不稳定性而产生的系统性金融风险，包含房地产价格和股票价格指标的金



融状况指数引起国内学者的广泛关注。陆军和梁静瑜（2007）根据中国的实际情况构建了中国的金融状况指数，证实了金融状况指数可作为中国货币政策的一个重要参考指标，认为将资产价格纳入货币政策决策参考过程已刻不容缓。李建军（2008）从“未观测金融”视角出发构建了中国的未观测货币金融状况指数，结果显示未观测货币金融状况指数大体上能够反映未观测金融对货币运行的扰动程度。封思贤等（2012）用货币供应量缺口、利率缺口、汇率缺口、股票价格缺口和房地产价格缺口的 IS 方程来估计权重，从而得出中国的金融状况指数。他发现 FCI 比采用单一的金融变量能更合理地预测通胀趋势。徐国祥和郑雯（2013）用包含通货膨胀的 SVAR 模型构建了固定权重性质的金融状况指数，引入的谱分析方法显示，利用此模型构建的金融状况指数与通货膨胀具有强相关性。但由于金融状况指数间存在复杂的相互制约和相互影响机制，固定系数权重的金融状况指数解释效力明显不强。虽然存在指数构建成本高、指数前后可比性差等缺陷，出于可操作性考虑，人们开始运用时变参数模型构建金融状况指数。余辉和余剑（2013）通过时变参数状态空间模型估算不同经济因素的动态权重，并以此为基础构建了金融状况指数，结果发现包含货币供应量的金融状况指数对通货膨胀的影响更为显著。

总体而言，国内外除利用主成分方法萃取金融状况指数外，其他方法出于模型估计便利而大多使用货币供给量、短期利率、实际有效汇率、实际房屋销售价格和实际股票价格等六七个经济变量来构建金融状况指数。而在当今信息爆炸时代，所生成的海量数据借助“大数据”的技术优势，凭借尽可能多的相关经济统计数据来动态实时监测宏观经济运行状况引起了监管部门和学术界的广泛关注，通过高维数据构建金融状况指数变得越来越具有吸引力。

伴随着城镇住房制度市场化改革引致的房地产市场的持续繁荣，股票市场的蓬勃发展，人民币汇率形成机制改革逐步推进，利率市场化改革进一步深化，人均可支配收入的稳步提高，未来经济走向的趋势效应变得越发不显著。这使得依据上述变量构建的金融状况指数具有明显的区制特征。Borio



和 White (2004) 认为, 由于经济全球化和金融自由化的发展使得各国的金融状况环境变得越发脆弱而更具波动性, 这相应导致监管当局的金融政策和货币政策呈现区制效应。Davig 和 Hakkio (2005) 利用马尔科夫转移的向量自回归模型研究了堪萨斯金融状况指数在“高压力区制”与“低压力区制”情况下与宏观经济的相互关联性。高国华 (2013) 利用马尔科夫区制转移模型研究了我国宏观系统性金融综合指数的区制特征, 发现我国宏观系统性风险指数存在明显的“低度风险”“中度风险”和“高度风险”三个区制。陈守东等 (2013) 通过马尔科夫区制转移的多元动态因子模型研究了中国的金融状况特征, 实证结果发现, 根据中国金融系统所具有的内在周期不稳定性特征, 可以将中国金融状况分为“金融不稳定区制”和“金融稳定区制”。大致来说, 目前关于金融状况指数区制特征的研究基本上采取利用人为主观因素来确定区制个数。该方法虽然简便, 但由于研究者根本没有进行区制存在性检验而做出了先验假定, 使得对于金融状况指数区制效应的研究缺少有力的实际理论依据。

在此基础上, 本文对相关研究进行了进一步拓展。首先提出利用 Dirichlet 成分分析方法构建中国金融状况指数, 该方法的核心是通过最小化多维数据的 Dirichlet 相关性的方式从高维数据中分析数据成分, 通过非参数的遗传算法过程降低数据维度, 提取数据信息。本文采用这种方法, 突破传统 PCA 主成分分析方法在多维数据相关性分析上的不足, 从 16 维金融状况相关数据中提取出我国金融状况指数 (简称 FCI), 将这一不可观测变量具体化。进一步本文将 VAR 模型扩展为基于分层 Dirichlet 随机过程的 Dirichlet-VAR 模型, 以适应对多元非平稳数据进行时变分析, 同时对 FCI 与 CPI, FCI 与 GDP 之间的相互影响关系进行分析。作为对金融状况指数效用的检验, 本文还验证了 FCI 指数作为先行指标与 CPI、GDP 之间的滞后期数据的因果关系与预测能力。最后, 本文采用无限状态区制转移模型 (简称 IMS 模型) 对 FCI 进行分析, 通过区制时变的 AR 结构的系数之和来度量金融状况指数的惯性和我国金融状况的稳定性, 并以 IMS 模型对 FCI 的未来走势进行预测。



