

分类号 C8/410
U D C

密级
编号 10741



硕士学位论文
(专业学位)

论文题目：基于多层因子模型的中国动态
金融状况指数构建及其应用

研究生姓名：文清

指导教师姓名、职称：司颖华 教授

学科、专业名称：统计学 应用统计硕士

研究方向：经济统计应用

提交日期：2024年6月3日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 文清 签字日期： 2024年6月3日

导师签名： 司颖华 签字日期： 2024年6月3日

导师(校外)签名： 杨东新 签字日期： 2024年6月3日

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意 (选择“同意” / “不同意”) 以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊(光盘版)电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名： 文清 签字日期： 2024年6月3日

导师签名： 司颖华 签字日期： 2024年6月3日

导师(校外)签名： 杨东新 签字日期： 2024年6月3日

The Construction of China's Dynamic Financial Condition Index Based on Multi-Layer Factor Modeling and Its Application

Candidate : Wen Qing

Supervisor: Si Yinghua

摘要

随着金融改革开放深入推进,金融冲击对实体经济的影响愈发明显,在当前经济发展的新阶段和关键转型期,应对金融体系自身风险,是当前金融工作的重中之重。因此,构建能够及时反映金融市场变动和监测宏观经济走势的中国动态金融状况指数,具有重要意义。

首先,本文阐述了金融状况指数的理论基础并且对现有的文献进行了总结,其次,以因子增广的时变参数向量自回归(TVP-FAVAR)模型的基础上,基于多层因子模型对金融因子的提取做出改进;然后选取利率、信贷、货币、房价、股价、汇率和宏观经济七类指标,利用改进的 TVP-FAVAR 模型测度中国动态金融状况指数(HDFCI);最后,通过趋势图、分周期格兰杰因果检验、频域分析法和马尔可夫区制转换模型(MS-VAR)模型对构建指数和宏观经济变量之间的有效性、周期关联性和非对称性进行分析。

通过实证结果发现:第一,在计算七类因子权重时,各权重具有时变性,而且各权重占比不一。房价、信贷因子、货币因子所占的权重较大,是影响我国通货膨胀的第一、二、三大传导因素;第二,在 FCI 构建方法上,分析并对比两种构建方式结果发现,本文构建的动态金融状况指数是一个相对较好的金融预警指标;第三,中国动态金融状况指数能有效反映宏观经济变动,在长周期上 HDFCI 与 CPI、GDP 的相关性最大达 0.7, HDFCI 领先 CPI、GDP 大概 6 个月,说明在长周期上 HDFCI 对宏观经济的相关性和领先作用都更强。第四,通过马尔可夫区制转换(MS-VAR)分析发现在不同的经济金融状态下,金融市场对宏观经济的冲击存在明显的非对称性,在金融经济风险时期金融市场冲击对宏观经济的影响更大。本文拓展了金融状况指数构建的方法研究,构建出符合我国现实情况和经济走势的金融状况指数,可为相关政策制定提供科学依据。

关键词: 金融状况指数; 混频动态因子模型; 多层因子模型; 谱分析

Abstract

With the deepening of financial reform and opening-up, the impact of financial shocks on the real economy has become more and more obvious, and coping with the financial system's own risks is the top priority of the current financial work in the new stage of economic development and the critical transition period. Therefore, it is of great significance to construct China's dynamic financial condition index, which can reflect the changes in the financial market and monitor the macroeconomic trend in a timely manner.

Firstly, this paper describes the theoretical basis of the financial condition index and summarizes the existing literature. Secondly, based on the time-varying parameter vector autoregression model with factor augmentation, the extraction of financial factors is improved based on a multilayer factor model; then, seven types of indexes, namely, interest rate, credit, currency, house price, stock price, exchange rate and macroeconomic indicators, are selected to measure China's dynamic financial condition index by using the improved TVP-FAVAR model. FAVAR model to measure China's dynamic financial condition index; finally, the validity, cyclical correlation and asymmetry between the constructed index and macroeconomic variables are analyzed by trend diagram, sub-period Granger causality test, frequency domain analysis

method and Markov-Systems-Variable-Area-Regime Transformation model.

Through the empirical results, it is found that, firstly, when calculating the weights of the seven types of factors, the weights are time-varying and the weights have different proportions. The house price, credit factor, and monetary factor account for a larger weight, which are the first, second, and third major transmission factors affecting inflation in China; second, in the FCI construction method, analyzing and comparing the results of the two construction methods, it is found that the Dynamic Financial Condition Index constructed in this paper is a relatively good financial early warning indicator; third, China's Dynamic Financial Condition Index (can effectively reflect the macroeconomic changes in the long run The correlation between HDFCI and CPI and GDP is up to 0.7, and HDFCI is ahead of CPI and GDP by about 6 months, which indicates that HDFCI has a stronger correlation and leading role in macroeconomics in the long run. Fourthly, the Markov System of Regions Transformation analysis finds that under different economic and financial states, there is an obvious asymmetry of financial market shocks to the macroeconomy, and the financial market shocks have a greater impact on the macroeconomy in the period of financial and economic risks. This paper expands the methodological research on the construction of the financial condition index, and constructs a financial

condition index that conforms to China's reality and economic trend, which can provide a scientific basis for relevant policy formulation.

Keywords: Financial Condition Index; Mixed Dynamic Factor Model; Multi-layered Factor Model; Spectrum Analysis

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景和意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 文献综述.....	3
1.2.1 金融状况指数的概念与作用.....	3
1.2.2 金融状况指数构建变量的选取.....	5
1.2.3 金融状况指数的构建方法.....	5
1.2.4 金融状况指数的宏观经济效应分析.....	7
1.2.5 文献述评.....	8
1.3 研究内容.....	9
1.4 本文的创新点与不足.....	10
2 理论准备与方法介绍	12
2.1 混频动态因子模型.....	12
2.2 TVP-HFAVAR 模型的构建.....	14
2.2.1 多层因子模型.....	15
2.2.2 时变 VAR 模型.....	16
2.3 谱分析.....	18
2.4 马尔可夫区制转换模型.....	19
3 中国动态金融状况指数的测度	21
3.1 月度 GDP 的测算.....	21
3.1.1 变量的选取.....	21
3.1.2 变量的处理.....	23
3.1.3 基于混频动态因子的月度 GDP 的测算.....	23
3.2 金融状况指数的构造与分析.....	24
3.2.1 变量的选取与处理.....	24

3.2.2 基于多层因子提取公共因子	26
3.2.3 实时权重系数的测算	28
3.2.4 金融状况指数的波动态势分析	29
4 中国动态金融状况指数与宏观经济的关系分析	33
4.1 HDFCI 与 CPI、GDP 的趋势图分析	33
4.2 HDFCI 与 CPI、GDP 格兰杰因果关系分析	34
4.3 HDFCI 与 CPI、GDP 关联性分析	35
4.4 基于 MS-VAR 模型的非对称性分析	38
4.4.1 区制划分结果分析	38
4.4.2 分区制脉冲分析	42
4.5 稳健性检验	44
5 研究结论与政策建议	47
5.1 研究结论	47
5.2 政策建议	48
参考文献	50
致 谢	55

1 绪论

1.1 研究背景和意义

1.1.1 研究背景

金融安全是我国金融体系稳定和健康发展的重要目标。国家安全是民族复兴的根基，社会稳定是国家强盛的前提。党的二十大报告指出，必须坚定不移贯彻总体国家安全观，把维护国家安全贯穿党和国家工作的各方面和全过程，确保国家和社会稳定。作为国家安全的重要组成部分，金融安全是经济平稳健康发展的重要基础。然而，宏观经济学的主流范式在很长一段时间内主要关注实体经济的总体运行状况，强调货币政策、财政政策等实体经济直接影响的因素，致使金融理论与实际应用长期脱节。在 1971 年，布雷顿森林体系的崩溃标志着国际金融市场进入了一段动荡不安的时期。随后，相继爆发了一系列影响深远的金融危机，包括 80 年代的拉丁美洲债务危机、90 年代的亚洲金融危机以及 2008 年的美国次贷危机。这些金融海啸不仅在当时给世界各国经济带来巨大冲击，也在后来成为当代经济学家们深刻反思的对象，敲响了“金融危机”的警钟。这一系列金融危机严重阻碍了宏观经济的正常发展，对传统的主流经济学派理论提出了严峻挑战，揭示出主流经济学派在解释和预测金融市场运行以及对实体经济产生的影响方面的局限性。金融危机的发生，使人们逐渐认识到金融市场不仅仅是一个资源配置的平台，更是实体经济运行中不可或缺的重要因素。金融市场的波动和运行状态直接影响着企业的融资成本、投资决策和生产活动，进而对整个实体经济的增长和就业产生深远的影响。引发了学术界和各国中央银行对经济稳定理论基础的深刻反思，迫使学术界重新审视和调整其研究框架，中央银行寻找更加灵活和创新的政策手段，以更好地适应金融市场的复杂性和变化。

2023 年 4 月到 5 月，国际货币基金组织和联合国分别发布的《全球金融稳定报告》和《世界经济形势与展望》报告中均警示了全球金融风险，全球金融体系的抗风险能力面临了一系列严峻考验，一方面，全球金融形势的快速收紧对许多发展中国家和转型期经济体造成了巨大风险。随着利率上升和发达经济体逐渐结束量化宽松政策，转向量化紧缩政策，债务脆弱性加剧，进一步限制了公共支

出的余地。另一方面，主要经济体之间日益升温的地缘政治紧张局势加剧了人们对全球经济和金融割裂的担忧。地缘政治紧张局势带来的金融割裂影响资本的跨境配置、国际支付体系和资产价格，从而对全球金融稳定产生潜在的重要影响。美国硅谷银行和签名银行的突然倒闭，以及市场对瑞士瑞信银行的信心丧失，都强烈提醒各方关注货币、金融环境收紧与脆弱性积累相互作用所带来的挑战。在新技术和社交媒体快速传播信息的放大作用下，引发了风险资产的抛售，还导致货币政策利率预期的大幅重新定价，其幅度和规模与 1987 年的“黑色星期一”相当。当前，通胀压力被证明比预期更加持久，在这种情况下，金融市场压力的出现正使中央银行的任务变得更加复杂，并且给全球金融经济市场带来巨大挑战。

1.1.2 研究意义

(1) 理论意义

第一，构建 TVP-HFAVAR 模型，以 TVP-FAVAR 模型为基础，基于多层因子模型对模型的因子提取做出改进，解决一般 TVP-FAVAR 存在模型偏误导致高维因子模型估计和预测效果不佳的现象，并且可以清晰刻画局部金融因子的波动特征；第二，丰富和完善了金融状况指数的构建体系。本文使用 TVP-HFAVAR 模型，并结合大量的金融和宏观经济变量测度了中国动态金融状况指数，提升了模型估计的有效性和预测的精确度，为金融状况指数的构建提供了一种新的思路；第三，在周期性和非线性视角探讨与宏观经济的关系。在提供新研究思路的同时，促进了相关研究的系统性和综合性，为以后的学者研究金融市场与宏观经济的动态关联提供新的参考。

(2) 实际意义

金融与实体经济相辅相成，金融市场的运行效果显著影响宏观经济的发展。金融是国家重要的核心竞争力，随着我国发展面临的内部形势和外部环境日趋严峻复杂，金融市场的脆弱性不断上升，经济也出现极大的不确定性，这引发人们对金融稳定和实体经济发展的深度思考。一方面，金融体系的稳定运行有利于企业突破实体资源的区域限制，进一步提高资金的配置效率，促进实体经济增长。另一方面，金融市场的波动会造成中小企业融资困难，资金配置效率下降，对经济产生负面影响。党的十八大以来，习近平总书记多次强调金融稳定对经济发展

的重要性：“经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣。”“金融要为实体经济服务”“金融活，经济活；金融稳，经济稳”。2023年，我国面临来自国内外多方面严峻形势和挑战，实体经济也面临诸多压力。一方面，全球经济放缓导致外需减少，制约出口。另一方面，受美国紧缩型货币政策影响，国际金融市场不稳定程度加剧，外资流失和人民币汇率波动加大，对国际收支平衡带来更多问题和挑战，并且金融体系自身还面临着较大的风险挑战。在当前经济发展的新阶段和关键转型期，应对金融体系自身风险，是当前金融工作的重中之重，而如何有效测度能够反映我国金融市场变化的有效指标是首先要解决的问题。通过综合考虑一系列金融指标和经济指标，构建出一个能够综合反映金融市场变动的评价指标，准确地衡量我国金融市场整体的流动性变化情况，及时反映金融市场存在的风险及其对宏观经济的影响机理，为政策制定、风险管理和决策支持提供重要参考，以促进经济稳定和可持续发展，对我国金融监管和宏观经济调控具有重要意义。

1.2 文献综述

1.2.1 金融状况指数的概念与作用

为了更好地提取金融系统所包含的未来宏观经济走势信息，明确金融系统在货币政策传导机制中的作用，Freedman(1994)首先提出使用一个综合性的指标来对货币政策进行评价，即货币状况指数(MCI, Monetary Conditions Index)。货币政策主要关注短期利率和实际汇率，同时降低金融系统大幅波动的风险。在金融市场的重要性尚未被意识到的时候，Goodhart 和 Hofmann(2000)提出了金融状况指数的概念反映货币政策的执行状况。随后国外众多学者引入 FCI 作为判断国家金融状况和评价货币政策的依据之一(Swiston, 2008; Brave, 2010; Matheson, 2011; Osorio 等, 2011)陆军和梁静瑜(2007)根据中国的实际情况构建了中国的 FCI，对其波动的原因进行了解释，并认为 FCI 可以作为中国货币政策的一个重要的参考指标。

随着我国经济发展进入新时代，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，金融和经济的结构变化是时断时续的，具有随机性。对于中国这样正处于

制度变革时期的发展中国家来说,静态权重的金融状况指数不能充分反映我国形势的发展(余辉和余剑,2013)。因此,一些学者尝试运用更先进的计量方法,构建各成分指标权重能够跨期变化的动态金融状况指数。动态金融状况指数最早由Hatzius 等人(2010)提出,权重随时间变化与否来界定动、静金融状况指数。国内学者最早由陆军等(2011)构建了中国动态金融状况指数,随后周德才等(2015)在Korobilis 和 Koop(2014)基于因子动态向量自回归模型(TVP-FAVAR)研究基础上,进一步突破了简单动态阶段,构建 MI-TVP-SV-VAR 模型,测度我国灵活动态金融状况指数,进一步增强了金融状况指数的预测能力。

根据对于金融状况指数不同的定义,目前国内外研究中金融状况指数的功能定位主要有以下几个方面:

第一,刻画国家或地区的金融状况。随着研究的深入,金融状况指数的构建已经从最初的四项基础变量扩展到更多的变量,当前利用海量数据和“大数据”的技术优势,通过高维数据构建金融状况指数也成为一种趋势。随着更多金融变量的选取,金融状况指数的金融性质显著,它在反映金融整体状况方面发挥着突出的作用(邓创等,2021;桂文林等,2022)。

第二,预测宏观经济走势。考虑到其对某些关键宏观经济指标具有预测效果,金融状况指数被视为宏观经济的前瞻性指标之一。。廖信林等(2012)构建了我国的金融状况指数,研究发现 FCI 在高通胀区制下对通货膨胀具有更好的解释与预测作用;肖强和司颖华(2019)引入宏观经济政策不确定性指数,分析在不同经济政策稳定状态下中国金融市场变化对宏观经济的影响,结果表明,在不同经济政策稳定状况下,金融状况指数代表的金融市场对产出和价格的冲击效应具有非对称性;滕建州和刘鹏(2019)研究发现动态金融状况指数对宏观经济变量的预测能力较强。

第三,评估货币政策实施效果。金融状况指数整合了一系列与货币政策传导有关的金融市场的信息,涵盖货币政策和资产价格变量,各项指标的波动通过不同的传导渠道影响货币政策的执行效果,可以通过金融状况指数的走势来判断货币政策的松紧情况(郭晔和杨娇,2012;Baxa 等,2010)。随着我国利率市场化和汇率市场化改革的推进以及金融市场的发展和完善,货币政策传导渠道必将更加通畅和有效,纳入考虑了各种货币政策传导渠道的金融状况指数,可以为我国的

货币政策实施提供更加有益的参照尺度(郭红兵和杜金岷, 2014)。

1.2.2 金融状况指数构建变量的选取

最初广泛使用的综合指标是加拿大银行在二十世纪末期提出的货币状况指数 MCI, MCI 是短期利率与汇率的加权平均, 用以反映货币政策对实体经济的影响。由于该指标的有效合理性, 多国效仿编制适合自己国情的 MCI, 并将其作为货币政策制定的参考依据(栾惠德和侯晓霞, 2015)。Goodhart 和 Hofmann(2001)在 MCI 的基础上加入房价和股价等金融变量构建出金融状况指数 (FCI), 可以更全面的反映通胀变化和金融市场波动态势。Guichard 和 Turner(2008)在 FCI 的基础上引入信贷变量, 衡量金融危机前后美国经济状况。目前国内大部分学者基本沿用国外金融状况指数的变量选取方式来进行指数的构建, 选取的变量主要为利率、汇率、股票价格、房地产价格、货币供应量和信贷等同频月度数据(邓创和徐曼, 2014; 刘元春和李楠, 2018; 王曦等, 2017; 周德才等, 2018), 较少引入以季度 GDP 为代表的宏观经济变量, 在一定程度上减弱了金融状况指数的科学预测性。有少部分学者运用插值法将季度 GDP 调整为月度指标, 并将其加入金融状况指数的构建中(余辉和余剑, 2013), 却难以保证数据的真实性。随着研究的不断深入, 很多学者发现结合不同频率经济和金融指标构建的混频模型优于传统同频模型(Aruoba 等, 2009; 栾惠德和侯晓霞, 2015; 尚玉皇和郑挺国, 2018)。本文借鉴高华川和白仲林(2016)提出的混频近似因子模型的 EM 算法来估计月度 GDP 同比增长率, 解决了传统金融状况指数测度模型对同频数据的限制。

1.2.3 金融状况指数的构建方法

金融状况指数是由各变量加权而成的指数, 所以指数权重的计算是研究中的重点。目前主要有两种方法计算指数权重, 分别是静态权重法和动态权重法。

第一, 静态权重法。静态权重的方法一般有三种: 一是大型宏观经济联立性模型, 二是简化形式的总需求模型, 二是 VAR 脉冲响应函数。Goodhart 和 Hofmann(2001)基于 OLS 模型的总需求缩减式法构建的金融状况指数能够有效地反映宏观金融体系的运行情况, 可以作为预测指标。Lack(2003)使用脉冲响应的

方法构建瑞士金融状况指数。加拿大银行(Bank of Canada)利用 IS—PC 曲线模型、广义脉冲响应函数等方法计算了加拿大金融状况指数。Brave 和 Butters(2011)利用主成分分析法计算美国的金融状况指数,构建出的金融状况指数对美国经济具有指示作用。国内关于金融状况指数的研究起步较晚,但发展迅速。最早由戴国强和张建华(2009)利用 VECM 模型构建了我国的金融状况指数;并对我国通货膨胀进行预测检验;王雪峰(2009)采用了可变参数的状态空间模型和卡尔曼滤波算法,确定了 FCI 的时变权重。经过样本内和样本外的检验,评估了其与宏观经济目标之间的相关性和预测能力,较好反映中国金融市场环境。邓创和徐曼(2014)基于主成分分析方法构建了 FCI。相较而言采用 VAR 模型的脉冲响应方法估算各变量的权重在实证研究中较为普遍。进行 VAR 分析时,不再关注单个变量对其他变量的影响,而是着重分析某一变量误差项变动对整个模型系统的动态影响。因此,这一方法能够更有效地估算各变量的平均脉冲响应(刘任重和刘冬冬,2016)。许涤龙和欧阳胜银(2014)基于 VAR 模型构建中国金融状况指数,并研究其与 CPI 的因果效应;徐国祥和郑雯(2013)基于 SVAR 模型提取权重,测度能反映我国金融市场变化的中国 FCI;周德才(2017)从货币政策经济增长目标出发构建了新的混频金融状况指数编制公式,使用 MF-VAR 模型;测算了金融状况变量的混频权重系数,实证编制和应用了中国 MFFCI;同时与同频金融状况指数(SFFCI)进行了比较分析。随着研究的深入,简单的 VAR 模型暴露出经济信息含量少,无法准确反映经济状况变动的弊端(王晓博等,2016)。基于动态因子模型可从高维数据中提取金融变量间的协同信息,可以容纳更多变量,包含更丰富的信息(肖强和司颖华,2015)。

第二,动态权重法。现有研究多采用固定参数模型 S 来计算各变量的权重。这意味着在整个样本期间,各个变量的权重保持不变,无法反映经济状况在不同时点的动态变化(屈军和朱国华,2016)。学者们开始构建具有时变型的金融状况指数,并检验其与实体经济的关系,发现时变动态型金融状况指数在相关性、因果性、预测能力等方面比静态型金融状况指数更有优势。Montagnoli 和 Napolitano(2005)根据总需求方程缩减式构建了美国和欧洲的动态金融状况指数。国内最早由余辉和余剑(2013)借鉴 Montagnoli 和 Napolitano(2004)的研究思路采用时变参数状态空间模型来估算各经济变量的动态权重并构建了金融状况指数,

反映不同形势下各经济变量对金融市场状况的影响。易晓激等(2014)基于高维贝叶斯动态因子模型构建了 FCI, 充分利用大量高维数据, 提高了指数的精确度; 近年来, 一些学者开始基于 TVP-VAR 分析经济中的时变问题, 有效捕捉系统中可能出现的异方差现象和变量之间的非线性关系; 而且可以模拟出各变量对于单位冲击的时变响应结果, 邓创等(2016)基于 TVP-VAR 模型构建权重, 克服了固定系数 VAR 模型无法解释不同金融时期差异的问题, 测算结果更可靠; 周德才等(2015)基于 MI-TVP-SV-VAR 模型进行灵活动态金融状况指数的编制, 能够很好地预测通胀。为了进一步赋予金融状况指数丰富的信息。近年来, 一些学者基于 Koop 等(2013)提出的一种新的构建 FCI 的 TVP-FAVAR 模型构建动态金融状况指数, 允许不同样本点选择不同的金融变量, 采用动态模型选择与平均(DMS 和 DMA)技术, 以动态方式实现模型的选择与平均, 提高 FCI 的测度精度, 不仅能够降低 FCI 的测度误差、及时地反映我国金融结构的变化, 对实体经济发展的预测能力也有所增强(桂文林等, 2019; 罗煜等, 2022)。

1.2.4 金融状况指数的宏观经济效应分析

已有研究表明, 就 FCI 与宏观经济变量之间的关系而言, 存在着一致的结论。这些研究基本认同两点观点: 第一, 单一变量和子市场无法准确反映金融市场对实体经济的影响(周德才等, 2018)。金融状况指数结合大量市场变量构建而成, 可以有效反映金融市场状况, 并对实体经济具有一定的相关性和领先型, 准确预测未来经济增长; 第二, 金融状况指数具有通胀指示器作用, 实现对通货膨胀的跟踪和预测。本文将从线性和非线性两个方面研究金融状况指数与宏观经济变量的关系:

第一, 金融状况指数与宏观经济的线性关系。趋势分析、格兰杰因果检验、跨期相关性分析、循环式方程、脉冲响应分析。趋势分析是指比较金融状况指数与宏观经济变量的波动幅度、走势情况, 从波峰、波谷位置的差异性, 升降的起点、终点位置先后性来说明金融状况指数对宏观经济的先导性, 以及对重大经济事件的预测性(王维国等, 2011; 刘金全和张龙, 2016; 沙文兵等, 2019; 张冲和张明, 2023)。格兰杰因果检验是指在不同滞后期下, 得到金融状况指数和宏观经济变量之间的时间先后关系和因果关系, 并说明两者的关联性和对宏观基本

面变化趋势的预警性。(戴国强和张建华, 2009; 余辉和余剑, 2013; 陈磊等, 2017; 尚玉皇和郑挺国, 2018)。跨期相关性分析可以有效判断金融状况指数对宏观经济的相关性和领先性, 分析金融状况指数在不同周期对宏观经济变量的预测能力, 循环式方程预测可以进一步佐证跨期相关性下的结果, 以及检验预测能力大小(封北麟和王贵民, 2006; 余辉和余剑, 2013; 许涤龙等, 2015; 封思贤等, 2012; 周德才等, 2015); 脉冲响应函数描述了在随机误差项上施加一个标准差大小的新息冲击对内生变量的当期和未来值所带来的影响, 构建包含金融状况指数和宏观经济变量的 VAR 模型, 分析金融状况指数对于宏观经济变量的解释、预测能力(屈军和朱国华, 2016; 王曦等, 2017; 尚玉皇等, 2021)。

第二, 金融状况指数与宏观经济的非线性关系。Claessens 和 Horen (2012)、陈雨露等 (2016) 认为, 在不同时点和周期上金融状况对宏观经济的影响具有非线性特征。邓创和徐曼 (2014) 基于 TVP-SV-VAR 模型, 研究 FCI 对 CPI 和 GDP 的冲击, 结果显示, FCI 对 CPI 的影响具有明显的非线性, 周德才 (2015) MI-TVP-SV-VAR 构建中国金融状况指数(MFCI)测度中国金融状况,并基于非对称多重分形去趋势交叉相关分析法(MF-ADCCA)分析 MFCI 对实体经济发展的预测能力; 肖强和司颖华(2015)基于 Logistic 平滑转移 VAR 模型分析 FCI 与 CPI 和 GDP 之间的非线性关系, 发现金融状态紧张和良好时, FCI 对 CPI 和 GDP 的冲击效应具有差异性, 金融状态紧张时, 收缩效应更加大。卞志村等(2019)、周德才等(2019)运用 MS-VAR 模型建立综合经济因素与金融因素的“坐标体系”, 准确研判中国经济金融区制状态, 分析不同经济金融阶段金融状况变动的非线性经济效应, 为中国宏观调控当局维护经济金融稳定提供实证经验参考。

1.2.5 文献述评

从构造 FCI 的变量选择上来看, 目前主流研究多采用大维因子模型结合大量金融变量进行指数的构造, 但少有文献考虑非金融变量尤其是宏观经济变量的影响; 在构建 FCI 的方法上, 已有研究主要采用加权测量。针对像我国这样经济快速发展、金融及宏观环境不断变化的发展中国家, 各金融变量对宏观经济变量的影响在不同时点上存在显著差异。因此, 基于时变权重构建的动态 FCI 更能反映金融经济市场的运行状况, 此外, TVP-VAR 模型克服了大型宏观经济模型计算

复杂性的问题，并且无需满足总需求方程中的各种特定假设，并且能够反映整个金融系统的时变特征，因此，本文拟在该模型的基础上结合多层因子模型构造我国的动态金融状况指数；从 FCI 的宏观经济效应来看，目前文献更多地测度了金融状况对宏观经济的线性影响，并没有充分考虑到，在短、中和长周期以及不同区间上，测度我国金融状况对宏观经济影响的关系，以及这种关系的差异性，本文基于频域分析、小波分析和 MS-VAR 模型，更加精细和准确地测度金融状况对宏观经济的影响及其差异性。

1.3 研究内容

本文从绪论、构建计量模型和中国动态金融状况指数的测度、中国动态金融状况指数的检验和应用以及结论与建议五个部分展开研究。

第一章为绪论部分。论述本文研究的背景意义，阐述研究思路、内容和方法，以及国内外文献梳理及评述。从金融状况指数的内涵、金融状况指数测度变量和构建方法的选取以及金融状况指数的应用四个方面，对国内外学者研究的结果进行归纳整理，形成文献回顾。

第二章为模型的理论准备与方法介绍。介绍关于动态金融状况指数构建部分和特征分析部分需要用到的模型方法及其设定，即系统阐述混频动态因子模型、多层因子模型、TVP-VAR 模型、频域分析方法和马尔可夫区制转换(MS-VAR)模型的理论 and 模型设定。

第三章为中国动态金融状况指数的构建，首先使用混频动态因子(MF-DFM)模型构建月度 GDP，然后基于多层因子模型从利率、信贷、货币、房地产、股价和汇率等六类金融子市场共 37 个金融指标中提取出 6 个金融公因子，再将月度 GDP 和金融因子带入时变因子加强型向量自回归(TVP-FAVAR)模型来构建中国动态金融状况指数。

第四章为中国动态金融状况指数对宏观经济影响效应分析。中国动态金融状况指数对宏观经济影响效应分析。通过谱分析和小波分析方法探讨构建的金融状况指数对我国宏观经济变量的关联性与预测性，并基于 MS-VAR 模型，对经济金融状况进行区制划分，研究在不同经济金融状况下金融市场对宏观经济变量的非线性冲击。

第五章为研究结论和政策建议。

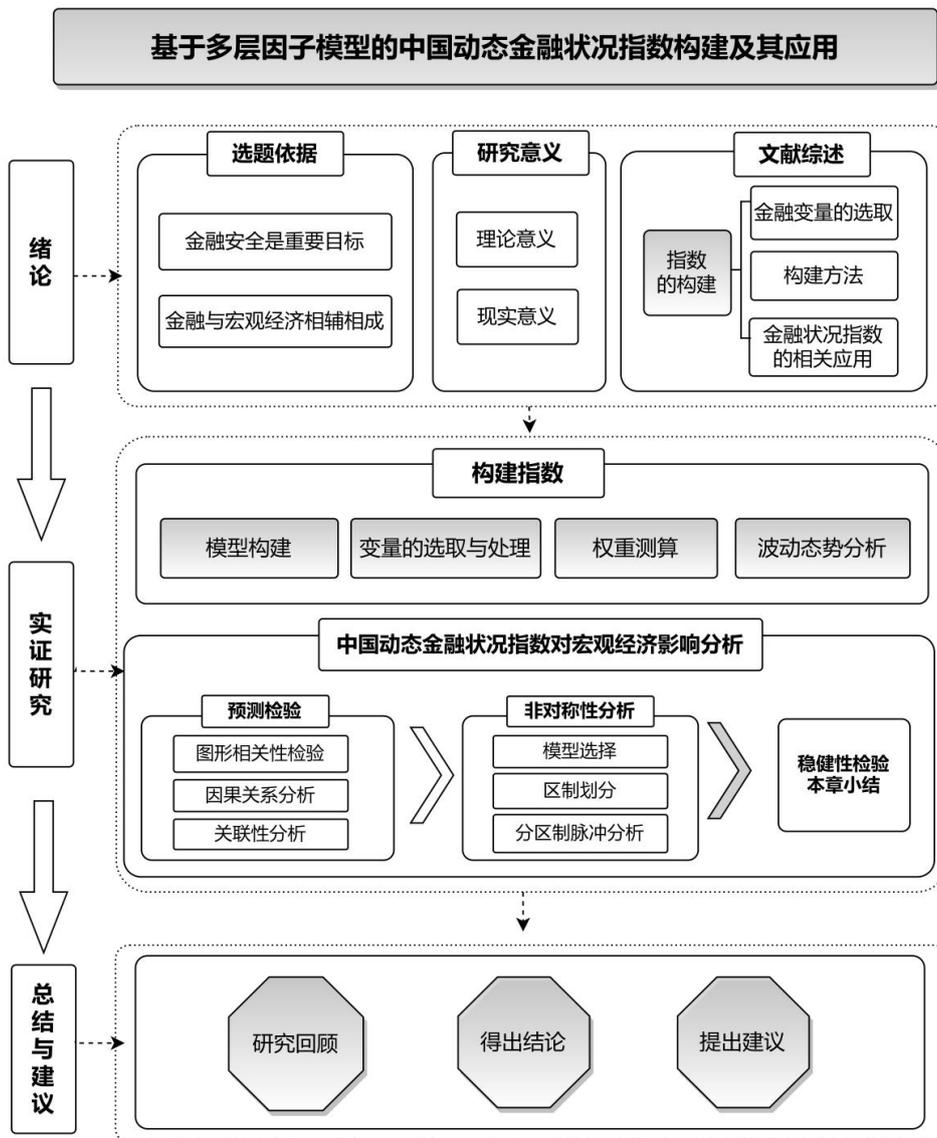


图1.1 框架图

1.4 本文的创新点与不足

1.4.2 创新之处

本文梳理分析已有相关文献，关于金融状况指数及其应用研究进行了深入探讨，主要的创新之处体现在以下两个方面：

第一，在模型上，以 TVP-FAVAR 模型为基础，基于多层因子模型对模型的因子提取做出改进，解决一般 TVP-FAVAR 存在模型偏误导致高维因子模型估计

和预测效果不佳的现象进一步构建出更符合我国经济走势的 TVP-HFAVAR 模型。弥补了传统模型数据发布频率、无法准确估计金融变量波动的局限，并通过不同方法构建指数进行对比，说明本文构建指数的科学性。

第二，进一步扩宽金融状况指数的应用研究，测度中国动态金融状况指数，实证应用中国动态金融状况指数，通过趋势图、分周期格兰杰因果检验、频域分析法和 MS-VAR 模型对构建指数和宏观经济变量之间的有效性、周期关联性和非对称性进行分析，为相关部门政策制定提供参考。

1.4.2 不足之处

本文主要存在以下不足，可作为后期研究的改进方向：

第一，本文在实证中考虑经济学理论基础的不完善性和模型计算复杂度的限制，所选取变量个数较为有限，只用了季度数据和月度数据，而没有采用更高频的日度数据。季度数据只选取了 GDP 指标，对于金融市场的信息的利用不够充分；在后续的研究中需加入其他重要的资产价格型变量，从而使得对金融状况的测度更加精确。

第二，模型方法比较不足。本文只使用了 TVP-HFAVAR 模型构建中国 HDFCI。虽然已利用 TVP-VAR 模型估计权重分别测算 FCI1、FCI2 两个金融状况指数与 HDFCI 进行横向对比，但未将 TVP-HFAVAR 模型与其他模型方法构建的金融状况指数进行比较分析。如果能够弥补该不足，那么得到的结果会更具有代表性。