一 研究方法 with 指标选取

(一) 研究方法

本文利用高维动态因子分析法识别出一组经济指标体系所包含的共同趋势成分，考虑到金融状况指数与各经济指标都存在多元数据之间的动态相关关系，为了适应高维多元相关性的处理，我们使用高维数据的 Dirichlet 成分分析方法（Wang et al, 2008），以最小化 Dirichlet 相关性的方式来实现对金融状况指数 FCI 的提取。进一步为适应对多元非平稳数据进行时变分析，采用基于分层的 Dirichlet-VAR 模型，对 FCI 与 CPI，FCI 与 GDP 之间的相互影响关系进行分析。最后采用无限状态区制转移模型（简称 IMS 模型）对 FCI 进行分析，通过区制时变的 AR 结构的系数之和来度量金融状况指数的惯性和我国金融状况的稳定性，并以 IMS 模型对 FCI 的未来走势进行预测。

(二) 指标选取和数据处理

基于中国经济现实，本文从宏观经济环境、货币政策调控和价格水平波动角度选取 16 个经济指标来构建金融状况指数。本文中样本选择区间为 2000 年 1 月至 2013 年 12 月。数据来源于中国国家统计局、万得（Wind）数据库、锐思金融研究数据库、国际货币基金组织提供的国际金融统计（IFS）。所选择的数据均进行频率转换为月度数据后再进行相应标准化处理以使其满足模型的需要（见表 1）。

表 1 指标变量选取及相关处理

变 量	变量名称	变量说明	数据频率
宏观经济变量	TSF	社会融资总量	季度
	LDR	存贷款比率	月度
	FER	外汇储备	月度
	SCI	上证综合指数	天
	ZCI	深圳成分指数	天
	PER	沪深 300 市盈率	天



续表

变 量	变量名称	变量说明	数据频率
货币政策变量	M0	流通中现金	月度
	M1	狭义货币供给量	月度
	M2	广义货币供给量	月度
	FBR	外汇占款/基础货币	月度
	NRW	7 天银行同业拆借利率	天
	NRM	1 个月银行同业拆借利率	天
	NRQ	3 个月银行同业拆借利率	天
	REER	人民币实际有效汇率	天
价格体系变量	HPI	国房景气指数	月度
	ICO	国际原油价格	月度

注：（1）对于只存在季度数据的指标，采用插值法将其转为月度数据；（2）对于只存在日数据的指标，采用当月最后一个交易日的数据为月度数据；（3）采用上年同期的同比数据进行实证分析。

二 金融状况指数的估计与效用检验

（一）金融状况指数的估计

一般来说，指数值越大表示该时点金融压力越大和货币市场环境越恶劣。应用 Dirichlet 成分分析方法提取出金融状况指数 FCI。图 1 显示了 2000 年 1 月至 2014 年 8 月 FCI 估计值的趋势，从中可以看到：2001 年 9 月以前，由于受“东南亚金融危机”时我国政府坚持人民币不贬值的承诺和中国“入世”的预期影响，人民币实际有效汇率出现单边上升趋势而带动金融状况指数趋紧。从 2001 年 10 月至 2006 年 8 月，由于亚洲周边各国和中国的主要贸易伙伴国的经济规模逐渐恢复，我国经济进入新一轮快速增长时期。经常账户与资本账户的“双顺差”导致外汇储备迅速增加，四大国有银行的大部分坏账剥离提高间接融资渠道的融资效率而降低了融资成本，国有企业的股权分置改革稳步推进增强了国有企业的盈利能力而导致了上市公司市盈率的下降。总之，这一时期我国宏观经济呈现快速平稳增长的良好趋势，这使得我国金融系统所积累的风险得到了释放，金融稳定性得到不断增强。2006 年 9 月至 2008 年 11 月，伴随着我国为完善人民币汇率形成机制而实行以市场供求为基础、参