2 理论准备与方法介绍

2.1 混频动态因子模型

混频数据是指各变量的频率不完全相同,例如,月度数据和季度数据的混合。近年来,国内外基于混频数据指标对宏观经济问题进行的研究越来越多,简单插值方法可能会导致数据信息的扭曲,从而影响后续实证分析的准确性。Mariano 和 Murasawa(2003)在 Stock 和 Watson(1991)的基础上提出了混频动态因子模型,混频动态因子模型将不同频率的数据结合分析,并提出改进的算法可以从包含缺失值的数据中提取共同因子。不同于经典因子模型只能处理少量的变量,混频动态因子模型可以从一系列时间序列中提取公共因子,这些从高维数据中提取的因子可以充分解释经济波动,是经典因子模型的一种扩展。该模型能够解决传统计量方法中的过度参数化问题,并且可以将一些宏观经济高频数据指标的有效信息加入模型,进一步提取出能够反映宏观经济变动的月度 GDP。本文采用生产者物价指数、社会消费品零售总额、工业增加值等一系列月度指标和季度 GDP 指标,基于混频动态因子模型对月度 GDP 进行预测。

为了将月度变量与季度变量纳入同一模型,首先讨论月度同比增长率和季度同比增长率之间的关系。将季度序列视为含缺失值的月度序列若 Y_t^Q 是季度流量变量,则月份 $t=3, 6, 9, \dots$ 时, Y_t^Q 有观测值,而在其他月份为缺失值。如果 Y_t^M 是对应 Y_t^Q 的不可观测的月度变量,那么:

$$Y_t^Q = Y_t^M + Y_{t-1}^M + Y_{t-2}^M = 3\left[\frac{1}{3}(Y_t^M + Y_{t-1}^M + Y_{t-2}^M)\right] \quad (2.1)$$

即季度变量可以表示潜在月度变量的算术平均值的 3 倍,借鉴 Mariano 和 Murasawa (2003)的处理方式,以几何平均值近似算术平均值,可得:

$$Y_t^Q = 3(Y_t^M + Y_{t-1}^M + Y_{t-2}^M)^{1/3} \quad (2.2)$$

从而,对式(2.2) 两边取对数后求 12 阶差分可得:

$$\ln Y_t^Q - \ln Y_{t-12}^Q = \frac{1}{3}[(\ln Y_t^M - \ln Y_{t-12}^M) + (\ln Y_{t-1}^M - \ln Y_{t-13}^M)(\ln Y_{t-2}^M - \ln Y_{t-14}^M)] \quad (2.3)$$

设 $y_t^Q = \ln Y_t^Q - \ln Y_{t-12}^Q$ 和 $y_t^M = \ln Y_t^M - \ln Y_{t-12}^M$ 分别为季度变量和相应月度变量在 t 月份的同比增长率,得到季度增长率是与其相对应月度增长率的算术平均数,数学

表达式如下:

$$y_t^Q = \frac{1}{3}(y_t^M + y_{t-1}^M + y_{t-2}^M) \quad (2.4)$$

x_t 是 n 个可观测月度同比增长率组成的向量, y_t^M 是对应于 y_t^Q 的不可观测的月度同比增长率向量, 进一步利用同比增长率 y_t^M 构造动态因子模型:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ y_t^M \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta \\ \beta^M \end{pmatrix} f_t + \begin{pmatrix} u_t \\ u_t^M \end{pmatrix} \quad (2.5)$$

$$\Phi(L)f_t = v_t \quad (2.6)$$

由于月度 GDP 的同比增长率 y_t^M 不能被直接观测到, 通常使用季度 GDP 同比增长率 y_t^Q 代替 y_t^M , 将(2.5)式中的 y_t^M 用式(2.4)中的 y_t^Q 表达最后得出的月度混频动态因子模型表达式如下:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ y_t^Q \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 \\ \frac{1}{3}\beta^M & \frac{1}{3}\beta^M & \frac{1}{3}\beta^M \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ f_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ u_t^M \\ u_t^M \\ u_t^M \end{pmatrix} \quad (2.7)$$

本文借鉴 Stock 和 Watson(2002)的估计方法, 基于 EM 算法对月度 GDP 同比增长率进行估计。EM 算法, 即最大期望算法, 是用于迭代最大似然估计的优化算法的一种。给定独立观测数据 $X = \{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ 和概率模型 $f(X, Z, \theta)$, 其中 Z 为隐变量, θ 为参数, 根据最大似然估计的理论, 当似然函数获得最大值时, 给出 θ 参数的最佳单点估计: $\theta = \arg \max p(X | \theta)$ 。考虑隐变量, 模型的似然函数有着如下展开:

$$p(X | \theta) = \int_a^b p(X, Z | \theta) dZ, Z \in [a, b] \quad (2.8)$$

$$p(X | \theta) = \sum_{c=1}^k p(X, Z_c | \theta), Z \in \{Z_1, \dots, Z_k\} \quad (2.9)$$

隐变量可以用于表示缺失的数据, 由于在实际数据集中, 缺失值为离散变量, 故在此按照离散变量为例加以解释。根据极大似然估计的一般处理方法, 对上式两边取自然对数之后即可得出:

$$\log p(X|\theta) = \log \prod_{i=1}^N p(X_i|\theta) = \sum_{i=1}^N \log p(X_i|\theta) = \sum_{i=1}^N \log \left[\sum_{c=1}^k p(X_i, Z_c|\theta) \right] \quad (2.10)$$

上式展开考虑了观测数据的相互独立性,并引入了可看作为隐变量对观察数据的后验分布 $q(z)$,而根据 Jensen 不等式,观测数据的对数似然函数存在着以下不等关系:

$$\log p(X|\theta) = \sum_{i=1}^N \log \left[\sum_{c=1}^k p(X_i, Z_c|\theta) \right] \geq \sum_{i=1}^N \sum_{c=1}^k [q(Z_c) \log \frac{p(X_i, Z_c|\theta)}{p(Z_c)}] \quad (2.11)$$

当存在 θ, q 能满足右侧达到全局极大值时,求得的 θ 将使左侧满足局部极大值。因此将不等式的右侧表示为 $L(\theta, q)$ 后,最大期望算法的求解目标为 $\hat{\theta} = \arg \max L(\theta, q)$ 。

EM 算法基本步骤为:

- (1) 初始化参数 θ ;
- (2) E 步: 固定前一次迭代 $\theta^{(t-1)}$, 求解 $q^{(t)}$ 以使得 $L(\theta, q)$, 取极大值;
- (3) M 步: 使用 $q^{(t)}$ 求解 $\theta^{(t)}$ 使得 $L(\theta, q)$ 取极大值;
- (4) 重复迭代(2.8)和(2.9)直至收敛

2.2 TVP-HFAVAR 模型的构建

Bernanke 等(2005)在动态因子模型的基础上提出因子加强型向量自回归(FAVAR)模型来研究联邦政府的货币政策,克服了对金融变量数量的限制。但由于其权重参数是固定的,无法反映不同变量的时变冲击, Negro 和 Otrok(2008)提出了时变因子加强型向量自回归(TVP-FAVAR)模型。TVP-FAVAR 模型的提出使金融状况指数的构建更加科学合理,但同时也存在无法处理混频数据和高估金融变量波动情况的弊端。为了解决上述问题,本文结合混频动态因子(MF-DFM)模型(Banbura 等, 2005)以及多层因子模型(Wang, 2010)对 TVP-FAVAR 模型进行拓展,并测度出指数。第一步,采用分层因子模型基于 Breitung 和 Eickmeier(2014)提出的序贯最小二乘法提取金融因子;第二步,将所提取的金融因子和构建的月度 GDP 嵌入到 TVP-VAR 模型中;第三步,使用 MCMC 方法估计权重,并带入指数计算表达式,构建出更符合我国经济走势的金融状况指数。解决 TVP-FAVAR 存在模型偏误导致高维因子模型估计和预测效果不佳的现象,并且可以清晰刻画局部金融因子的波动特征。

2.2.1 多层因子模型

经济指标或个体可以按照经济部门、产业结构或是地理区域等标准划分为不同类别。党的二十大以来，社会主义市场经济体制不断完善，我国经济金融市场愈发成熟，反映经济金融发展的指标体系也不断完善，各类别经济金融市场指标的数目不断增加。金融市场中各类指标通常呈现较强的相关性，但这种局部性的截面相依性并非完全由共同因子所能完整捕捉。普通的因子模型可能存在模型偏差，导致高维因子模型的估计和预测效果不佳（Boivin 和 Ng, 2006）。因此，学者们提出了一类多层因子模型，它在原有的共同因子基础上结合了数据的潜在分类和分组结构，并引入了局部范围内的共同因子。与普通的因子模型相比，局部共同因子能更好地描述市场各指标中残存的个别性成分，确保新模型的残差项呈现截面弱相关性，同时还能够描绘局部指标和个体的共同特征。Wang(2010)在 Bai(2003)的近似因子模型的基础上将渐进理论体系进行推广，给出了多层因子模型的 PCA 估计、因子数据判断以及渐进性质，利用多层次的因子结构来描述不同变量之间是如何相互冲击的。本文构建的多层因子模型由多个平行的金融类别组成，在每个类别内我们观察到大量的时间序列。因子被解释为未观察到的经济冲击，并被分为两种类型：一种是全局因子，影响包含所有金融类别的时间序列；另一种是局部因子，只影响一个特定类别的时间序列。多层因子模型能够有效的把金融因子的主要来源划分成彼此完全正交关系的三个主要组成部分：冲击覆盖全体金融变量的全局因子 G_t ，是一个 $r \times 1$ 向量。影响类别 b 的局部因子 F_t^b ，是一个 $r_b \times 1$ 的向量，以及特质成分 u_{it}^b 。设 x_{it}^b 是 t 时刻观测到的类别 b 的第 i 个变量，其第 b 类的多层因子模型可以表示为：

$$x_{it}^b = \gamma_i^b G_t + \lambda_i^b F_t^b + u_{it}^b \quad (2.12)$$

其中， $b=1, 2, \dots, 6$ ，分别代表 6 大类别金融变量指标，如 1 表示利率指标、2 表示股价指标， $i=1, 2, \dots, n_b$ ，表示 b 类因子中的第 i 个金融变量，例如当 $b=1, i=1$ 时， x_{1t}^1 表示利率因子中的隔夜同业拆借利率。

令： $X_t^b = (x_{1t}^b, \dots, x_{n_b t}^b)'$ ， $u_t^b = (u_{1t}^b, \dots, u_{n_b t}^b)'$ ， $\Gamma^b = (\gamma_{1t}^b, \dots, \gamma_{n_b t}^b)'$ ， $\Lambda^b = (\lambda_{1t}^b, \dots, \lambda_{n_b t}^b)'$ ，可以将上述式(2.12)的多层因子模型改写为如下形式：

$$X_t^b = \Gamma^b G_t + \Lambda^b F_t^b + u_t^b \quad (2.13)$$

另外，包含所有 6 大类别的因子模型用公式表达为： $X_t = \Lambda^* F_t^* + u_t$ ，其矩阵式表达如下：

$$\begin{pmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \vdots \\ X_t^6 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma^1 & \Lambda^1 & 0 & \cdots & 0 \\ \Gamma^2 & 0 & \Lambda^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma^6 & 0 & 0 & \cdots & \Lambda^6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} G_t \\ F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^6 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ \vdots \\ u_t^6 \end{pmatrix} \quad (2.14)$$

这种表述可以清楚地看出多层因子模型与传统因子模型的明显区别：对因子负荷进行了大量的零限制；因子数目随类别数目的增加而增加。Wang(2010)在研究中表明，因子空间标准化要满足以下条件：1. $T^{-1} \sum_{t=1}^T G_t G_t' = 1, T^{-1} \sum_{t=1}^T F_t^b F_t^{b'} = 1$ ；2. $N^{-1} \Gamma^b \Gamma^{b'}$ 和 $N^{-1} \Lambda^b \Lambda^{b'}$ 为对角阵；3. $T^{-1} \sum_{t=1}^T F_t^b G_t' = 0$ 。当满足以上条件时，多层因子模型的所有参数才能被全部识别。

本文借鉴 Breitung 和 Eickmeier(2014)提出的序贯最小二乘法对本文 6 大类金融因子进行估计：首先选定各层因子的初始估计与 $f_t^{(0)}$ ，与 $g_{b,t}^{(0)}$ 其中 $b=1, \dots, B$ ，然后进行如下迭代步骤：

对于每个分组 b ，将前一步中的因子估计量作为观测，基于 $y_{it} = \lambda_{f,i} \hat{f}_t^{(k+1)} + \lambda_{g,i} \hat{g}_{b,t}^{(k+1)} + e_{it}$ 计算载荷系数的最小二乘估计量 $\lambda_{f,i}^{(k)}$ 和 $\lambda_{g,i}^{(k)}$ ；将前一步中载荷系数估计量作为观测，基于 $y_{it} = \lambda_{f,i}^{(k+1)} \hat{f}_t^{(k+1)} + \lambda_{g,i}^{(k+1)} \hat{g}_{b,t}^{(k+1)} + e_{it}$ 得到共同因子的最小二乘估计量 $\hat{f}_t^{(k+1)}$ 与 $\hat{g}_{b,t}^{(k+1)}$ 。

2.2.2 时变 VAR 模型

(1)模型的设定

常系数 VAR 模型在提出后被广泛应用于宏观经济领域，但由于其系数是固定的，所以无法准确实时地描述社会经济变动。而时变 VAR 模型较好地解决了这个问题，与常系数 VAR 模型不同的是，时变 VAR 模型没有同方差的假定，更符合实际。并且时变参数可以更有效地捕捉经济变量在不同经济时期的不同时变特征。标准的 SVAR 模型可以表示为：

$$Ay_t = F_t y_{t-1} + \cdots + F_s y_{t-s} + u_t \quad t = s+1, \dots, n \quad (2.15)$$

y_t 是 $k \times 1$ 维的可观测变量, $A, F_1 \cdots F_s$ 为 $k \times k$ 维的系数矩阵。 u_t 为 $k \times 1$ 结构冲击向量。假定 A 是一个主对角线为 1 的下三角矩阵, 模型(2.15)可以简化成:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (2.16)$$

$A^{-1} \sum \varepsilon_t$ 是组合误差项, A_t 是由向量 α_t 组成的下三角矩阵, ε_t 为独立同分布标准正态分布, Σ 是具有正元素的对角矩阵:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k1} & \cdots & \alpha_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_n \end{pmatrix} \quad (2.17)$$

堆叠 β_t 的行向量形成 $k^2 s \times 1$ 维矩阵 β , 定义 $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$, \otimes 为克罗内克乘积, 模型可改写为:

$$y_t = X_t' \beta + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (2.18)$$

上述模型中参数固定不变, 在模型中引入时变系数和协方差矩阵, 将模型扩展为时变向量自回归模型:

$$y_t = X_t' \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (2.19)$$

其中, $\beta_t, A_t^{-1}, \sum \varepsilon_t$ 均为时变参数。参考 Primiceri(2005), 模拟时变参数过程。

假设 $\alpha_t = (\alpha_{21}, \dots, \alpha_{k,k-1})'$ 是 A_t 矩阵非 0 和非 1 部分按行堆叠向量; 令 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ 且

$h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j = 1, \dots, k; t = s+1, \dots, n$ 。假设(2.19)式中时变参数服从随机游走过程:

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_{\beta t} \quad (2.20)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_{\alpha t} \quad (2.21)$$

$$h_{t+1} = h_t + u_{ht} \quad (2.22)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{\alpha t} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum \alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum h \end{pmatrix} \right) \quad (2.23)$$

其中, $\beta_{s+1} \sim N(u_{\beta 0}, \sum \beta_0); \alpha_{s+1} \sim N(u_{\alpha 0}, \sum \alpha_0); h_{s+1} \sim N(u_{h 0}, \sum h_0)$, 假设时变参数的冲击

在参数 β_t 、 α_t 、 h_t 之间相互独立， \sum_{β} 、 \sum_{α} 、 \sum_h 均为对角矩阵。

(2) 参数估计方法

使用 MCMC 方法对参数进行估计，借鉴 Nakajima 等(2011)的方法，设 $y = \{y_t\}_{t=1}^n$ $w = (\sum_{\beta}, \sum_{\alpha}, \sum_h)$ ，再设先验概率密度为 $\pi(\omega)$ ，给定数据 y ，利用 MCMC 方法从后验分布 $\pi(\beta, \alpha, h, \omega | y)$ 中抽取样本。后验分布的抽取方法有几种，我们采用以下 MCMC 算法：

- A. 初始化 β 、 α 、 h 、 ω
- B. 抽样 $\beta | \alpha, h, \sum_{\beta}, y$
- C. 抽取 $\sum_{\beta} | \beta$
- D. 抽取 $\alpha | \beta, h, \sum_{\alpha}, y$
- E. 抽取 $\sum_{\alpha} | \alpha$
- F. 抽取 $h | \beta, \alpha, \sum_h, y$
- G. 抽取 $\sum_h | h$
- H. 返回 B，循环

2.3 谱分析

谱分析主要是为了描述两个信号之间的统计相关程度而提出的基于随机过程的理论，假设两时间序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 是平稳的，互谱和互相关函数存在一定的联系，它们之间互为傅里叶变换，已知两个时间序列的协方差函数为 $\gamma_{xy}(k), k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ ，对应的自协方差生成函数为：

$$r_{xy}(B) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(k) B^k \quad (2.24)$$

为了计算互谱密度，对互相关函数进行傅里叶变换得到的互谱密度函数为：

$$f_{xy}(w) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(k) e^{-ikw} = \frac{1}{2\pi} r_{xy}(e^{-iw}) \quad (2.25)$$

为了更好地作互谱分析，时域信号需要转换为频域信号，为了进一步了解信号中包含的幅度信息和相位信息，需要做出假设 $f_{xy}(w) = c_{xy}(w) - iq_{xy}(w)$ ，其中