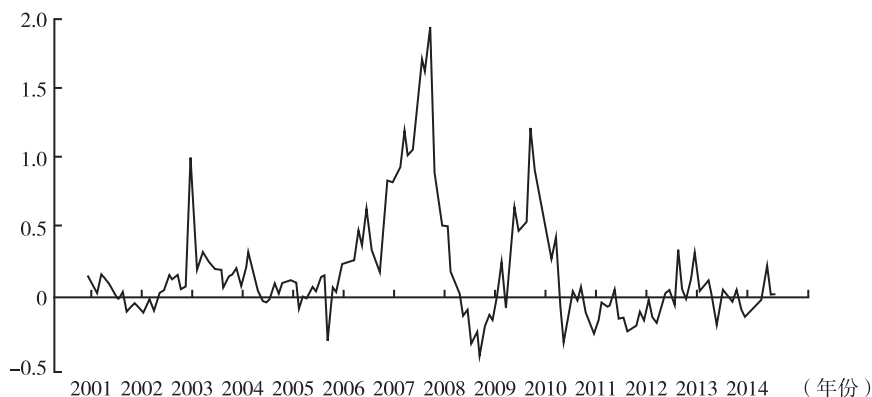


图1 2000年1月至2014年8月FCI估计值

考一揽子货币进行调节、有管理的浮动汇率制，人民币兑美元渐渐进入持续升值通道，在此期间人民币累计升值 22.87%。同时，股权分置改革和伴随人民币升值而来的“热钱”涌入导致了中国股票市场的繁荣。流动性过剩导致的整个金融系统的系统性风险迅速积累并于 2008 年初达到顶峰。随后由“次贷危机”引发且最终席卷全球的金融危机导致经济中的泡沫成分开始破灭，金融压力迅速开始下降。2008 年年底我国政府为了提振经济推出了“4 万亿”等一系列经济政策刺激计划，这一揽子经济刺激计划在随后几年里对我国的宏观经济金融环境产生了深远的影响。一方面大规模基础设施建设的低投资回报率和长回收期加重了地方政府的财政负担，使得地方政府债务风险日益累积，另一方面货币超发催生的房地产泡沫已经成为当前中国经济最不可预测的因素。多重因素的共同作用导致了 2009 年以后我国的金融状况指数持续处于高位且面临着极大的不确定性。总体而言，我国的金融状况运行较平稳，在此时段没有发生较为严重的金融危机。2006 年以前金融状况指数运行具有很强的周期性且波动幅度较小，而 2006 年以后金融状况指数运行的周期特征逐渐减弱且波动幅度也越来越剧烈，该现象在全球金融危机爆发后表现得尤为显著。

《中国人民银行法》明确规定人民银行货币政策的最终目标是保持货币币值的稳定。而在实践操作中，一个国家货币币值稳定与否在狭义测度上主要以通货膨胀率为依据。随着我国资本市场的蓬勃发展和资本存量的逐渐积



累，股票市场、房地产市场的波动对整个金融系统的影响也越来越显著，货币政策的制定也越来越多地考虑资产价格因素。以往单一的钉住通货膨胀目标制的货币政策规则虽然简单、明晰，但缺乏了实效性和代表性。通过加入宏观经济变量、货币政策变量、价格体系变量，金融状况指数（FCI）可有效提高宏观政策的前瞻性。

（二）金融状况指数与通货膨胀的相关性分析

为证实我们利用高维动态因子模型所构建的金融状况指数（FCI）对通货膨胀率（CPI）具有很强的预测效果，我们首先研究了金融状况指数和通货膨胀率相关性。图2为金融状况指数 FCI 与 CPI 通货膨胀率的月度数据的趋势比较，可以看出金融状况指数和通货膨胀率的运行趋势方向基本一致。从图形趋势来看，金融状况指数的变化先于通货膨胀率走势，该现象在2007年9月以后表现得尤为突出。例如金融状况指数在2007年10月达到波峰而通货膨胀率在2008年2月达到波峰；金融状况指数在2008年11月处于波谷而通货膨胀率在2009年5月处于波谷。我们可以初步认为 FCI 与 CPI 具有较强的相关性，且领先于 CPI。

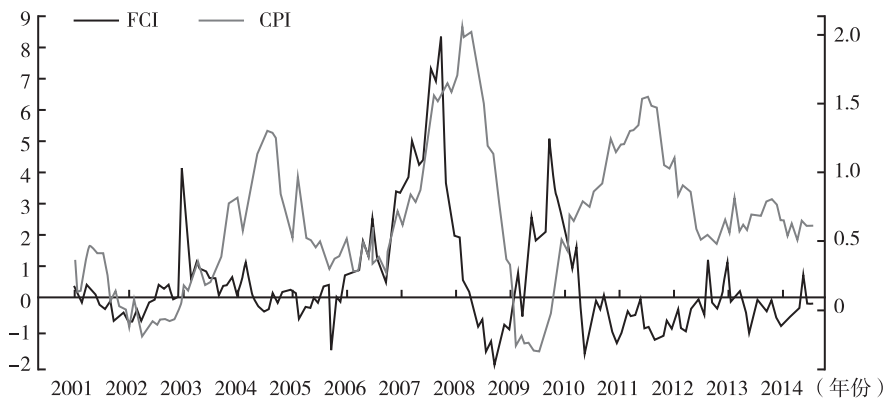


图2 2000年1月至2014年8月的FCI与CPI

基于分层 Dirichlet-VAR 模型得到的对 FCI 与 CPI 之间影响关系的时变估计结果如图 3a 所示。

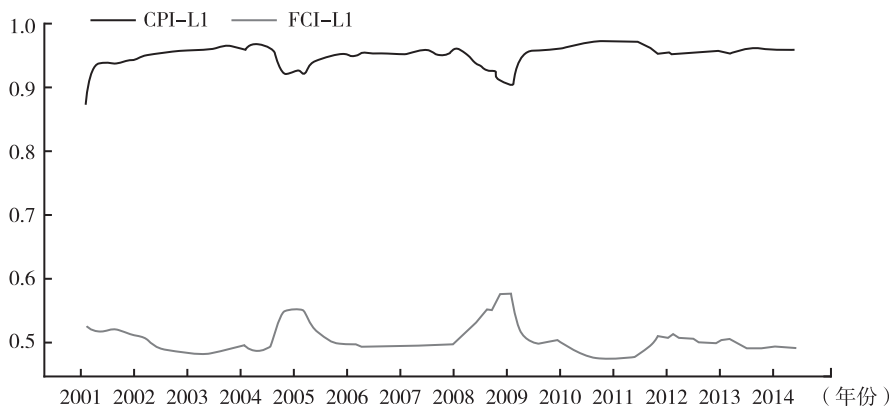


图 3a FCI, CPI 滞后项对 CPI 的影响系数

图 3a 表示出 FCI 滞后项与 CPI 滞后项对 CPI 的影响系数。由图 3a 可见, FCI 滞后项对 CPI 的影响系数远大于 0, 对 CPI 产生显著影响。特别是在 2004 年下半年左右, 受人民币升值与出口下降等因素影响, FCI 滞后项对 CPI 的影响系数加大, 在 2008 年期间, 受金融危机影响, FCI 滞后项对 CPI 的影响系数加大, 体现冲击因素透过金融体系对国内通胀形势的影响。相反, 从图 3b 显示的 CPI 滞后项对 FCI 的影响系数的时变估计结果可见, CPI 对 FCI 的反作用不明显。