$c_{xy}(w)$ 和 $q_{xy}(w)$ 分别称为共谱和积分谱, 进一步, $f_{xy}(w) = A_{xy}(w)e^{i\phi_{xy}(w)}$ 可得平方相干函数如下:

$$K_{xy}^2(w) = \frac{|f_{xy}(w)|^2}{f_x(w)f_y(w)} \quad (2.26)$$

它表示 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的线性相关程度, 对应的相谱为:

$$\phi_{xy}(w) = \tan^{-1}\left(\frac{-q_{xy}(w)}{c_{xy}(w)}\right) \quad (2.27)$$

上式的正负反映了向量之间是否有领先关系, 表现为所有频率的延时特性, 而且相谱与对应频率上的绝对值表示领先或者滞后的期数, 互谱分析模型在构建 HDFCI 过程中不可或缺。

2.4 马尔可夫区制转换模型

金融市场对宏观经济的影响作用常常表现出一定的非线性和阶段稳定性, 这与 Hamilton(1990) 提出的 Markov 状态转换模型(MS-VAR) 比较相符, 该模型也被广泛应用于中国相关经济金融问题。因此, 本文将建立 MS-VAR 模型分析在不同市场状态下金融市场对宏观经济的非线性冲击效应, 马尔可夫区制转移模型能够处理时间序列的结构性突变, 刻画周期变量在不同阶段下的波动特征以及各阶段之间的转换。相比传统方法, MS-VAR 模型对区制的界定更客观细致, 并且不会受到极端值的影响。马尔可夫区制转换模型(MS-VAR)是一种非线性模型, 由 Hamilton(1989)首先提出, 具有离散的状态转移性质, 允许不同的变量之间以概率方式进行转移, 并且能够定量刻画变量动态变化过程中的内生转移机制。建立 MS-VAR 模型如下:

$$y_t = C(s_t) + \sum_{i=1}^p a_{i,s_t} y_{t-i} + \varepsilon(s_t), \quad \varepsilon(s_t) \sim N(0, \Sigma(s_t)) \quad (2.28)$$

其中, 回归变量 y_t 为 $m \times 1$ 向量, m 为变量个数, $C(s_t)$ 为区制 s_t 时的截距项, p 为变量 y_t 滞后阶数。当 y_t 位于区制 s_t 时, 其系数用 α_{i,s_t} 表示, 随机误差项向量用 $\varepsilon(s_t)$ 表示, 方差矩阵用表示。区制变量 s_t 与随机误差向量 $\varepsilon(s_t)$ 相互独立, 是一阶马尔可夫链, 即系统转移到下一时刻的任意给定状态 j 的概率仅依赖于当

前状态 i ，独立于以前的所有状态。状态转移概率矩阵具体表示为：

$$Q = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1h} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{h1} & \cdots & p_{hh} \end{pmatrix} \quad (2.29)$$

其中， $p_{ij} = p\left(s_t = \frac{j}{s_{t-1}} = i\right)$, $\sum_{j=1}^h p_{ij} = 1$

3 中国动态金融状况指数的测度

3.1 月度 GDP 的测算

GDP 等宏观经济指标通常为季度发布频率，而利率、汇率、债券、股票和房地产价格等金融市场数据则是以日度、月度等高频形式实时更新的。通过牺牲高频信息来进行数据频率的统一会损失大量高频数据特征，破坏数据的完整信息，此外，由于 GDP 等低频数据具有较为严重的滞后性，而高频数据在预测经济运行状况时能够发挥关键作用，Camacho 和 Perez - Quiros(2010)发现宏观经济变量的变化具有正向的内在关联性，这一基本特征是构建混频数据模型的基础。混频数据模型可以在最大程度上保留原始数据的信息将低频数据与高频数据有效结合，从而得到准确、及时、有效的监测结果，提高预测结果的精确性。本节基于混频动态因子模型处理宏观经济分析和预测中不同频率数据的建模问题，构建符合我国宏观经济走势的月度 GDP，为后文构建动态金融状况指数提供有效宏观经济信息。

根据 Goodhart 和 Hofmann(2001)的研究，金融状况指数的构建不仅应该包括利率与资产价格等金融变量，还应纳入 GDP 等宏观经济变量，但目前我国对 GDP 的官方发布频率为季度，而且发布时间有所滞后现象，所以对月度 GDP 进行预测就显得尤为重要。现有研究常使用传统的插值法将季度 GDP 转化为月度 GDP，但这种转化方式极易造成数据的虚增或者缺失，因而无法准确表述实际经济状况。因而使用月度高频宏观经济变量和季度 GDP 组成的混频数据对月度 GDP 进行实时预测具备重要的实践价值。

3.1.1 变量的选取

依据中国经济景气监测中心(CEMAC)和高盛联合开发的监测系统中选取的一致指标为基础，借鉴高华川和赵娜(2016)、郑挺国和王霞(2013)构建宏观经济指标选取国家统计局中国经济景气监测中心的相关指标，本文选取季度 GDP、社会消费品零售总额(TRADE)、工业增加值(IP)、固定资产投资完成额(INV)、发电量(POWER)、进出口总额(IMEX)作为原始变量并计算其同比增长率，数据主

要来源于中经网，样本区间为 2000 年 1 月到 2022 年 9 月，其中季度 GDP 为季度数据，其他变量均为月度数据。

固定资产投资额，是指以货币形式表现的在一定时期内建造和购置固定资产的工作量和与此有关的费用的总称。固定资产投资反映了全社会固定资产投资规模、速度、结构和效果，为监测宏观经济走势和进行宏观调控和管理提供了重要信息支撑，为投资决策和管理提供了重要参考。

社会消费品零售总额，党的二十大以来，我国消费品市场保持平稳较快增长，市场规模持续扩大，新业态和新商业模式快速发展，消费对经济增长的贡献率稳步提升，已成为经济增长的主要驱动力。社会消费品零售总额可以为国家宏观调控提供依据，作为判断经济运行情况的重要参考，对我国宏观经济执行状态的判断和未来经济走势都具有重要的指导作用。

进出口总额，进出口总额是指一个国家或地区在一定时间内，进行的进口和出口商品的总价值。它是进口货物的总价值与出口货物的总价值的总和。进出口总额通常被视为对外贸易活动的一个重要指标，反映了其与其他国家或地区之间的贸易规模和贸易活动的状况。其中，净出口值的计算对于评估外贸对国内生产总值的贡献至关重要。这一指标反映了净出口值变化对国民经济增长速度的影响，从最终使用的角度揭示了国民经济各个部门的投入产出变化，并显示了对国内生产总值的最终影响。

工业增加值，增加值是国民经济核算的一项基础指标，工业增加值代表的就是第二产业工业部分，而工业一般又被视为国民经济的主导产业，工业增加值持续增长，企业利润也会逐渐改善，资本市场上也很可能会迎来业绩驱动机会，如果这个数据大幅下滑，往往意味着经济比较困难，属于经济的同步指标。

发电量，特定时期内、特定区域内所有电力生产部门生产出的所有电量总和，电力与经济密切相关，它反映了电力系统的运行状况以及对电力需求的满足程度，发电量的数据对于能源规划、电力市场分析以及环境保护等方面具有重要的参考价值。电力需求可视为经济增长的“晴雨表”，全社会用电量被视为观察宏观经济运行的核心指标之一。此外，从经济趋势推断用电增长趋势已成为政府部门和电力企业进行电力需求预测的重要依据。

3.1.2 变量的处理

首先对上文 6 个变量进行单位根检验, 不平稳的变量差分化为平稳变量, 其中社会消费品零售总额(TRADE)为不平稳序列, 一阶差分为平稳序列, 经过单位根检验, 在 5% 的显著性水平下为平稳序列, 结果如表 3.1 所示:

表 3.1 单位根检验

变量	(CT)	T 统计量	P 值	结论
GDP_Q	(CT)	-6.016658	0.000***	平稳
TRADE	(CT)	-3.085462	0.1142	不平稳
DTRADE	(CT)	-6.122213	0.000***	平稳
INV	(CT)	-3.594119	0.0277*	平稳
IMEX	(CT)	-3.835863	0.0161**	平稳
IP	(CT)	-7.619372	0.000***	平稳
POWER	(CT)	-4.227557	0.0049**	平稳

3.1.3 基于混频动态因子的月度 GDP 的测算

本文采用 Stock 和 Watson(2002)提出的 EM 算法, 根据季度 GDP 在内的 6 个变量实现潜在月度 GDP(GDP_M)的预测。表 1 是对月度 GDP 和季度 GDP 的描述性统计分析结果。由表 3.2 的结果可知, 季度 GDP 与月度 GDP 的分布特征具有一致性。从而得出, 基于混频动态因子模型构建的月度 GDP 保持了季度 GDP 原有的数据特征, 有利于得到较好的估计结果。

表 3.2 月度 GDP 与季度 GDP 对比分析(%)

统计量	月度 GDP 增长率	季度 GDP 增长率
均值	8.6149	8.6599
中位数	8.2855	8.405
标准差	3.1508	3.0713
偏度	-1.5605	-1.3518
峰度	12.7888	11.2648

从图 3.1 月度 GDP 同比增长率(GDP_M)和季度 GDP 同比增长率(GDP_Q)的波动趋势图来看, 本文利用混频动态因子构建的月度 GDP 增长率的走势与季度 GDP 增长率基本一致, 且月度 GDP 增长率的局部变动要大于季度 GDP 增长率,

季度 GDP 的增长率比月度 GDP 增长率波动更为平缓,尤其是受到较大外部冲击的转折点表现更为明显。例如,在 2003 年非典时期,受非典疫情的影响我国经济下滑。2003 年 5 月份的月度 GDP 增长率的估计值为 7.6% 低于 2003 年第二季度的季度 GDP 增长率 9.7%, 与之相类似的是 2020 年受新冠疫情的影响,我国 GDP 出现“断崖”式下跌,图 1 显示,2020 年 2 月的月度 GDP 增长率-10.2% 要小于 2020 年第一季度的季度 GDP 增长率-7.8%,且月度 GDP 增长率和季度 GDP 增长率的差距更明显,月度 GDP 反映出来的经济形势比季度 GDP 更为严峻。由此可见,季度 GDP 增长率不仅会平滑宏观经济的波动,造成低估经济上行和高估经济下行的情况,还无法准确地估计外部的冲击效应,本文采用混频数据构建的月度 GDP 指标有效解决了以上问题,为后文中国动态金融状况指数的构建奠定了坚实基础。



图3.1 GDP增长率趋势图

3.2 金融状况指数的构造与分析

3.2.1 变量的选取与处理

本文参考周德才等(2022)、王晓博等(2016)的研究,结合我国金融市场现状与数据可得性,选取影响我国金融市场变化的 37 个金融指标。数据主要来源于中经网、锐思数据库以及国家统计局等。在变量选取过程中充分参考相关学术论文中的数据指标,具有真实性与有效性。由于 2002 年之前大部分数据处于缺失状态,因此本文选取的样本区间为 2002 年 1 月至 2022 年 9 月的月度数据,在变

量选取过程中,依据真实性和有效性原则,选取了包括利率、信贷、货币、房价、股价和汇率和宏观经济变量等七类指标,如表 3.3 所示。

一是利率指标,因为央行会通过调整银行间市场利率来引导市场利率的走向,银行间市场利率能够更好地反映流动性松紧状况并且市场化程度更高。故本文选取包括中国人民银行隔夜、7 天、30 天、3 个月的同业拆借利率以及 7 天、30 天、3 个月的质押式回购加权利率等利率指标,并减去了定基 CPI 以消除通货膨胀的影响。二是信贷指标,该类指标主要包括金融机构本外币各项贷款余额、外币各项贷款余额、人民币贷款余额以及社会融资规模增量,同样对上述几个变量除以定基 CPI。三是货币供应类指标,该类指标主要包括流通中货币(M0)、狭义货币(M1)、广义货币(M2)、准货币(M2-M1),对四个指标除以定基 CPI。四是房价指标,主要包括商品房、住宅、办公楼、商业营业用房 4 个销售面积以及房地产开发投资额和国房景气指数,对上述六个指标除以了定基 CPI。五是股价指标,该类指标主要包括总发行股本、股票在市价总值、上证综合指数、上证 180 指数、深证综合 A 股市指数、深证综合指数等,并对所选取的指标都除以了定基 CPI。六是汇率指标,该类指标主要选用了国际清算银行公布的人民币对欧元汇率、人民币对日元汇率、人民币对港币汇率、人民币对美元汇率和实际有效汇率。七是宏观经济变量。宏观经济变量中的国内生产总值能有效反映国内金融状况的实时变动情况。本文选取构造的实际月度 GDP 作为宏观经济变量。

表 3.3 指标选择一览表

综合指标	分类指标	基础指标	频度
金融部门	利率市场	隔夜、7 天、30 天、3 个月同业拆借利率	月
		7 天、30 天、3 个月的质押式回购加权利率	月
	信贷市场	本外币、外币各项贷款余额	月
		人民币贷款余额	月
		社会融资规模增量	月
	货币市场	M0、M1、M2、准货币(M2-M1)	月
	房地产市场	商品房、住宅、办公楼、商业营业用房销售额	月
		国房景气指数	月
	股票市场	上证综指、深证综指	月
		总发行股本	月
		在市价总值	月
	汇率市场	人民币对欧元、日元、港币、美元汇率	月
		实际有效汇率	月

续表 3.3

国内宏观经济	月度 GDP	季度 GDP	季
		工业增加值	月
		固定资产投资完成额	月
		发电量	月
		进出口总额	月

本文借鉴 Goodhart 和 Hofmann(2001)的方法对金融变量进行处理。①结合 X12 季节调整法对各变量进行季节性调整。②采用 HP(Hodrick-Prescott)滤波的方法消除其时变趋势获取均衡值,由于变量均为月度数据,故平滑系数选择 129600。③利用 Z-score 标准化处理,消除量纲影响。④将不平稳的金融变量进行差分处理为平稳数据。

3.2.2 基于多层因子提取公共因子

先对各金融指标进行相关性检验,借助 SPSS 对变量进行 KMO 和巴特利特球形检验,检验结果由表 3.4 所示,KMO 的结果为 0.778,大于 0.6 表明适合进行因子分析,并且巴特利特球形检验结果为 0.00,显著性水平低于 0.05,表明适合进行多层因子分析。

表 3.4 KMO 和巴特利特检验

KMO 取样適切性量数		0.778
巴特利特球形度检验	近似卡方	15031.038
	显著性	0.000

本文采用 Breitung and Eickmeier(2014)提出的序贯最小二乘法进行多层因子的估计。该方法是一种全局寻优法,它的收敛最小值与初始值无关,进而选取各类金融变量的均值构成六个局部变量,六类金融变量的总均值构成一个全局变量作为初始值进行测算,将多层因子模型构建的核心因子分别记为利率因子(R)、信贷因子(LD)、货币因子(M)、房价因子(HA)、股价因子(TS)、汇率因子(EX)。表 3.5 列举了 6 个因子、月度 GDP 以及 CPI 八个变量的描述性统计结果,由表 3 可得,各变量的均值均为 0,标准差都为 1,分布均呈现左偏高峰分布,并且在

1%的显著性水平下都拒绝了 J-B 正态分布的原假设, 如果用常系数 VAR 估计可能会存在偏误, 因此选用 TVP-HFAVAR 模型进行估计。

表 3.5 样本数据的统计特征

	R	LD	M	HA	TS	EX	GDP_M	CPI
均值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
中位数	0.033	0.070	0.084	0.074	-0.016	0.079	0.013	-0.145
最大值	2.063	2.061	2.141	2.590	4.496	2.284	4.723	3.280
最小值	-4.267	-4.371	-3.281	-6.265	-2.070	-5.321	-5.724	-2.133
标准差	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
偏度	-0.812	-0.793	-0.703	-1.538	1.438	-0.802	-0.986	0.686
峰度	1.678	1.666	0.653	7.518	4.042	2.619	12.568	0.933
JB 统计量	54.264***	52.637***	24.190***	656.552***	245.626***	93.458***	1607.748***	27.510***
样本量	249	249	249	249	249	249	249	249

注: ***表示在 1%的水平下显著。JB 统计量为 Jarque-Bera 正态性检验统计量, 用来检验序列是否服从正态分布。

基于 TVP-HFAVAR 模型估计中国动态金融状况指数的实时权重。在估计权重前先对各金融因子、月度 GDP 以及 CPI 进行平稳性检验, 由表 3.6 可知, 在 ADF 检验下各变量均在 5%的显著性水平下拒绝原假设, 表明各金融因子、月度 GDP 和 CPI 都是平稳序列, 同时由 PP 检验可得, 各变量都在 5%的显著性水平下拒绝原假设, 可进一步证明各变量为平稳变量。最后进行模型滞后阶数的确定, 根据 AIC 和 SC 等信息准则确定为 2 阶。

表 3.6 单位根检验

变量	ADF 检验				PP 检验			
	(C T P)	T 统计量	P 值	结论	(C T)	T 统计量	P 值	结论
R	(C T 0)	-6.016658	0.000***	平稳	(C T)	-4.913204	0.000***	平稳
LD	(C T 0)	-3.211922	0.085*	平稳	(C T)	-3.357462	0.0597*	平稳
M	(C T 0)	-3.594119	0.032**	平稳	(C T)	-4.333088	0.003***	平稳
HA	(C T 0)	-3.316363	0.066*	平稳	(C T)	-3.684778	0.025**	平稳
TS	(C T 0)	-4.348236	0.003***	平稳	(C T)	-3.711459	0.023**	平稳
EX	(C T 0)	-4.349801	0.003***	平稳	(C T)	-4.52469	0.001***	平稳
MONGDP	(C T 0)	-5.586836	0.000***	平稳	(C T)	-5.653142	0.000***	平稳
CPI	(C T 0)	-3.576564	0.034**	平稳	(C T)	-3.438847	0.048**	平稳