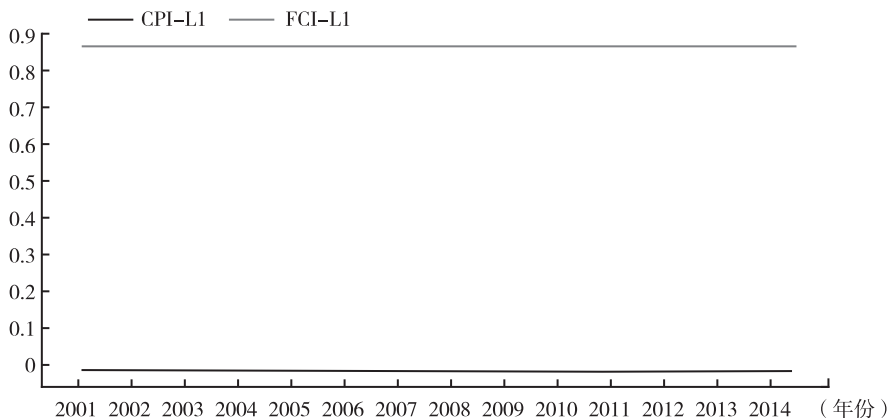


图 3b CPI, FCI 滞后项对 FCI 的影响系数

（三）金融状况指数与 GDP 的相关性分析

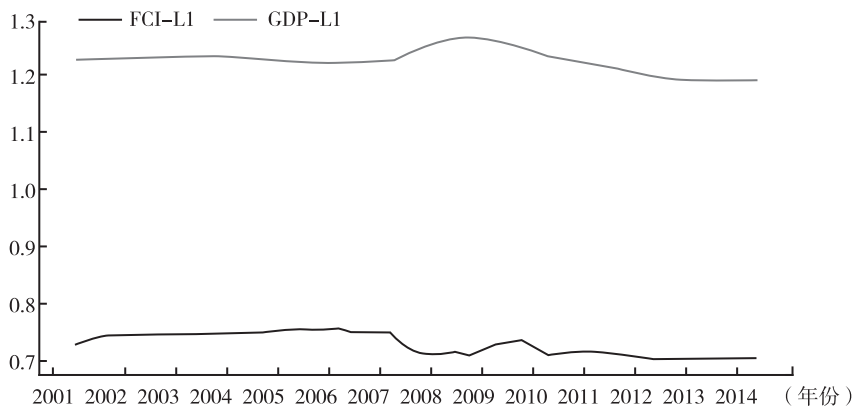


图 4a FCI, GDP 滞后项对 GDP 的影响系数

从金融状况指数与 GDP 季度数据的趋势比较可以看出，FCI 与 CPI 也具有较强的相关性，并且在 2008 年之后，FCI 领先于 GDP 的特征比较明显。通过 Dirichlet-VAR 模型对 FCI 与 GDP 之间影响关系的时变分析结果也证实了这种判断。图 4a 表示的是 FCI 滞后项与 GDP 滞后项对 GDP 的影响系数的时变估计结果，由图 4a 可见，FCI 滞后项对 GDP 的影响系数远大于 0，对 GDP 产生显著影响。相反，由图 4b 可见，GDP 滞后项对 FCI 的影响系数在 0 附近，作用不明显。

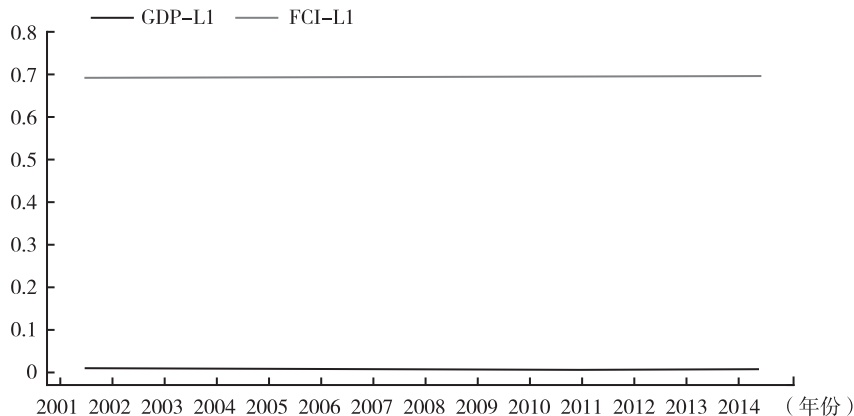


图 4b GDP, FCI 滞后项对 FCI 的影响系数



三 我国金融状况的稳定性分析与预测

（一）金融状况指数的惯性度量

中国作为一个新兴的经济体，产业结构不断面临着调整改造和优化升级。产业结构不合理与经济增长不均衡使得整个社会的系统性金融风险的主要来源和波动幅度总处于不稳定状态，这导致我国的金融状况指数呈现非线性区制特征。通过自相关检验，本文选取滞后 3 阶的 FCI 数据模型进行无限状态 Markov 区制转移模型 IMS (3) 进行分析。利用 Chib (1996) 的向前滤波与向后抽样算法 (Forward-Filtering, Backward-Sampling)，设计 Gibbs 抽样方法，通过进行 10000 次迭代进行样本预烧，50000 次 MCMC 模拟迭代以计算后验分位数估计值。

图 5a 为我国的金融状况指数的惯性度量结果。从图 5a 中可以发现，我国的金融状况指数的惯性指标总体上长期保持稳固，其较高的惯性水平在 2002 年下半年，2007 年末与 2009 年末，受我国货币政策转向与金融危机影响出现过三次短期波动。其中 2002 年我国结束了应对亚洲金融危机以来的反通缩政策，开启了至 2007 年的相对稳健的货币政策，其后受到 2008 年前后金融危机的影响，我国的货币政策再次调整。我国金融状况指数惯性指标的三次短期波动在图 5b 所示的随机扰动项方差的后验分位数估计结果与图 5c 所示的后验突变概率的结果中也有所体现。

总体而言，图 5a，图 5b，图 5c 分别从惯性指标的分位数估计值，随机误差项的波动方差与突变概率等不同角度证实我国的金融状况指数由于受到复杂多变的经济环境影响而呈现明显的状态变化。这反映了我国经济运行过程中经济环境与金融状况的变化情况，2002 年以后我国国民经济进入平稳、稳健发展的快车道，总体经济摆脱“东南亚金融危机”的影响而开始进入新中国成立以来从未有过的最长上升期。随着中国“入世”利用劳动密集型比较优势产业而逐渐融入世界贸易分工体系，外贸条件逐渐改善带来的外