注: ***, **, *分别表示在 1%, 5%和 10%的水平上显著性。(C T N)指 ADF、PP 检验中的常数项、时间趋势项和滞后阶数。下同。

3.2.3 实时权重系数的测算

然后基于 MCMC 算法估计后验分布的参数，其中共迭代 10000 次，舍弃前 1000 次保留后 9000 次进行估计，估计结果如表 3.7 和图 3.2 所示。

从表 3.7 来看，各参数的标准差都较小，参数后验均值接近于真实值且都落在了 95%的置信区间内，估计结果具备有效性。CD 统计量参数值均小于临界值 1.96，即在 5%的显著性水平下显著。另外，除 Q2 外其他参数的无效因子都低于 150，这意味着除 Q2 外，其他参数至少可以得到 $10000/150 \approx 66.7$ 个不相关样本，足以用于参数后验推断。

表 3.7 TVP-HFAVAR 模型的抽样检验

参数	均值	标准差	95%的置信区间	CD 统计量	无效因子
Q1	0.0441	0.0072	[0.0306, 0.0584]	0.785	146.37
Q2	0.0436	0.0091	[0.0288, 0.0627]	0.012	226.42
W1	0.0055	0.0016	[0.0034, 0.0098]	0.046	52.11
W2	0.0055	0.0014	[0.0035, 0.0091]	0.404	57.24
S1	0.0056	0.0018	[0.0034, 0.0108]	0.785	71.95
S2	0.0058	0.0016	[0.0034, 0.0096]	0.847	62.29

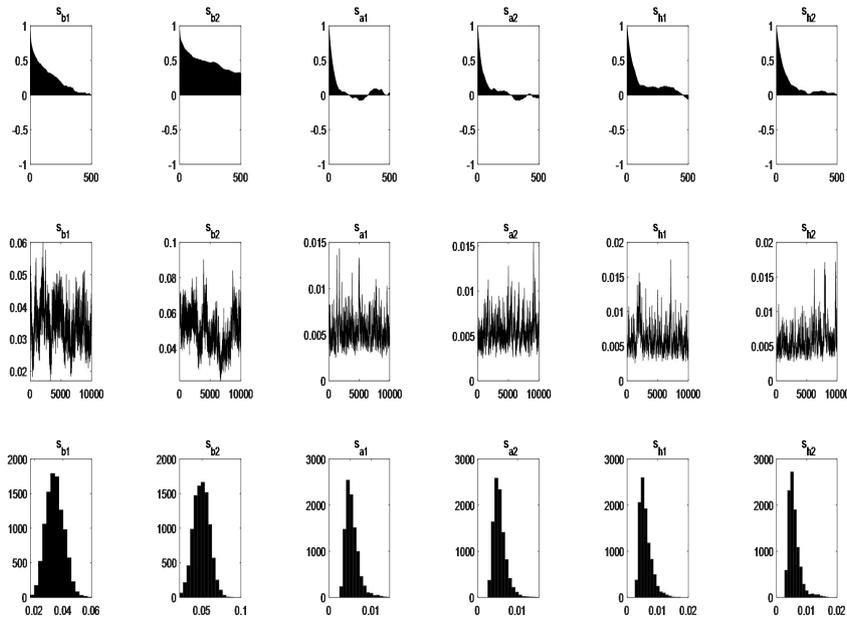


图3.2 自相关(第一行)、样本路径(第二行)及后验密度图(第三行)

图 3.2 包含了样本自相关函数、样本取值路径与验后分布的密度函数。第一

行样本的自相关系数呈现出稳定的下降趋势，第二行样本路径极端值较少，抽样数据平稳，第三行后验密度图均呈正态分布。整体结果表明样本取值方法能有效产生不相关的样本，MCMC 算法有效模拟了参数的分布状况。

进一步进行权重的测度，测度结果如图 3.3 所示，各金融因子和月度 GDP 的动态权重波动幅度非常显著，权重均随着时间的变化有明显的变动，说明在不同的时期各因子对 CPI 的冲击效果存在时变性。总体来看，房价(HA)、信贷因子(LD)、货币因子(M)所占的权重较大，是影响我国通货膨胀的第一、二、三大传导机制，这与现有研究结论基本相同。从图中可以看出货币供应量的权重随着时间的增长不断变大，这与近几年我国实行的快速扩张型货币政策有很大关系。房价和信贷权重较大，其主要的原因可能是我国房地产行业占比较大，房价的波动会直接影响到房地产抵押物的价值，从而影响银行信贷，如果银行的不良贷款增加，对金融市场的稳定造成不良冲击。相较而言，股价因子(TS)、利率因子(R)、汇率因子(EX)和月度 GDP 所占的权重更小，这与我国股价、利率、汇率市场改革开放较晚有很大关系。但随着我国股价市场规模的快速扩张，股价因子权重逐渐增大。月度 GDP 占比最小的主要原因可能在于 GDP 是一个滞后的指标，而金融市场往往具有前瞻性，受未来预期影响更大。只有当 GDP 改变未来预期时，它对金融市场的影响才会显著。

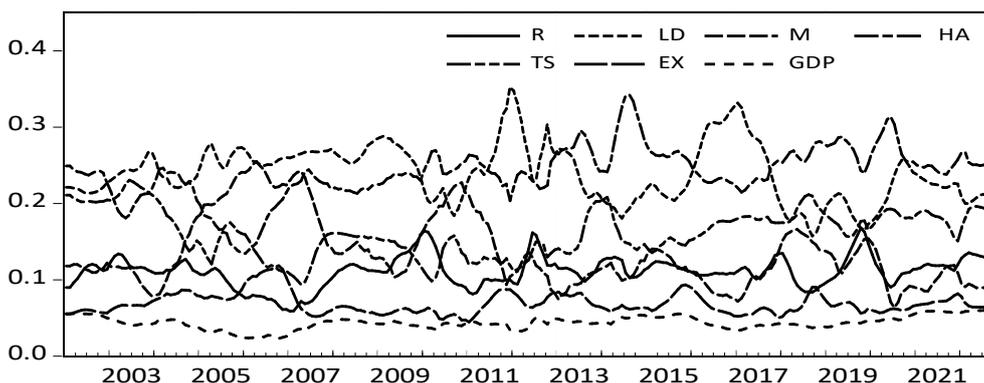


图3.3 各变量在HDFCI中的动态权重

3.2.4 金融状况指数的波动态势分析

金融状况指数的构建指标是由一系列包含未来信息和通胀变化的金融变量构成的，因而可作为先行指数对其它宏观经济变量进行预测，本文使用 TVP-HF

AVAR 模型和金融状况指数测度公式测度中国动态金融状况指数。将图 3.3 基于 TVP-HFAVAR 模型测度的各权重系数代入金融状况指数测度公式(3.24)，得到 2002 年 1 月至 2022 年 9 月份的中国动态金融状况指数：

$$HDFCI_t = \omega_{1t}R_t + \omega_{2t}LD_t + \omega_{3t}M_t + \omega_{4t}HA_t + \omega_{5t}TS_t + \omega_{6t}EX_t + \omega_{7t}GDP_t \quad (3.1)$$

为了验证基于 TVP-HFAVAR 模型构建的中国 HDFCI 的优越性，本文首先对 HDFCI 进行趋势分析，然后利用 TVP-VAR 模型估计权重分别测算 FCI1、FCI2 两个金融状况指数并与 HDFCI 进行横向对比，分析 HDFCI 的综合效果：FCI1 为基于多层因子提取六大类金融因子，不包括月度 GDP 构建的金融状况指数，FCI2 为基于动态因子模型提取因子结合月度 GDP 构建的金融状况指数，具体见图 3.4。

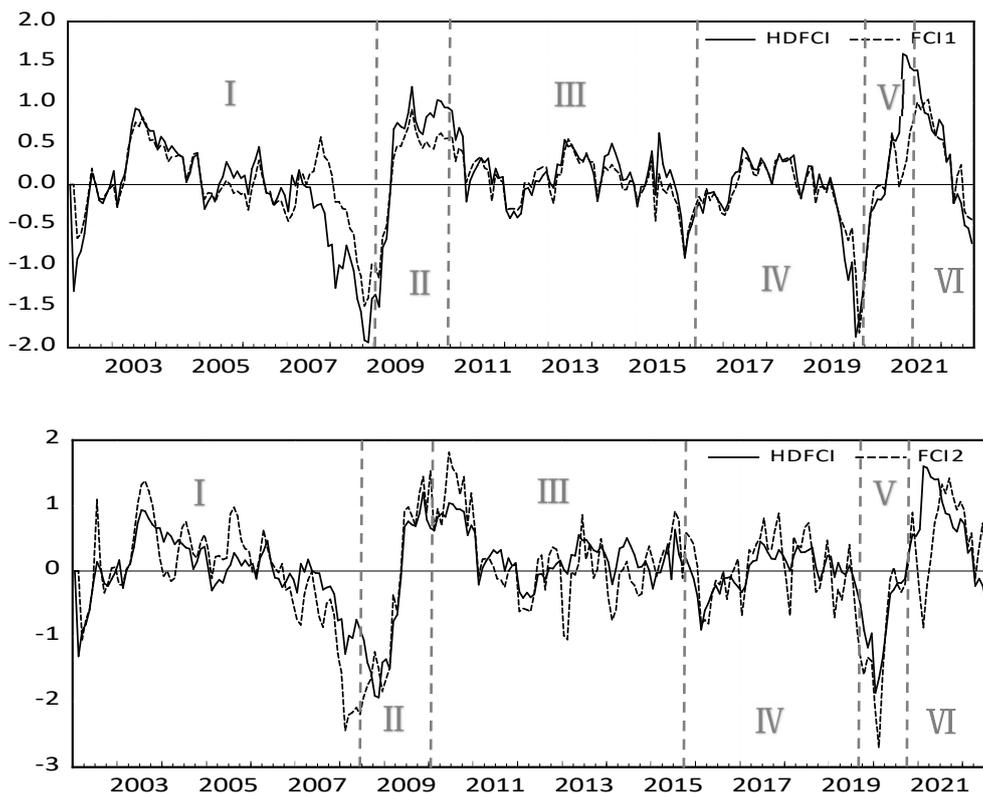


图3.4 HDFCI和FCI1、FCI2走势图

第一，从 HDFCI 整体波动来看，我国对金融市场整体波动控制能力较强。HDFCI 呈上升趋势说明我国金融形势向好，反之，则说明我国金融形势向下，从图中可知，除了接近于 2008 年和 2019 年的两个明显波动，HDFCI 的整体变

化幅度维持在 $[-1, 1]$ 的区间内,说明我国具备防范化解金融风险的能力。

第二,本文构建的HDFCI对国内重大经济、金融事件十分敏感。以波峰一波谷将金融市场状况大致分为六个阶段:第一阶段是2002年1月至2008年10月。受“9.11”事件和世界经济展望报告的影响,2002年初,我国股市仍处于低迷状态,上证指数一度跌破1000点,随着我国正式加入WTO,经济高速发展,金融状况逐渐好转。2003-2005年,金融状况指数从零附近开始缓慢上升而后再逐渐下降,在此期间,中国M1和M2增速均保持在15%~20%的高速增长阶段,金融状况指数与货币供应量呈现相似的波动趋势。2005-2007年我国房地产业正值火热时期,股市正处于百年难遇的“疯牛期”,货币政策整体呈现稳中求进趋势,金融状况较宽松。2007年10月至2008年10月,受金融危机影响,上证指数下跌70.62%,深证成指下跌69.14%,同时房地产和信贷市场持续紧缩,金融状况指数出现第一次大的波动;第二阶段是2008年10月至2010年7月,我国从金融危机的“困难之年”到“关键之年”,政府为缓解金融危机冲击出台了一系列政策,一方面基准利率连续下调,从2008年9月份的7.74%调整到2008年12月份的5.94%,加之住房优惠政策相继出台,房地产市场活跃度得到提升,2009年全国商品房销售面积同比增长42.1%。另一方面,“四万亿”经济刺激计划启动,M2增速大幅提高,金融状况指数持续攀升;第三阶段是2010年7月至2016年3月,2012-2014年世界经济呈持续复苏状态,我国金融状况指数基本维持在均值附近波动。伴随2015年6月的“股灾”,金融状况指数开始降低,但在央行深化利率市场化进程和2015年“8.11汇改”的大背景下,金融状况指数总体小幅收紧,这一状况持续到了2016年底;第四阶段是2016年3月至2020年1月,2018年中美贸易摩擦以来,人民币对美元汇率出现大幅下滑,全年贬值5.43%,此外,社会融资规模增量较上年减少3.14万亿元,金融状况指数下跌至2002年以来最低点;第五阶段是2020年1月至2021年3月,受疫情影响全球经济到了衰退期,我国的经济也难以幸免,同时受美国连续加息影响,人民币对美元汇率也出现贬值压力,金融状况指数呈现紧缩趋势;第六阶段是2021年3月至2022年9月,得益于我国政府有效的防疫措施以及央行实施的稳健性货币政策,M1和M2同比增速均呈持续提升态势,金融状况指数快速回升。相较于金融危机影响带来的第一次剧烈波动,第二次波动时我国面临的情况更复杂但历经的恢复时

间更短,说明我国在防范化解重大突发风险问题上有了很大的进步。从整体来看,运用 TVP-HFAVAR 模型构造出的 HDFCI 与我国金融经济运行情况相符。

第三,通过将构建的 FCI1、FCI2 与 HDFCI 进行趋势对比可得, HDFCI 与 FCI1 的波动趋势基本相同,两者有小部分的重合,但绝大部分 HDFCI 都领先于 FCI1。进一步比较 HDFCI 与 FCI2 的走势,两者的波动趋势大体相同,但 HDFCI 的波动幅度比 FCI2 更加平稳,说明 HDFCI 较 FCI2 具备更好的稳定性。表明本文构建的 HDFCI 是一个相对较好的金融预警指标。

4 中国动态金融状况指数与宏观经济的关系分析

鉴于通货膨胀和国内生产总值可以有效反映宏观经济的发展状况,本文选取通货膨胀和国内生产总值运用谱分析、分周期格兰杰因果检验来研究本文构建的中国动态金融状况指数与宏观经济之间的关系。其中通货膨胀指月度同比 CPI,国内生产总值为本文构建的月度 GDP。

4.1 HDFCI 与 CPI、GDP 的趋势图分析

图 4.1 和图 4.2 是中国动态金融状况指数与 CPI、GDP 之间的走势对比图,总体来看, HDFCI 与 CPI、GDP 的波动趋势整体相同并具有领先趋势。

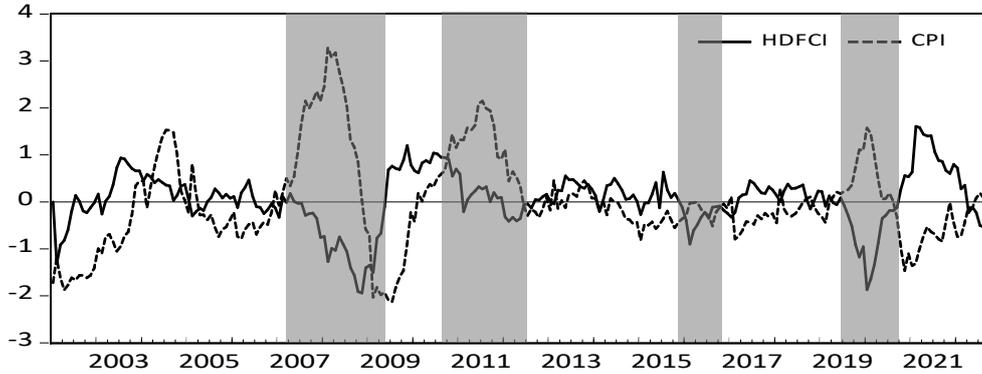


图4.1 HDFCI和CPI趋势对比图

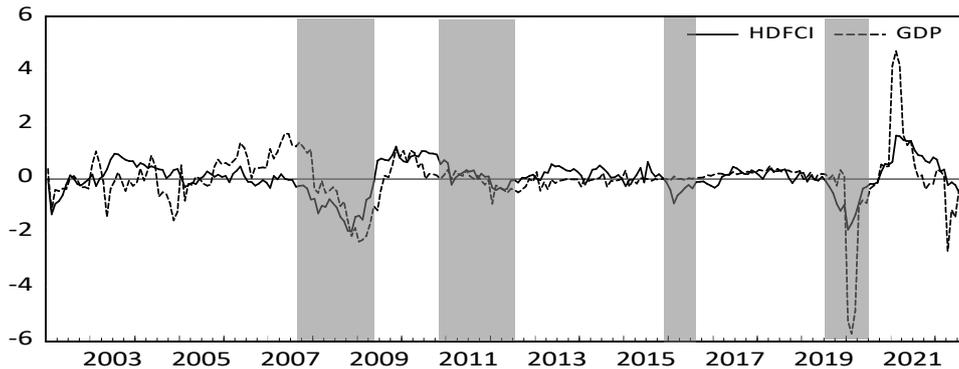


图4.2 HDFCI和GDP趋势对比图

图中四个阴影部分,按照时间先后顺序分别表示 2008 年金融危机、2010 年欧债危机、2015 年股灾以及 2020 年开始爆发的新冠疫情。由图 4.1 可得金融状况指数领先 CPI 大约 9 个月,在金融危机和重大公共事件发生期间,中国动态金