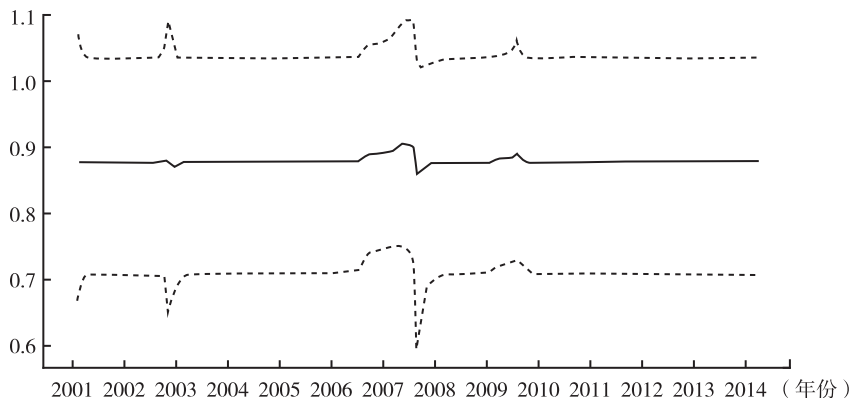


图 5a 金融状况指数惯性指标

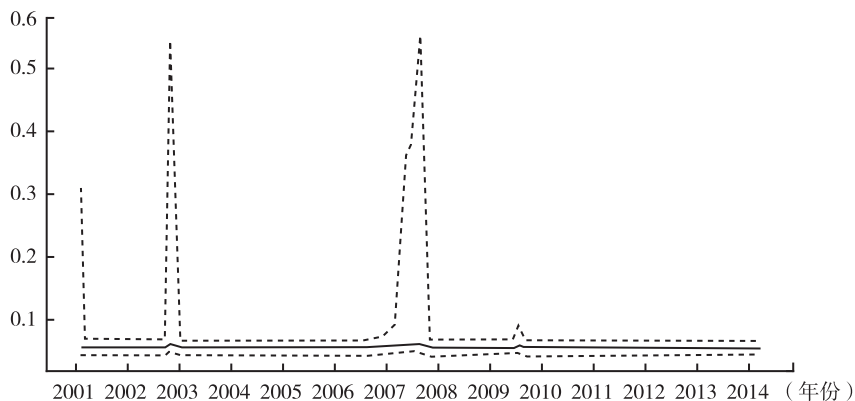


图 5b 金融状况指数随机扰动项的方差

汇储备迅速增加减少了经济系统发生资本外逃而对汇率制度稳定性的冲击。同时，自“互联网泡沫”破灭以后，美联储为了防止经济衰退和恢复经济增长活力，长期将联邦基准利率控制在较低的水平，从而使美国这一世界经济的“发动机”继续处于“大稳健”时代。宽松的国内经济环境和国际局势下，货币政策主要通过信贷渠道对宏观经济产生调控使得我国货币市场在金融危机前运行平稳而只表现为一个阶段状态。2005年后由股权分置改革带来的我国证券市场上市公司的基本面状况改善和“大小非”解禁使得市场进入全流通时代为证券市场带来了一轮持续两年的波澜壮阔的“大牛

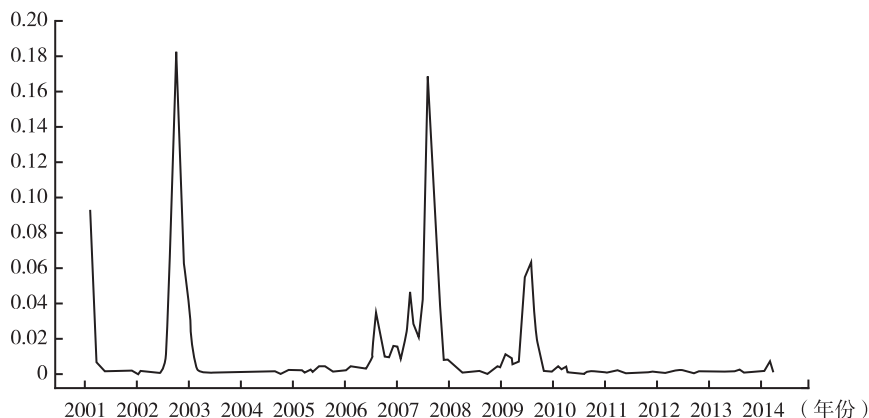


图 5c 金融状况指数的后验突变概率

市”；市场投机、炒作盛行使得 2007 年底证券市场转向而迅速开始下跌。证券市场行情大幅涨跌引起的金融资本大规模流入和流出，导致货币政策更多的受资产价格渠道作用。另外，自 2005 年人民银行宣布人民币汇率形成机制改革后，汇率持续升值预期和资本市场的繁荣引起寻找更高收益的跨境资金迅速通过经常账户和资本账户涌入我国，外汇储备接连攀至新高。外汇储备的激增带来了市场货币供给量的增加和物价水平的上升，未预期到的货币供给的增加为市场的波动埋下了风险隐患。证券市场和外汇市场中上述这些短暂、不规则冲击使得金融危机中金融状况变成了越加复杂的三个阶段状态。金融危机爆发后系统性金融风险在全球蔓延扩散开来，世界经济陷入自“大萧条”时期以来最严重的一次经济衰退。各国出于进一步降低长期实际利率从而刺激私人部门消费和增加固定资产投资考虑，纷纷推出不同版本的“量化宽松”政策。全球流动性泛滥使得我国经济承受很强的输入型通货膨胀风险。而我国也为了保增长、调结构 and 对抗输入型通货膨胀风险影响，实行积极的财政政策和适度宽松的货币政策。从图 6 的区制数量的后验分布结果中可以看到，虽然受到金融危机与货币政策调整等因素的影响，但是我国金融状况指数的区制数保持在一个区制状态内的概率在 50% 以上，这说明在外部冲击与政策调整的影响作用前后，我国金融状况总体保持着较为稳定的状态，短期波动效应并没有改变整体上的一致性。

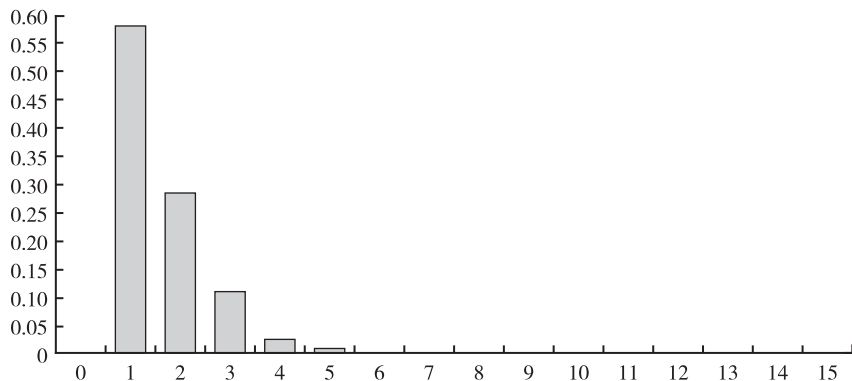


图 6 金融状况指数区制数量的后验分布

(二) 金融状况指数的预测分析

通过利用无限状态 Markov 区制转移模型，即 IMS (3) 模型对我国金融状况指数的分析，不仅可以获得金融状况指数的动态特征，还可以根据拟合的 IMS 模型，对我国金融状况指数进行预测分析，得到如图 6 所示的预测分析结果。本文在 2000 年 1 月至 2014 年 8 月 FCI 的基础上，通过 IMS (3) 模型向后滚动预测至 2015 年 3 月的 FCI 走势，实现向后 7 期 FCI 指数的预测工作。

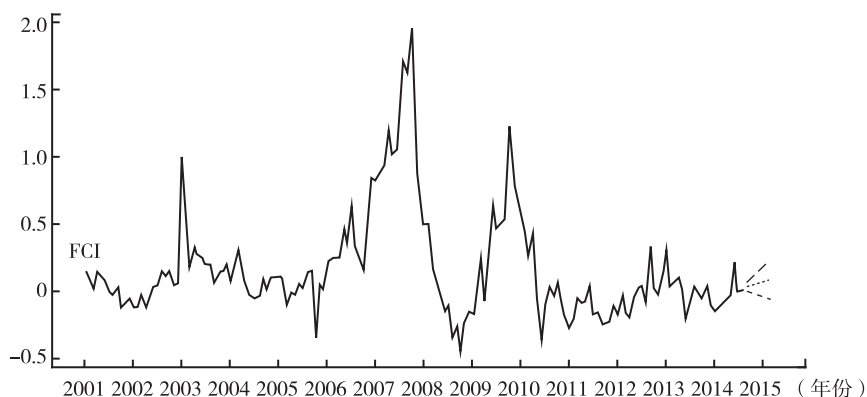


图 7 金融状况指数的预测分析结果



在图 7 所示的预测分析结果中, 2014 年 8 月之后的 FCI 数据由 IMS 模型滚动预测所得。结果显示, 在 2015 年 3 月之前, FCI 有望回升。图 6 中由点线段代表 FCI 指数的中位数预测结果, 有望在年底前折返回升。2015 年 3 月之前的预测部分的上下两端分别为 90% 与 10% 的分位数。