融状况指数都出现了不同程度的下降趋势，例如，金融危机时期，金融状况指数在 2008 年 10 月的时候到达最低点，通胀率在 2009 年 7 月份到达最低点；欧债危机时期，金融状况指数在 2012 年 2 月达到最低点而通胀率在 2012 年 11 月达到最低点；2015 年股灾时期，金融状况指数在 2016 年 6 月达到最低点，通胀率在 2017 年 2 月达到最低点；新冠疫情时期，金融状况指数在 2020 年 1 月时到达最低点，通胀率在 2020 年 11 月时达最低点。通过对比 HDFCI 和 CPI 的波动趋势情况可以初步推测出 HDFCI 与 CPI 具有相关性并且可以作为 CPI 的预警指标，对经济危机起到警示作用。进一步比较 HDFCI 与 GDP 的波动趋势图。由图 4.2 可知，HDFCI 与 GDP 的运行轨迹大致相同，说明二者之间相似度较高。另外，从图形的领先性来看，HDFCI 领先于 GDP，在阴影部分四个重要危机时期，HDFCI 对 GDP 的领先作用同样明显，说明 HDFCI 可以用来预测宏观经济的运行状况，对未来经济活动有一定的指示作用。据此可以初步认为本文构建的中国动态金融状况指数与 CPI 和 GDP 具有较强的相关性和领先性。

4.2 HDFCI 与 CPI、GDP 格兰杰因果关系分析

为了进一步确定不同周期上 HDFCI 与 CPI、GDP 之间的关系，本文从短周期、中周期、长周期三个维度来检验 HDFCI 与 CPI、GDP 的格兰杰因果关系。

表 4.1 不同周期的 Granger 因果检验

	原假设	阶数	F-Statistic	Prob.
短周期	HDFCI 不是 CPI 的格兰杰原因	6	1.0662	0.3837
	CPI 不是 HDFCI 的格兰杰原因	6	0.5931	0.7357
	HDFCI 不是 GDP 的格兰杰原因	6	1.2037	0.3052
	GDP 不是 HDFCI 的格兰杰原因	6	2.9753	0.008***
中周期	HDFCI 不是 CPI 的格兰杰原因	6	2.1407	0.0497**
	CPI 不是 HDFCI 的格兰杰原因	6	0.5033	0.8056
	HDFCI 不是 GDP 的格兰杰原因	6	2.5975	0.0187**
	GDP 不是 HDFCI 的格兰杰原因	6	2.2099	0.043**
长周期	HDFCI 不是 CPI 的格兰杰原因	6	3.6427	0.0018***
	CPI 不是 HDFCI 的格兰杰原因	6	0.9639	0.4504
	HDFCI 不是 GDP 的格兰杰原因	6	0.4631	0.8352
	GDP 不是 HDFCI 的格兰杰原因	6	2.5202	0.0221**

使用 Matlab2021b 基于 Daubechies 小波系 db4 作为基底进行小波分解，得到

HDFCI、CPI、GDP 三个指数在短周期(1-4 个月)、中周期(5-8 个月)和长周期(8 个月以上)上的值, 在各个周期上进行格兰杰因果检验, 来验证 HDFCI 与 CPI、GDP 之间的格兰杰因果关系, 其检验结果如表 4.1 所示。

从短周期来看, 在滞后阶数为 6 时, HDFCI 与 CPI 之间无格兰杰因果关系, GDP 是 HDFCI 的单向格兰杰原因, 说明在短周期上经济增长对金融市场繁荣有一定的促进作用。从中周期来看, HDFCI 是 CPI 的单向格兰杰原因, HDFCI 与 GDP 互为格兰杰原因, 说明在中周期上经济增长会对金融市场繁荣产生促进作用, 同时金融市场的稳定向好会带来经济的增长和一定的通货膨胀。从长周期来看, HDFCI 是 CPI 的单向格兰杰原因, GDP 是 HDFCI 的单向格兰杰原因, 说明在长周期上经济增长会对金融市场繁荣产生促进作用, 同时金融市场的繁荣稳定会引发一定的通货膨胀。由此从总体来看, 本文构建的 HDFCI 对 CPI、GDP 从短周期、中周期和长周期来看存在不同的领先、同步和滞后关系, 他们之间的因果关系也会随着周期的不同存在显著差异。

4.3 HDFCI 与 CPI、GDP 关联性分析

国内文献主要采用趋势图对比、格兰杰因果检验和跨期相关性分析来表明金融状况指数的预测能力时, 判定结果存在一定主观性。对此, 在图形相关性检验和分周期格兰杰因果检验的基础上, 引入谱分析, 客观准确地判定 HDFCI 领先宏观经济指标的期数, 并分析 HDFCI 对宏观经济的预测能力。选用谱分析中的周期谱、平方相干谱以及相谱图进行分析判断 HDFCI 对 CPI、GDP 的相关程度。在做相干谱分析前先对 HDFCI 和 CPI、GDP 进行预处理: ①对各变量的实际值做季节性调整去除其季节因素, 采用 X-12-ARIMA 进行季节调整。②对季节调整后的序列采用 HP(Hodrick-Prescott)滤波的方法消除其时变趋势, 平滑系数选择 14400 得到三个序列的周期项分别记为: HDFCI_cycle、CPI_cycle、GDP_cycle。③对三个周期项进行平稳性检验, 检验结果如表 4.2 所示。从表 4.2 可知三个周期项的 P 值均小于 5%的显著性水平, 所以均为平稳变量, 可以进行谱分析。

表 4.2 平稳性检验

变量名称	检验形式	ADF 检验统计量	P 值
HDFCI_cycle	(C, 0, 0)	-3.9348	0.0121**
CPI_cycle	(C, 0, 0)	-4.0440	0.0086***
GDP_cycle	(C, 0, 0)	-6.0135	0.0000***

为了测度变量的周期性,给出以上三个变量样本谱的 AR 估计值如图 5 所示。根据图 4.3 可知, HDFCI 和 CPI 的第一个波峰对应的频率均为 0.028, 对应的周期为 36 个月; GDP 的第一个波峰对应的频率为 0.032, 对应的周期为 31 个月。即 HDFCI、CPI、GDP 的主周期长度基本相同, 即本文构建的 HDFCI 与 CPI、GDP 的变动周期大致是相似的。

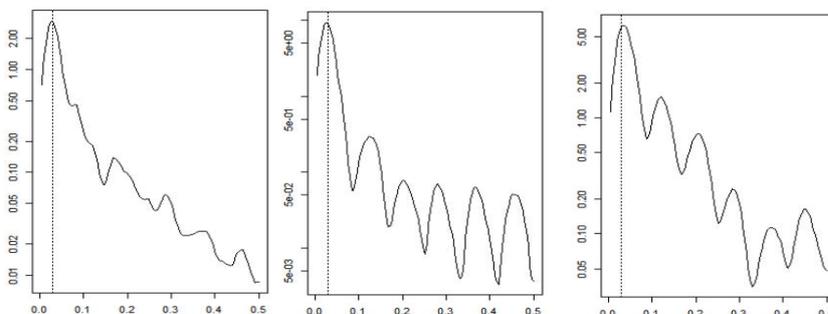


图4.3 HDFCI、CPI、GDP的样本周期图

进一步对 HDFCI 和 CPI、GDP 三个周期项进行平方相干谱分析, 分析结果如图 4.4 所示。HDFCI 与在不同周期上表现出差异, 平方相干谱的纵坐标分别表示的是 HDFCI 对 CPI、GDP 的相关程度, 其值越大表示相关程度越高。在 HDFCI 对 CPI 的平方相干谱图可以看出在长期(频率小于 0.088 时), 即在周期大于 11.36 个月时两者的相关性较大, 最大相关性达 0.7, 从中期和短期(频率大于 0.088 时)来看, HDFCI 对 CPI、GDP 的相关性不强, 基本维持在 0.3 左右。从平方相干谱分析结果可知, HDFCI 对 CPI、GDP 具有较强相关性, HDFCI 在长周期上可以更有效地捕捉宏观经济市场变化。

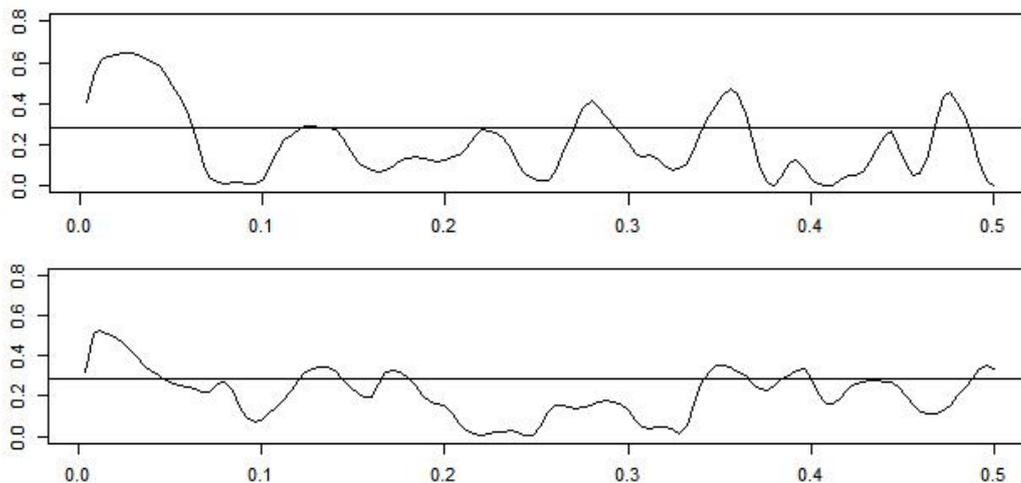


图4.4 HDFCI对CPI、GDP的平方相干谱图

为确定 HDFCI 和 CPI、GDP 的领先与滞后关系，本文用 HDFCI 与 CPI、GDP 分别进行相谱分析，结果如图 4.5 所示。在相谱图中，横坐标表示频率，波动趋势大于零表示 HDFCI 对 CPI、GDP 具有领先趋势，小于零表示具有滞后趋势。从图中波动的趋势可以看出，在高频率(0.3~0.5)代表的短周期上，他们之间的关系存在多变性。在中频率(0.1~0.3)代表的中周期上，也存在不确定性。在低频率(0.0~0.1)代表的长周期上，HDFCI 对 CPI、GDP 具有领先作用，领先大约 6 个月。表明 HDFCI 在长周期上对宏观经济的先导作用更明显，可以作为宏观经济的先行指标。

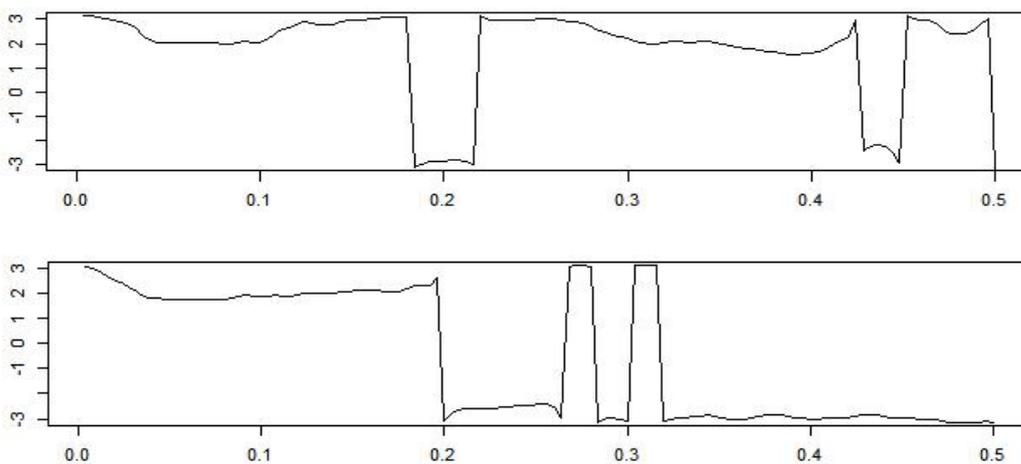


图4.5 HDFCI对CPI、GDP的相谱图

4.4 基于 MS-VAR 模型的非对称性分析

4.4.1 区制划分结果分析

本文将建立 HDFCI 与 GDP、CPI 三变量的 MS-VAR 模型，来探讨在不同区制状态下，金融市场状况对宏观经济的非对称效应，根据模型的截距、均值、滞后系数和方差是否随状态变化而选择模型的具体形式。MS-VAR 模型可分为 MSI-VAR、MSM-VAR、MSA-VAR 和 MSH-VAR 等具体形式，取决于这些参数是否随着状态变化而变化。各种情况也可能同时存在，例如，MSIH-VAR 表示截距项和方差同时具有区制依赖性，而 MSIAH-VAR 表示所有参数均具有区制依赖性。

表 4.3 MS-VAR 模型比较

	log-likelihood	AIC	HQ	SC	LR
MSI(2)-VAR(3)	-206.889	2.0154	2.2506	2.5996	14.2711
MSIA(2)-VAR(3)	-89.6299	1.2815	1.6717	2.2505	248.7892
MSIH(2)-VAR(3)	-77.6572	1.0135	1.2831	1.6832	272.7347
MSIAH(2)-VAR(3)	-60.3802	1.0925	1.5171	2.147	307.2886
MS0A(2)-VAR(3)	-161.2572	1.8151	2.1708	2.6986	105.5345
MS0H(2)-VAR(3)	-214.0245	2.0734	2.3086	2.6576	0.0000
MS0AH(2)-VAR(3)	-71.9439	1.1378	1.5279	2.1067	284.1611
MSA(2)-VAR(3)	-159.9435	1.8288	2.2017	2.755	108.162
MSH(2)-VAR(3)	-78.7955	0.9983	1.2508	1.6253	270.458
MSAH(2)-VAR(3)	-69.1358	1.1393	1.5467	2.151	289.7774
MSM(2)-VAR(3)	-169.3407	1.7101	1.9453	2.2943	89.3676
MSMA(2)-VAR(3)	-887.3064	7.7667	8.1569	8.7357	-1346.5638
MSMH(2)-VAR(3)	-104.2176	1.2294	1.4991	1.8991	219.6138
MSMAH(2)-VAR(3)	-887.3064	7.8155	8.2401	8.8699	-1346.5638

假设在 MS-VAR 模型中系数矩阵并不随状态变量发生变化，依次建立各种模型，再依据 AIC、HQ 和 SC 最小值，极大似然估计(Log likelihood)和似然比检验(LR linearity test)最大值选取模型，各模型的输出结果如表 4.3 所示，综合考虑，MSIH(2)-VAR(3)模型的解释能力更强，因此本文将选择为反映经济金融状况的最优模型。进一步将 MSIH(2)-VAR(3)与 VAR(3)模型输出结果进行对比分析，表 4.4 中卡方统计量的 P 值为 0.000，在 1%的显著性水平下拒绝系统为线

性系统的原假设。

表 4.4 拟合效果及检验

	MSIH(2)-VAR(3)	VAR(3)
LL 值	-77.6572	-214.0245
AIC 准则	1.0135	2.0327
HQ 准则	1.2831	2.2393
SC 准则	1.6832	2.5457
	似然比线性检验:	
LR 检验	272.7347Chi(9)=[0.0000]**Chi(11)=[0.0000]** DAVIES=[0.0000]**	

表 4.5 给出了所建立的两个模型的参数估计结果,通过参数分析可以发现三个方程在区制 1 和 2 下的标准差,区制 2 小于区制 1。因此,区制 2 表示的是金融市场和宏观经济市场波动较小的状态,为金融经济稳定区制;反之,区制 1 的波动状态较大,为金融经济风险区制。数据显示,中国动态金融状况指数(HDFCI)回归方程中,滞后 1、2 期的金融状况指数对当期的系数具有显著的正效应,滞后 3 期的金融状况指数对当期具有负效应;滞后 1、2 期的 CPI 变动和对于金融状况指数存在显著的正向作用,滞后 3 期的 CPI 对于金融状况指数具有负效应。滞后 1、2、3 期的 GDP 变动对金融状况指数均为显著正向作用。

表 4.5 模型 MSIH(2)-VAR(3)的参数估计结果

	HDFCI	CPI	GDP
Const(Reg.1)	0.0122*	-0.0421*	-0.2989
Const(Reg.2)	0.0080**	0.0121**	0.0440**
HDFCI_1	0.8590*	0.0241*	0.0651*
CPI_1	-0.0624**	0.9363*	0.2477*
GDP_1	-0.0231**	-0.0337**	0.6088*
HDFCI_2	0.0699*	-0.0337*	0.198
CPI_2	0.1138*	0.0610*	-0.1101*
GDP_2	-0.0081**	-0.0325**	0.1443*
HDFCI_3	-0.0648*	0.0768*	-0.3025*
CPI_3	-0.1148*	-0.0587*	-0.3025*
GDP_3	0.0140**	-0.0201**	0.0100**
SE(Reg.1)	0.3751	0.4847	1.675
SE(Reg.2)	0.1943	0.2396	0.2454

表 4.6 给出了不同区制间的转换概率,从表得出 MS-VAR 模型回归得到的二

区制具有稳定性，从区制的转换概率可以辨识。系统维持在区制 1 的概率为 0.5951，由区制 1 转移到区制 2 的概率为 0.4049；系统维持在区制 2 的概率为 0.9439，由区制 2 转移到区制 1 的概率为 0.0561，说明中国金融状况水平从稳定状态到风险状态转换的概率较小，而风险状态转为稳定状态的概率较大。从转换概率可以看出，一旦系统进入“稳定阶段”区制，则向“风险阶段”转换的概率均比较低，这进一步表明，系统对于“稳定阶段”状态具有较强的偏好。从选取的样本看，停留在区制 1 的样本数量为 30.3 个月，平均持续期 2.47 月；停留在区制 2 的样本数量为 214.7 个月，平均持续期为 17.84 个月，说明区制 2 本身具有更强的稳定性。

表 4.6 区制间的转换概率和状态参数

	区制 1	区制 2	观察值数	概率	持续期
区制 1	0.5951	0.4049	30.3	0.1216	2.47
区制 2	0.0561	0.9439	214.7	0.8784	17.84

图 4.6 为软件输出的二区制概率图，分别代表各个区制的滤波概率、平滑概率和预测概率。从图中可以观察到，我国金融经济状况呈现出明显的二区制特征，并且这种特征表现稳定。各个区制平滑概率较高基本在 0.8 以上，甚至接近于 1 的概率水平。结合图 4.6，我们可以看出，区制基本上与中国金融经济市场的状况相吻合。

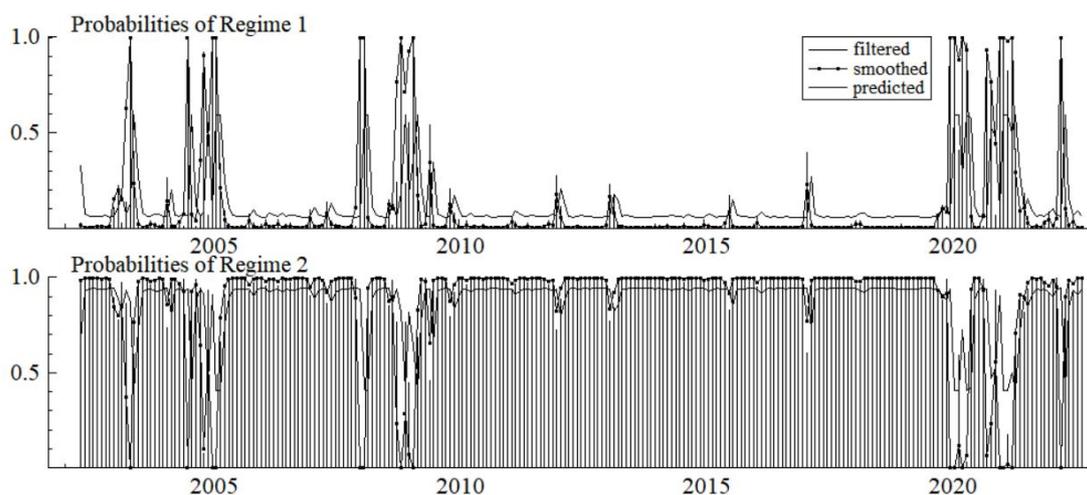


图 4.6 模型区制的滤波概率、平滑概率与预测概率分布图

进一步对各区制的时间进行详细划分，表 4.7 显示了两个区制分别包含的时

间区间，将划分的区制与我国金融事件进行对应，总体来看，各区制与我国的金融经济状况吻合。

表 4.7 MS-VAR 模型区制时间划分

区制	区制 1	区制 2
区制时间	2003:4-2003:5[0.8152]	2002:5-2003:3[0.9498]
	2004:7-2004:7[0.9959]	2003:6-2004:6[0.9551]
	2004:11-2004:11[0.9022]	2004:8-2004:10[0.8441]
	2005:1-2005:2[0.9997]	2004:12-2004:12[0.5616]
	2008:1-2008:2[0.9984]	2005:3-2007:12[0.9779]
	2008:10-2009:2[0.8810]	2008:3-2008:9[0.9557]
	2020:1-2020:5[0.9625]	2009:3-2019:12[0.9818]
	2020:10-2020:11[0.8507]	2020:6-2020:9[0.9658]
	2021:1-2021:4[0.9951]	2020:12-2020:12[0.5568]
	2022:4-2022:4[1.0000]	2021:5-2022:3[0.9389]
		2022:5-2022:9[0.9684]

具体来看，区制一主要处在 2003.4-2005.2、2008.1-2009.2 和 2020.1-2022.4 三个区间内。2003 年至 2005 这个时期，中国经济经历了宏观经济调整，包括政府采取的一系列宏观调控政策，提高存款准备金率、加息等，以抑制过快的经济增长和防范通货膨胀压力。另一方面，2003 年初爆发的非典疫情对全球经济和贸易产生了负面影响，对中国的出口和金融市场造成一定的冲击，中国股市在这一时期也曾经历了波动，受到一些公司治理问题、财务不透明度等因素的影响中国 A 股市场指数整体呈下跌趋势。2007 年 9 月-2008 年初，美国爆发次级贷款危机，我国金融市场的波动性和不稳定性增加，经济增长下滑，股市、房地产市场均出现明显波动，金融市场信心受到打击；2008-2009 年 3 月，金融风险不断深化，投资者的风险恐慌情绪不断上升，我国金融市场面临着较强的外部冲击；2020 年受疫情影响，全球经济增长放缓，我国金融市场受到了一定程度的冲击，尤其是股市和债市表现较为不稳定，对投资者信心带来了一定影响。同年美国 CPI 同比增幅飙升，为抑制通胀美联储启动了加息周期，一方面，美元升值导致人民币贬值，对中国出口产生不利影响，另一方面，美国利率上升会提高全球风险资产的折现率，导致资本流出中国，对中国股市和房市等资产价格产生下行压力。以上几个时间段我国金融市场受到了外部因素和内部因素的双重冲击，金融市场表现出较大的不确定性和波动性，总体处于风险阶段。

4.4.2 分区制脉冲分析

本文基于 MSIH(2)-VAR(3)模型,采用累积脉冲响应进行分析金融市场状况对宏观经济的影响。给金融状况指数一个标准差来观察对 GDP 和 CPI 的影响,从而了解金融状况指数对宏观经济的非线性影响。图 4.7 为 MSIH(2)-VAR(3)不同区制(“金融经济风险时期”和“金融经济稳定时期”)的脉冲响应图。横坐标代表将数据期间分为不同阶段的冲击的响应期数为 100,纵坐标是 GDP 和 CPI 的受影响程度。

首先,对 FCI 对 GDP 的脉冲响应函数进行了分析,如图 4.7 所示。当 FCI 受到一个标准差的正向冲击时,GDP 表现出完全不同的两种脉冲反应。在区制 1 中,GDP 的脉冲响应函数首先呈上升趋势,然后略微下降至稳态。而在区制 2 中,GDP 在受到冲击后缓慢上升,直至第 10 期达到峰值后开始下降,并在第 30 期达到负向峰值后趋于稳定。并且在区制 1 下,金融市场冲击对 GDP 有着较强的刺激作用,GDP 在区制 1 下的响应峰值远超其在区制 2 下响应峰值。这表明在金融经济状况存在风险时期,金融市场的正向变动对宏观经济有正向影响,而在金融经济状况相对稳定时期,金融市场的繁荣发展对宏观经济的影响相对较小甚至后期会对宏观经济发展造成负面的影响。主要原因在于,在经济面临下行风险和金融市场不稳定时,中央银行通常会采取降息等宽松的货币政策,有助于提高信贷可获得性,刺激投资和消费,有助于提振整体经济。然而,在金融经济市场繁荣时,长期的繁荣期可能导致资产价格出现过度膨胀,形成泡沫,泡沫破裂时,可能引发金融危机,对经济造成严重冲击。并且在繁荣时期投资者和金融机构倾向于过度杠杆化,追求高回报,导致系统性风险的积累,一旦市场发生变化,风险可能迅速释放,对经济造成负面影响。

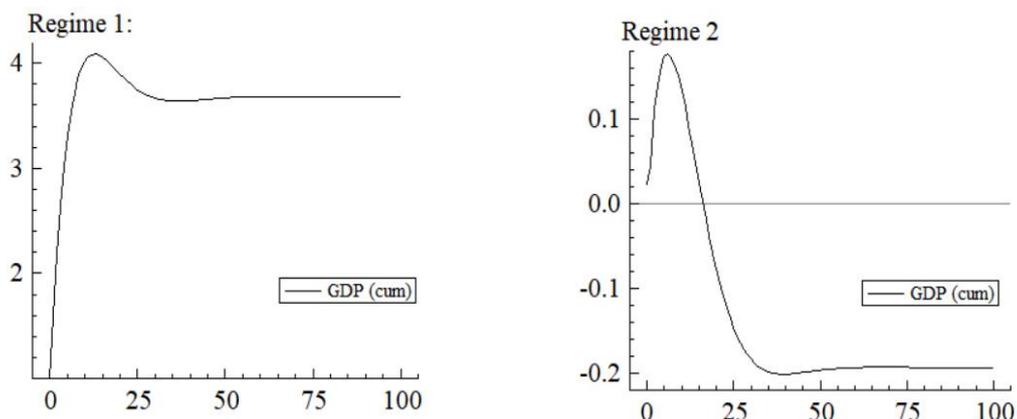


图4.7 GDP对FCI冲击的累积脉冲响应图

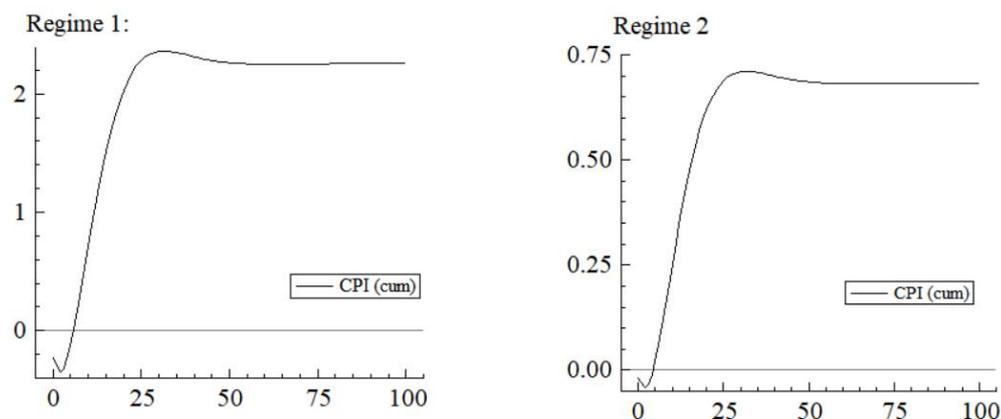


图4.8 CPI对FCI冲击的累积脉冲响应图

图 4.8 呈现的是 CPI 对 FCI 冲击的累积脉冲响应函数，从图中可以看出，给定 FCI 一个标准差的正向冲击，即金融市场状况向好的时候，在两个区制中 CPI 的累积脉冲响应函数的收敛速度基本相同，但响应程度存在差异，区制 1 金融经济市场存在风险时期 CPI 对其冲击的响应值大于金融经济稳定时期。在金融经济市场存在风险时，金融市场的发展对 CPI 的促进作用更为显著，主要源于市场不稳定性引发的货币政策调整和经济活动不确定性。市场不稳定性导致投资者对避险资产的需求增加，触发资金流出金融市场，引发货币供应压力。为缓解此情况，监管机构和中央银行倾向于采取货币宽松政策，通过降息和增加货币供应来促进信贷活动，推动经济增长，但这往往伴随着通货膨胀的风险。在金融经济市场相对平稳时，金融市场的正向发展对 CPI 的促进作用相对较小。此时市场信心较高，企业和消费者对未来较为乐观，投资和消费活动相对活跃，并且政府和中央银行可能采取较为温和的货币政策，避免过度刺激经济，通货膨胀的压力相对较低。

整体来看，在不同的金融经济状态下，金融市场对宏观经济的冲击影响呈现

不对称性,在金融经济风险时期金融市场冲击对宏观经济的影响更大。因此我国相关部门应该把握好政策实施的时点与强度,警惕经济金融风险时期,短期内金融市场对我国宏观经济过度的冲击效应,导致我国宏观经济的不稳定。

4.5 稳健性检验

为验证 HDFCI 的科学性及其可靠性,替换变量进行稳健性检验。本文选取美国货币供应量(M2)、名义广义美元指数、1 年美元 LIBOR、美国消费信心指数、纽约证交所指数五个基础金融指标预处理后构建出全球金融因子(周德才等,2022),并替换汇率因子进行金融状况指数的构建,用 HDFCI_W 来表示。从图 4.9 可知,HDFCI 与 HDFCI_W 具有相同的趋势,并且相关系数为 0.83,表明本文构建的 HDFCI 具备科学性,能够充分反映金融市场状况变动。

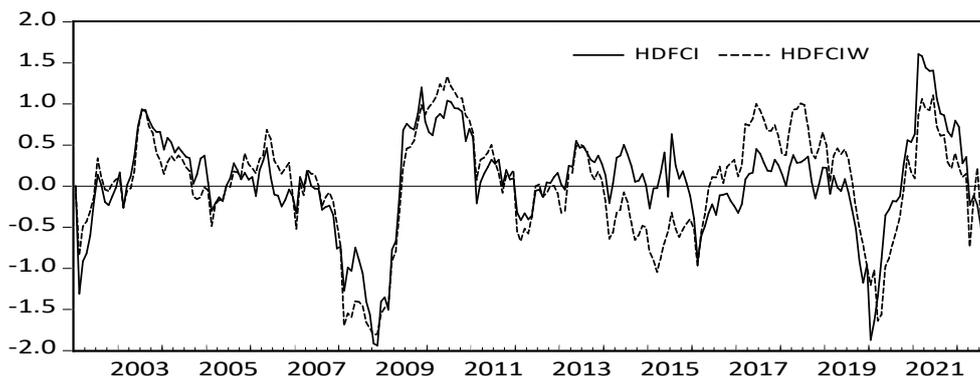


图4.9 HDFCI、HDFCI_W的趋势图

使用格兰杰因果检验探讨 HDFCI_W 与 CPI、GDP 的因果关系,结果如表 4.8 所示。在原假设为 HDFCI_W 不是 CPI 格兰杰原因的检验和原假设为 CPI 不是 HDFCI_W 格兰杰原因的检验中,滞后 1-6 阶均在 1%显著性水平下拒绝原假设,说明滞后 1-6 阶的 HDFCI_W 与 CPI 互为格兰杰原因。在原假设为 HDFCI_W 不是 GDP 格兰杰原因的检验中,滞后 1-6 阶均在 1%显著性水平下拒绝原假设,在对原假设 GDP 不是 HDFCI_W 格兰杰原因的检验中,滞后 1、2、3 阶都在 1%的显著性水平下拒绝原假设,滞后 4 和 5 阶都在 10%的显著性水平下拒绝原假设,滞后 6 阶无法拒绝原假设,说明滞后 1-5 阶的 GDP 均是 HDFCI_W 的格兰杰原因,滞后 6 阶不是。总之,构建的 HDFCI_W 与 CPI、GDP 在全部 6 个滞后阶数

中均存在显著的格兰杰因果关系,说明本文构建的 HDFCI_W 与宏观经济具有较好的相关性。

表 4.8 HDFCI_W 与 CPI、GDP 的格兰杰因果关系检验

	滞后阶数					
	1		2		3	
原假设:	F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值
HDFCI_W 不是 CPI 的 Granger 原因	20.179	0.000***	8.0193	0.000***	8.9938	0.000***
CPI 不是 HDFCI_W 的 Granger 原因	29.728	0.000***	14.143	0.000***	7.780	0.000***
HDFCI_W 不是 GDP 的 Granger 原因	18.92	0.000***	14.074	0.000***	11.647	0.000***
GDP 不是 HDFCI_W 的 Granger 原因	6.047	0.015**	4.9736	0.008***	4.274	0.006***
	4		5		6	
原假设:	F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值
HDFCI_W 不是 CPI 的 Granger 原因	6.5223	0.000***	5.4227	0.000***	4.360	0.000***
CPI 不是 HDFCI_W 的 Granger 原因	5.1195	0.000***	3.815	0.002***	3.112	0.006***
HDFCI_W 不是 GDP 的 Granger 原因	9.0403	0.000***	7.618	0.000***	6.098	0.000***
GDP 不是 HDFCI_W 的 Granger 原因	2.6575	0.034**	2.133	0.0624*	1.778	0.1041

进一步基于 MSIH(2)-VAR(3)模型对 HDFCI_W 和 CPI、GDP 进行金融经济的区制识别,如图 4.10 所示,结果显示金融经济存在两区制特征,且区制 1(HDFCI)和区制 1(HDFCI_W)的转移概率在大部分样本区间出现重合。上述结果表明,尽管纳入更多金融经济变量能得到更加精确的金融状况指数,但本文合成的动态金融状况指数已足够识别中国金融市场状况的历史趋势变化,并且进一步说明动态金融状况指数(HDFCI)在样本期间能够与宏观经济发展保持趋势上的一致性,且领先于宏观经济的变动,并且在不同周期和区制下的影响具有差异性,与上文结论一致。