结 论

我国作为一个新兴的经济体, 政府监管部门在经济活动中居于主导和中心地位, 这种政府主导型宏观调控模式使得货币政策执行过程中对经济活动产生显著外生冲击效应。此外市场还面临货币政策传导机制不顺畅、传导渠道有限等缺陷, 以及经济自由化、金融全球化将各经济体紧密联系在一起而导致风险共生效应等问题。在这些内生因素、外生因素的共同作用下, 我国的金融状况呈现明显的不稳定状态。以往我们在研究金融状况的区制特征时对于各时点区制个数的设定往往借助于研究者的主观经验判断, 而金融状况本质上来说是一个衡量货币市场运行环境的不可观测变量, 主观感知不可观测因素容易产生很大误差。而分层狄利克雷混合过程的无限状态隐含马尔可夫区制模型, 通过模型无限状态这一不直接对状态个数进行约束的假定很好地克服了上述缺陷, 我们可以根据模型直接估计出各个时点的状态个数与结构突变情况。

根据该模型估计结果, 我国的金融状况在 2002 年下半年, 2007 年末与 2009 年末存在短期突变, 但突变点前后的区制状态一致。金融状况指数在宏观经济运行的不同阶段均表现出明显的平稳性和稳定性特征, 这表明我国货币市场从总体上来说并不存在很严重的系统性风险。但金融状况在宏观经济运行的过程中依然存在短期突变的可能性。

参考文献

Beal M J, Ghahramani Z, Rasmussen C E. The Infinite Hidden Markov Model. *Advances*



in Neural Information Processing Systems, 2002, 1: 577 – 584.

Borio C E V, White W. Whither Monetary and Financial Stability?: The Implications of Evolving Policy Regimes. Bank for International Settlements, 2004.

English W, Tsatsaronis K, Zoli E. Assessing the Predictive Power of Measures of Financial Conditions for Macroeconomic Variables. *BIS Papers*, 2005, 22: 228 – 252.

Gauthier C, Graham C, Liu Y. Financial Conditions Indices for Canada. Bank of Canada Working Paper 2004 – 22.

Goodhart C, Hofmann B. Financial Variables and The Conduct of Monetary Policy. Sveriges Riksbank Working Paper Series (No. 112), 2000.

Hatzius J, Hooper P, Mishkin F S, et al. Financial Conditions Indexes: A fresh Look After the Financial Crisis. National Bureau of Economic Research, 2010.

Hua-Yan Wang, Qiang Yang, Hong Qin, Hongbin Zha, “Dirichlet Component Analysis: Feature Extraction for Compositional Data”, in Proc. 25th Int. Conf. on Machine Learning (ICML’08), 1128 – 1135, Helsinki, Finland, Jul. 5 – 9, 2008.

Jochmann M. Modeling US Inflation Dynamics: A Bayesian Nonparametric Approach. 2010.

Kim C J, Nelson C R. Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on A Dynamic Factor Model With Regime Switching. *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80 (2): 188 – 201.

Mayes D G, Virén M. Financial Conditions Indexes. University of Otago Department of Finance Seminar Series. 2002.

Mishkin F S. Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2009, 41 (s1): 187 – 196.

Teh Y W, Jordan M I, Beal M J, Blei D M. Hierarchical Dirichlet Processes. *Journal of the American Statistical Association* 2006, 101, 1566 – 1581.

Wang X, Dennis L, Tu Y S J. Measuring Financial Condition: A Study of US States. *Public Budgeting & Finance*, 2007, 27 (2): 1 – 21.

陈守东、王妍、唐亚晖：《我国金融不稳定性及其对宏观经济非对称影响分析》，《国际金融研究》2013年第6期，第56～66页。

封思贤、蒋伏心、谢启超：《金融状况指数预测通胀趋势的机理与实证——基于中国1999～2011年月度数据的分析》，《中国工业经济》2012年第4期，第18～30页。

高国华：《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》2013年第3期，第30～40页。

李建军：《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》2008年第11期，第56～75页。

陆军、梁静瑜：《中国金融状况指数的构建》，《世界经济》2007年第4期，第13～



24 页。

徐国祥、郑雯：《中国金融状况指数的构建及预测能力研究》，《统计研究》2013 年第 8 期，第 17 ~ 24 页。

余辉、余剑：《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》，《金融研究》2013 年第 4 期，第 85 ~ 98 页。