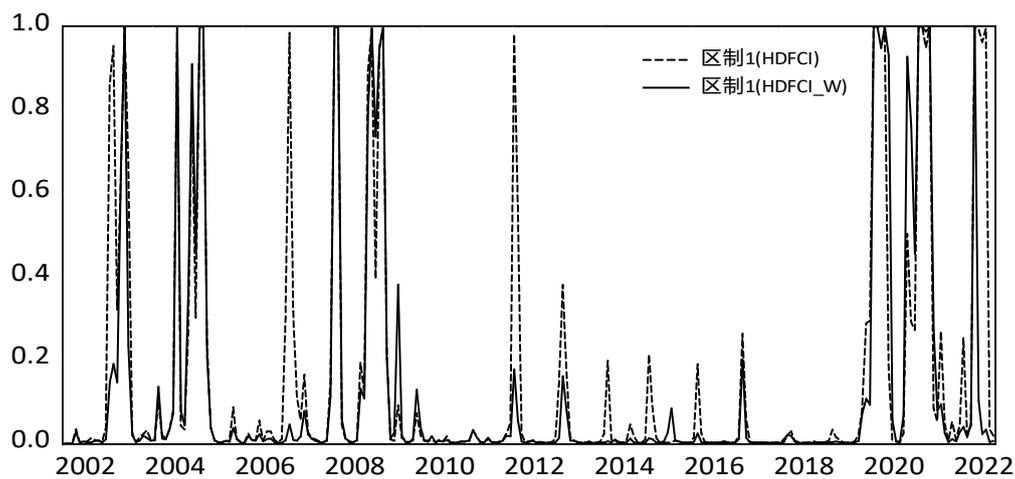


图4.10 不同指标体系HDFCI的区制1转移概率图

5 研究结论与政策建议

5.1 研究结论

本文选取区间为 2002 年 1 月-2022 年 9 月的金融经济变量,基于多层因子模型和混频动态因子模型提取利率、信贷、货币、房价、股价、汇率六个金融因子和月度 GDP,再基于时变向量自回归模型测算各个因子及月度 GDP 的时变权重,从而构建出中国动态金融状况指数。在结合我国现实情况分析时变权重及金融状况波动态势后,运用谱分析、小波分析及 MS-VAR 模型研究我国金融状况变化与宏观经济目标变量在不同周期和区制下的关系。主要结论是:

第一, HDFCI 的各权重具有时变性,而且各权重占比不一。在金融状况指数构建中各个变量在不同时期对经济目标变量的冲击具有显著差异及时变特征。其中,房价、信贷因子、货币因子所占的权重较大,是影响我国通货膨胀的第一、二、三大传导因素,这与现有研究结论基本相同。相较而言,股价因子、利率因子、汇率因子和月度 GDP 所占的权重更小,这与我国股价、利率、汇率市场改革开放较晚有很大关系,涵盖七个变量的综合指标比仅用其中一个变量能够更合理全面地反映及预测经济形势。

第二, HDFCI 是一个可以较好反映我国金融市场状况的指数。所构建的指数呈现周期性波动,指数上升表示金融市场状况良好,反之表示金融市场状况较差,其波动趋势与我国金融市运行的现实情况相契合;通过将构建的 FCI1、FCI2 与 HDFCI 进行趋势对比可得, HDFCI 与 FCI1、FCI2 的波动趋势基本相同,但绝大部分 HDFCI 都领先于 FCI1 和 FCI2,并且更加平稳,说明 HDFCI 较 FCI1 和 FCI2 具备更好的预测性和稳定性。

第三,基于 TVP-HFAVAR 模型构建的 HDFCI 能有效地预测我国宏观经济的变动。通过对比 HDFCI 与 CPI、GDP 的波动趋势可以看出,三者有着基本相同的走势,并且具有较强的相关性。进一步对 HDFCI 和 CPI、GDP 三个周期项进行平方相干谱分析和交叉谱分析,结果表明,在长周期上 HDFCI 与 CPI、GDP 的相关性最大达 0.7,并且 HDFCI 能提前大概 6 个月预测宏观经济,说明在长周期上 HDFCI 对 CPI 和 GDP 的相关性和领先作用都更强。

第四,我国金融市场状况对宏观经济影响呈现非对称效应。通过建立

MS-VAR 模型,分析模型各区制下的截距与标准差大小可知,在不同的金融经济状态下,金融市场对宏观经济的冲击存在明显的二区制特征:金融经济风险时期和金融经济稳定时期。引入区制依赖的脉冲响应分析发现,在不同金融经济系统下金融市场对宏观经济的冲击具有非对称性,在金融经济风险时期金融市场对宏观经济的影响更大。

5.2 政策建议

为更好地发挥中国动态金融状况指数对宏观经济的预警作用,基于本文的实证结论给出如下建议:

第一,相关部门应编制中国动态金融状况指数作为政策参考。本文构建的中国动态金融状况指数具有合理、有效性,国家相关部门应定期编制中国动态金融状况指数,有效测度我国金融市场的变动趋势,用于对实体经济和通货膨胀的预警,促进我国经济更健康平稳发展。同时政府各级和金融相关部门应高度重视数据的搜集和科学管理,确保数据的质量和时效性,统一规范金融机构、金融工具、金融交易对手方所属经济部门、金融基础设施等基础统计要素的定义、口径、分类和编码等规则,并根据金融业态和金融市场发展动态适时调整完善,以促进金融领域的科学发展,更有效地应对经济波动和变化。

第二,在编制金融状况指数时需更加全面地考虑不同金融变量对金融状况指数的影响。在中国动态金融状况指数的编制中,房价、信贷和货币占比相对较高,因此,相关部门需要加强对这些关键变量的监测和分析通过加强对这些关键变量的监测,以更全面地了解金融市场的变动趋势,有针对性地调整政策,及时做出反应,避免金融状况的恶化对经济和社会发展带来负面影响,有助于提高金融政策的针对性和精准性,促进我国经济更为健康、平稳的发展。另外由于不同的方法和不同变量编制的金融状况指数存在较大的差异,因此相关政策制定部门在编制金融状况指数时需要注意不同编制方法的适用情况,提高其精准预测能力。

第三,监管部门应该更关注经济金融处于风险时期中国金融市场对宏观经济的影响。我国相关部门应该把握好政策实施的时点与强度,必须考虑在不同经济金融状况下,货币政策对宏观经济系统传导效果的不同影响,一方面,通过强化监管框架,以确保金融机构严格遵守规定,从而降低金融体系内的风险,另一方

面，加强金融市场基础设施建设、促进金融创新等措施提高金融市场的韧性和应对风险的能力。

参考文献

- [1] Aruoba S B, Diebold F X, Scotti C. Real-time measurement of business conditions[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2009, 27(4): 417-427.
- [2] Baxa J, Horváth R, Vašíček B. Time-varying monetary-policy rules and financial stress: Does financial instability matter for monetary policy?[J]. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(1): 117-138.
- [3] Bernanke, B.S., Boivin, J.,Eliasz, P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*,2005,120(1): 387-422.
- [4] Brave S A, Butters R A. Gathering insights on the forest from the trees: A new metric for financial conditions[J]. 2010.
- [5] Brave S A, Butters R A. Monitoring financial stability: A financial conditions index approach[J]. *Economic Perspectives*, 2011, 35(1): 22.
- [6] Breitung J, Eickmeier S. Analyzing business and financial cycles using multi-level factor models[J]. 2014.
- [7] Camacho M, Perez-Quiros G. Introducing the euro-sting: Short-term indicator of euro area growth[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2010, 25(4): 663-694.
- [8] Claessens M S, Van Horen N. Foreign banks: Trends, impact and financial stability[M]. *International Monetary Fund*, 2012.
- [9] Del Negro M, Otrok C. Dynamic factor models with time-varying parameters: measuring changes in international business cycles[J]. *FRB of New York Staff Report*, 2008 (326).
- [10] Dudley W, Hatzius J. The Goldman Sachs financial conditions index: the right tool for a new monetary policy regime[M]. *New York, NY: Goldman Sachs*, 2000.
- [11] Goodhart C,Hofmann B. Asset Prices,Financial Conditions,and the Transmission of Monetary Policy[C], *The Conference on Asset Prices,Exchange Rates, and Monetary Policy,Stanford University*,2001:2-3.

- [12] Guichard S, Turner D. Quantifying the effect of financial conditions on US activity[J]. 2008.
- [13] Hatzius J, Hooper P, Mishkin F S, et al. Financial conditions indexes: A fresh look after the financial crisis[R]. National Bureau of Economic Research, 2010.
- [14] Koop G, Korobilis D. Large time-varying parameter VARs[J]. Journal of Econometrics, 2013, 177(2): 185-198.
- [15] Mariano R S, Murasawa Y. A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series[J]. Journal of applied Econometrics, 2003, 18(4): 427-443.
- [16] Matheson T D. Financial conditions indexes for the United States and euro area[J]. Economics Letters, 2012, 115(3): 441-446.
- [17] Montagnoli A, Napolitano O. Financial Condition Index and Interest Rate Settings : A Comparative Analysis[R], University of Naples Working Paper, 2005, No.8.
- [18] Nakajima J., West M. Bayesian analysis of latent threshold dynamic models. Working Paper , 2013:10-25.
- [19] Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data[J]. Domenico Giannone; Lucrezia Reichlin; David Small. Journal of Monetary Economics, 2008.
- [20] Osario C, Unsal D F, Pongsaparn R. A quantitative assessment of financial conditions in Asia[J]. 2011.
- [21] Primiceri G. E. Time varying structural vector Autoregressions and monetary policy[J], The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821-852.
- [22] Swiston M A. A US financial conditions index: putting credit where credit is due[M]. International Monetary Fund, 2008.
- [23] Wang P. Large dimensional factor models with a multi-level factor structure[J], Unpublished Manuscript, Department of Economics, HKUST , 2010.
- [24] 卞志村, 笄哲, 刘珂. 中国金融状况的动态测度及其非线性宏观经济效应[J]. 财经问题研究, 2019, (09): 53-61.

- [25] 陈磊,咸金坤,隋占林.我国新型金融状况指数的构建与物价预测[J].财经问题研究,2017,(06):35-42.
- [26] 陈守东,孙彦林.中国金融状况趋势周期的经济效应阐释与风险预测分析[J].经济问题探索,2017,(10):133-142.
- [27] 戴国强,张建华.中国金融状况指数对货币政策传导作用研究[J].财经研究,2009,(07):52-62.
- [28] 邓创,滕立威,徐曼.中国金融状况的波动特征及其宏观经济效应分析[J].国际金融研究,2016,(03):17-27.
- [29] 邓创,徐曼.中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2014,31(09):75-91.
- [30] 丁华,丁宁.中国金融状况指数构建及其在通胀中的应用[J].现代财经(天津财经大学学报),2018,(06):45-60.
- [31] 封北麟,王贵民.金融状况指数 FCI 与货币政策反应函数经验研究[J].财经研究,2006,(12):53-64.
- [32] 封思贤,蒋伏心,谢启超等.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[J].中国工业经济,2012,(04):18-30.
- [33] 高华川,白仲林.中国月度 GDP 同比增长率估算与经济周期分析[J].统计研究,2016,33(11):23-31.
- [34] 高华川,赵娜.基于多层因子模型的我国核心通货膨胀估计[J].统计研究,2016,33(04):36-43.
- [35] 桂文林,梁彩丽,朱丰毅等.基于 TVP-FAVAR 模型的中国金融状况指数的构建和预测[J].统计与信息论坛,2022,37(07):61-74.
- [36] 郭红兵,杜金岷.中国货币政策关注金融稳定吗?——纳入 FSCI 的货币政策反应函数的实证检验[J].广东财经大学学报,2014,29(05):4-13.
- [37] 刘超,马玉洁,谢启伟.中国金融状况与实体经济发展研究——来自中国 2000-2017 年月度数据[J].系统工程理论与实践,2019,39(11):2723-2738.
- [38] 刘金全,张龙.中国混频金融状况指数的经济增长预测效果与检验[J].统计与信息论坛,2019,34(01):30-39.

- [39] 刘任重,刘冬冬.基于 VAR 构建的金融状况指数及经验研究[J].经济体制改革,2016,(03):159-164.
- [40] 刘元春,李楠.后危机时代中国金融条件指数的构建[J].经济理论与经济管理,2018,325(01):46-60.
- [41] 陆军,梁静瑜.中国金融状况指数的构建[J].世界经济,2007(04):13-24.
- [42] 陆军,刘威,李伊珍.新凯恩斯菲利普斯曲线框架下的中国动态金融状况指数[J].财经研究,2011,37(11):61-70.
- [43] 栾惠德,侯晓霞.中国实时金融状况指数的构建[J].数量经济技术经济研究,2015,32(04):137-148.
- [44] 罗煜,甘静芸,何青.中国金融形势的动态特征与演变机理分析:1996-2016[J].金融研究,2020,479(05):21-38.
- [45] 屈军,朱国华.动态金融状况指数构建与应用研究[J].商业研究,2016,(01):101-107.
- [46] 沙文兵,钱圆圆,程孝强.中国金融市场的周期性波动及其与通货膨胀的关系研究[J].投资研究,2019,38(10):67-80.
- [47] 尚玉皇,赵芮,董青马.混频数据信息下的时变货币政策传导行为研究——基于混频 TVP-FAVAR 模型[J].金融研究,2021,(01):13-30.
- [48] 尚玉皇,郑挺国.中国金融形势指数混频测度及其预警行为研究[J].金融研究,2018,453(03):21-35.
- [49] 司颖华,肖强.中国金融市场对宏观经济的非对称性影响分析——基于经济政策稳定性视角[J].宏观经济研究,2019,(09):5-13.
- [50] 王维国,王霄凌,关大字.中国金融条件指数的设计与应用研究[J].数量经济技术经济研究,2011,28(12):115-131.王曦,朱立挺,王凯立.我国货币政策是否关注资产价格?——基于马尔科夫区制转换 BEKK 多元 GARCH 模型[J].金融研究,2017,449(11):1-17.
- [51] 王晓博,徐晨豪,辛飞飞.基于 TVP-FAVAR 模型的中国金融稳定状态指数构建[J].系统工程,2016,34(10):19-26.
- [52] 王雪峰.金融状况指数和货币政策中介目标[J].山西财经大学学报,2009,31(11):95-101.

- [53] 王玉宝.金融形势指数(FCI)的中国实证[J].上海金融,2005(08):29-32.
- [54] 肖强,司颖华.货币政策对房地产价格影响的非对称性分析——基于LSTVAR模型[J].数学的实践与认识,2014,44(10):108-115.
- [55] 肖强,司颖华.我国 FCI 的构建及对宏观经济变量影响的非对称性[J].金融研究,2015,422(08):95-108.
- [56] 徐国祥,郑雯.中国金融状况指数的构建及预测能力研究[J].统计研究,2013,30(08):17-24.
- [57] 许涤龙,欧阳胜银.金融状况指数的理论设计及应用研究[J].数量经济技术经济研究,2014,(12):55-71.
- [58] 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[J].金融研究,2013,(04):85-98.
- [59] 袁小宾.中国金融周期测度及货币政策的调控效应研究[D].河南大学,2020.
- [60] 张冲,张明.金融状况监测与货币政策分析框架:基于周期特征视角[J].世界经济研究,2023(09):88-101.
- [61] 周德才,冯婷,邓姝姝.我国灵活动态金融状况指数构建与应用研究——基于 MI-TVP-SV-VAR 模型的经验分析[J].数量经济技术经济研究,2015,32(05):114-130.
- [62] 周德才,方济民,涂敏.嵌入全球金融因子的中国广义灵活动态金融状况指数构建及应用——基于 MI-TVP-SV-SFAVAR 模型的实证分析[J].数理统计与管理,2022,41(01):148-166.
- [63] 周德才,童飞杰,胡琛宇.基于混频损失函数的中国实时金融状况指数另一种构建[J].数量经济技术经济研究,2018,35(12):134-154.

致 谢

凡是过往，皆为序章。

感谢我的恩师司老师，谢谢你的理解和宽容帮助我顺利走完研究生之路。在学术道路，当我遭遇挫折而踌躇不前，正是老师的细心指导让我有了坚持的动力，司老师在学习、生活和为人处世方面对我的悉心教导让我感受到家一般的温暖，铭记于心。感谢在兰州财经大学学习期间所有授业的老师们，感恩各位老师的指导与教诲。

感恩我的父母，感谢你们在一直以来在精神和物质上的无私支持，在人生的漫漫长路上，你们是陪伴我最长的人。你们带给我生命，伴我成长，陪我渡过了一个又一个的困难与挫折。

感谢陪我走过本科研究生时光的仲梦岩同学，我们一起参加比赛，一起学习一起成长，在我遭遇挫折时鼓励我，在生活上照顾我，谢谢你陪我一起度过这有笑有泪的几年。感谢我所有的同门，师门和睦友爱，正是师门的团结让我有了家一般的归属感。感谢研究生院和校篮球队的队友以及一直陪伴我们的老师，谢谢你们的信任与鼓励让我能坚持自己的爱好，多年之后回味这一段美好的回忆尽是热血与感动。

这一年，我二十四岁，在人生的黄金时代，即将给硕士求学阶段画上句号。三年的时间让我可以坦然的、独立的面对未来，不悔过去，珍惜现在。